



Die standardisierte primäre Sectiorate (SPSR) und ihre Anwendung im Qualitätsmanagement und für Krankenhausvergleiche. Prädiktoren der primären Sectio als Beitrag zur Versachlichung einer komplexen Diskussion

Standardised primary Caesarean section rate (SPSR) and how it can be applied in Quality Management and for Hospital Ranking. Predictors for primary Caesarean sections as a contribution towards rendering the debate more objective

Zusammenfassung

Einleitung

Die Diskussion um den Anteil der Kaiserschnitte an allen Geburten hat längst die Medien erreicht. Pauschale Unterstellungen und mitunter medizinisch-wissenschaftlich fragwürdige Daten und Thesen zur Indikationsstellung bestimmen dabei oftmals den Grundtenor der medialen Aufbereitung. Insbesondere die primäre Sectio steht hierbei unter besonderer Berücksichtigung, da hiermit überproportional häufig eine tendenziöse medizinische Indikationsstellung ohne Berücksichtigung der Risiken unter Verfolgung ökonomischer Ziele unterstellt wird. Ein wesentliches Merkmal der Diskussion in Deutschland ist jedoch das Fehlen geeigneter Daten, zu spezifisches Fachwissen um die Bedeutung statistischer Voraussetzungen zur Generierung und Beurteilung von primären Sectioraten bei gleichzeitigem Ruf nach Veröffentlichung solcher Daten im Sinne eines Public Reportings.

Der Vergleich von Sectioraten einzelner Krankenhäuser ist nur dann sinnvoll, wenn durch eine angemessene Risikoadjustierung die Vergleichbarkeit der Raten erreicht werden kann.

Ziel unserer Arbeit ist daher die Entwicklung eines Modells zur Adjustierung der primären Sectioraten mittels maternaler Charakteristika, die in Routinedaten abgebildet sind. Weiterhin wird untersucht, welche Bedeutung diese Risikoadjustierung für eine vergleichende Betrachtung primärer Sectioraten hat. Hierbei berücksichtigen wir die Qualitätsanforderungen verschiedener Autoren, insbesondere Concato et al. (1993), Muche et al. (2005) und Benchimol et al. (2011).

Becker A¹
Eissler U²

1 CLINOTEL Krankenhausverbund
gemeinnützige GmbH, Köln

2 Diakonissen-Stiftungs-Kranken-
haus Speyer gGmbH, Speyer

Korrespondierender Autor

✉ Prof. Dr. med. Andreas Becker

Zitierung

Becker A, Eissler U. Die standardisierte primäre Sectiorate (SPSR) und ihre Anwendung im Qualitätsmanagement und für Krankenhausvergleiche. Prädiktoren der primären Sectio als Beitrag zur Versachlichung einer komplexen Diskussion.

Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics.

17.04.2013 #010.

<http://www.clinotel-journal.de/article-id-010.html>

Material und Methoden

Mittels multipler logistischer Regression entwickelten wir in einem Entwicklungsdatensatz aus dem Jahr 2010 (15.416 Fälle) ein Modell mit 20 Variablen, welches dann mithilfe eines separaten Datensatzes aus dem Jahr 2011 (18.857 Fälle) validiert wurde. Modellentwicklung und -validierung folgten in der Fachliteratur beschriebenen Konzepten und berücksichtigten definierte Qualitätsanforderungen, die detailliert und transparent in der Arbeit beschrieben sind.

Ergebnisse

Ein Vergleich zeigt, dass das Modell hinsichtlich der Variablen gut mit der Literatur korrespondiert. Auf die Indikationsstellung zur primären Sectio hat der Versichertenstatus in unseren Daten keinen Einfluss.

Es zeigt eine gute Performanz, dies gilt insbesondere für die außergewöhnliche Diskriminierungsfähigkeit: AUROC-Werte von 0,9118 (95%-KI: 0,9059–0,9177) in den Entwicklungsdaten und 0,9165 (95%-KI: 0,9116–0,9214) in den Validierungsdaten. Aus Sicht einer möglichen Anwendung des Modells zur vergleichenden Bewertung der primären Sectioraten verschiedener Einrichtungen sind die positiven und prädiktiven Werte sowie der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle bedeutsam. Mit insgesamt rund 90% korrekt klassifizierten Fällen liegt ein gutes Ergebnis vor. Bei einer Prävalenz der primären Sectio im Jahr 2010 von 18% bietet das Modell mit 90% korrekt klassifizierten Fällen einen Informationsgewinn von 72% beziehungsweise um den Faktor 5.

Der Cohens-Kappa-Koeffizient ist mit 0,618 als gut zu bezeichnen (Grouven et al. 2007; Stukenborg 2011), der PSEP zeigt mit 0,7 deutliche Tendenz zum Maximalwert 1 (Altman & Royston 2000) und der Brier-Score liegt mit 0,08 nahe dem perfekten Nullwert (De Lange 2011). Bei einem Erwartungswert der primären Sectio von $\geq 0,5$ liefert das Modell eine 16-mal höhere Wahrscheinlichkeit für eine primäre Sectio im Vergleich zu einem Fall mit einem Wert $< 0,5$ (Likelihood Ratio+).

Für jedes Krankenhaus wurde die nicht adjustierte beobachtete (observed) Rate (in Prozent) inklusive 95%-Konfidenzintervall (Altman et al. 2000a) berechnet. Die adjustierte Rate pro Krankenhaus wurde berechnet, indem das Verhältnis der beobachteten nicht adjustierten (observed) zur erwarteten (expected) adjustierten primären Sectiorate (O/E) gebildet wurde und mit der nicht adjustierten Rate über alle Krankenhäuser berechnet wurde (Kritchevsky et al. 1999, Bragg et al. 2010). Diese Kennzahl bezeichnen wir als standardisierte primäre Sectiorate (SPSR), die ebenfalls mit dem dazugehörigen 95%-KI angegeben wird (Altman et al. 2000a).

Diskussion

Die SPSR der einzelnen Einrichtungen liegen zwischen 12,9% (95%-KI: 8,4–17,5) und 23,5% (95%-KI: 20,4–26,7). Bei der Darstellung der SPSR als Ranking werden die Rangplätze schnell in ihrer Bedeutung überschätzt: So liegen die SPSR-Werte 18,1% bis 18,8% auf den Rangplätzen 10 bis 7 mit einer Rangdifferenz von 3, unterschieden sich im SPSR aber nur um 0,7%. Weiterhin bestätigt unsere Arbeit, dass sich mitunter deutliche Verschiebungen im Krankenhausranking ergeben, wenn die Rankings ohne beziehungsweise mit Risikoadjustierung durchgeführt wurden.

Die Darstellung der SPSR mittels Funnel Plots zeigt die Bedeutung der Fallzahlen bei der Bewertung der Ergebnisse. Hier zeigen nur zwei Einrichtungen eine SPSR, die knapp über dem äußeren Limit des Funnel Plots liegt, im Gegensatz zu drei Kliniken bei der Abbildung nicht adjustierter Daten.

Schlussfolgerung

Das entwickelte Modell und die Darstellung der SPSR mittels Funnel Plot stellt eine sinnvolle Alternative zu nicht risikoadjustierten und Fallzahlen nicht berücksichtigenden Darstellungen von Sectioraten dar. Unser Modell kann im Sinne eines Screenings und auch bei der internen Qualitätssicherung sehr hilfreich sein und trägt somit zu einer Versachlichung der Diskussion bei.

Wir können zeigen, dass pauschale Vorwürfe hinsichtlich der primären Sectioraten nicht gerechtfertigt sind. Nicht adjustierte und adjustierte Raten unterscheiden sich miteinander erheblich, daher sollten Urteile über die organisationale Leistungsfähigkeit durch externe Stellen nur dann gefällt werden, wenn ein Vergleich auf einem einheitlich definierten Indikator mit einer standardisierten Adjustierung basiert (Kritchevsky et al. 1999; Gregory et al. 2002; Bragg et al. 2010).

Schlüsselwörter

Sectio caesarea, Administrative Routinedaten, Risikoadjustierung, Qualitätsmanagement, Patientensicherheit, Krankenhausranking, Funnel Plot

Lesehinweis

Alle [Abbildungen](#) dieses Artikels finden Sie ab Seite [31](#).

Die [Tabellen](#) dieses Artikels finden Sie ab Seite [39](#).

Summary

Introduction

The discussion and debate about the percentage of births requiring a Caesarean section is already covered widely in the media. Reports and articles presented to the wide public tend to be based on general assumptions on the need for Caesarean sections coupled with scientific and medical data or theses of dubious origin.

Primary Caesarean sections in particular require special attention, since there are a disproportionate number of allegations with regard to the tendency for hospitals to indicate Caesarean sections without due regard to the risks involved for economic reasons. A primary cause for concern with respect to the ongoing debate in Germany, however, is the lack of appropriate data, too specific in-depth knowledge on the significance of statistical prerequisites to be able to generate and evaluate primary Caesarean section rates, and at the same time the call for the publication of such data in the sense of public reporting. It only makes sense to compare Caesarean section rates in individual hospitals when appropriate risk adjustment has been undertaken to make a comparison of rates valid.

Our goal is therefore to develop a model that will allow elective Caesarean rates to be adjusted by recording maternal characteristics as indicated in routine data. We will further investigate what significance such risk adjustment has for a comparison of elective Caesarean rates. This will take into consideration the quality requirements defined by different authors, in particular Concato et al. (1993), Muche et al. (2005) and Benchimol et al. (2011).

Material and methods

On the basis of multiple logistical regression we took a set of development data from the year 2010 (15,416 cases) and developed a model with 20 variables which were consequently validated in a separate data set from the year 2011 (18,857 cases). The model was developed and validated in line with concepts contained in specialist literature and took into account the defined quality requirements, which are described in detail in the paper.

Results

A comparison shows that, in consideration of the variables, the model corresponds well with published literature. The healthcare insurance status of the women in our data files has no influence on the decision to recommend a primary Caesarean section.

The results indicate that the model performs as expected. This is especially true with regard to its exceptional ability to discriminate: AUROC values of 0.9118 (95% CI: 0.9059–0.9177) in the development data and 0.9165 (95% CI: 0.9116–0.9214) in the data validation. From the point of view of potential application of the model for a comparative evaluation of primary Caesarean section rates in different healthcare establishments one can say that the positive and predictive values as well as the ratio of correctly classified cases are significant. With a total of around 90% of the cases classified correctly, the result can be defined as good. With a prevalence of primary Caesarean sections of 18% in the year 2010, and based on a 90% rate of correctly classified cases, the model provides

an information gain of 72%, which is basically to the factor of 5. At 0.618, the Cohens Kappa coefficient is a good source of reference (Grouven et al. 2007; Stukenborg 2011), at 0.7 the PSEP indicates a clear tendency towards maximum value 1 (Altman & Royston 2000) and at 0.08 the Brier-Score is about as close to zero as one can get (De Lange 2011). At a predictand for primary Caesarean sections of $\geq 0,5$ the model indicates a 16 times greater probability of a primary Caesarean section in comparison to a case with a value of $< 0,5$ (Likelihood Ratio+).

The non-adjusted observed rate (in per cent) including a 95% confidence interval (Altman et al. 2000a) was calculated for each hospital. The adjusted rate per hospital was calculated by forming a ratio between the non-adjusted observed rate and the expected adjusted rate of primary Caesarean section rates (O/E) and calculated together with the non-adjusted rate across all hospitals (Kritchevsky et al. 1999, Bragg et al. 2010). This ratio we have termed the standardised primary Caesarean section rate (SPSR), which is likewise quoted with the corresponding 95% CI (Altman et al. 2000a)

Points for discussion

The SPSR of the respective healthcare facilities lie between 12.9% (95% CI: 8.4–17.5) and 23.5% (95% CI: 20.4–26.7). When presenting the SPSR as a basis for a ranking system, the placings within the ranking structure are very quickly overrated: for example, SPSR values of 18.1% to 18.8% may be ranked between 10 and 7 (a rank difference of 3), but differ according to the SPSR by only 0.7%. Furthermore, our work confirms that occasionally there are significant shifts in hospital ranking, depending on whether the ranking is carried out with or without risk adjustment.

The depiction of SPSR using funnel plots underscores the importance of the number of cases when evaluating the results. Only two health care establishments are shown to have an SPSR that is just beyond the outer limit of the funnel plot – contrary to three clinics displaying non-adjusted data.

Conclusion

The model that has been developed, and the depiction of SPSR using funnel plots, constitutes an expedient alternative to non-risk adjusted Caesarean section rates and Caesarean section rates that do not take the number of cases into account. Our model can be extremely helpful in the sense of a screening as well as in the interests of internal quality assurance, and it contributes towards rendering the debate more objective.

We can show that general allegations with regard to primary Caesarean section rates are not justified. Non-adjusted and adjusted rates sometimes differ substantially, which is why judgements on organisational performance made by third parties should only be taken seriously when the comparison is based on a pre-defined indicator involving standardised adjustment (Kritchevsky et al. 1999; Gregory et al. 2002; Bragg et al. 2010).

Keywords

Cesarean Section, Health Administrative Data, Risk Adjustment, Quality Management, Patient Safety, Hospital Ranking, Funnel Plot

Einleitung

Zielsetzung

Ziel unserer Arbeit ist die Entwicklung eines Modells zur Adjustierung der primären Sectioraten mittels maternaler Charakteristika, die in Routinedaten abgebildet sind.

Weiterhin wird untersucht, welche Bedeutung diese Risikoadjustierung für eine vergleichende Betrachtung primärer Sectioraten hat.

Hintergrund

Die Diskussion um den Anteil der Kaiserschnitte an allen Geburten hat längst die Medien erreicht. Pauschale Unterstellungen und mitunter medizinisch-wissenschaftlich fragwürdige Daten und Thesen zur Indikationsstellung bestimmen dabei oftmals den Grundtenor der medialen Aufbereitung (Focus 2012; Spiegel online 2012; Welt online 2012).

Auch Krankenkassen beschäftigen sich mit diesem Thema und so unterstützt beispielsweise die Barmer GEK Krankenkasse »... das Anliegen, die Rate von Kaiserschnitten in Deutschland auf das medizinisch notwendige Maß zu begrenzen«. Man teilt dort »... die Sorge, dass statt des Wohles von Mutter und Kind als alleinigem Entscheidungskriterium andere Beweggründe für einen Kaiserschnitt wichtiger werden« (Barmer GEK 2012).

Die Unterstellung medizinisch nicht notwendiger Kaiserschnitte und einer vom Wohle von Mutter und Kind abgesetzten Indikationsstellung findet ihre konsequente Fortsetzung in einer Anfrage der Fraktion BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN, in der dann unter anderem von einer »... im internationalen Vergleich sehr hohen Kaiserschnitttrate ...« gesprochen wird, flankiert von der Frage nach der Rolle der Vergütungshöhe von Kaiserschnitten im Vergleich zur vaginalen Geburt. Die umfassende Antwort der Bundesregierung ist geprägt von einer sachlichen Auseinandersetzung mit dem Thema und bezieht sich auf verfügbare Daten, wie zum Beispiel die der externen Qualitätssicherung. Aus Sicht der Krankenhäuser ist insbesondere die folgende Aussage bedeutsam: »Wegen der höheren Kosten ist nicht davon auszugehen, dass Krankenhäuser

durch Kaiserschnitte trotz einer höheren Vergütung gegenüber vaginalen Entbindungen grundsätzlich höhere Deckungsbeiträge erzielen.« (Deutscher Bundestag 2012, Unterstreichung durch die Verfasser).

Wichtiger Bezugspunkt für die Ausführungen der Bundesregierung ist die Leitlinie der Deutschen Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe zu absoluten und relativen Indikationen zur Sectio caesarea. Die Fachgesellschaft formuliert wesentliche Aspekte zum Thema wie folgt: »Während einerseits unter dem Gesichtspunkt der Qualitätskontrolle geprüft wird, ob Kliniken sowohl mit überdurchschnittlichen als auch mit unterdurchschnittlichen Sectiofrequenzen Anlass zu Bedenken geben, und Haftpflichtversicherer erwägen, in beiden Fällen wegen eines gesteigerten Risikos die Versicherungsbeiträge höher zu bemessen, wird andererseits diskutiert, ob die Schwangere auch ohne jede medizinische Indikation eine Schnittentbindung verlangen kann und wie sich der Geburtshelfer in solchen Fällen zu verhalten hat. Es wird sogar die Frage aufgeworfen, ob die Entwicklung bereits dazu geführt hat, die Schnittentbindung als einen der vaginalen Geburt gleichwertigen Entbindungsweg anzusehen – was nicht zu bejahen ist.«

Weiter heißt es: »Trotz steigender Sectiofrequenz ist die natürliche Geburt noch immer als der Normalfall anzusehen.« (Deutsche Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe DGGG 2010).

Aus den Inhalten der Leitlinie erschließt sich auch für Nichtmediziner, dass es »die Sectio« oder »die Sectiorate« als medizinische Entität nicht gibt und – schon wegen der unterschiedlichen Indikationsstellungen – besser und auch präziser von einer primären beziehungsweise sekundären Sectio gesprochen werden sollte: »Der Risikovergleich fällt für die Sectio noch wesentlich günstiger aus, wenn der vaginalen Entbindung nur die von vornherein geplante, das heißt primäre Sectio gegenübergestellt wird, die gut vorbereitet zur Kernarbeitszeit mit vollzähligem bereitstehendem Klinikpersonal (inklusive Labor und sonstigen Sekundäreinrichtungen) ausgeführt wird. Sie ist in vielen Fällen weniger kostenaufwendig als eine sich über viele Stunden, womöglich Tage hinziehende Geburt mit hohem Personalaufwand, die unter Umständen letzt-

lich doch in einer sekundären Sectio endet. Dagegen ist die erst während der Geburt und meist unter Zeitdruck getroffene Entscheidung zur (sekundären) Sectio mit erheblich größeren Risiken behaftet. Der Geburtshelfer geht also den gewagteren Weg, wenn er bei prognostizierter Risikogeburt zunächst die vaginale Entbindung versucht, sich dann aber doch, womöglich ohne beizeiten angeordnete Sectiobereitschaft, zur Schnittentbindung entschließen oder einem entsprechenden Verlangen der Kreißenden nachgeben muss.« (DGGG 2010).

Eine nähere Erläuterung der Begriffe sowie die dazugehörigen OPS-Kodes gibt die **Abb. 1** (Abbildungen ab Seite 31, Tabellen ab Seite 39).

Dies findet seinen Niederschlag auch in den Daten der externen Qualitätssicherung, die die verschiedenen Entbindungsmodi differenziert abbilden (Externe Qualitätssicherung 2008–2011). Hier zeigen sich seit dem Jahr 2008 weitgehend stabile Werte für die Entbindungsmodi vaginal und Sectio (**Tab. 1, Abb. 2**) bei einem Anstieg der sekundären Sectiones (**Abb. 3**). Die Veränderung der Raten der primären und sekundären Sectio verdient zukünftig Beachtung, da ein weiterer Anstieg der sekundären Sectiones (bedingt zum Beispiel durch zunehmendes mütterliches Alter und mütterliche Komorbidität) zu einem Anstieg der Gesamtsectorate führen kann, die jedoch durch medizinisch indizierte sekundäre Sectiones bedingt ist.

Dieses Phänomen beschreiben Bragg et al. (2010), die die Variation und Einflussgrößen der Sectio anhand von 147.726 Sectiones (23,8%) bei 620.604 Einlingsgeburten aus 146 Kliniken im englischen National Health Service (NHS) untersuchten. Die Autoren fanden eine nur geringe Variation der elektiven Sectoraten in den untersuchten Kliniken und zeigten weiterhin, dass die Variation der Gesamtsectoraten im Wesentlichen durch unterschiedliche Raten der sekundären Kaiserschnitte bedingt war.

Maul (2009) gibt einen Überblick zu Kaiserschnittraten im internationalen Vergleich und stellt die Frage: »Gibt es eine optimale Sectorate?« Bei der Beantwortung dieser Frage ist aus Sicht des Autors auch die Verfügbarkeit der Sectio entscheidend: »Gerne wird auch hier immer wieder das WHO-Consensus-Statement zitiert, nach dessen Empfehlung eine optimale Sectorate bei 10–15% läge.

Die genannten Empfehlungen sind jedoch wissenschaftlich nur schwer zu untermauern. (...) Vielmehr geht es um die generelle Verfügbarkeit der Möglichkeit einer Schnittentbindung. Die Schnittentbindungsrate ist allein ein Indikator dafür, ob diese Möglichkeit besteht oder nicht.

Global betrachtet geht es darum, möglichst vielen Frauen im Rahmen von Schwangerschaft und Geburt Zugang zu adäquater medizinischer Versorgung inklusive der indizierten Schnittentbindung unabhängig von ökonomischen Faktoren zu ermöglichen. In den Industrieländern geht es jedoch darum, diese Möglichkeit nicht missbräuchlich, das heißt über ein normales Maß hinaus, zu nutzen. Das normale Maß dürfte dort liegen, wo Frauen nach ausführlicher Aufklärung eine individuelle, von ihnen selbst auch langfristig als richtig eingestufte Entscheidung getroffen haben und wo Geburtshelfer und Hebammen auf der Basis aller verfügbaren Befunde im Sinne von Mutter und Kind entschieden haben ...«.

Der Autor beschreibt einen weiteren wichtigen Aspekt, nämlich die inverse Korrelation zwischen Kaiserschnittrate und Mortalität/Morbidität bei Mutter und Kind. Dies zeige sich beispielsweise in den Daten der Perinatalerhebung des Landes Baden-Württemberg, deren Daten von 1990 bis 2007 eine signifikante Zunahme der Schnittentbindungsrate von 14,0% auf 29,4% bei gleichzeitig überproportionaler Abnahme der Raten an Zangenentbindungen (1,8% versus 0,3%) und Vakuumextraktionen (5,8% versus 5,5%) aufweisen. Ebenso konnte in der gleichen Erhebung bis zum Jahr 2004 eine Abnahme der Komplikationen bei Mutter und Kind von 19,7% auf 9,0% beobachtet werden, was eine Reduktion um mehr als die Hälfte bedeutet. Dem stehen jedoch nicht unerhebliche Risiken der Schnittentbindung gegenüber, wie zum Beispiel Probleme bei Folgeschwangerschaften.

Daher beschäftigt sich auch eine Vielzahl von Untersuchungen gezielt mit dem maternalen und kindlichen Outcome nach Sectio, diese Arbeiten zeigen eine relevante Morbidität auf. An dieser Stelle sollen einige Arbeiten stellvertretend angeführt werden.

So untersuchten Kamath et al. (2009) bei Zweitgebärenden die neonatale Ergebnisqualität nach elektiver Re-Sectio im Vergleich zur spontanen Geburt nach Sectio bei der Geburt des ersten Kindes. Die Kinder nach elektiver Re-Sec-

tio zeigten signifikant höhere Raten an Atemwegskomplikationen und Intensivaufenthalten. Auch die Krankenhausverweildauer war verlängert. Weitere Ausführungen hierzu sind zu finden bei Hansen et al. (2008), Tita et al. (2009) sowie Timor-Tritsch & Monteagudo (2011).

Driessen et al. (2011) untersuchten Risikofaktoren der schweren postpartalen Blutung (definiert durch einen Hb-Abfall ≥ 4 g/dl) nach vaginaler Entbindung (952 Fälle aus 106 französischen Kliniken). Im multiplen logistischen Modell wurde für die vorausgegangene Sectio als Risikofaktor ein adjustiertes Odds Ratio (OR) von 1,7 (95%-Konfidenzintervall [95%-KI] 1,2–2,4) berechnet. Die Indikationsstellung zur primären oder sekundären Sectio hängt von vielen (Risiko-)Faktoren ab, die in der Literatur ausführlich beschrieben werden. An dieser Stelle sei zum Beispiel der Body Mass Index (BMI) der Mutter erwähnt; hier zeigen Sydsjö et al. (2010) steigende Anteile an Frauen mit einem BMI ≥ 25 unter den Kaiserschnitten beziehungsweise instrumentellen vaginalen Entbindungen. Weitere Arbeiten zu maternalen (Risiko-)Faktoren werden unter dem Punkt Routinedaten aufgeführt.

Turner et al. (2008) beschäftigten sich in einer Studie mit dem Thema »Vaginale Entbindung verglichen mit elektiver Sectio caesarea: die Meinung schwangerer Frauen und Kliniker«. In der australischen Studie wurden 122 Erstgebärende (durchschnittlich 22. Schwangerschaftswoche), 265 Ärzte und 84 Hebammen beziehungsweise Geburtspfleger einer standardisierten Erhebung unterzogen. Die entscheidende Frage an die Schwangeren war, bei welcher Art von medizinischem Risiko sie sich für einen Kaiserschnitt entscheiden würden. Den Ärzten und Hebammen beziehungsweise Geburtspfleger wurde die Frage gestellt, ab wann sie den Frauen einen Kaiserschnitt anraten würden. Hierbei zeigte sich, dass Ärzte und in geringerem Maße auch Hebammen und Geburtspfleger unter Berücksichtigung der in der Studie definierten Risiken eher bereit waren, einen Kaiserschnitt zu empfehlen. Ob eine Befragung der Schwangeren zu einem späteren Zeitpunkt der Schwangerschaft zu anderen Ergebnissen führen würde, konnten die Autoren in ihrer Studie nicht klären. Eine deutsche Zusammenfassung des Artikels von Turner et al. (2008) geben Hornemann & Bohlmann (2009).

In einer weiteren Arbeit zeigten Turner et al. (2008a) als Ergebnis einer Befragung von Schwangeren, Ärzten und Hebammen, dass eine randomisiert kontrollierte Studie zum Vergleich von vaginaler Entbindung und elektiver Sectio wegen einer geringen Teilnahmebereitschaft (insbesondere bei den Schwangeren) kaum möglich ist. Schneider (2008) greift diese Problematik auf: »Die für einen Informed Consent wünschenswerte Evidenz für eine Gleichwertigkeit oder Überlegenheit der primären Sectio fehlt weitgehend. Umfassende Recherchen der letzten Jahre stellen fest, dass bei Fehlen einer klaren, gut begründeten Indikation für eine Sectio die vaginale Entbindung nach wie vor die sicherste Form der Entbindung für die große Mehrzahl der Frauen ist. Der Gegenbeweis erfordert eine prospektiv randomisierte Studie.«

Souza et al. (2010) berichten zu den Ergebnissen einer Untersuchung der WHO zu den möglichen kurzfristigen Folgen nicht indizierter Kaiserschnitte (Daten aus Afrika und Asien).

Lavender et al. (2009) kommen hierzu in einem Cochrane-Review zur Frage der Auswirkungen geplanter Sectiones ohne klare medizinische Indikation zu dem Schluss: »There is no evidence from randomized controlled trials, upon which to base any practice recommendations regarding planned Caesarean section for non-medical reasons at term.«

Auch der mögliche Zusammenhang zwischen Versicherterstatus und Sectiorate wurde untersucht, so zum Beispiel in einer Studie mit 51.682 privat versicherten und 269.626 nicht privat versicherten US-amerikanischen Schwangeren. Auch nach Kontrolle auf Confounder-Variablen zeigte sich ein Zusammenhang zwischen Versicherterstatus und der Rate primärer Sectiones, die 30,4% (Privatversicherte) und 21,2% (Medicare-Versicherte) betragen (Lipkind et al. 2009).

Die im November 2011 aktualisierte Leitlinie des National Institute for Health and Clinical Excellence (NICE) gibt einen umfassenden Überblick zu verschiedenen Punkten wie Literatur, Indikationsstellung sowie mütterlichem und kindlichem Outcome.

Unabhängig von allen medizinischen Fakten und Fragen ist klar, dass es für das Vertrauen der Schwangeren in das betreuende medizinische System von großer Bedeutung ist, wie die Entscheidungsfindung aus ihrer Sicht wahrgenommen wird. So ergab eine Umfrage bei Frauen, die durch eine primäre Sectio entbunden hatten, dass weniger als 1% tatsächlich darum gebeten hatten. Fast 10% fühlten sich durch das Betreuungspersonal zu einer elektiven Sectio gedrängt und 42% waren der Meinung, dass Ärzte aus Angst vor der Haftpflichtklage unnötige Kaiserschnitte durchführen (Young 2005, zitiert in Schneider 2008). Ob diese Ergebnisse auf Deutschland übertragen werden können, sei zunächst dahingestellt. In jedem Fall sollte allein schon die Möglichkeit ähnlicher Ergebnisse einen ausreichenden Anreiz zur Entwicklung eines Systems zur objektiveren Berechnung von Sectioraten darstellen, die dann eine qualifizierte Bewertung erfahren können.

Eine derartige Berechnung von Sectioraten kann durch Ermittlung von Faktoren erfolgen, die die Wahrscheinlichkeit einer primären oder sekundären Sectio statistisch hinreichend genau beschreiben und klinisch relevant sind. Solche Faktoren wurden bereits von verschiedenen Autoren auf Basis von sogenannten Routinedaten beschrieben, mit denen wir uns nachfolgend näher beschäftigen werden.

Nutzung von Routinedaten für Qualitätssicherung, Krankenhausvergleiche und Benchmarking

Im Krankenhausbereich können unter dem Begriff »Routinedaten« sowohl klinische (zum Beispiel anästhesiologische Daten im Rahmen einer Risikoeinschätzung/Narkoseführung oder die Basisdokumentation in der Psychiatrie) als auch administrative Daten (zum Beispiel nach §21 Krankenhausentgeltgesetz – KHEntgG) verstanden werden.

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich nachfolgend mit administrativen Routinedaten in Krankenhäusern, hier kurz »Routinedaten« genannt. Weitere Ausführungen zur Begriffsklärung und allgemeine Grundlagen sind beschrieben bei Benchimol et al. (2011), Becker et al. (2012; 2012a) sowie Mansky & Nimptsch (2012).

Den Zusammenhang zwischen der jährlichen Geburtenzahl und maternalen postpartalen Komplikationsraten untersuchten Kyser et al. (2012) anhand der Routinedaten von 1.047.848 vaginalen Spontangeburt und 536.773 Sectiones aus 1.011 beziehungsweise 1.030 US-amerikanischen Krankenhäusern (Vollerhebung von elf Bundesstaaten des Jahres 2006). Die Autoren zeigten in dieser Population, dass die höchsten Komplikationsraten in den »low-volume hospitals« auftraten, die über jährliche Fallzahlen in der 1. und 2. Dezile definiert wurden.

Roberts et al. (2008) entwickelten den auf Routinedaten (Diagnose- und Prozedurenkodes) basierenden Maternal Morbidity Outcome Indicator (MMOI), der zum Screening auf sogenannte Major Morbidities angewendet werden kann. Die statistischen Gütekriterien unterstützen die Eignung des MMOI zu diesem Zweck: positiv prädiktiver Wert (PPV) 94,6% (95%-KI: 72,3–99,9), Sensitivität 78,4% (95%-KI: 55,2–93,1), Spezifität 99,9% (95%-KI: 99,5–99,9) und 99,5%ige Übereinstimmung (Goldstandard: Patientenakte) mit der tatsächlichen Morbidität (Kappa 0,86).

In einer weiteren Untersuchung wendeten Roberts et al. (2009) den MMOI auf die Daten von 500.603 Geburten aus den Jahren 1999 bis 2004 im Bundesstaat New South Wales (Australien) an. Die Autoren fanden einen Anstieg maternaler Morbidität von 11,5 (1999) auf 13,8 pro 1.000 Geburten im Jahr 2004, was einem Anstieg um 3,5% (95%-KI: 2,3–5,3) entspricht. Dieser Anstieg war überwiegend in der Gruppe der Frauen mit einer postpartalen Blutung zu sehen, die vorausgegangene Sectio wurde als einer der Risikofaktoren für die postpartale Blutung identifiziert.

Onwere et al. (2011) zeigten in einer auf Routinedaten gestützten Analyse, dass bei 3,3% (4.332 Fälle) der untersuchten elektiven Kaiserschnittentbindungen (131.731 Fälle aus 144 englischen Krankenhäusern des NHS) eine Placenta praevia vorlag. Die Placenta praevia erhöhte die Inzidenz einer postpartalen Blutung von 9,7% auf 17,5% (OR 1,91; 95%-KI: 1,74–2,09), einer Bluttransfusion von 1,4% auf 6,4% (OR 4,39; 95%-KI: 3,76–5,12) sowie einer Hysterektomie von 0,03% auf 1,0% (OR 39,70; 95%-KI: 22,42–70,30).

Die Übereinstimmung zwischen Diagnosekodes (Routinedaten) und der medizinischen Aktendokumentation bei 1.242 primären Sectiones untersuchten Henry et al. (1995). Geprüft wurde die Übereinstimmung bei Diagnosekodes, die definierte Indikationen für eine primäre Sectio abbilden (Steißgeburt, erschwerten Geburtsverlauf, fetaler Distress). Übereinstimmung zeigte sich in 1.027 Fällen (82,7%), die Kappa-Statistik ergab einen Wert von 0,74.

Aelvoet et al. (2008) untersuchten Unterschiede der Sectioraten zwischen Krankenhäusern bei 49.578 Fällen mit niedrigem Geburtsrisiko (definiert über Routinedaten) aus den Jahren 2001 bis 2004 in 107 belgischen Krankenhäusern. Die Autoren fanden relevante Unterschiede zwischen Krankenhäusern, hierbei gab es Hinweise für Über- und Unterversorgung.

Gregory et al. (2002) identifizierten zwölf klinische Faktoren (definiert über Diagnosekodes der ICD-Klassifikation ICD-9-CM), die in 92,9% der durchgeführten primären Sectiones die Indikation statistisch beziehungsweise klinisch definieren konnten. Entwickelt wurden die Faktoren auf Basis von 443.532 Geburten im US-amerikanischen Bundesstaat Kalifornien im Jahr 1995 (in 288 Krankenhäusern), Fälle mit vorausgegangener Sectio wurden vorab ausgeschlossen. Bei 19.664 Fällen wurde eine primäre Sectio durchgeführt und diese Fälle wurden zufällig zwei Gruppen zur Entwicklung und Validierung des zu entwickelnden sogenannten hierarchischen Modells zugeteilt. Im Anschluss wurde eine traditionelle logistische Regression durchgeführt, die als Gütekriterium des Modells einen Wert für die Fläche unter der Receiver-Operating-Characteristics-(ROC)-Kurve (Area Under ROC, AUROC) von 0,93 aufwies, was eine außergewöhnliche Diskriminierungsfähigkeit bedeutet. **Tab. 2** gibt eine Übersicht der geprüften Variablen.

Ein auf Routinedaten basierendes Modell zur Risikoadjustierung der primären Sectio entwickelten Fantini et al. (2006). Bei insgesamt 15.197 Fällen mit Erstsectio aus den Jahren 2003 bis 2004 (in 29 italienischen Krankenhäusern) wurden mittels logistischer Regression 24 Faktoren (**Tab. 3**) identifiziert, die als Haupt- oder Nebendi-

agnose vorlagen (Kodes aus der ICD-Klassifikation ICD-9-CM). Die primäre Sectiorate nahm in den ausgewerteten Krankenhäusern Werte zwischen 12% und 57% an. Steißgeburt und fetaler Distress wurden nicht als potenzielle Risikofaktoren berücksichtigt, da die Autoren bei diesen Diagnosen eine mangelhafte Definition unterstellten und eher die Gefahr einer Post-hoc-Rechtfertigung einer Sectio sahen. Das Modell mit 24 Risikofaktoren zeigte eine AUROC von 0,78 und in der Hosmer-Lemeshow-(H-L)-Statistik (Kalibrierung des Modells) einen Wert von 24,8 (entspricht $p=0,002$). Die Autoren betonen die Wichtigkeit der Risikoadjustierung als Voraussetzung für den Vergleich der Werte einzelner Krankenhäuser.

Bragg et al. (2010) stellten die Frage, ob die Variation der Sectioraten von 146 englischen Krankenhäusern aus dem Jahr 2008 durch maternale Charakteristika und klinische Risikofaktoren erklärt werden kann. Zu diesem Zweck wurden die Routinedaten von 620.604 Einlingsgeburten ausgewertet, die nicht adjustierte gesamte Sectiorate betrug 23,8% (147.726 Fälle) bei Werten von 13,6% bis 31,9%. Die Sectiones verteilten sich auf 9,3% primäre (57.892) und 14,5% sekundäre (89.834) Eingriffe.

Zur Risikoadjustierung wurden Faktoren mittels logistischer Regression ermittelt. Die klinischen Risikofaktoren wurden als Diagnosen mittels ICD-10 definiert und in Haupt- und Nebendiagnosen ermittelt. In den untersuchten Krankenhäusern wurden risikoadjustierte gesamte Sectioraten von 14,9% bis 32,1% festgestellt. Die Raten der sekundären Kaiserschnitte variierten stärker als die der primären (elektiven) Eingriffe.

Das Modell mit 11 Risikofaktoren (**Tab. 4**) zeigte eine AUROC von 0,86, Interaktionen zwischen Faktoren (Alter versus klinische Risikofaktoren) wurden untersucht, aber wegen fehlender Signifikanz nicht im finalen Modell berücksichtigt.

Die Autoren schlussfolgern, dass nicht adjustierte Vergleiche vermieden werden sollten und dass sich Initiativen zur Senkung der Sectioraten bevorzugt mit der sekundären Sectio befassen sollten.

Die Arbeiten von Aelvoet et al. (2008), Gregory et al. (2002), Fantini et al. (2006) und Bragg et al. (2010) zeigen, dass der Vergleich von Sectioraten einzelner Kran-

kenhäuser nur dann sinnvoll ist, wenn eine Risikoadjustierung stattfindet. Dieses Ergebnis wird in weiteren Arbeiten bestätigt (Aron et al. 1998; Bailit et al. 1999; Kritchevsky et al. 1999; Rabilloud 2001; Linton et al. 2005), die mitunter deutliche Verschiebungen im Krankenhausranking ergaben, wenn die Rankings ohne beziehungsweise mit Risikoadjustierung durchgeführt wurden.

Material und Methoden

Allgemeines

Die nachfolgenden Angaben orientieren sich wesentlich an den Qualitätsanforderungen verschiedener Autoren, so zum Beispiel Concato et al. (1993), Muche et al. (2005) und Benchimol et al. (2011).

Grundlegende Informationen und Erläuterungen zur Risikoadjustierung sind zu finden bei Iezzoni (2003).

Wenn nachfolgend ICD-GM-Kodes (kurz: ICD-Kodes oder ICD) auf dreistelliger Ebene angegeben werden (zum Beispiel: O14), so beinhaltet diese Angabe auch alle gegebenenfalls vorhandenen Subkodes.

Daten

Datengrundlage sind die von den Mitgliedskrankenhäusern an die CLINOTEL-Geschäftsstelle gelieferten Falldaten der in den Jahren 2010 und 2011 aus vollstationärer Behandlung entlassenen Patienten gemäß Definition nach § 21 Krankenhausentgeltgesetz (KHEntgG). Die Daten werden im laufenden Jahr monatlich kumulativ vom 01.01. an übermittelt. Dies hat den Vorteil, dass unterjährige Korrekturen der Daten einfließen, die zum Beispiel infolge der Ergebnisse umfangreicher Kodierungsprüfungen durchgeführt wurden (Becker et al. 2003).

Die Speicherung und Verarbeitung der Daten erfolgt in einer ORACLE®-Datenbank (Oracle Corporation, California, USA).

Klassifikatorische Abgrenzung der Geburtsmodi

Die Verarbeitung der Daten beinhaltet unter anderem die fallweise Zuordnung bestimmter Merkmale, so auch der Merkmale Geburt (ja/nein), Entbindungsmodus (vaginal/Sectio), Typ vaginale Entbindung (spontan/operativ) und Typ Sectio (primär/sekundär). Die Zuordnung erfolgt über Haupt- und Nebendiagnosen beziehungsweise Operations- und Prozedurenschlüssel nach der ICD und dem OPS in der jeweils gültigen Fassung. Unspezifische Codes (sonstige, nicht näher bezeichnete) werden nicht berücksichtigt, da sie Restklassen darstellen, die oftmals – ins-

besondere von Klinikern – inhaltlich sehr heterogen interpretiert werden.

Geburtshilfliche DRG werden bei der Klassifikation der Geburtsmodi nicht angewendet, da dies dazu führen kann, dass komplexe klinische Verläufe in andere (also: nicht geburtshilfliche) DRG gruppiert werden und diese Fälle daher bei entsprechenden Auswertungen nicht in der Grundgesamtheit berücksichtigt werden (Becker et al. 2005).

Im Bereich der Geburtshilfe gibt es auch DRG, die inhaltlich nicht eindeutig sind, wie die nachfolgenden Beispiele aus dem Jahr 2010 verdeutlichen: Die DRG O01A bis C sprechen pauschal von einer Sectio, die DRG O01D und O01E beziehen sich eindeutig auf die sekundäre Sectio, während die DRG O01F für eine primäre oder sekundäre Sectio steht. Die DRG O01G und O01H beziehen sich nur auf die primäre Sectio. Bei den vaginalen Entbindungen werden solche mit explizit aufgeführter »komplizierender OR-Prozedur« (DRG O02A und B) und solche ohne derartige Prozeduren unterschieden (O00A bis D). Die klinisch bedeutsame Trennung in vaginal spontane und vaginal operative Entbindung ist ohne Weiteres nicht möglich, da die komplizierenden Prozeduren eine Vielzahl unterschiedlicher operativer Prozeduren und auch die intrauterine Therapie und Operationen des Feten umfassen (Institut für das Entgeltsystem im Krankenhaus 2009). Die später aufgeführte Prüfung unserer Algorithmen, die den Entbindungsmodus zuweisen, konnte daher nur für solche Fälle durchgeführt werden, bei denen der Geburtsmodus durch eine DRG eindeutig zugeordnet ist.

Grundgesamtheit

Aus der Datenbank wurden alle Datensätze der Mütter aus vollstationärer Behandlung ab dem Jahr 2010 in eine Tabelle der Statistiksoftware STATA® (StataCorp LP, Texas, USA, Version 12.1) exportiert, die das Merkmal vollstationäre Behandlung, Geburt und Alter bei Aufnahme ≥ 18 Jahre aufwiesen. Übernommen wurden nur solche Datensätze, die in allen bei der späteren Verarbeitung erforderlichen Datenfeldern valide Einträge aufwiesen. Die Datensätze wurden dann in zwei Gruppen unterteilt: Ein Entwicklungsdatensatz (Fälle aus dem Jahr 2010) und ein Validierungsdatensatz mit Fällen aus 2011.

Es wurden nur Datensätze der Mütter untersucht, da die Daten nach § 21 KHEntG eine Verbindung zwischen den Datensätzen von Mutter und Neugeborenem nicht vorsehen. **Tab. 5** gibt eine Übersicht zu den Daten der Grundgesamtheit.

Variablenauswahl

Unser Vorgehen erfüllt die von Concato et al. (1993) formulierten Anforderungen: Zur Auswahl soziodemografischer und klinischer Variablen für die Modellentwicklung erfolgte zunächst eine Analyse der Häufigkeiten von ICD-Kodes, die als Haupt- oder Nebendiagnosen im Entwicklungsdatensatz enthalten waren. Hierdurch wurde ein Datenüberblick gewonnen, der beim klinischen Review der in der Literatur verwendeten Variablen hilfreich war.

In Anlehnung an die Arbeiten, die zur Risikoadjustierung mittels Routinedaten bei primärer beziehungsweise sekundärer Sectio berichten (Gregory et al. 2002; Fantini et al. 2006; Bragg et al. 2010), wurde bei der Variablenauswahl keine Mindesthäufigkeit definiert, die bei entsprechenden Modellen anderer Fachgebiete (zum Beispiel Nebendiagnosen mit einer Häufigkeit von mindestens 1% in Kardiologie und Neurologie) verwendet wurde (Krumholz et al. 2006; Krumholz et al. 2006a; Becker et al. 2012; Becker et al. 2012b).

Die von Fantini et al. (2006) angegebene Limitierung von mindestens 100 Geburten pro Jahr war in unseren Daten erfüllt, da diese Grenze von allen Kliniken überschritten wurde. Bragg et al. (2010) verwendeten nur Daten aus Kliniken, die mindestens 1.000 Geburten pro Jahr aufwiesen, diese Limitierung wurde in der vorliegenden Arbeit nicht angewendet.

Die ICD-Kodes aus O29 (Komplikationen bei Anästhesie in der Schwangerschaft) wurden in Übereinstimmung mit Bragg et al. (2010) nicht berücksichtigt.

In den bereits genannten Arbeiten aus anderen Fachgebieten (Krumholz et al. 2006; Krumholz et al. 2006a; Becker et al. 2012; Becker et al. 2012b) wurden nur solche Variablen verwendet, bei denen der durch die Variable abgebildete Zustand sicher schon bei Aufnahme bestand. In Übereinstimmung mit den Arbeiten von Gregory et al. (2002), Fantini et al. (2006) und Bragg et al. (2010) wurde von dieser Prämisse abgewichen.

Ebenso wurden in diesen Arbeiten aus Kardiologie und Neurologie keine Daten zu Interventionen verwendet (siehe hierzu auch Heller et al. 2008). Auch in unserer Untersuchung wurden keine Interventionen über entsprechende OPS-Kodes als Variablen berücksichtigt. Eingeschlossen wurden jedoch auch Diagnosekodes mit interventionellem Charakter, wie zum Beispiel der ICD-Kode O61 Misslungene Geburtseinleitung (Bragg et al. 2010). Abweichend von Fantini et al. (2006), jedoch übereinstimmend mit Bragg et al. (2010), haben wir die Dystokie, den fetalen Distress und die vorausgegangene Sectio nicht ausgeschlossen.

Statistische Basisauswertungen

Sie erfolgten, wie auch die weiteren Auswertungen, mittels der Statistiksoftware STATA® (StataCorp LP, Texas, USA) in der Version 12.1.

Die verwendeten Variablen (**Tab. 6**) lagen wie folgt vor: maternales Alter als kontinuierliche Variable und in drei kategorialen Variablen (≤ 30 Jahre; 31–35 Jahre; > 35 Jahre). Als kategoriale Variablen wurden berücksichtigt Versicherungstyp, Schwangerschaftsdauer ≤ 36 Wochen sowie die klinischen Variablen (ICD-10-GM-Kodes). Alle kategorialen Variablen waren bei Vorhandensein beziehungsweise Abwesenheit im Datenbankfeld kodiert mit »1« beziehungsweise »0«.

Das maternale Alter wurde mit Signifikanzniveau $p < 0,05$ auf Normalverteilung getestet (Befehl: `sktest`, D'Agostino et al. 1990) und deskriptiv durch Mittelwert, Standardabweichung (Befehl: `summarize`) beschrieben. Das 95%-KI (Befehl: `ci`) wurde unter Anwendung der Bootstrapping-Technik (Befehl: `bootstrap`) mit 1.000 Wiederholungen berechnet. Der Mittelwertvergleich wurde mittels Student-t-Test durchgeführt (Befehl: `ttest`, $p < 0,05$).

In **Abb. 4** werden die einzelnen Schritte der nachfolgend erläuterten Modellentwicklung im Ablaufdiagramm abgebildet.

Einfache logistische Regression

Die einfache logistische Regression gibt einen ersten Eindruck über die Assoziation der soziodemografischen beziehungsweise klinischen Variablen und der primären Sectio. Zur Präzisierung und Absicherung der Faktoren, Odds Ratios und ihrer Konfidenzintervalle wurde die Regression unter Anwendung der Bootstrapping-Technik mit Ziehung von jeweils 1.000 Stichproben (Muche et al. 2005, Seite 131) im Entwicklungsdatensatz durchgeführt (Befehle: logit, logistic, bootstrap).

Das Alter wurde als kontinuierliche Variable und auch in den drei dichotomisierten Variablen (≤ 30 Jahre; 31–35 Jahre; > 35 Jahre) getestet. Zwar kritisieren Royston et al. (2006) die Dichotomisierung kontinuierlicher Variablen, dieses Vorgehen ist jedoch in der Literatur (noch) weit verbreitet und fand auch in der für diese Arbeit relevanten Literatur Anwendung. Die kontinuierliche Altersvariable wurde auch einer Prüfung auf eine eventuell erforderliche Transformation (zum Beispiel invers, quadriert, exponentiell) unterzogen (Befehle: ladder, gladder, qladder), die keine Notwendigkeit zur Transformation ergab.

Zusätzlich wurde das Alter auch einer »multiple fractional polynomial analysis« unterzogen (Befehl: mfp) und als so transformierte Variable in die einfache logistische Regression einbezogen (Royston & Sauerbrei 2009; Muche et al. 2005, Seite 77; Osler et al. 2011)

Modellentwicklung (Modell A)

Eingeschlossen wurden die soziodemografischen und dichotomisierten klinischen Variablen, die in der einfachen logistischen Regression ein $p < 0,05$ zeigten.

Zur Vermeidung des Overfittings (Muche et al. 2005, Seite 13) wurde die Anzahl der möglichen Variablen im Modell begrenzt. Hierbei orientierten wir uns an der Regel, dass pro Variable im Modell mindestens zehn Ereignisse (hier: primäre Sectio) vorliegen sollen. Bei 2.805 primären Sectiones in den Entwicklungsdaten betrug der Höchstwert der Variablen somit – zumindest rechnerisch – 280 (2.805/10).

Auch wenn diese Regel zwischenzeitlich nicht mehr so streng gesehen wird (Vittinghoff & McCulloch 2007), so

ist ihre Einhaltung grundsätzlich sinnvoll, wie verschiedene Autoren zeigen (Concato et al. 1993; Peduzzi et al. 1996; Sauerbrei et al. 2007; van Walraven et al. 2011). Schmoor & Antes (1993) folgern dagegen als Ergebnis einer Simulationsstudie, dass eher zu viele als zu wenige Variablen in ein Modell aufgenommen werden sollten, um eine Unterschätzung der Effekte zu vermeiden (zitiert in: Muche et al. 2005, Seite 48).

Die Modellentwicklung erfolgte mittels multipler logistischer Regression (MLR) unter schrittweisem Variableneinschluss (vorwärts, Likelihood Ratio) auf Basis des Entwicklungsdatensatzes aus dem Jahr 2010. Auch hier wurden im Bootstrapping 1.000 Stichproben gezogen (Befehle: stepwise, logit, logistic, bootstrap).

Unter dem Ziel einer angemessenen Anzahl von Variablen im Modell wurden drei MLR mit unterschiedlichen Einschlussleveln ($p < 0,05$ / $p < 0,01$ / $p < 0,005$) durchgeführt. Der p -Wert $< 0,005$ wurde hierbei verwendet, um auch ein »sehr scharfes« Signifikanzniveau bei der Variablenreduktion einzusetzen, die ja dazu dienen soll, ein Modell mit einer angemessenen Anzahl von Variablen zu erhalten, welches statistische Güte mit einer gleichzeitig angemessenen Modellkomplexität (Royston & Sauerbrei 2009) verbindet.

Die so entstehenden drei Modelle wurden dann mittels des Bayes-Informationskriteriums BIC (Befehl: fitstat) gegeneinander getestet. Hierbei zeigte sich das Modell mit Einschlusslevel $p < 0,005$ als das überlegene, welches nun als Modell A bezeichnet wurde.

Variablenreduktion (Modell B)

Die multiple logistische Regression ergab das Modell A, welches einer weiteren Prüfung unterzogen wurde, um die Anzahl der Modellvariablen gegebenenfalls reduzieren zu können.

Zu diesem Zweck wurde das Modell A ohne die jeweils zu prüfende Variable (insgesamt drei Variablen mit den höchsten p -Werten) erneut gerechnet (multiple logistische Regression, Einschlussverfahren, Bootstrapping mit 1.000 Stichproben).

Das so jeweils modifizierte Modell wurde dann (Klassifikationsgüte, Bayes-Informationskriterium BIC) gegen Modell A getestet (Befehl: fitstat). Auf diesem Weg wur-

den zwei Variablen entfernt (O10 Vorher bestehende Hypertonie, die Schwangerschaft, Geburt und Wochenbett kompliziert/O24 Diabetes mellitus in der Schwangerschaft), eine Variable verblieb (O47 Frustrane Kontraktionen [Unnütze Wehen]).

Das neue, um zwei Variablen reduzierte Modell B haben wir dann endgültig gegen Modell A geprüft, diesmal ergänzt um Prüfung auf Diskriminierungsfähigkeit, Kalibrierung, Accuracy und Klassifikationsfähigkeit, die im nächsten Abschnitt erläutert werden.

Interaktionsvariablen (Modell C)

Zwischen Subgruppen variierende Effekte von unabhängigen Variablen auf die Zielgröße (abhängige Variable) werden als Interaktionseffekte bezeichnet (Kohler & Kreuter 2012, Seite 292; Porta 2008). Concato et al. (1993) und Sauerbrei et al. (2007) fordern daher bei multiplen Modellen eine Prüfung auf mögliche Interaktionen beziehungsweise auf den Extremfall, die Kollinearität. Royston & Sauerbrei (2009, Seite 256) empfehlen hierbei ein Signifikanzniveau $p < 0,01$ zur Vermeidung einer höheren Modellkomplexität wegen der gegebenenfalls aufzunehmenden Interaktionsvariablen.

Im ersten Schritt führten wir eine Varianzanalyse (Analysis of Variance ANOVA) aller möglichen Kombinationen der Variablen des Modells B durch (Befehl: anova). Hierbei wurden jeweils zwei Variablen einzeln und als Interaktionsterme getestet. Signifikante Interaktionsterme wurden hinsichtlich ihrer Effektstärke weiter untersucht, dies beinhaltet auch eine Visualisierung der Effekte (Befehle: contrast, margins und marginsplot). Dieses Vorgehen ist beschrieben bei Mitchell (2012, Kapitel 8).

Nachfolgend wurden die so detektierten signifikanten Interaktionsterme als sogenannte Interaktionsvariable einzeln zu dem Modell B hinzugefügt und eine multiple logistische Regression (Einschlussverfahren, Bootstrapping mit 1.000 Stichproben) durchgeführt. 14 Interaktionsvariablen zeigten bei diesen Berechnungen einen p-Wert $< 0,01$.

Abschließend wurde ein neues Modell C berechnet mit den Variablen aus Modell B plus der 14 Interaktionsvariablen (multiple logistische Regression, Einschlussverfahren, Bootstrapping mit 1.000 Stichproben). Alle Interaktionsvariablen zeigten ein $p < 0,01$ und das so erzeugte neue Modell C wurde wiederum gegen Modell B mittels Bayes-Informationskriterium BIC getestet (Befehl: fitstat).

Hierbei zeigte sich das Modell B als das überlegene finale Modell.

Diagnostik des finalen Modells B

Das Modell B wurde weiteren Prüfungen im Entwicklungsdatensatz unterzogen:

Einflussreiche Fälle

Einflussreiche Fälle sind Beobachtungen, welche die Koeffizienten eines Regressionsmodells stark beeinflussen. Sie weisen sowohl eine ungewöhnliche Kombination von Werten der unabhängigen Variablen (x-Variablen) (genannt: Leverage) als auch eine für ihre x-Werte ungewöhnliche Ausprägung der abhängigen Variable auf (genannt: Diskrepanz). Eine entsprechende Prüfung auf sogenannte Kovariaten-Muster mit hohen Leverage- und Diskrepanz-Werten wurde mittels der von Long & Freese (2006, Seite 151) vorgeschlagenen und von Kohler & Kreuter (2012, Seite 276) erweiterten Methodik durchgeführt und somit eine weitere Anforderung von Concato et al. (1993) erfüllt.

Least likely observations

Die Prüfung auf wenig wahrscheinliche Fälle (least likely observations) geht in eine ähnliche Richtung und wird von Long & Freese (2006, Seite 152) beschrieben (Befehl: leastlikely). Hierbei handelt es sich um Fälle mit primärer Sectio, für die eine geringe Wahrscheinlichkeit durch das Modell berechnet wurde und umgekehrt.

Varianz

Der Anteil der erklärten Varianz (Modellfit) wird mittels McFaddens Pseudo- R^2 angegeben, welches Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann (Kohler & Kreuter 2012, Seite 347).

Kalibrierung

Zur Prüfung der Kalibrierung (Übereinstimmung zwischen der beobachteten und erwarteten primären Sectiorate im gesamten Bereich der für »expected« vorhergesagten Wahrscheinlichkeitswerte) verwendeten wir den Hosmer-Lemeshow-(H-L)-Test (Befehl: estat gof). Als Signifikanzniveau wurde $p < 0,05$ festgelegt.

Ebenso erfolgte die grafische Darstellung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeitswerte in zehn Dezilen gegen die beobachtete primäre Sectiorate (Duke et al. 2008; Altman et al. 2009; De Lange 2011; Stukenborg 2011; van Walraven et al. 2011).

Diskriminierungsfähigkeit

Die Diskriminierungsfähigkeit (Fähigkeit des Modells zur Unterscheidung zwischen primärer Sectio versus vaginaler Entbindung beziehungsweise sekundärer Sectio) wurde mit der Receiver Operating Characteristics (ROC) (Befehle: iroc, roctab, lsens, roccomp) getestet (Fläche unter der ROC, Area Under ROC [AUROC]). Die AUROC ist als Wahrscheinlichkeit interpretierbar, dass bei zufälliger Auswahl je einer Schwangeren mit und ohne primäre Sectio die Schwangere mit primärer Sectio eine höher berechnete Wahrscheinlichkeit hat als die Schwangere ohne primäre Sectio (Muche et al. 2005, Seite 106).

Werte der AUROC ab 0,75 zeigen eine gute Diskriminierungsfähigkeit (Normand et al. 1996), ein Wert ab 0,80 zeigt eine exzellente (Quail et al. 2011) und Werte ab 0,90 eine außergewöhnliche Diskriminierungsfähigkeit (Zhang 2003, zitiert in Muche et al. 2005, Seite 107).

Effizienzmaße

Als grundlegende Effizienzmaße (Bender & Lange 2007) für diagnostische Tests wurden berechnet: Sensitivität und Spezifität (Empfindlichkeit beziehungsweise Treffsicherheit nach Kreienbrock et al. 2012, Seite 169), positiver (PPV) und negativer prädiktiver (NPV) Wert (Bender & Lange 2007) sowie der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle (alle Werte in Prozent). Hierzu wurde der Befehl »estat classification« mit einem Cut-off-Wert von 0,5 angewendet. Zu berücksichtigen ist bei PPV und NPV, dass beide Werte von der Prävalenz des Ereignisses (hier: primäre Sectio) im beobachteten Kollektiv abhängig sind (Muche et al. 2005, Seite 103). Daraus abgeleitet berechneten wir:

- Die Likelihood Ratios für ein positives Testergebnis (hier: primäre Sectio, LR+, Sensitivität/[100 - Spezifität]) beziehungsweise ein negatives Testergebnis (hier: keine primäre Sectio, LR-, [100 - Sensitivität]/Spezifität) (Porta 2008).
- Cohens-Kappa-Koeffizienten (Cut-off-Wert 0,5) mit dem Befehl »kap« beziehungsweise »kapci« (ein Wert $\geq 0,61$ wird als gut, ab 0,81 als sehr gut bezeichnet, Grouven et al. 2007; Stukenborg 2011).
- Gütemaß nach Youden (Berechnung: Sensitivität + Spezifität - 1), erforderlich ist ein Wert größer 0. Ist für ein Messverfahren dieses Maß kleiner als 0, so sind Fehlklassifikationen wahrscheinlicher als richtige Einstufungen und das Verfahren ist nicht brauchbar (Kreienbrock et al. 2012, Seite 171). Der Youden-Index kann nach Muche et al. (2005) auch als erwarteter Informationsgewinn durch das Modell bezeichnet werden.
- PSEP (»difference between observed and predicted probabilities at the group level«) nach Altman & Royston (2000) als $PPV + NPV - 1$, angestrebt wird ein möglichst hoher Wert gegen 1. Der PSEP kann im Sinne von Muche et al. (2005, Seite 103) als Separationsindex für Prognosegruppen bezeichnet werden, der als Differenz der Wahrscheinlichkeit für Schwangere aus der Gruppe mit geringster Wahrscheinlichkeit und der Wahrscheinlichkeit für Schwangere aus der Gruppe mit der höchsten Wahrscheinlichkeit für eine primäre Sectio bestimmt wird.

Accuracy

Die Accuracy (Übereinstimmung zwischen vorhergesagter Wahrscheinlichkeit und tatsächlichem Ergebnis (hier: primäre Sectio ja/nein) bei der individuellen Schwangeren prüften wir mit dem Brier-Score (De Lange 2011), der Werte zwischen 0 (perfekte Übereinstimmung) und 1 (keine Übereinstimmung) annehmen kann und fallzahlunabhängig ist (Muche et al. 2005, Seite 108) (Befehl: brier).

ANMERKUNG: Justice et al. (1999) verstehen die Accuracy als Oberbegriff für die Kalibrierungs- und Diskriminierungsfähigkeit, Porta (2008) definiert den Begriff wie De Lange (2011), nach Muche et al. (2005, 107–108) erfasst der Brier-Score Aspekte der Kalibrierung und Diskriminierung.

Validierung des Modells

Sie erfolgte im Validierungsdatensatz (2011) anhand der im Abschnitt Diagnostik beschriebenen Verfahren zur Prüfung der Diskriminierungsfähigkeit. Auch durch dieses Vorgehen wurden Qualitätsanforderungen verschiedener Autoren erfüllt (Concato et al. 1993; Altman & Royston 2000; Altman et al. 2009; Benchimol et al. 2011; Muche et al. 2005). Ergänzend ist hinzuzufügen, dass die Anwendung des Bootstrap-Verfahrens bei der Modellentwicklung bereits eine Form der Validierung darstellt (Concato et al. 1993).

Nach Muche et al. (2005, Seite 4) wird die Prognosegüte überschätzt, wenn ein Modell an den Daten, an denen es entwickelt worden ist, auch geprüft wird. Diese Überschätzung der Prognosegüte wird als Überoptimismus bezeichnet und ist ein systematischer Fehler. Die optimale Situation bei der Modellvalidierung liegt vor, wenn mindestens ein zweiter unabhängiger Datensatz vorhanden ist. Diese sogenannte externe Validierung ist die weitestgehende Validierung. Die strengste Form ist hierbei gegeben, wenn das Modell auf Daten angewendet wird, welche aus einem anderen Land zu einem anderen Zeitpunkt erhoben wurden. Dieses Vorgehen wird und kann aber in der Praxis nur selten angewendet werden. Daher unterscheiden Altman & Royston (2000) hier zwischen einer temporalen Validierung (zweiter Datensatz aus derselben Quelle wie der Originaldatensatz) und zwischen der externen Validierung an einem Datensatz aus völlig anderer Quelle. Im vorliegenden Fall handelt es sich also um eine temporale Validierung, die die Anforderungen aus der Literatur somit erfüllt (Muche et al. 2005, Seite 119–121).

Berechnung der primären Sectioraten

Für jedes Krankenhaus wurde die nicht adjustierte beobachtete (observed) Rate (in Prozent) inklusive 95%-Konfidenzintervall (Altman et al. 2000a) berechnet. Die adjustierte Rate pro Krankenhaus wurde berechnet, indem das Verhältnis der beobachteten nicht adjustierten (observed) zur erwarteten (expected) adjustierten primären Sectiorate (O/E) gebildet wurde und mit der nicht adjustierten Rate über alle Krankenhäuser multipliziert wurde (Krit-

chevsky et al. 1999, Bragg et al. 2010). Diese Rate bezeichnen wir als standardisierte primäre Sectiorate (SPSR), die ebenfalls mit dem dazugehörigen 95%-KI angegeben wird (Altman et al. 2000a).

Funnel Plots wurden zur Untersuchung der Variation der nicht adjustierten Raten und der SPSR der Krankenhäuser erstellt (Befehl: funnelcompar). Die Funnel Plots enthalten zwei sogenannte Funnel Limits. Unter der Annahme, dass vom Durchschnitt abweichende Raten nur zufallsbedingt sind, besteht eine 95%ige Wahrscheinlichkeit, innerhalb des inneren Limits zu liegen, und eine 99,8%ige Wahrscheinlichkeit, innerhalb des äußeren Limits zu liegen (Bragg et al. 2010).

Grundlegende Informationen zu Funnel Plots sind zu finden bei Spiegelhalter (2005) sowie Lack & Gerhardinger (2009). Mayer et al. (2010) zeigen die Unterschiede zwischen konventionellen Darstellungen (zum Beispiel Balkendiagramme, Caterpillar-Diagramme) und Funnel Plots am Beispiel der radikalen Zystektomie (Daten des National Health Service aus den Jahren 2000 bis 2006).

Um eine anonymisierte Darstellung zu erreichen, verzichten wir auf die Angabe der Fallzahl auf der x-Achse, dieses Vorgehen wurde in abgewandelter Form beispielsweise auch von der britischen Care Quality Commission verwendet (damals Healthcare Commission, zitiert in Lack & Gerhardinger 2009).

Ergebnisse

Geburtsmodus

Im Entwicklungsdatensatz (2010) fielen 15.397 von 15.416 Fällen (99,9%) unter eine geburtshilfliche DRG.

5.400 der 15.397 Fälle wiesen eine »Sectio-DRG« auf (35,1%), wobei sich die Fälle wie folgt aufteilen: 2.488 DRG für primäre Sectio (O01G und H), weitere 1.156 für sekundäre Sectio (O01D und E) sowie 1.756 DRG allgemein für Sectio beziehungsweise primäre oder sekundäre Sectio (DRG O01A bis C; O01F). Die Prüfung auf Übereinstimmung unserer Klassifikation mit der DRG-Klassifikation zeigte eine 100%ige Übereinstimmung für die 5.400 Fälle insgesamt sowie auf Ebene der einzelnen Untergruppen.

9.997 Fälle fielen unter eine DRG aus der Gruppe der vaginalen Entbindungen (O02A und B; O60A bis D). Auch hier ergab sich eine 100%ige Übereinstimmung unserer Klassifikation mit der DRG-Klassifikation auf der Ebene »vaginale Entbindung«. Auf die Prüfung der Subgruppen vaginal spontan und vaginal operativ wurde wegen der zu großen Komplexität der sogenannten komplizierenden OR-Prozeduren verzichtet.

Basisdaten

Eine Übersicht der Basisdaten aus den Jahren 2010 (Entwicklungsdaten) und 2011 (Validierungsdaten) gibt **Tab. 5**, abgesehen von den Fallzahlunterschieden zeigen sich konstante Werte für die Spannweite der Zahl der Entbindungen, die Entbindungsmodi und das maternale Alter. Prävalenz und Sectiorate im Jahr 2010 aus der Studie von Bragg et al. (2010) und der vorliegenden Studienpopulation werden in **Tab. 7** gegenübergestellt.

Einfache logistische Regression

Die mittels einfacher logistischer Regression geprüften Variablen sind in **Tab. 6** aufgeführt. Neben den Ergebnissen der Regression werden auch auszugsweise Arbeiten angegeben, in denen diese Variablen ebenfalls aufgeführt sind.

Modell zur Risikoadjustierung der primären Sectiorate

Auf Basis von 15.416 Fällen aus dem Jahr 2010 (Entwicklungsdaten) wurden Risikofaktoren für das Ereignis »primäre Sectio« ermittelt. Das so gewonnene Modell mit 20 Variablen ist mit den Modellkoeffizienten beziehungsweise Odds Ratios in den **Tab. 8** und **Tab. 9** abgebildet und entspricht dem in **Tab. 11** als »Modell B« bezeichneten Regressionsmodell.

Eine Übersicht der Modellvariablen mit Prävalenz und den jeweiligen Raten der verschiedenen Geburtsmodi gibt **Tab. 10**.

Die Entscheidung, welches der drei Modelle zur Berechnung der SPSR verwendet werden soll, wurde auf Basis statistischer Kenngrößen getroffen, die in **Tab. 11** zu finden sind. Die Prüfungen zeigten, dass die Variablenreduktion von Modell A zu Modell B ohne relevante Veränderung dieser Kriterien erfolgte. Das BIC ergab bei der Prüfung Modell B versus C zwar eine Bevorzugung des Modells C, aber neben einer deutlich höheren Modellkomplexität (Royston & Sauerbrei 2009), die von Klinikern kaum nachvollzogen werden kann, zeigten sich keine relevanten Vorteile bei Diskriminierungsfähigkeit, Kalibrierung, Accuracy und Klassifikationsfähigkeit. Somit wurde das Modell C, welches Interaktionsterme einschließt, zugunsten des nachvollziehbareren und variablenreduzierten Modells B verworfen.

In beiden Datensätzen (Entwicklungs- und Validierungsdaten) wurden für die primäre Sectio mit dem Modell erwartete Werte in der gesamten Spannweite von 0,000 bis 0,998 berechnet.

Modelldiagnostik

Das finale Modell B wurde auf Kovariaten-Muster, einflussreiche Fälle und wenig wahrscheinliche Beobachtungen geprüft, die hier gefundenen vier Kovariaten-Muster beziehungsweise wenig wahrscheinlichen Fälle wurden nach Sichtung im Datensatz belassen (siehe hierzu auch Muche et al. 2005, Seite 16), eine Modellanpas-

sung wurde nicht erforderlich. Bezüglich der einflussreichen Fälle weist Harrell darauf hin, dass solche Fälle in der Realität vorkommen können und die Identifikation nicht automatisch zur Elimination der Beobachtung aus dem Datensatz führen sollte (zitiert in: Muche et al. 2005, Seite 72).

Die grafische Darstellung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeitswerte gegen die beobachtete primäre Sectiorate erfolgt in **Abb. 5**. Eine analoge Darstellung mit 95%-KI gibt **Abb. 6**. Die weiteren Ergebnisse der Modelldiagnostik sind aufgeführt in **Abb. 7** (ROC) und **Tab. 11**.

Validierung des Modells

Die Diskriminierungsfähigkeit des Modells, gemessen an der AUROC (Wert mit 95%-KI), betrug im Entwicklungsdatsatz 0,9118 (0,9059–0,9177). In den Validierungsdaten aus dem Jahr 2011 (18.857 Fälle) betrug dieser Wert 0,9165 (0,9116–0,9214). Die dazugehörigen ROC-Kurven werden in **Abb. 8** gegenübergestellt.

Primäre Sectioraten

Die nicht adjustierten Raten (Wert und 95%-KI) werden in **Abb. 9** als Ranking dargestellt (Aron et al. 1998), **Abb. 10** zeigt die Daten im Funnel Plot.

Ein weiterer Funnel Plot (**Abb. 11**) bildet diese Daten erneut ab, als Bezugsgröße wird nun die nicht adjustierte primäre Sectiorate aus der externen Qualitätssicherung des Jahres 2010 verwendet (14,9%).

Die SPSR zeigt **Abb. 9**, auch hier wieder als Ranking. Die nicht adjustierten und adjustierten Werte sind mit Linien verbunden, um die Verschiebungen, die sich aus der Adjustierung ergeben, darzustellen: Einmal ergibt sich keine Änderung, eine Rangverschiebung nach unten erfahren neun Krankenhäuser und in ebenfalls neun Fällen ergibt sich ein höherer Rang in den adjustierten Werten. Auch die SPSR wird in einem Funnel Plot abgebildet, siehe **Abb. 12**. Insgesamt liegen die SPSR-Werte von drei Kliniken außerhalb des 99,8%-Limits: J und P oberhalb und die Klinik S unterhalb.

Diskussion

Da die Patientenstruktur in verschiedenen Krankenhäusern mitunter sehr unterschiedlich sein kann, ist für einen fairen Klinikvergleich eine risikoadjustierte Betrachtungsweise unabdingbar. Verschiedene Autoren haben eine nur geringe bis schwache Übereinstimmung von Krankenhausrankings berichtet, die auf nicht adjustierten und adjustierten Sectioraten basierten (zitiert in Fantini et al. 2006).

Modellentwicklung und -validierung

Wir haben daher ein Modell zur Adjustierung bezüglich maternaler und schwangerschaftsbezogener Kriterien und Risiken entwickelt, die bei der Indikationsstellung zu einer primären Sectio relevant sind, und um eine Vergleichbarkeit primärer Sectioraten innerhalb einer Einrichtung im zeitlichen Verlauf (interne Qualitätssicherung) und im Vergleich mit anderen Krankenhäusern (Krankenhausvergleich) zu ermöglichen.

Hierbei wurden wesentliche in der Literatur formulierte Qualitätsanforderungen eingehalten und die statistischen Verfahren sowie die hierzu verwendeten Prozeduren transparent dargestellt (Altman & Royston 2000; Altman et al. 2000a; Altman et al. 2009; Benchimol et al. 2011; Bender & Lange 2007; Bragg et al. 2010; Concato et al. 1993; De Lange 2011; Duke et al. 2008; Grouven et al. 2007; Iezzoni 2003; Justice et al. 1999; Kohler & Kreuter 2012; Kreienbrock et al. 2012; Kritchevsky et al. 1999; Lack & Gerhardinger 2009; Long & Freese 2006; Mitchell 2012; Muche et al. 2005; Normand et al. 1996; Osler et al. 2011; Peduzzi et al. 1996; Porta 2008; Quail et al. 2011; Royston & Sauerbrei 2009; Sauerbrei et al. 2007; Spiegelhalter 2005; Stukenborg 2011; van Walraven et al. 2011; Vittinghoff & McCulloch 2007).

Der Ablauf der Modellentwicklung ist in **Abb. 4** auch grafisch dargestellt, um so die Nachvollziehbarkeit unseres Vorgehens zu erleichtern.

Unsere Algorithmen zur Klassifikation des Entbindungsmodus wiesen eine 100%ige Übereinstimmung mit den fallbezogenen DRG auf. Da die Klassifikation der DRG

nach einem definierten und qualitätsgesicherten Verfahren abläuft, ist diese perfekte Übereinstimmung ein wichtiges Resultat, da das vorgestellte Modell auf unserer klinischen Klassifikation des Entbindungsmodus basiert.

Die Arbeiten von Gregory et al. (2002), Fantini et al. (2006) und Bragg et al. (2010) bildeten eine gute Ausgangsbasis für die Modellentwicklung, da sie auf Routinedaten basieren. Besonders hilfreich war hierzu die Arbeit von Bragg et al. (2010), da hier Diagnosekodes aus der ICD-10 zur Anwendung kamen. Die in den **Tab. 2**, **Tab. 3** und **Tab. 4** abgebildeten Variablen aus diesen Arbeiten sind gut klinisch nachvollziehbar. Ein direkter Vergleich der Prävalenzen mit unseren Daten ist leider nicht möglich wegen der unterschiedlichen ICD-Klassifikationen (ICD-9 versus ICD-10) beziehungsweise fehlender Angaben zur Prävalenz auf Ebene einzelner ICD-Kodes bei Bragg et al. 2010 (Ausnahme: einzeln angegebener Code »O60 Preterm delivery«). In **Tab. 7** werden die von Bragg et al. (2010) angegebenen Modellvariablen und deren Prävalenzen sowie die entsprechenden Sectioraten (leider als Gesamtwerte ohne Trennung in primär und sekundär) aufgelistet. Die entsprechenden Werte aus unseren Entwicklungsdaten sind der Tabelle ebenfalls zu entnehmen. Die Prävalenzen zeigen bis auf zwei Faktoren (»Dysytocia«, »Gestational diabetes mellitus«) eine recht gute Übereinstimmung. Dies gilt auch für die Sectioraten, hier sind wiederum bei zwei Faktoren deutliche Unterschiede festzustellen (»Dysytocia«, »pre-existing diabetes mellitus«). Ob diese Abweichungen zum Beispiel durch Unterschiede in der medizinischen Entscheidungsfindung, der unterschiedlichen Dokumentation durch Ärzte beziehungsweise Hebammen, den landesspezifischen Kodiervorgaben oder der Kodierung der dokumentierten Daten zu erklären sind, war nicht Gegenstand unserer Untersuchung.

Modellentwicklung und -validierung wurden in zwei getrennten Datensätzen durchgeführt, die bei den wesentlichen Parametern eine sehr gute Übereinstimmung zeigten (**Tab. 5**). Die unterschiedlichen Gesamtwerte der Entbindungen erklären sich durch die gestiegene Anzahl von Mitgliedshäusern in unserem Krankenhausverbund.

Die Anwendung des Signifikanzniveaus $p < 0,005$ bei der Modellentwicklung mag auf den ersten Blick ungewöhnlich erscheinen. Unter Berücksichtigung der hohen Fallzahl in unserem Entwicklungsdatensatz erwies sich dieses »Filterkriterium« jedoch als sinnvoll, da wir hierdurch ein erstes Modell A entwickeln konnten, welches nur 22 der angebotenen 35 Variablen berücksichtigte.

Auch in der Literatur wird berichtet, dass ein Modell, welches Interaktionsterme beinhaltet, abgelehnt wird, da sich die Diskriminierungs- und Kalibrierungsfähigkeit des Modells durch die Interaktionsterme nicht verbessert hat (Aron et al. 1998). Da die Autoren diese Feststellung nicht weiter kommentieren, können wir davon ausgehen, dass die erhöhte Modellkomplexität nur dann akzeptiert wird, wenn sich im Gegenzug die Diskriminierungs- und Kalibrierungsfähigkeit verbessert.

Die Ergebnisse unserer Modelldiagnostik (Tab. 11) zeigen daher, dass die Entscheidung für das variablenreduzierte Modell (B), welches keine Interaktionsterme beinhaltet, sinnvoll war, da es die Anforderungen nach statistischer Güte bei einer gleichzeitig angemessenen Modellkomplexität (Royston & Sauerbrei 2009) ausgewogen erfüllt. Mit 20 Variablen bei 2.805 primären Sectiones (Zielereignis) wird die variablenanzahlbedingte Gefahr des Overfittings vermieden (Concato et al. 1993; Peduzzi et al. 1996; Sauerbrei et al. 2007; van Walraven et al. 2011).

Ein signifikanter Hosmer-Lemeshow-Test, wie er auch im vorliegenden Modell zu finden ist, kann zunächst als mangelnde Kalibrierung interpretiert werden. Im vorliegenden Fall sollte die Kalibrierung jedoch nicht nur auf Basis dieses Tests bewertet werden, da die Limitierungen des Tests hinlänglich bekannt und beschrieben sind (Altman et al. 2009; Bertolini et al. 2000; Kramer & Zimmermann 2007).

So zeigten beispielsweise Kramer und Zimmermann (2007), dass der Test sehr empfindlich gegenüber steigenden Fallzahlen reagiert und hierbei deutlich an Aussagefähigkeit verliert. Die Autoren führten Regressionsanalysen mit unterschiedlichen Fallzahlen durch und stellten hierbei fest, dass bei 5.000 Fällen 10% der H-L-Tests signifikant ausfielen ($p < 0,05$) und bei 10.000 Fällen war dies

bereits in 34% der Fall. Wir entwickelten unser Modell auf Basis von 15.416 Fällen in unserem Entwicklungsdatensatz und gehen daher davon aus, dass der H-L-Test in unserem Setting nicht geeignet ist zur Bewertung der Kalibrierung. Unabhängig davon kann ein signifikanter H-L-Test auch auf die Notwendigkeit zur Prüfung auf Interaktionen hinweisen (Aron et al. 1998), eine solche Prüfung wurde ebenfalls durchgeführt.

Als Alternative zum H-L-Test werden die beobachteten und erwarteten primären Sectioraten in den Abb. 5 und Abb. 6 dargestellt, wir orientieren uns hier am Vorgehen verschiedener Autoren (Duke et al. 2008; Altman et al. 2009; De Lange 2011; Stukenborg 2011; van Walraven et al. 2011). Eine ausführliche Schilderung der Probleme des H-L-Tests und Alternativen sind zu finden bei Muche et al. (2005, Seite 97–98). Der R^2 -Wert von 0,9325 (Abb. 5) zeigt eine sehr gute Anpassung der Ausgleichsgeraden. Geringere Werte der beobachteten Raten finden sich sowohl am unteren wie auch oberen Rand der erwarteten primären Sectioraten. Im mittleren Bereich der erwarteten Raten liegen die beobachteten Raten über der Ausgleichsgeraden. Die Bedeutung der Abweichungen erschließt sich besser aus Abb. 6, denn hier liegt nur ein Datenpunkt klar außerhalb des 95%-KI.

Das Modell zeigt mit AUROC-Werten von 0,9118 (95%-KI: 0,9059–0,9177) in den Entwicklungsdaten und 0,9165 (95%-KI: 0,9116–0,9214) in den Validierungsdaten eine außergewöhnlich hohe Diskriminierungsfähigkeit (Zhang 2003, zitiert in Muche et al. 2005, Seite 107), die Iezzoni (2003, Seite 253) wichtiger als eine gute Kalibrierung einstuft. Dieser Wert ist gut vergleichbar mit dem von Gregory et al. (2002), bei denen der Wert 0,93 betrug. Die dazugehörigen ROC-Kurven werden in den Abb. 7 und Abb. 8 abgebildet.

Der Anteil der erklärten Varianz (im Vergleich zu einem »perfekten« Modell) beträgt 0,4239. Die inhaltliche Interpretation dieses Wertes ist problematisch. »Je höher, desto besser« ist praktisch das Einzige, was man zu Pseudo- R^2 -Werten sagen kann (Kohler & Kreuter 2012, Seite 347). Hilfreich ist bei der Beurteilung auch der Vergleich mit anderen publizierten Modellen, die auf Routinedaten basieren. So berichtet Stukenborg (2011) bei einem Modell

zur Berechnung der risikoadjustierten Sterblichkeit bei »Heart Failure Patients« einen Wert von 0,2018. Unter der Berücksichtigung, dass Werte im Bereich von 0 bis 1 möglich sind, ist der Anteil der erklärten Varianz in unserem Modell doppelt so hoch.

Ab welchen Werten der Sensitivität und Spezifität von einem guten Klassifikationsverfahren gesprochen werden kann, ist pauschal nicht bestimmbar (Kreienbrock et al. 2012, Seite 171). Die Sensitivität unseres Modells (60,0%) ist in Verbindung mit der für prognostische Modelle hohen Spezifität (96,3%) zu sehen. Weiterhin zeigt das Youden-Gütemaß, dass das Modell durchaus einen hohen Klassifikationswert besitzt. Der durch das Modell erzielbare Informationsgewinn beträgt 56%.

Aus Sicht einer möglichen Anwendung des Modells zur vergleichenden Bewertung der primären Sectioraten verschiedener Einrichtungen sind die positiven und prädiktiven Werte sowie der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle bedeutsamer. Mit insgesamt rund 90% korrekt klassifizierten Fällen liegt ein gutes Ergebnis vor. Bei einer Prävalenz der primären Sectio im Jahr 2010 von 18% bietet das Modell mit 90% korrekt klassifizierten Fällen einen Informationsgewinn von 72% beziehungsweise um den Faktor 5.

Der Cohens-Kappa-Koeffizient ist mit 0,618 als gut zu bezeichnen (Grouven et al. 2007; Stukenborg 2011), der PSEP zeigt mit 0,7 deutliche Tendenz zum Maximalwert 1 (Altman & Royston 2000) und der Brier-Score liegt mit 0,08 nahe dem perfekten Nullwert (De Lange 2011).

Bei einem Erwartungswert der primären Sectio von $\geq 0,5$ liefert das Modell eine 16-mal höhere Wahrscheinlichkeit für eine primäre Sectio im Vergleich zu einem Fall mit einem Wert $< 0,5$ (Likelihood Ratio+).

Modellvariablen

Die Modellkoeffizienten und die Odds Ratios sind in den Tab. 8 und Tab. 9 aufgelistet. Zwölf der 20 Variablen mit positiven Koeffizienten beziehungsweise Odds Ratios > 1 gehen mit einer höheren berechneten (also: erwarteten) Wahrscheinlichkeit für eine primäre Sectio einher. Acht Variablen mit negativen Koeffizienten beziehungsweise

Odds Ratios < 1 verringern die berechnete Wahrscheinlichkeit der primären Sectio. Fünf Variablen weisen Odds Ratios $> 6,0$ (O65) bis 14,5 (O34.2) auf und haben daher bei der Berechnung der erwarteten primären Sectioraten einen besonders starken Einfluss.

In Tab. 10 sind die relativen Häufigkeiten der Modellvariablen für alle Fälle und die einzelnen Entbindungsmodi aufgeführt (Aron et al. 1998). Die Prozentwerte der primären Sectio korrespondieren hier sehr gut mit den Odds Ratios beziehungsweise den Koeffizienten in Tab. 8 und Tab. 9.

Insgesamt korrespondieren die Modellvariablen gut mit den Ausführungen zu absoluten und relativen Sectioindikationen der Deutschen Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe DGGG (2010) oder der Guideline des National Institute for Health and Clinical Excellence NICE (2011): Querlage, Missverhältnis zwischen kindlichem Kopf und mütterlichem Becken, Beckendeformitäten, Placenta praevia, Mehrlingsschwangerschaften, Status nach Sectio etc.

Im Gegensatz zu Lipkind et al. (2009) fanden wir in unseren Daten keinen Zusammenhang zwischen Versichertenstatus und primärer Sectiorate, dies werten wir als ein wichtiges Ergebnis.

Alter > 35 Jahre

Das von Bragg et al. (2010) festgestellte Odds Ratio liegt mit 2,1 über dem Wert unseres Modells (1,4). Dies dürfte damit zusammenhängen, dass die Odds Ratios in der englischen Untersuchung gemeinsam für die primäre und sekundäre Sectio berechnet wurden. Der Wert 1,7 von Gregory et al. (2002) ist eher vergleichbar, obwohl in dieser Studie Fälle mit vorausgegangener Sectio nicht einbezogen wurden.

Schwangerschaftsdauer ≤ 36 . Woche

Die Daten der externen Qualitätssicherung (EQS) aus dem Jahr 2010 geben bei einer Schwangerschaftsdauer (SSD) < 36 Wochen eine primäre Sectiofrequenz von 12,0% an, wir weisen bei einer SSD ≤ 36 Wochen 10,0% aus. Einen Zustand nach Sectio oder anderer Uterus-Operation weisen die Daten der EQS in 13,4% aus, in unseren Daten beträgt dieser Wert 10,0% (95%-KI: 0,1–15,9).

O14

Während Bragg et al. (2010) hierunter die ICD-Kodes O14 und O15 subsummieren, ist in unserem Modell nur die O14 verblieben. Dennoch sind die Odds Ratios mit 3,5 beziehungsweise 3,9 gut vergleichbar.

O34.2

Das von uns berechnete Odds Ratio ist mit 14,5 vergleichbar mit dem Wert 11,5 bei Bragg et al. (2010) und 15,4 bei Gregory et al. (2002).

O44

Das Odds Ratio unseres Modells ist mit dem von Bragg et al. (2010) nicht vergleichbar, da dort nicht nur die O44, sondern auch die O45 *Vorzeitige Plazentalösung (Abruptio placentae)* in die Berechnung einbezogen wurde.

O61 bis O69

Bragg et al. (2010) geben für »fetal distress« ein Odds Ratio von 2,3 an, in unserer Untersuchung beträgt dieser Wert gerundet 0,2 (Modellvariable ICD-Kode O68).

Zunächst sind die Unterschiede auf Ebene der ICD-Kodes festzuhalten: Die englischen Untersucher definieren »fetal distress« mit einer Kodekombination aus O68 plus O69.0 *Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch Nabelschnurvorfall*.

Die Unterschiede in den Ausprägungen der Odds Ratios liegen also auch darin begründet, dass die Odds Ratios, wie bereits oben erwähnt, in der englischen Untersuchung gemeinsam für die primäre und sekundäre Sectio berechnet wurden.

Die Modellvariablen O61 bis O69 können auch mit Bezug auf die Definition der primären und sekundären Sectio eingeteilt werden. Die primäre Sectio ist von vornherein geplant (Deutsche Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe DGGG 2010), unter diesem Begriff werden die primär indizierte Sectio und die abdominale Schnittentbindung vor einer zervix-wirksamen Wehentätigkeit oder vor Blasensprung (vor Geburtsbeginn) aufgeführt (Strauss 2006, Seite 250).

Die Deutschen Kodierrichtlinien definieren unter der Kodierrichtlinie 1525 wie folgt (**Abb. 1**):

»Ein primärer Kaiserschnitt ist definiert als ein Kaiserschnitt, der als geplante Prozedur vor oder nach dem Einsetzen der Wehen durchgeführt wird; die Entscheidung zur Sectio wird dabei vor Einsetzen der Wehen getroffen.« Und weiter: »Ein sekundärer Kaiserschnitt (inklusive Notfallkaiserschnitt) wird definiert als ein Kaiserschnitt, der aufgrund einer Notfallsituation oder des Geburtsverlaufs aus mütterlicher oder kindlicher Indikation (zum Beispiel HELLP-Syndrom, Geburtsstillstand, fetaler Distress) erforderlich war, auch wenn dieser primär geplant war.« (Deutsche Kodierrichtlinien DKR 2010–2012).

Die Kodierrichtlinien ziehen also als wesentliches Entscheidungskriterium den Zeitpunkt der Entscheidungsfindung heran, er liegt vor dem Einsetzen der Wehen oder nicht. Ob es sich um eine zervix-wirksame Wehentätigkeit handelt oder nicht, wird hierbei nicht berücksichtigt.

Für die Praxis der Transformation der Dokumentation in die entsprechenden Diagnose- und Prozedurenkodes ergeben sich schon aus diesen Passagen Probleme, da eine genaue zeitliche Abgrenzung der Entscheidung zur primären Sectio nicht immer möglich sein wird. Es wird also klar, dass die Festlegung primäre oder sekundäre Sectio auf einer schwer zu handhabenden Kodierrichtlinie basiert, die auch nur bedingt mit einer medizinischen Definition in Einklang zu bringen ist. Da jedoch die Kodierrichtlinie »entscheidet«, um welche Sectio es sich handelt, ist mit Fehlklassifikationen zu rechnen.

Da die Diagnosekodes O60 bis O75 in der ICD-Systematik unter der Überschrift »Komplikationen bei Wehentätigkeit und Entbindung« geführt werden, würde man nicht erwarten, dass solche Codes als Modellvariablen die Wahrscheinlichkeit einer primären Sectio erhöhen und dass solche Codes nicht bei DRG zur primären Sectio als Haupt- oder Nebendiagnosen vorkommen. Beide Annahmen erweisen sich jedoch als unzutreffend.

In **Tab. 9** ist erkennbar, dass die zu dem ICD-Abschnitt »Komplikationen bei Wehentätigkeit und Entbindung« gehörenden Modellvariablen O61 bis O69 bis auf zwei ein

Odds Ratio <1 aufweisen, sie gehen also mit der geringeren Wahrscheinlichkeit einer primären Sectio und somit einer höheren Wahrscheinlichkeit einer sekundären Sectio oder vaginalen Entbindung einher. Entgegen der Erwartung ist dies bei den Faktoren O64 und O65 nicht der Fall, sie haben Odds Ratios von 3,5 beziehungsweise 6,2 – sie erhöhen also die Wahrscheinlichkeit der primären Sectio.

Wir haben zu dieser Auffälligkeit (also: O64 und O65 mit Odds Ratios deutlich >1 obwohl sie »Komplikationen bei Wehentätigkeit und Entbindung« abbilden und obwohl gemäß Kodierrichtlinie dann eine primäre Sectio nicht vorliegen könnte) Rücksprache mit qualifizierten Kodierfachkräften und Medizincontrollern gehalten. Hierbei zeigten sich unterschiedliche Interpretationen der Regelwerke und somit unterschiedliche Kodierungspraxen zu diesen Kodes.

Wir haben zur Klärung der Frage auch eine Anfrage an die zuständige Stelle (Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information DIMDI) gerichtet. In der Antwort wurde mitgeteilt, dass bei einer primären Sectio Kodes aus dem Bereich O60 bis O75 nicht grundsätzlich ausgeschlossen werden könnten.

Dass das Auftreten der Kodes O64 und O65 in unseren Entwicklungsdaten auch im Zusammenhang mit der primären Sectio nicht ungewöhnlich ist, kann man auch an Daten zu den DRG erkennen, die im »G-DRG Browser« veröffentlicht sind (Institut für das Entgeltssystem im Krankenhaus 2009). So findet man beispielsweise in der Version 2010 bei der DRG O01G (Primäre Sectio caesarea mit komplizierender Diagnose, Schwangerschaftsdauer mehr als 33 vollendete Wochen [SSW], ohne komplexe Diagnose) in der Liste der Top-Hauptdiagnosen bei rund 6% der Fälle eine Hauptdiagnose aus O64 (genau: O64.1) und in rund 5% eine Hauptdiagnose aus O65 (genau: O65.4 und O65.5). Bei den Nebendiagnosen findet man diese Kodes in rund 6% jeweils für die O64.1 und O65.5.

Für die Modellvariablen aus der Gruppe O61 bis O69 können wir also feststellen, dass sie bis auf die Faktoren O64 und O65 im Einklang mit den Kodierrichtlinien und der Diagnoseklassifikation stehen. Bei den Faktoren O64 und O65 ist dies nicht der Fall, dies entspricht jedoch of-

fensichtlich der Kodierungsrealität, wie die aufgeführten Daten eindeutig zeigen.

Auch andere Autoren haben sich zur Bedeutung der Kodierung im Zusammenhang mit den Sectioraten geäußert, so zum Beispiel Henry et al. (1995), Kritchevsky et al. (1999), Gregory et al. (2002), Fantini et al. (2006), Bragg et al. (2010), Janakiraman et al. (2011) und Onwere et al. (2011).

An dieser Stelle soll nochmals darauf hingewiesen werden, dass auch unser Modell nur maternale Faktoren berücksichtigt, da der zugrunde liegende Datensatz keine Verbindung mit den Daten des Neugeborenen vorsieht.

Sectoraten

Allgemeines

In den Entwicklungsdaten (2010) hatten 2.931 der 15.416 Fälle keinen der im Modell spezifizierten klinischen Faktoren, dies entspricht 19,0%. Bragg et al. (2010) geben hierzu 51% der Fälle an, dieser deutlich höhere Wert spricht für eine bessere Qualität unserer Daten und in der Folge auch des resultierenden klinischen Modells.

Bei diesen 2.931 Fällen wurde bei 11,8% eine Sectio (primär 10,6% / sekundär 1,2%) durchgeführt, bei den 12.485 Fällen mit mindestens einem Faktor waren es dagegen 40,5% (primär 20,0% / sekundär 20,5%).

Es wäre falsch, bei den 10,6% durchgeführten primären Sectiones eine fehlende Indikation zu unterstellen, da es sich um Fälle handeln kann, die patientinnenseitige Faktoren aufweisen, die das Modell nicht berücksichtigt. Nur eine Analyse der medizinischen Dokumentation könnte die zugrunde liegenden Gründe aufzeigen.

Ebenso ist eventuell zu berücksichtigen, dass vonseiten der Schwangeren der Wunsch nach einer primären Sectio nachhaltig vorgetragen und bei der Indikationsstellung angemessen berücksichtigt wurde. So berichten beispielsweise Turner et al. (2008) aus ihrer Untersuchung bei Erstgebärenden in der durchschnittlich 22. Schwangerschaftswoche, dass 2% der Schwangeren zu diesem Zeitpunkt eine Sectio in Erwägung zogen und 5% bezüglich des Geburtsmodus unentschieden waren. McCourt et al. (2007) untersuchten in ihrem Literaturreview mit

Metaanalyse diese Frage und zeigten anhand der untersuchten Literatur, dass die Präferenz der Schwangeren pro Sectio zwischen 0,3% und 14% berichtet wird. Jacquemyn et al. (2003) gehen davon aus, dass mindestens 2,6% aller Sectiones in Flandern (Belgien) auf Wunsch der Patientinnen durchgeführt wurden. Quinlivan et al. (1999) beziffern diesen Wert für die primäre Sectio auf 26,8% in einem australischen Lehrkrankenhaus. Pang et al. (2007) berichten aus Hongkong eine maternale Präferenz für die primäre Sectio von 16,7%.

In einer weiteren Arbeit aus Hongkong zeigten Pang et al. (2007a), dass dieser Wert bei Erstgebärenden von 17,2% in der Mitte der Schwangerschaft auf 12,7% zum Ende sank. Die Präferenz des Lebenspartners pro primäre Sectio war ein signifikanter Einflussfaktor auf die Einstellung der Schwangeren.

Gamble & Creedy kritisierten im Jahr 2000, dass die Methodik einiger Studien bei der Beantwortung der Frage nach der Präferenz einer Sectio durch die Schwangeren zu einem Overreporting führen kann.

Bezogen auf die primäre Sectio sehen unsere Daten in einer weiteren Betrachtung wie folgt aus: Von 2.805 primären Sectiones hatten 381 keinen der im Modell spezifizierten klinischen Faktoren (hier: mit Odds Ratio >1), dies sind 13,6%. Insgesamt 2.424 Fälle hatten mindestens einen Faktor, dies sind 86,4%.

Ähnlich verhalten sich die Daten für die sekundäre Sectio: Von 2.597 sekundären Sectiones waren 418 (16,1%) ohne klinischen Faktor (hier: mit Odds Ratio <1). Die übrigen 2.179 Fälle mit mindestens einem Faktor machen 83,9% aus.

An dieser Stelle ist bereits festzuhalten, dass das Modell deutliche Unterschiede der Sectioraten in den Gruppen ohne und mit spezifischem klinischem Faktor aufzeigt.

Bragg et al. (2010) geben an, dass beinahe alle Frauen mit einer Placenta praevia, vorzeitigen Plazentaablösung, Beckenendlage, Querlage beziehungsweise Schräglage per Sectio entbunden wurden. Wir haben die von den Autoren hierzu angegebenen Codes (O44; O45; O32.1; O32.2; O64.1) in den Entwicklungsdaten analysiert und stellten fest, dass bei 95,5% der Fälle mit diesen Merkmalen eine Sectio durchgeführt wurde, dieser Wert liegt über

alle Kliniken zwischen 92,3% und 100,0%. Auch die englischen Autoren stellen nur geringe Unterschiede zwischen den Kliniken fest und folgern daher, dass die Indikationsstellung in Übereinstimmung mit den Leitlinien des National Institute for Health and Clinical Excellence NICE (2011) erfolgt. Diese Schlussfolgerung kann auch für unsere Daten gezogen werden, da auch die Deutsche Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe DGGG (2010) die genannten Diagnosen unter den absoluten Indikationen aufführt.

Standardisierte primäre Sectiorate

Die für jede Klinik berechnete SPSR wird in **Abb. 9** im Sinne eines Rankings in absteigender Reihenfolge abgebildet, die korrespondierenden nicht adjustierten (also: beobachteten) Raten sind diesen Werten gegenübergestellt (in Anlehnung an: Aron et al. 1998).

Diese Art der Abbildung zeigt sehr gut die Bedeutung der Risikoadjustierung, indem sie die Rangverschiebungen differenziert darstellt: Kliniken, die bei den nicht adjustierten Raten über oder unter dem mittleren Wert von 18,0% liegen, zeigen Rangverschiebungen zu höheren oder niedrigeren SPSR-Werten. Dieses Ergebnis bestätigt die Feststellungen anderer Autoren, die ebenfalls deutliche Rangverschiebungen erkannten (Aron et al. 1998; Fantini et al. 2006).

Die Bedeutung der Adjustierung erschließt sich auch durch eine weitere Betrachtungsweise: In **Abb. 10** werden die nicht adjustierten primären Sectioraten aus unserem Entwicklungsdatensatz im Funnel Plot abgebildet. Die Limits des Funnel Plots werden um den Mittelwert berechnet und als horizontale Linie gezeichnet.

Da den Krankenhäusern in der Regel »zu hohe« Sectioraten vorgeworfen werden, wird in der Abbildung der Blick auf Häuser gerichtet, die oberhalb des ersten beziehungsweise zweiten oberen Limits liegen. Zwei Kliniken (C und P) liegen zwischen den beiden Limits, hier wäre ein engmaschiges Monitoring der weiteren Ergebnisse zu empfehlen. Eine zusätzliche Evaluation der klinischen Entscheidungsfindung im Spiegel der patientinnenseitigen Faktoren, der medizinischen Empfehlungen (DGGG 2010), der Dokumentation und der Kodierung der doku-

mentierten Daten ist den Kliniken N und O zu empfehlen, da diese Faktoren die primäre Sectiorate beeinflussen (beobachtete und auch die erwartete) und die Kliniken außerhalb des äußeren Limits liegen. Diese Evaluation könnte natürlich auch von den Kliniken C und P vorgenommen werden, um frühzeitig Korrekturmaßnahmen einzuleiten. Dies wäre dann der klassische Ansatz der internen medizinischen Qualitätssicherung. Falls hierbei eine nicht angemessene primäre Sectiorate festgestellt wird, sind die einzuleitenden Korrekturmaßnahmen auch unter dem Gesichtspunkt des klinischen Risikomanagements zu befürworten.

Würde man nun, wie in **Abb. 11** geschehen, die Limits des Funnel Plots um den Referenzwert der EQS aus dem Jahre 2010 (14,9%) berechnen und einzeichnen, so ergäbe sich ein völlig anderes Bild. Jetzt liegen drei Kliniken (B, E und S) oberhalb des ersten Limits und weitere acht überschreiten das zweite Limit. Auch hier müssen keine Bedenken gegen eine mögliche »Unterversorgung« geäußert werden, da keine Klinik mehr unterhalb der unteren Limits liegt (dies war in **Abb. 10** noch bei vier Kliniken der Fall: A, D, F und K). Insofern unterstützt diese Abbildung die Sicht derjenigen Interessengruppen, die pauschal »zu hohe« Werte anprangern. Es ist unschwer zu erkennen, dass die Bewertung der primären Sectioraten in besonderem Maße von der Bezugsgröße – und somit vom Beobachter – abhängt (siehe hierzu auch: Simon 2008, Seite 113).

Im Qualitätsreport der externen Qualitätssicherung für das Jahr 2011 wird zur Geburtshilfe wie folgt ausgeführt: »Nach Auffassung der Bundesfachgruppe sind die Ergebnisse Ausdruck einer insgesamt guten Versorgungssituation.« (Qualitätsreport 2011, Seite 122). Erstaunlicherweise sind bis heute weder die Gesamtsectiorate noch die primäre oder sekundäre Sectiorate unter den Qualitätsindikatoren der externen Qualitätssicherung zu finden. Die Expertengruppe (Bundesfachgruppe) kommt zu diesem Ergebnis, obwohl die Sectioraten weder explizit bewertet noch als Qualitätsindikator in die Königsklasse der externen Qualitätssicherung aufgenommen wurden, was auch die Grundvoraussetzung für eine verpflichtende Berichterstattung der Krankenhäuser zu diesen Werten wäre.

Es mag nun sein, dass die Expertengruppe und auch der Gemeinsame Bundesausschuss bezüglich der Sectioraten – im Gegensatz zu anderen Interessengruppen – bisher keinen Handlungsbedarf sehen. Möglicherweise teilt man in diesen Gremien auch die Meinung der Autoren, dass eine öffentliche Berichterstattung nur dann sinnvoll wäre, wenn adjustierte Sectioraten verfügbar wären.

Im Gegensatz zu den nicht adjustierten Werten aus **Abb. 11** ergibt sich ein völlig anderes Bild, wenn man die Werte der SPSR in einem Funnel Plot darstellt, so wie in **Abb. 12** zu sehen. Nun liegt nur noch eine Klinik (O) zwischen den beiden Limits und zwei Kliniken knapp über dem oberen äußeren Limit.

Betrachtet man die Kliniken J und O, so wird klar, dass sich schon geringe Veränderungen auswirken: Sinkt die beobachtete Rate der Klinik J von 18,0% (**Abb. 9**) auf 17,0% oder die erwartete Rate steigt von 15,0 auf 15,9%, dann hat auch J eine SPSR von 20,6% wie Klinik O und liegt innerhalb des äußeren Limits. Im Jahr 2011 weist die Klinik J eine SPSR von 20,7% aus – das Gedankenspiel ist also nicht so unwahrscheinlich. Wir regen daher an dieser Stelle einen sachlichen Umgang mit den Werten an, der auch von vorschnellen Urteilen bei der Überschreitung bestimmter Grenzen absieht. Aelvoet et al. (2008) berichten hierzu im Zusammenhang mit der Nutzung von Routinedaten zu Zwecken der Adjustierung von der Berechnung einer »Zone der Nichtinterpretation«, die insbesondere bei zwar signifikanten, aber geringen Effektstärken berücksichtigt werden soll.

Auch hier wird deutlich, dass pauschale Vorwürfe bezüglich »zu hoher« Sectioraten in keiner Weise gerechtfertigt sind.

Die Abbildung der SPSR mittels Funnel Plot ist wesentlich besser geeignet, da sie unter anderem die fallzahlabhängige Streuung dynamisch und ohne Systembruch berücksichtigt (Lack & Gerhardinger 2009). Eine Darstellung ohne Adjustierung und ohne Berücksichtigung der Fallzahlen bei der Berechnung der Limits, die zum Beispiel als Hinweis- oder Kontrollgrenzen in der internen und auch externen Qualitätssicherung verwendet werden könnten, führt zu fehlerbehafteten Interpretationen.

Dies gilt insbesondere für Säulendiagramme, die zum Zwecke von Klinikvergleichen und im schlimmsten Fall als »public reporting« nach (nicht adjustierten) Klinikwerten aufsteigend sortiert abgebildet werden und auch Fallzahlen nicht berücksichtigen. Diese trügerische Anordnung suggeriert (in Anlehnung an Lack & Gerhardinger 2009) Informationen, die keine sind. Betrachtet man im Sinne des Soziologen Niklas Luhmann eine Information als einen Unterschied, der einen (hier: aus klinischer Sicht und aus Sicht der Patientensicherheit relevanten) Unterschied ausmacht, so ist zu fordern, dass öffentliche Klinikvergleiche nur auf belastbaren Daten basieren sollen, Fallzahlen berücksichtigen und in geeigneter Form dargestellt werden.

Diese Forderungen sehen wir mit dem von uns vorgestellten Ansatz als erfüllt an: Die Daten werden bezüglich ihrer Kodierqualität nicht nur nach abrechnungs-, sondern auch nach qualitätsrelevanten Gesichtspunkten gesichert. Mit den Funnel Plots werden die Ergebnisse in geeigneter Form dargestellt und dabei gleichzeitig die Fallzahl berücksichtigt.

Dimick et al. haben 2004 in einer grundlegenden Arbeit gezeigt, dass die Berücksichtigung der Fallzahlen bei der Beurteilung von Ergebnissen elementar ist. Auch die hier abgebildeten Funnel Plots zeigen, dass Kliniken mit geringeren Fallzahlen wesentlich größere Spannweiten der Werte aufweisen können, bevor sie die Limits tangieren, also »auffällig« werden. Hierbei spielt es keine Rolle, ob es sich um nicht adjustierte oder adjustierte Werte handelt. Ist das Ziel jedoch eine seriöse Abbildung entsprechender Daten, so sollte dieser Umstand nicht als Chance für sogenannte kleine Fallzahlen oder gar kleine Kliniken betrachtet werden, sich einer internen wie externen Qualitätsbewertung zu entziehen. Es liegt in der Natur der Sache, dass eine fallzahlabhängige Streuung existiert und außerdem könnte ja auch eine ganz andere Sicht eingenommen werden, die besagt, dass die geringeren Fallzahlen eine Datenbewertung deutlich erschweren, da sich Trends oder Auswirkungen von Veränderungsprozessen nur sehr schwer erkennen lassen und nur mit großer Unsicherheit behaftet bewertet werden können. Dies bedeutet also, dass sich Kliniken mit höheren Fallzahlen – zu-

mindest aus statistischer Sicht – bei der Daten- und auch Qualitätsbewertung in einer vorteilhaften Situation befinden.

Die Bewertung primärer Sectioraten ist komplex, selbst wenn es sich um adjustierte Daten handelt. Die Verantwortung für die Stellung einer Indikation soll auch die berechtigten Interessen und Wünsche der Schwangeren berücksichtigen. Ist dies gewährleistet, so kann von einer angemessenen Indikationsstellung gesprochen werden. Schneider (2008) zieht in seiner Arbeit das für die Praxis richtige Fazit, welches hier auszugsweise wiedergegeben wird: »Jede Schwangere, die den Wunsch nach Entbindung durch eine Sectio äußert, muss umfassend über das Nutzen-Risiko-Verhältnis zwischen primärer Sectio und vaginaler Entbindung aufgeklärt werden. Dabei müssen Gesundheit und Wohlergehen von Mutter und Kind berücksichtigt werden. Da eine sekundäre, das heißt ungeplante Sectio, ein deutlich höheres Risiko hat als eine geplante, muss die individuelle Wahrscheinlichkeit für eine unkomplizierte Spontangeburt wichtiger Bestandteil des Beratungsgespräches sein. Dabei muss vor allem auf die besondere Motivation der Schwangeren für eine Wunschsectio eingegangen werden ... «

Die beachtenswerte Arbeit von Nilstun et al. (2008) gibt aus ethischer Sicht einen Überblick zur primären Sectio ohne medizinische Begründung auf Wunsch der Schwangeren. Wenn die Berücksichtigung der Schwangereninteressen und -wünsche im Sinne einer partizipativen Entscheidungsfindung auch von der Politik eingefordert wird, dann muss konsequenterweise auch akzeptiert werden, dass sie vom Arzt auch in die Indikationsstellung einbezogen werden. Mit anderen Worten: Die Indikationsstellung zur primären Sectio wird in der realen Welt auch durch die Schwangeren beeinflusst und daher dürfen die heutigen und zukünftigen primären Sectioraten nicht ausschließlich der Verantwortung der Ärzte oder Krankenhäuser zugeschrieben werden. Die ausschließliche Zuweisung der Verantwortung an Ärzte oder Krankenhäuser konterkariert die Forderung nach Einbeziehung der Schwangeren, die ihre Entscheidung mitunter ja bereits nach qualifizierter Beratung durch niedergelassene Gynäkologen für sich getroffen haben.

Wie groß der Anteil dieser Schwangeren in unseren Daten war, kann nicht beziffert werden, dies war auch nicht Gegenstand der Untersuchung.

Vielmehr gilt es zu verdeutlichen, dass die primären Sectioraten, unabhängig davon, ob adjustiert oder nicht, von multiplen externen und internen Faktoren sowie grundlegenden statistischen Einflussgrößen abhängen. Hierdurch werden auch sogenannte Krankenhausratings beeinflusst und können bei Nichtberücksichtigung der Einflussgrößen zu ungenauen Ergebnissen führen oder auch zu solchen, deren Effektstärke in Rankings falsch eingeschätzt wird (Kritchevsky et al. 1999). So können Rangplätze schnell in ihrer Bedeutung überschätzt werden: Die SPSR-Werte 18,1% bis 18,8% (Abb. 9) liegen auf den Rangplätzen 10 bis 7 mit einer Rangdifferenz von 3, unterschieden sich im SPSR aber nur um 0,7%.

Es existiert unserem Wissen nach kein offizieller nationaler Standard zur Berechnung einer primären oder sekundären Sectiorate, der Nenner und Zähler, Ein- und Ausschlusskriterien sowie die Adjustierung spezifiziert. Ein solcher Standard, der von einer vom Gesetzgeber autorisierten Institution herausgegeben werden sollte, ist jedoch nach unserer Meinung Voraussetzung für die externe Bewertung und Diskussion der Daten, insbesondere wenn es um Krankenhausrankings geht. Die Notwendigkeit der Standardisierung gilt unabhängig von der Frage der zugrunde liegenden Daten (zum Beispiel Routinedaten oder andere) und wurde bereits im Jahr 1999 in der Arbeit von Kritchevsky et al. umfassend beschrieben.

Solange ein entsprechender Standard nicht existiert, könnte ein SPSR wenigstens auf Basis nationaler Daten entwickelt und validiert werden. Eine entsprechende Offenlegung des Entwicklungsprozesses vorausgesetzt, könnte dieses Vorgehen das Vertrauen in die so gewonnenen Daten deutlich erhöhen. Der Gesetzgeber hat im Sozialgesetzbuch (V) mit dem § 303e (Datenverarbeitung und -nutzung) zwischenzeitlich zumindest die rechtlichen Voraussetzungen für die Verarbeitung und Nutzung von Leistungsdaten durch verschiedene Institutionen geregelt. Hierzu gehören auch »... sonstige Einrichtungen mit der Aufgabe unabhängiger wissenschaftlicher For-

schung, sofern die Daten wissenschaftlicher Forschung dienen« (§ 303e Abs. 1 Nr. 8). Es bleibt abzuwarten, wie die Ausgestaltung dieser Rechtsgrundlage dann in der Praxis erfolgen wird.

Wie bereits in den Abb. 2 und Abb. 3 sowie in Tab. 1 für die offiziellen Daten der externen Qualitätssicherung gezeigt wurde, sind angeblich dramatische Anstiege der Sectioraten seit dem Jahr 2008 in den Bereich der Fiktion zu verweisen.

Das Statistische Bundesamt bestätigt dies in einer Pressemitteilung zu den Kaiserschnittraten im Jahr 2011, nach der der Anteil der Kaiserschnitte gegenüber 2010 um 0,2 Prozentpunkte gestiegen ist. Offensichtlich ist man sich bewusst, dass es fragwürdig ist, bei 0,2 Prozentpunkten von einer Steigerung zu sprechen, daher wird auch postwendend angemerkt, dass sich dieser Anteil in den letzten 20 (!) Jahren fast verdoppelt habe (1992: 16,2%) (Statistisches Bundesamt DESTATIS 2012).

Pauschale Vorhaltungen sind nicht angebracht und konterkarieren die permanenten Bemühungen der Krankenhäuser, eine angemessene medizinische Qualität in einem hochkomplexen Umfeld sicherzustellen.

Die von uns vorgestellte standardisierte primäre Sectiorate unterstreicht diese Feststellungen und bietet eine statistisch fundierte Alternative und Datenquelle zur Beschreibung, Erklärung und Bewertung des beobachteten Phänomens in den unserem Verbund angeschlossenen Kliniken an. Diese von Simon (2008, Seite 114) unter den »Zehn Geboten systemischen Denkens« unter anderem formulierte Trias sei jeder Leitungskraft im Krankenhaus, aber ganz besonders den Pauschalkritikern der Sectioraten in Politik, Krankenkassen und Medien zur Berücksichtigung empfohlen.

Stärken

Unsere Arbeit zeigt einige positive Eigenschaften: Die klinisch-statistische Modellentwicklung erfolgte in Anlehnung an die Fachliteratur und berücksichtigt definierte Qualitätsanforderungen, sie ist detailliert und transparent beschrieben. Modellentwicklung und -validierung erfolgten an zwei unterschiedlichen Datensätzen mit hohen Fallzahlen und nicht an zwei Stichproben eines Datensatzes aus einer zeitlichen Periode. Das Modell korrespondiert hinsichtlich der Variablen gut mit der Literatur, es zeigt eine hohe methodische Güte und gute Performanz, dies gilt insbesondere für die außergewöhnliche Diskriminierungsfähigkeit. Die Darstellung der SPSR mittels Funnel Plots zeigt die Bedeutung der Fallzahlen bei der Bewertung der Daten. Wir erheben natürlich keinen Anspruch auf universelle Gültigkeit unseres Modells, können aber auf jeden Fall zeigen, dass es sinnvolle Alternativen zu den bisherigen Darstellungen der Sectiodaten gibt. Unser Modell kann im Sinne eines Screenings (Aelvoet et al. 2008) und auch bei der internen Qualitätssicherung sehr hilfreich sein.

Limitierungen

Die vorliegende Arbeit enthält eine Reihe methodischer Limitationen. Zunächst beruhen ihre Ergebnisse auf administrativen Routinedaten, die nicht im Sinne eines Abgleichs mit der Dokumentation in der Patientenakte extern validiert wurden. Allerdings sind seit einigen Jahren Maßnahmen zur Förderung der Kodierqualität innerhalb des Verbundes etabliert, die auf technischen und formalen Plausibilitätsprüfungen der durch die Mitgliedshäuser übermittelten Datensätze beruhen. Diese werden den Mitgliedshäusern regelmäßig in Form vergleichender Auswertungen zurückgemeldet (Becker et al. 2003). Dennoch gilt das vorgestellte Modell zunächst natürlich nur für unseren Krankenhausverbund unter Berücksichtigung unserer Dokumentations- und Kodierungsqualität (Henry et al. 1995; Kritchevsky et al. 1999; Gregory et al. 2002; Fantini et al. 2006; Bragg et al. 2010; Janakiraman et al. 2011; Onwere et al. 2011), der Prävalenzen in unseren Daten sowie der Indikationsstellung.

Die beschriebenen Probleme bei der Anwendung der Kodierrichtlinien und der ICD-Klassifikation sind nicht spezifisch für Routinedaten. Die unterschiedliche Anwendung (scheinbar) eindeutiger Definitionen wirkt sich auch in vielen medizinischen Bereichen und Studien aus, bei denen die Daten zum Zweck der Studie erhoben wurden. So beschreiben zum Beispiel Klein Klouwenberg et al. (2012) und Zhao et al. (2012) Probleme bei der Anwendung der Sepsisdefinitionen, die in Anbetracht der international konsentierten Sepsiskriterien primär nicht zu erwarten sind. Es handelt sich also eher um die grundsätzliche Fragestellung, wie komplexe Definitionen im klinischen Alltag (also in der Realität) angewendet werden sollen und in welchem Umfang sie überhaupt anwendbar sind.

Bei der Modellentwicklung konnten Daten des Neugeborenen nicht berücksichtigt werden, da der maternale und kindliche Datensatz gemäß § 21 KHEntgG nicht verbunden vorliegen. Wir arbeiten jedoch an einer Zusammenführung dieser Datensätze, die dann ein möglicherweise besseres Modell ermöglicht.

Auch wurden keine weiteren klinischen Daten, wie zum Beispiel Laborwerte, verwendet, von denen man sich eine Modelloptimierung versprechen könnte. Jedoch haben Bertossa et al. (2012) gezeigt, dass auch rein klinische Modelle insuffizient sein können. Ein Modell kann unmöglich alle möglichen Variablen berücksichtigen (Fantini et al. 2006; Bragg et al. 2010), somit bleibt immer eine Restunsicherheit – dennoch weist unser Modell mit 0,9118 einen exzellenten AUROC-Wert aus.

Schlussfolgerung

Pauschale Vorwürfe hinsichtlich der primären Sectioraten sind nicht berechtigt. Nicht adjustierte und adjustierte Raten unterscheiden sich mitunter erheblich, daher sollten Urteile über die organisationale Performanz durch externe Stellen nur dann gefällt werden, wenn ein Vergleich auf einem einheitlich definierten Indikator mit einer standardisierten Adjustierung basiert (Kritchevsky et al. 1999; Gregory et al. 2002; Bragg et al. 2010).

Die vorliegende Arbeit leistet für die Qualitätssicherung und Krankenhausvergleiche einen relevanten Beitrag, denn erstmals werden deutsche Daten zu den aufgeworfenen Fragen ausgewertet.

Auf die Indikationsstellung zur primären Sectio hat der Versichertenstatus in unseren Daten keinen Einfluss. Die Befürworter der »ökonomischen Indikationsthese« sollten dies berücksichtigen und auch erkennen, dass nicht die Krankenhäuser die DRG-Erlöse bestimmen und die Geburtshilfe daher auch kein ökonomischer Selbstbedienungsladen der Krankenhäuser ist.

Transparente und adjustierte Modelle bieten dem Krankenhaus- und Fachabteilungsmanagement erhebliche Vorteile: Sie erlauben eine differenzierte Analyse der Indikationsstellung, daraus resultierende Leitungsinterventionen sind mit ihrer medizinischen und sachlogischen Grundlage gut vermittelbar und haben somit eine hohe Umsetzungswahrscheinlichkeit. Angemessene Indikationen und Raten können intern und gegenüber der relevanten Umwelt der Organisation dargestellt und erläutert werden.

Für die Schwangeren wären primäre Sectioraten erstmals wirklich vergleichbar und könnten eine gute Grundlage für Gespräche mit Klinikern, auch im Rahmen des Auswahlprozesses eines Krankenhauses, bieten.

Insofern würde auch eine gleichberechtigte und auf belastbaren Informationen basierende Beziehung zwischen der Schwangeren und den betreuenden Ärzten unterstützt. Angemessene und transparente Sectioraten erhöhen das Vertrauen in die Qualitätsfähigkeit der Organisation und sind aus Sicht der Patientensicherheit ebenfalls wünschenswert.

Darüber hinaus könnten weitere Interessengruppen von den aufgeführten Vorteilen profitieren und zu einer sachlichen Diskussion beitragen.

Abbildungen

Abb. 1:
Erläuterung der Begriffe und OPS-Kodes (Versionen 2010/2011)

Primäre Sectio

- Von vornherein geplanter Eingriff (DGGG 2010)
- Elektive Sectio caesarea (Strauss 2006)
- Abdominale Schnittentbindung vor einer zervix-wirksamen Wehentätigkeit oder vor Blasensprung (vor Geburtsbeginn) (Strauss 2006)
- Kaiserschnitt, der als geplante Prozedur vor oder nach dem Einsetzen der Wehen durchgeführt wird. Die Entscheidung zur Sectio wird dabei vor Einsetzen der Wehen getroffen (DKR 2010–2012)

OPS-Kodes

5-740.0	Klassische Sectio caesarea: primär
5-741.0	Sectio caesarea, suprazervikal und korporal: primär, suprazervikal
5-741.2	Sectio caesarea, suprazervikal und korporal: primär, korporal, T-Inzision
5-741.4	Sectio caesarea, suprazervikal und korporal: primär, korporal, Längsinzision
5-742.0	Sectio caesarea extraperitonealis: primär
5-749.10	Andere Sectio caesarea: Misgav-Ladach-Sectio: primär

Sekundäre Sectio

- Entscheidung wird unter der Geburt getroffen (DGGG 2010)
- Durchführung der Sectio nach Geburtsbeginn bei gegebener Indikation zur Sectio (Strauss 2006)
Anmerkung: auch genannt »Primär indizierte sekundäre Sectio caesarea«
- Abdominale Schnittentbindung bei mütterlicher und/oder kindlicher Gefährdung während der Geburt (Strauss 2006)
- Definiert als ein Kaiserschnitt (inkl. Notfallkaiserschnitt), der aufgrund einer Notfallsituation oder des Geburtsverlaufs aus mütterlicher oder kindlicher Indikation (z.B. HELLP-Syndrom, Geburtstillstand, fetaler Distress) erforderlich war, auch wenn dieser primär geplant war (DKR 2010–2012)

OPS-Kodes

5-740.1	Klassische Sectio caesarea: sekundär
5-741.1	Sectio caesarea, suprazervikal und korporal: sekundär, suprazervikal
5-741.3	Sectio caesarea, suprazervikal und korporal: sekundär, korporal, T-Inzision
5-741.5	Sectio caesarea, suprazervikal und korporal: sekundär, korporal, Längsinzision
5-742.1	Sectio caesarea extraperitonealis: sekundär
5-749.11	Andere Sectio caesarea: Misgav-Ladach-Sectio: sekundär

Abb. 2:
Entbindungsmodus: Daten der externen Qualitätssicherung 2008 bis 2011

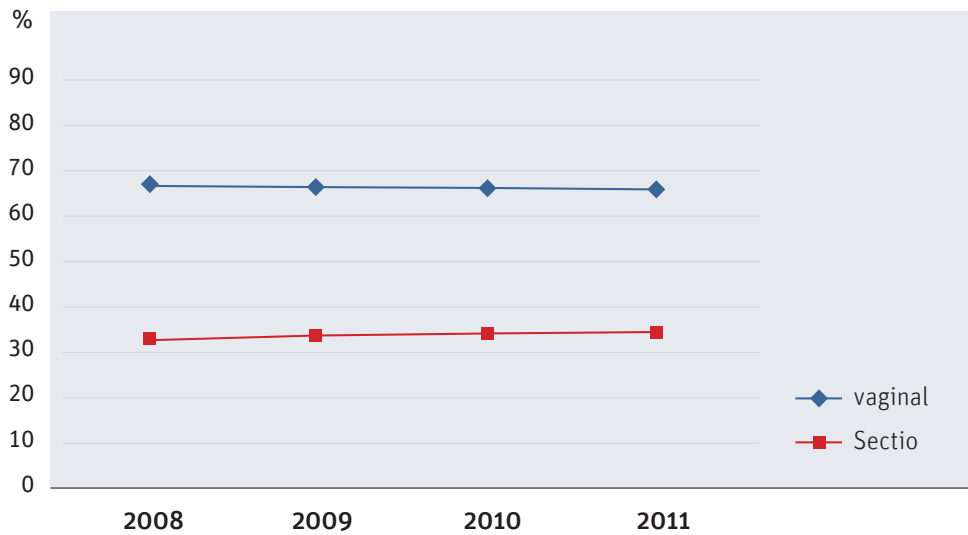


Abb. 3:
Sectio: Daten der externen Qualitätssicherung 2008 bis 2011

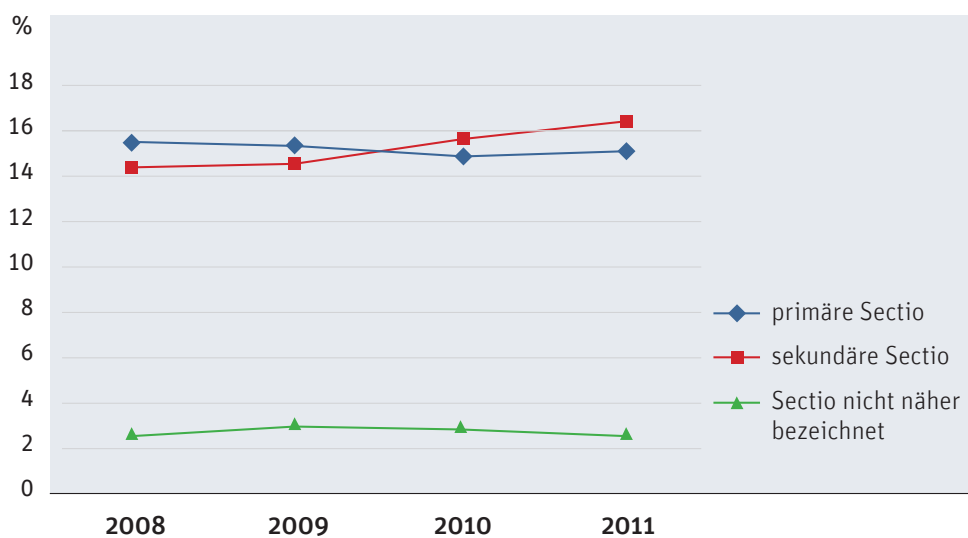


Abb. 4:
 Ablauf der Modellentwicklung (eigene Darstellung)

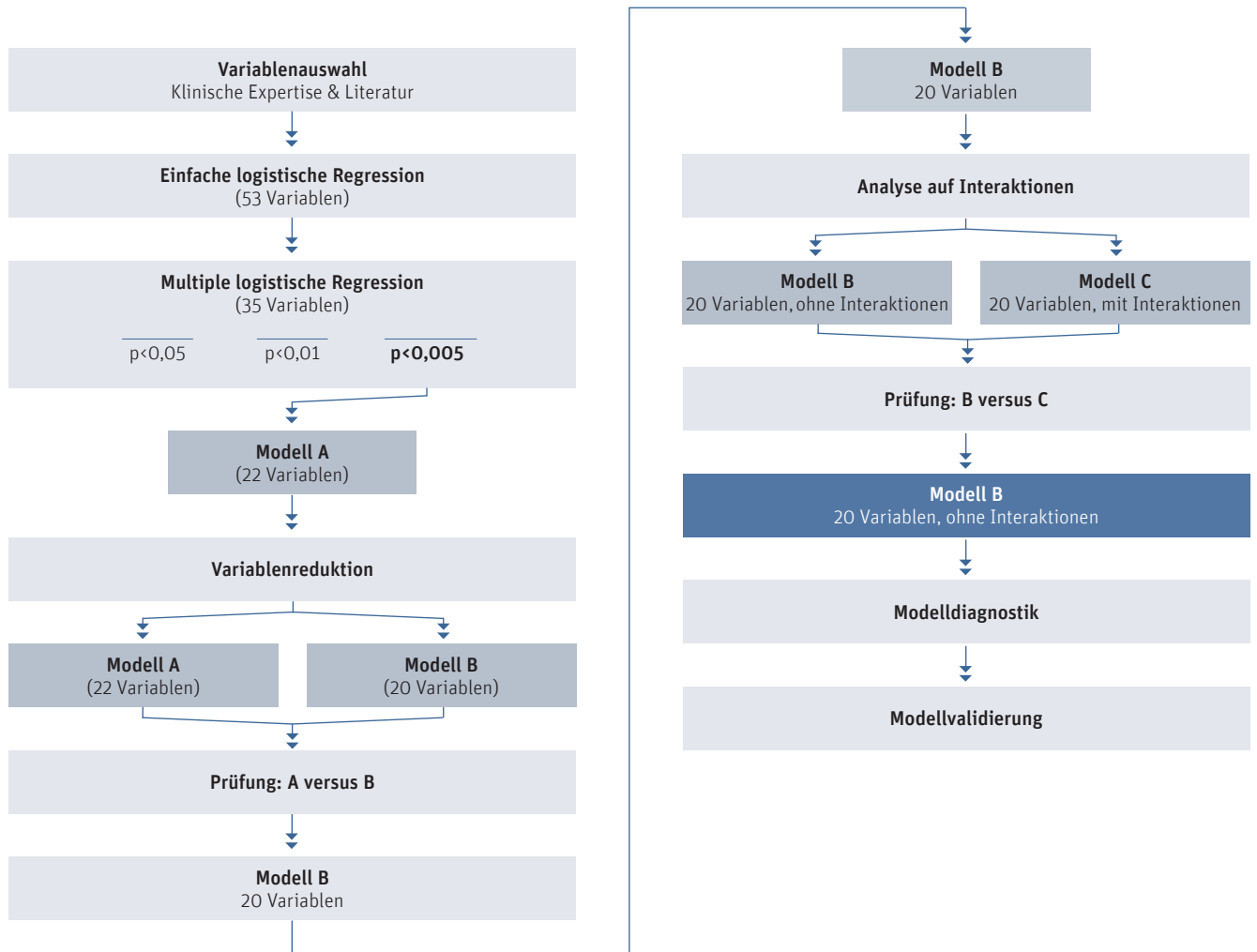


Abb. 5:
Erwartete und beobachtete primäre Sectiorate (%) in Dezilen der Erwartungswerte (Entwicklungsdaten 2010)

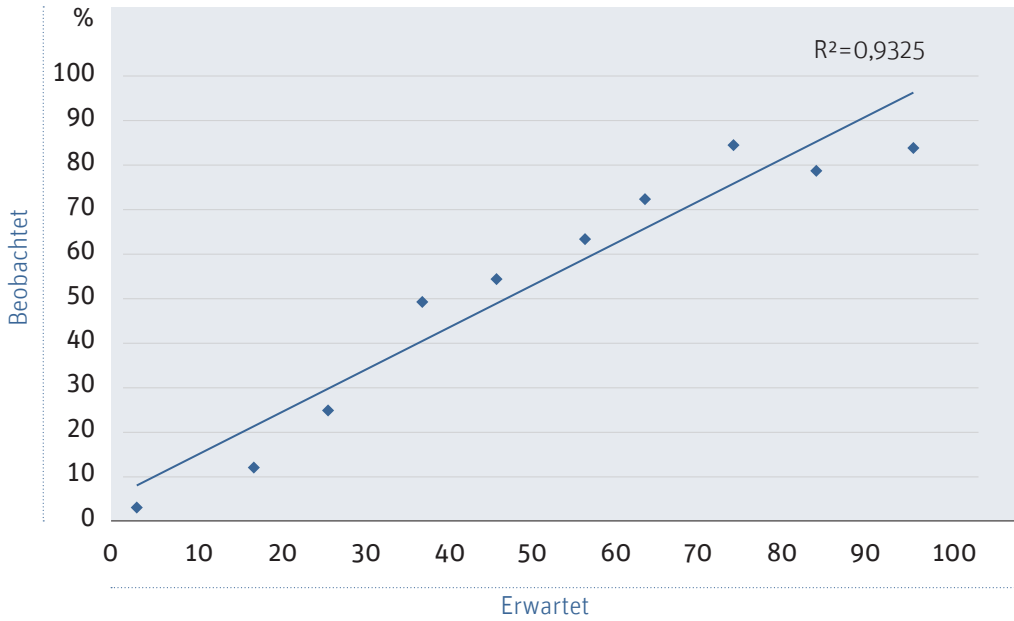


Abb. 6:
Erwartete und beobachtete primäre Sectiorate (%) mit 95%-KI in Dezilen der Erwartungswerte (Entwicklungsdaten 2010)

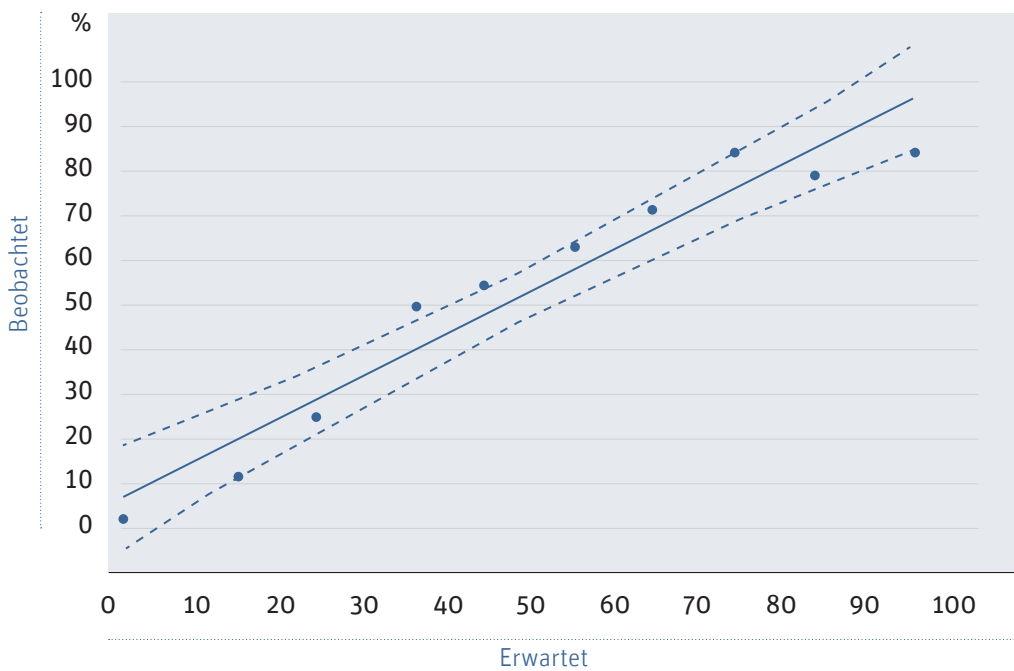


Abb. 7:
Receiver Operating Characteristics (ROC), Entwicklungsdaten (2010)

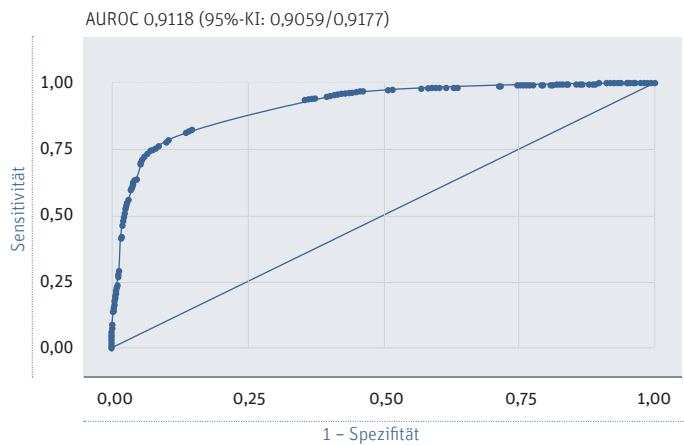


Abb. 8:
Receiver Operating Characteristics (ROC) in Entwicklungs- (2010) und Validierungsdaten (2011)

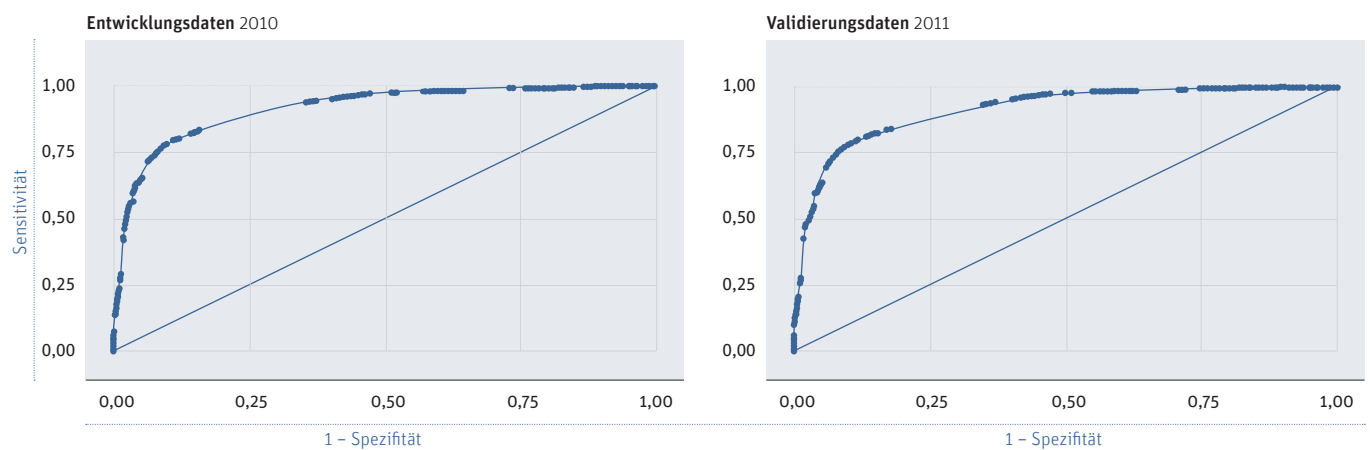


Abb. 9:

Vergleich der Krankenhausrankings auf Basis der nicht adjustierten primären Sectioraten und der standardisierten primären Sectiorate (SPSR) im Datenjahr 2010

Rang	Nicht adjustierte Rate (%) [1]	Krankenhaus	Krankenhaus	SPSR (%) [1]	Rang	Rang-differenz
1	24,4 (21,7–27,0)	N	P	23,5 (20,4–26,7)	1	+1
2	22,4 (19,3–25,5)	P	J	21,9 (20,0–23,7)	2	+8
3	22,2 (18,6–25,7)	C	K	21,1 (18,2–24,0)	3	+11
4	21,5 (19,6–23,3)	O	O	20,6 (18,8–22,5)	4	0
5	21,5 (17,2–25,8)	T	H	20,6 (17,1–24,2)	5	+1
6	20,1 (16,6–23,7)	H	C	19,5 (16,1–22,8)	6	-3
7	19,5 (16,4–22,7)	G	L	18,8 (15,9–21,7)	7	+5
8	18,7 (14,8–22,5)	B	T	18,8 (15,7–21,9)	8	-3
9	18,6 (15,7–21,5)	E	G	18,5 (15,4–21,6)	9	-2
10	18,0 (16,3–19,8)	J	N	18,1 (15,7–20,5)	10	-9
11	17,7 (15,3–20,1)	S	A	17,1 (15,2–19,0)	11	+5
12	16,6 (13,9–19,4)	L	R	16,7 (14,5–19,0)	12	+1
13	16,5 (14,3–18,8)	R	B	16,4 (12,7–20,1)	13	-5
14	15,4 (12,8–18,0)	K	E	16,3 (13,6–19,1)	14	-5
15	15,4 (12,5–18,2)	U	F	15,7 (12,9–18,9)	15	+4
16	13,7 (11,9–15,4)	A	U	14,8 (12,0–17,6)	16	-1
17	13,5 (8,8–18,1)	Q	D	13,3 (10,0–16,6)	17	+1
18	12,9 (9,7–16,2)	D	S	13,0 (10,9–15,1)	18	-7
19	12,3 (9,6–15,0)	F	Q	12,9 (8,4–17,5)	19	-2

(1) Wert und 95%-KI

Abb. 10:
 Nicht adjustierte primäre Sectiorate (%), Darstellung im Funnel Plot, Daten 2010
 Zur Anonymisierung keine Angabe der Fallzahl der einzelnen Kliniken auf der x-Achse

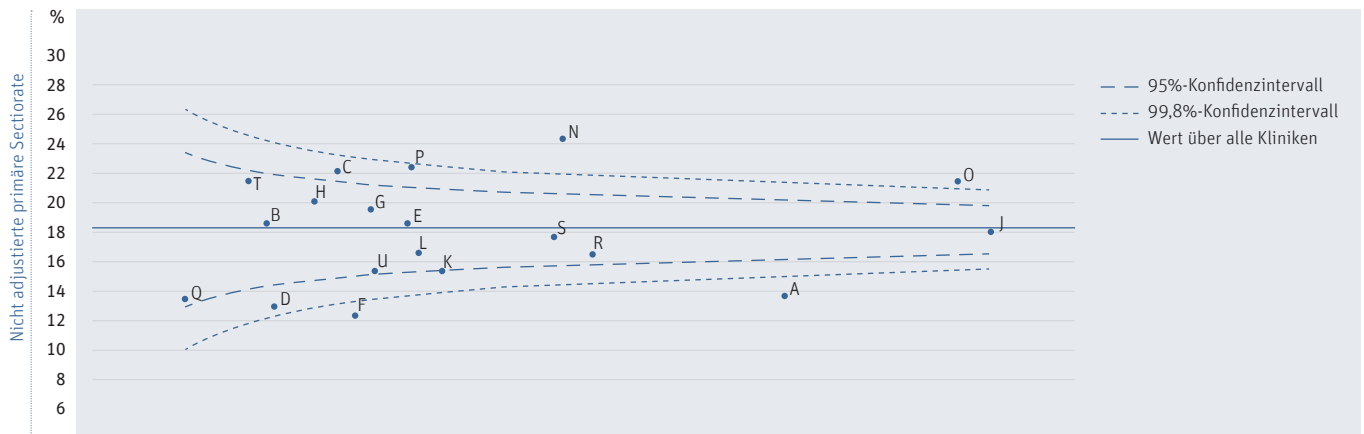


Abb. 11:
 Nicht adjustierte primäre Sectiorate (%) mit Bezugsgröße der externen Qualitätssicherung, Darstellung im Funnel Plot, Daten 2010
 Zur Anonymisierung keine Angabe der Fallzahl der einzelnen Kliniken auf der x-Achse

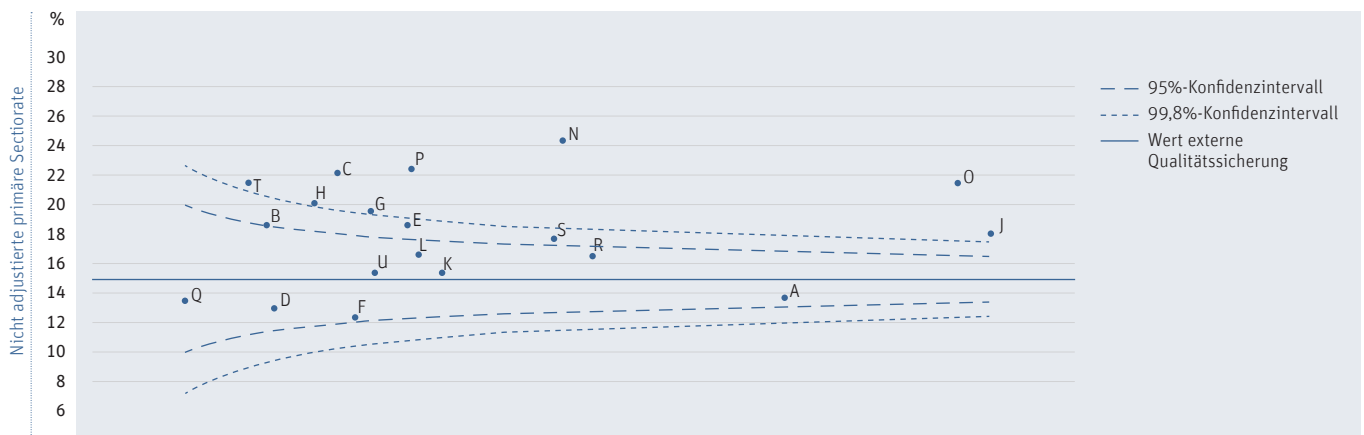
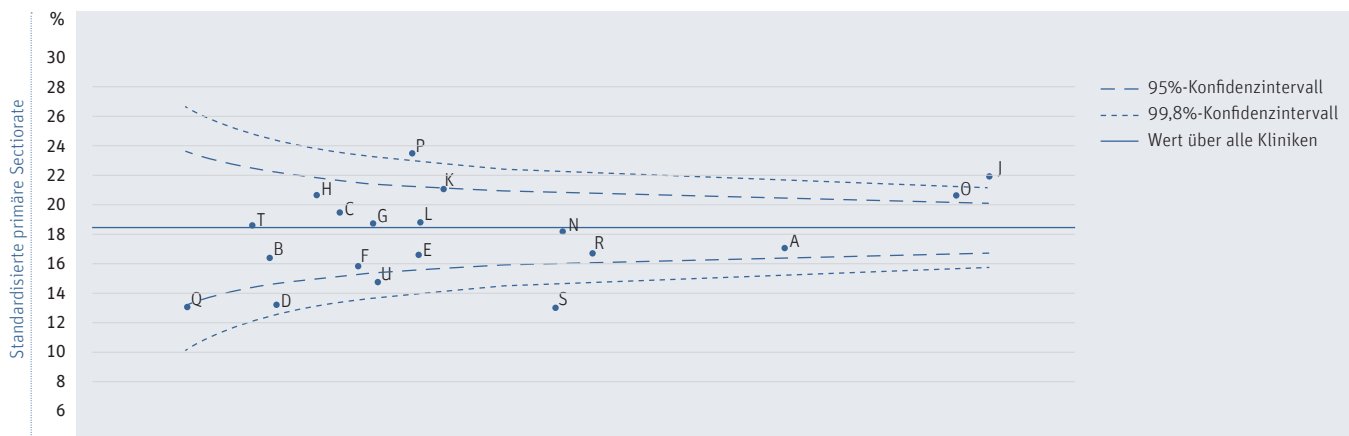


Abb. 12:

Standardisierte primäre Sectiorate SPSR (%), Darstellung im Funnel Plot, Daten 2010
Zur Anonymisierung keine Angabe der Fallzahl der einzelnen Kliniken auf der x-Achse



Tabellen

Tab. 1:

Entbindungsmodus: Daten der externen Qualitätssicherung 2008 bis 2011

Anmerkung: Prozentwerte wurden neu berechnet bezogen auf die jeweiligen Summenwerte

Entbindungsmodus	2011		2010		2009		2008	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
Spontangeburt aus Schädellage	377.996	59,4	389.139	59,9	380.643	60,0	397.213	61,1
Spontangeburt aus Beckenendlage	2.424	0,4	2.473	0,4	2.031	0,3	2.319	0,4
Vakuumentbindung	37.980	6,0	37.599	5,8	36.630	5,8	34.443	5,3
Forzepsentbindung	3.470	0,5	3.889	0,6	4.210	0,7	4.705	0,7
Primäre Sectio caesarea	95.297	15,0	96.657	14,9	98.268	15,5	100.912	15,5
Sekundäre Sectio caesarea	103.170	16,2	101.781	15,7	93.902	14,8	93.564	14,4
Sectio caesarea nicht näher bezeichnet	16.501	2,6	18.097	2,8	18.448	2,9	17.379	2,7
Summen	636.838	100,0	649.635	100,0	634.132	100,0	650.535	100,0

Tab. 2:

Übersicht mütterlicher Risikofaktoren (klinische und Alter), die die Indikation zur primären Sectio beeinflussen (Gregory et al. 2002)

Risikofaktor (1)	ICD-9-CM (2)	Prävalenz (%) (3)	Sectorate (%) (4)	OR (5)	Signifikanz (p)
Advanced maternal age (≥ 35 years)	- - -	12,3	19,7	1,74 (1,68–1,80)	<0,001
Antepartum bleeding ***	641.x / 656.0	1,6	12,6	8,73 (8,42–9,04)	<0,001
Asthma	493.x	0,7	1,0	1,58 (1,30–1,80)	<0,001
Diabetes or abnormal glucose tolerance	648.0 / 648.8	3,1	6,3	2,10 (1,99–2,22)	<0,001
Fetal congenital anomaly ***	655.0 / 655.1	0,1	0,4	8,73 (8,42–9,04)	<0,001
Herpes ***	054.x / 647.6	0,9	6,1	7,40 (7,04–7,77)	<0,001
Hypertension, severe (eclampsia and severe eclampsia) ***	642.5 / 642.6	0,8	5,6	7,69 (7,31–8,10)	<0,001
Hypertension, other ***	642.x	4,3	8,5	2,05 (1,95–2,15)	<0,001
Intrauterine growth restriction	656.5	1,2	3,8	3,34 (3,12–3,57)	<0,001
Liver condition	646.7	0,1	0,2	1,74 (1,24–2,45)	<0,001
Macrosomia ***	656.6	2,3	6,2	2,85 (2,70–3,01)	<0,001
Malpresentation ***	652.2 (and other except .1 and .5)	5,2	57,6	24,86 (24,24–25,49)	<0,001
Maternal cardiac condition	648.5 / 648.6	0,5	0,9	1,95 (1,70–2,24)	<0,001
Maternal soft tissue condition ***	654.0 / 654.1 / 654.4 / 654.5 / 654.6 / 654.7	1,3	7,1	5,96 (5,68–6,25)	<0,001
Multiple gestation ***	651.x	1,0	8,7	9,19 (8,83–9,57)	<0,001
Oligohydramnios	657.x	2,1	4,9	2,39 (2,25–2,54)	<0,001
Other uterine scar (not sectio scar!) ***	654.9	0,1	1,4	15,38 (14,30–16,53)	<0,001
Polyhydramnios	658.0	0,3	1,1	3,51 (3,10–3,97)	<0,001
Preterm gestation ***	644.2	5,6	20,6	4,37 (4,23–4,51)	<0,001
Renal condition	646.2	0,1	0,3	2,43 (1,87–3,15)	<0,001
Thyroid condition	648.1	0,5	0,8	1,87 (1,62–2,17)	<0,001
Unengaged fetal head ***	652.5	0,6	2,0	3,26 (2,97–3,58)	<0,001

(1) Faktoren im Modell der Publikation sind markiert ***

(2) International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification (ICD-9-CM)

(3) Frauen mit Risikofaktor in der Grundgesamtheit

(4) Frauen mit Risikofaktor und primärer Sectio

(5) Odds Ratio (OR) mit 95%-Konfidenzintervall

Tab. 3:
Übersicht mütterlicher Risikofaktoren (klinische und Alter),
die die Indikation zur primären Sectio beeinflussen (Fantini et al. 2006)

Risikofaktor	ICD-9-CM (1)	Prävalenz (%) (2)	Sectorate (%) (3)	OR (4)	Signifikanz (p)
Age (years)					
≤17	---	0,06	0,23	0,5	
18-20	---	0,44	1,82	0,8	0,006
21-24	---	1,67	6,92	0,8	<0,001
25-28	---	4,23	17,48	0,9	0,004
29-33 (reference)	---	8,99	37,17		
34-38	---	6,69	27,66	1,1	<0,001
≥39	---	2,11	8,73	1,8	<0,001
Diabetes	250 / 648.0 / 648.8	0,38	1,57	3,1	<0,001
Hypertension	40 / 642.0y-642.3y (excluding when y equal 2 or 4)	0,80	3,32	3,8	<0,001
Lung disease	01 / 48-51 / 647.30 / 647.31 / 647.33 / 668.01 / 668.03	0,07	0,29	5,7	<0,001
HIV	042 / V08	0,06	0,25	28,3	<0,001
Other severe co-morbid illness of the mother	140-200 / 282.4 / 282.6 / 286 / 287 / 340-342 / 344 etc.	0,30	1,23	5,1	<0,001
Eclampsia or pre-eclampsia	642.4y-642.7y (excluding when y equal 2 or 4)	1,38	5,72	9,1	<0,001
Antepartum hemorrhage/abruptio placentae/placenta praevia	641	1,07	4,43	75,1	<0,001
Polyhydramnios	657	0,14	0,56	4,3	<0,001
Oligohydramnios	658.0	1,51	6,22	2,9	<0,001
Other problems of the amnios	658.4 / 658.8 / 658.9	0,04	0,16	10,2	<0,001
Cord prolapse	663.0	0,05	0,22	70,3	<0,001
Abortion threads/assisted fecundation/supervision of high risk pregnancy	630 / 640 / 644.0 / 644.1 / 646.3 / V26 / V23	0,14	0,59	4,3	<0,001
Post-term delivery	645	0,67	2,79	1,4	<0,001
Malposition and malpresentation of fetus	652	4,84	20,00	155,5	<0,001
Fetopelvic disproportion/excessive development of the infant	653 / 656.6	1,23	5,08	14,1	<0,001
Fetal abnormality	655	0,20	0,84	3,9	<0,001

(1) International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification (ICD-9-CM)

(2) Frauen mit Risikofaktor in der Grundgesamtheit (alle Schwangeren, N=62.836)

(3) Frauen mit Risikofaktor und primärer Sectio (N=15.197)

(4) Odds Ratio (OR)

Tab. 4:

Übersicht mütterlicher Risikofaktoren, die die Indikation zur Sectio beeinflussen (Bragg et al. 2010)

Risikofaktor	ICD-10 (1)	Prävalenz (%) (2)	Sectorate (%) (3)	OR (4)	Signifikanz (p)
Age (years)					
Under 20	---	6,0	13,0	0,73 (0,70–0,76)	<0,001
20–24 (reference)	---	20,0	17,0		
25–29	---	27,0	22,0	1,24 (1,21–1,27)	<0,001
30–35	---	27,0	27,0	1,57 (1,52–1,62)	<0,001
Over 35	---	20,0	33,0	2,14 (2,05–2,24)	<0,001
Parity					
Nulliparous (reference)	---	50,0	25,0		
Multiparous: no previous caesarean section	via birth records and O34.2	39,0	9,0	0,35 (0,33–0,38)	k. A.
Multiparous: previous caesarean section	via birth records and O34.2	11,0	71,0	11,54 (10,75–12,39)	k. A.
Breech	O32.1 / O32.2 / O64.1	4,0	90,0	72,23 (63,71–81,89)	<0,001
Fetal distress	O68 / O69.0	22,0	33,0	2,34 (2,12–2,58)	<0,001
Dystocia	O32 (except O32.1 and O32.5) / O33 / O61–O64 (except O64.1) / O65 / O66	18,0	40,0	3,57 (3,24–3,92)	<0,001
Pre-existing diabetes mellitus	O24.0 / O24.1 / O24.2 / O24.3 / E10 / E11	0,5	60,0	4,47 (3,98–5,03)	<0,001
Pre-existing hypertension	O10 / O11 / I10	0,4	42,0	1,82 (1,65–2,00)	<0,001
Gestational diabetes mellitus	O24.4 / O24.9	1,9	42,0	2,25 (2,09–2,42)	<0,001
Eclampsia or pre-eclampsia	O14 / O15	1,9	51,0	3,85 (3,55–4,18)	<0,001
Placenta praevia or placental abruption	O44 / O45	1,0	85,0	34,97 (30,10–40,62)	<0,001
Preterm delivery	O60	4,8	38,0	1,59 (1,50–1,70)	<0,001

(1) International Classification of Diseases, Tenth Revision
(2) Frauen mit Risikofaktor in der Grundgesamtheit

(3) Frauen mit Risikofaktor und primärer Sectio
(4) Odds Ratio (OR) mit 95%-Konfidenzintervall

Tab. 5:
Daten der Grundgesamtheit

	2010 Entwicklungsdaten	2011 Validierungsdaten
Krankenhäuser (Anzahl)	19	23
Entbindungen (Anzahl)		
Summe	15.416	18.857
Spannweite	208–1.934	201–1.993
Entbindungsmodus (Anzahl/Prozent)		
Vaginal spontan	9.248 (60,0%)	11.130 (59,0%)
Vaginal operativ	766 (5,0%)	1.003 (5,3%)
Primäre Sectio	2.805 (18,2%)	3.417 (18,1%)
Sekundäre Sectio	2.597 (16,8%)	3.307 (17,5%)
Maternales Alter (Jahre)		
Mittelwert	29,6	29,8
Standardabweichung	5,4	5,3
95%-KI	29,5 / 29,7	29,7 / 29,9
Altersklassen (Jahre) (Anzahl/Prozent)		
18–30	8.727 (56,6%)	10.422 (55,3%)
31–35	4.409 (28,6%)	5.644 (29,9%)
>35	2.280 (14,8%)	2.791 (14,8%)

Tab. 6:

Soziodemografische und klinische Variablen mit Ergebnissen der einfachen logistischen Regression

Variable (1)		Odds Ratio (OR)	Signifikanz (p)	OR 95%-KI (2)		Quellen
Alter	Jahre	1,037	0,000	1,030	1,045	a; b; g
Alter (Umwandlung in fractional polynomial)	Jahre	1,013	0,000	1,010	1,016	
Altersgruppe 1	18–30 Jahre	0,715	0,000	0,659	0,776	
Altersgruppe 2	31–35 Jahre	1,099	0,039	1,005	1,202	
Altersgruppe 3	>35 Jahre	1,584	0,000	1,425	1,760	a; c; d; e
Versicherungstyp	Privat	1,038	0,620	0,895	1,205	h
E10	Primär insulinabhängiger Diabetes mellitus [Typ-1-Diabetes]	5,628	0,010	1,510	20,972	a; b; c; f
E66	Adipositas	2,477	0,000	1,923	3,190	i
F17	Psychische und Verhaltensstörungen durch Tabak	1,252	0,055	0,995	1,576	
I10	Essenzielle (primäre) Hypertonie	2,701	0,055	0,981	7,438	a; b; c; d
Schwangerschaftsdauer (3)	≤36 Wochen	1,959	0,000	1,694	2,266	b; c; g
O10	Vorher bestehende Hypertonie, die Schwangerschaft, Geburt und Wochenbett kompliziert	3,053	0,000	1,903	4,899	a; b; c
O11	Vorher bestehende Hypertonie mit aufgepflöpfter Proteinurie, die Schwangerschaft, Geburt und Wochenbett kompliziert	3,752	0,029	1,144	12,301	a; b; c
O12	Gestationsödeme und Gestationsproteinurie [schwangerschaftsinduziert] ohne Hypertonie	1,177	0,395	0,809	1,711	b; c; d
O13	Gestationshypertonie [schwangerschaftsinduziert] ohne bedeutsame Proteinurie	1,547	0,001	1,190	2,010	b; c; d
O14	Gestationshypertonie [schwangerschaftsinduziert] mit bedeutsamer Proteinurie	3,541	0,000	2,829	4,432	a; b; c; d
O15	Eklampsie	2,249	0,252	0,562	8,999	a; b; c; d
O16	Nicht näher bezeichnete Hypertonie der Mutter	1,124	0,882	0,239	5,296	a; b; c
O20	Blutung in der Frühschwangerschaft	1,285	0,658	0,423	3,907	f
O21	Übermäßiges Erbrechen während der Schwangerschaft	0,749	0,789	0,090	6,226	
O22	Venenkrankheiten als Komplikation in der Schwangerschaft	1,106	0,727	0,628	1,949	
O23	Infektionen des Urogenitaltraktes in der Schwangerschaft	0,783	0,072	0,599	1,022	

Fortsetzung ►►

Tab. 6: [FORTSETZUNG]

Soziodemografische und klinische Variablen mit Ergebnissen der einfachen logistischen Regression

Variable (1)		Odds Ratio (OR)	Signifikanz (p)	OR 95%-KI (2)		Quellen
024	Diabetes mellitus in der Schwangerschaft	1,765	0,000	1,523	2,047	a; f
025	Fehl- und Mangelernährung in der Schwangerschaft	2,539	0,002	1,423	4,530	
026	Betreuung der Mutter bei sonstigen Zuständen, die vorwiegend mit der Schwangerschaft verbunden sind	1,913	0,000	1,608	2,276	
028	Abnorme Befunde bei der Screeninguntersuchung der Mutter zur pränatalen Diagnostik	0,944	0,780	0,631	1,412	
030	Mehrlingsschwangerschaft	4,497	0,288	0,281	71,921	b; c; g
031	Komplikationen, die für eine Mehrlingsschwangerschaft spezifisch sind	4,498	0,133	0,633	31,948	c
032	Betreuung der Mutter bei festgestellter oder vermuteter Lage- und Einstellungsanomalie des Feten	9,840	0,000	8,073	11,994	a; b; c; f; g
033	Betreuung der Mutter bei festgestelltem oder vermutetem Missverhältnis zwischen Fetus und Becken	4,833	0,000	3,942	5,924	a; b; c; f
034 (ohne 034.2)	Betreuung der Mutter bei festgestellter oder vermuteter Anomalie der Beckenorgane	1,822	0,000	1,343	2,471	b; c; g
034.2	Betreuung der Mutter bei Uterusnarbe durch vorangegangenen chirurgischen Eingriff	15,968	0,000	14,170	17,994	a
035	Betreuung der Mutter bei festgestellter oder vermuteter Anomalie oder Schädigung des Feten	2,959	0,000	1,657	5,284	b; c; d
036	Betreuung der Mutter wegen sonstiger festgestellter oder vermuteter Komplikationen beim Feten	1,466	0,000	1,286	1,671	
040	Polyhydramnion	3,211	0,000	2,214	4,658	b; c
041	Sonstige Veränderungen des Fruchtwassers und der Eihäute	0,819	0,070	0,660	1,017	
042	Vorzeitiger Blasensprung	0,103	0,000	0,084	0,127	c; d
043	Pathologische Zustände der Plazenta	0,921	0,638	0,654	1,298	
044	Placenta praevia	5,543	0,000	3,467	8,862	a; b; e; g
045	Vorzeitige Plazentalösung [Abruptio placentae]	1,401	0,160	0,876	2,240	a; b; c
046	Präpartale Blutung, anderenorts nicht klassifiziert	1,782	0,044	1,015	3,129	b; c; d

Fortsetzung ►►

Tab. 6: [FORTSETZUNG]

Soziodemografische und klinische Variablen mit Ergebnissen der einfachen logistischen Regression

Variable (1)		Odds-Ratio (OR)	Signifikanz (p)	OR 95%-KI (2)		Quellen
047	Frustrane Kontraktionen [Unnütze Wehen]	0,407	0,010	0,205	0,806	
048	Übertragene Schwangerschaft	0,143	0,000	0,114	0,181	b; g
060	Vorzeitige Wehen und Entbindung	1,500	0,000	1,295	1,739	a
061	Misslungene Geburtseinleitung	0,394	0,000	0,267	0,581	a; f
062	Abnorme Wehentätigkeit	0,029	0,000	0,017	0,049	a
063	Protrahierte Geburt	0,037	0,000	0,021	0,064	a; c; f
064	Geburtshindernis durch Lage-, Haltungs- und Einstellungsanomalien des Feten	2,198	0,000	1,934	2,499	a; b; c; f; g
065	Geburtshindernis durch Anomalie des mütterlichen Beckens	4,782	0,000	4,160	5,497	a; b
066	Sonstiges Geburtshindernis	1,370	0,069	0,975	1,925	a
067	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch intrapartale Blutung, anderenorts nicht klassifiziert	1,916	0,025	1,085	3,385	
068	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch fetalen Distress [fetal distress] [fetaler Gefahrenzustand]	0,138	0,000	0,115	0,165	a; f
069	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch Nabelschnurkomplikationen	0,457	0,000	0,386	0,542	a; b; f

(1) Alle Variablen sind 0/1 kodiert (Ausnahme Alter in Jahren)

(2) Mittels Bootstrapping »bias-corrected« 95%-Konfidenzintervall (Unter- und Obergrenze)

(3) 009.0 / .1 / .2 / .3 / .4 / .5

Quellen

(a) Bragg et al. 2010 | (b) Fantini 2006 | (c) Gregory et al. 2002 | (d) Souza et al. 2010 | (e) Onwere et al. 2011 | (f) Henry et al. 1995 | (g) NICE 2011 | (h) Lipkind et al. 2009 | (i) Sydsjo et al. 2010

Tab. 7:

Vergleich der Daten zu ICD-Kodes bei Bragg et al. (2010) und CLINOTEL im Jahr 2010

Risikofaktor	ICD-10 (1)	Bragg et al. 2010		CLINOTEL 2010	
		Prävalenz (%) (2)	Sectorate (%) (3)	Prävalenz (%) (2)	Sectorate (%) (3)
Breech	032.1 / 032.2 / 064.1	4,0	90,0	6,0	86,5
Fetal distress	068 / 069.0	22,0	33,0	22,3	36,4
Dystocia	032 (except 032.1 and 032.5) / 033 / 061–064 (except 064.1) 065 / 066	18,0	40,0	40,1	54,9
Pre-existing diabetes mellitus	024.0 / 024.1 / 024.2 / 024.3 / E10 / E11	0,5	60,0	0,5	66,2
Pre-existing hypertension	010 / 011 / I10	0,4	42,0	0,6	69,7
Gestational diabetes mellitus	024.4 / 024.9	1,9	42,0	5,9	50,0
Eclampsia or pre-eclampsia	014 / 015	1,9	51,0	2,1	71,0
Placenta praevia or placental abruption	044 / 045	1,0	85,0	1,1	89,3
Preterm delivery	060	4,8	38,0	6,8	55,8

(1) International Classification of Diseases, Tenth Revision (3) Frauen mit Risikofaktor und Sectio
(2) Frauen mit Risikofaktor in der Grundgesamtheit

Tab. 8:
Modellkoeffizienten

Variable		Koeffizient	Signifikanz (p)	95%-KI (2)	
Alter (Jahre)	>35	0,312	0,000	0,167	0,450
Schwangerschaftsdauer (1)	≤36. Woche	0,650	0,000	0,411	0,886
O14	Gestationshypertonie [schwangerschaftsinduziert] mit bedeutsamer Proteinurie	1,249	0,000	0,909	1,541
O26	Betreuung der Mutter bei sonstigen Zuständen, die vorwiegend mit der Schwangerschaft verbunden sind	0,771	0,000	0,496	1,009
O32	Betreuung der Mutter bei festgestellter oder vermuteter Lage- und Einstellungsanomalie des Feten	2,607	0,000	2,333	2,892
O33	Betreuung der Mutter bei festgestelltem oder vermutetem Missverhältnis zwischen Fetus und Becken	2,089	0,000	1,761	2,437
O34.2	Betreuung der Mutter bei Uterusnarbe durch vorangegangenen chirurgischen Eingriff	2,676	0,000	2,521	2,841
O36	Betreuung der Mutter wegen sonstiger festgestellter oder vermuteter Komplikationen beim Feten	0,499	0,000	0,298	0,666
O42	Vorzeitiger Blasensprung	-2,582	0,000	-2,897	-2,319
O44	Placenta praevia	1,486	0,000	0,739	2,205
O47	Frustrane Kontraktionen [Unnütze Wehen]	-1,296	0,009	-2,427	-0,475
O48	Übertragene Schwangerschaft	-1,651	0,000	-1,928	-1,373
O61	Misslungene Geburtseinleitung	-1,421	0,000	-2,236	-0,716
O62	Abnorme Wehentätigkeit	-2,856	0,000	-3,521	-2,345
O63	Protrahierte Geburt	-3,802	0,000	-4,555	-3,139
O64	Geburtshindernis durch Lage-, Haltungs- und Einstellungsanomalien des Feten	1,248	0,000	1,012	1,442
O65	Geburtshindernis durch Anomalie des mütterlichen Beckens	1,824	0,000	1,577	2,014
O68	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch fetalen Distress [fetal distress] [fetaler Gefahrenzustand]	-1,876	0,000	-2,114	-1,653
O69	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch Nabelschnurkomplikationen	-0,604	0,000	-0,843	-0,408
E66	Adipositas	0,884	0,000	0,534	1,214
Konstante		-1,741	0,000	-1,815	-1,666

(1) 009.0 / .1 / .2 / .3 / .4 / .5

(2) Mittels Bootstrapping »bias-corrected« 95%-Konfidenzintervall (Unter- und Obergrenze)

Tab. 9:
Odds Ratios (OR)

Variable		OR	Signifikanz (p)	95%-KI (2)	
Alter (Jahre)	>35	1,366	0,000	1,181	1,568
Schwangerschaftsdauer (1)	≤36. Woche	1,915	0,000	1,508	2,426
014	Gestationshypertonie [schwangerschaftsinduziert] mit bedeutsamer Proteinurie	3,486	0,000	2,481	4,669
026	Betreuung der Mutter bei sonstigen Zuständen, die vorwiegend mit der Schwangerschaft verbunden sind	2,161	0,000	1,642	2,743
032	Betreuung der Mutter bei festgestellter oder vermuteter Lage- und Einstellungsanomalie des Feten	13,562	0,000	10,305	18,024
033	Betreuung der Mutter bei festgestelltem oder vermutetem Missverhältnis zwischen Fetus und Becken	8,074	0,000	5,819	11,444
034.2	Betreuung der Mutter bei Uterusnarbe durch vorangegangenen chirurgischen Eingriff	14,530	0,000	12,443	17,141
036	Betreuung der Mutter wegen sonstiger festgestellter oder vermuteter Komplikationen beim Feten	1,647	0,000	1,347	1,947
042	Vorzeitiger Blasensprung	0,076	0,000	0,055	0,098
044	Placenta praevia	4,419	0,000	2,094	9,070
047	Frustrane Kontraktionen [Unnütze Wehen]	0,274	0,009	0,088	0,622
048	Übertragene Schwangerschaft	0,192	0,000	0,145	0,253
061	Mislungene Geburtseinleitung	0,241	0,000	0,107	0,489
062	Abnorme Wehentätigkeit	0,058	0,000	0,030	0,096
063	Protrahierte Geburt	0,022	0,000	0,011	0,043
064	Geburtshindernis durch Lage-, Haltungs- und Einstellungsanomalien des Feten	3,485	0,000	2,752	4,230
065	Geburtshindernis durch Anomalie des mütterlichen Beckens	6,197	0,000	4,842	7,491
068	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch fetalen Distress [fetal distress] [fetaler Gefahrenzustand]	0,153	0,000	0,121	0,192
069	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch Nabelschnurkomplikationen	0,547	0,000	0,430	0,665
E66	Adipositas	2,421	0,000	1,706	3,368

(1) 009.0 / .1 / .2 / .3 / .4 / .5

(2) Mittels Bootstrapping »bias-corrected« 95%-Konfidenzintervall (Unter- und Obergrenze)

Tab. 10:

Modellvariablen und Raten in den Geburtsmodi (Mittelwert, Minimal- und Maximalwert) in den Entwicklungsdaten (2010)

		Gesamt (%)	Vaginal spontan (%)	Vaginal operativ (%)	Primäre Sectio (%)	Sekundäre Sectio (%)
		(N=15.416)	(N=9.248)	(N=766)	(N=2.805)	(N=2.597)
Variable						
Alter >35 (Jahre)		14,8 (9,0–19,9)	13,4 (8,0–19,8)	9,7 (0,0–18,2)	20,0 (7,7–32,1)	15,7 (5,7–25,9)
Schwangerschaftsdauer (1)	≤36. Woche	6,2 (0,5–13,9)	3,8 (0,0–8,2)	2,0 (0,0–16,7)	10,0 (0,0–25,8)	11,9 (0,0–28,8)
014	Gestationshypertonie [schwangerschaftsinduziert] mit bedeutsamer Proteinurie	2,1 (0,2–4,1)	0,9 (0,0–1,6)	0,8 (0,0–4,6)	5,0 (0,0–10,3)	3,5 (0,0–12,1)
026	Betreuung der Mutter bei sonstigen Zuständen, die vorwiegend mit der Schwangerschaft verbunden sind	4,3 (0,1–23,6)	3,6 (0,0–23,6)	3,3 (0,0–20,0)	6,8 (0,9–28,8)	4,2 (0,0–26,5)
032	Betreuung der Mutter bei festgestellter oder vermuteter Lage- und Einstellungsanomalie des Feten	3,0 (0,2–8,0)	0,4 (0,0–1,5)	0,5 (0,0–5,3)	10,9 (0,9–32,0)	4,5 (0,0–10,3)
033	Betreuung der Mutter bei festgestelltem oder vermutetem Missverhältnis zwischen Fetus und Becken	2,5 (0,2–11,8)	0,6 (0,0–2,5)	0,7 (0,0–4,0)	7,0 (0,0–44,0)	5,0 (0,0–25,0)
034.2	Betreuung der Mutter bei Uterusnarbe durch vorangegangenen chirurgischen Eingriff	10,0 (0,1–15,9)	1,3 (0,0–2,9)	1,2 (0,0–5,9)	38,3 (4,4–55,0)	13,1 (0,3–23,0)
036	Betreuung der Mutter wegen sonstiger festgestellter oder vermuteter Komplikationen beim Feten	9,0 (1,9–21,9)	6,8 (1,0–18,4)	11,5 (0,0–38,6)	11,8 (2,1–31,0)	13,3 (0,0–36,7)
042	Vorzeitiger Blasensprung	21,3 (7,0–26,4)	23,8 (5,1–33,2)	26,5 (0,0–50,0)	3,4 (0,0–9,3)	30,4 (15,2–42,4)
044	Placenta praevia	0,5 (0,0–1,4)	0,1 (0,0–0,5)	0,0	1,4 (0,0–4,4)	0,9 (0,0–3,4)
047	Frustrane Kontraktionen [Unnütze Wehen]	0,7 (0,0–17,5)	0,8 (0,0–23,3)	0,3 (0,0–25,0)	0,3 (0,0–1,4)	0,8 (0,0–15,8)
048	Übertragene Schwangerschaft	14,0 (0,5–23,6)	15,1 (0,0–27,9)	20,5 (0,0–32,1)	2,8 (0,0–8,0)	20,0 (0,0–32,1)
061	Misslungene Geburtseinleitung	2,2 (0,3–7,0)	0,2 (0,0–2,0)	0,9 (0,0–12,1)	1,0 (0,0–3,4)	11,2 (1,0–35,7)
062	Abnorme Wehentätigkeit	12,2 (0,2–34,5)	14,7 (0,0–39,4)	25,3 (0,0–75,0)	0,5 (0,0–3,6)	12,4 (0,6–40,3)
063	Protrahierte Geburt	9,2 (1,6–19,6)	3,7 (0,5–16,8)	42,0 (0,0–75,0)	0,5 (0,0–2,9)	28,7 (3,2–50,0)

Fortsetzung ►►

Tab. 10: [FORTSETZUNG]

Modellvariablen und Raten in den Geburtsmodi (Mittelwert, Minimal- und Maximalwert) in den Entwicklungsdaten (2010)

		Gesamt (%) (N=15.416)	Vaginal spontan (%) (N=9.248)	Vaginal operativ (%) (N=766)	Primäre Sectio (%) (N=2.805)	Sekundäre Sectio (%) (N=2.597)
Variable						
Alter (Jahre)	>35	14,8 (9,0–19,9)	13,4 (8,0–19,8)	9,7 (0,0–18,2)	20,0 (7,7–32,1)	15,7 (5,7–25,9)
Schwangerschaftsdauer (1)	≤ 36. Woche	6,2 (0,5–13,9)	3,8 (0,0–8,2)	2,0 (0,0–16,7)	10,0 (0,0–25,8)	11,9 (0,0–28,8)
O64	Geburtshindernis durch Lage-, Haltungs- und Einstellungsanomalien des Feten	8,0 (3,8–13,3)	2,4 (0,0–8,0)	8,6 (0,0–28,6)	13,7 (0,0–38,5)	21,6 (12,5–41,5)
O65	Geburtshindernis durch Anomalie des mütterlichen Beckens	6,8 (0,2–27,5)	0,5 (0,0–2,0)	5,6 (0,0–60,4)	19,9 (0,0–65,7)	15,6 (0,3–48,6)
O68	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch fetalen Distress [fetal distress] [fetaler Gefahrenzustand]	22,3 (9,6–38,4)	18,5 (4,5–38,2)	62,5 (23,5–83,9)	4,7 (0,0–11,8)	43,1 (16,2–66,4)
O69	Komplikationen bei Wehen und Entbindung durch Nabelschnurkomplikationen	10,4 (0,6–29,7)	11,3 (0,0–33,4)	17,5 (0,0–36,8)	5,6 (0,0–26,6)	10,2 (0,0–25,5)
E66	Adipositas	1,8 (0,1–5,5)	1,2 (0,0–3,2)	0,4 (0,0–3,3)	3,4 (0,0–14,1)	2,4 (0,0–15,2)

(1) 009.0 / .1 / .2 / .3 / .4 / .5

Tab. 11:

Statistische Kennwerte der logistischen Regressionsmodelle
(Entwicklungsdaten aus 2010)

Kennwerte	Modell A (1)	Modell B (2)	Modell C (3)
McFaddens Pseudo-R ²	0,4252	0,4239	0,4557
Sensitivität (Sens) (%)	59,82	60,00	66,81
Spezifität (Spez) (%)	96,35	96,25	95,89
Positiver prädiktiver Wert (PPV) (%)	78,48	78,06	78,34
Negativer prädiktiver Wert (NPV) (%)	91,51	91,50	92,85
Korrekt klassifiziert (%)	89,71	89,65	90,60
Likelihood Ratio (LR)			
LR+: Primäre Sectio (4a)	16,4	16,0	16,3
LR-: Keine primäre Sectio (4b)	0,4	0,4	0,3
Cohens Kappa (5)	0,619 (0,602 / 0,636)	0,618 (0,601 / 0,635)	0,665 (0,649 / 0,681)
Youden-Gütemaß (6)	0,56	0,56	0,63
PSEP (7)	0,7	0,7	0,7
Brier-Score	0,08	0,08	0,07
Hosmer-Lemeshow-Test			
x ²	203,31	194,56	112,46
p	0,000	0,000	0,000
AUROC (8)	0,9126 (0,9067 / 0,9185)	0,9118 (0,9059 / 0,9177)	0,9161 (0,9102 / 0,9219)

(1) Alle Variablen mit $p < 0,05$ in einfacherer logistischer Regression

(2) Modell A um zwei Variablen reduziert (finales Modell)

(3) Modell B plus 14 Interaktionsvariablen

(4a) $LR+ = \text{Sens} / (100 - \text{Spez})$

(4b) $LR- = (100 - \text{Sens}) / \text{Spez}$

(5) Wert mit 95%-KI

(6) Youden-Gütemaß = $\text{Sens} + \text{Spez} - 1$

(7) $PSEP = PPV + NPV - 1$ (»difference between observed and predicted probabilities at the group level«)

(8) Fläche unter der Receiver Operating Characteristics (ROC), Wert mit 95%-KI

Literaturverzeichnis

§ 303e Datenverarbeitung und -nutzung. »Fünftes Buch Sozialgesetzbuch – Gesetzliche Krankenversicherung – (Artikel 1 des Gesetzes vom 20. Dezember 1988, BGBl. I S. 2477), das durch Artikel 1 des Gesetzes vom 3. April 2013 (BGBl. I S. 617) geändert worden ist.

Quelle: http://www.gesetze-im-internet.de/bundesrecht/sgb_5/gesamt.pdf (letzte Einsicht 09.04.2013)

Aelvoet W, Windey F, Molenberghs G, Verstraelen H, Van Reempts P, Foidart JM (2008). Screening for inter-hospital differences in cesarean section rates in low-risk deliveries using administrative data. An initiative to improve the quality of care. BMC Health Serv Res. 2008; 8: 3.

PubMed-ID: [18177493](#)

Altman DG, Royston P (2000). What do we mean by validating a prognostic model? Stat Med. 2000; 19 (4): 453–473.

PubMed-ID: [10694730](#)

Altman DG, Machin D, Bryant T, Gardner MJ (2000a). Statistics with confidence. 2000 (Second Edition). British Medical Journal Books

Altman DG, Vergouwe Y, Royston P, Moons KGM (2009). Prognosis and prognostic research: validating a prognostic model. BMJ. 2009; 338: 1432–1435.

PubMed-ID: [19477892](#)

Aron DC, Harper DL, Shepardson LB, Rosenthal GE (1998). Impact of risk-adjusting cesarean delivery rates when reporting hospital performance. JAMA. 1998; 279(24): 1968–1972. PubMed-ID: [9643860](#)

Bailit JL, Dooley SL, Peaceman AN (1999). Risk adjustment for interhospital comparison of primary cesarean rates. Obstet Gynecol. 1999; 93 (6): 1025–1030.

PubMed-ID: [10362175](#)

BARMER GEK (2012). BARMER GEK unterstützt Kampagne zur Senkung der Kaiserschnitt-Raten in Deutschland. Quelle: <https://presse.barmer-gek.de/barmer/web/Portale/Presseportal/Subportal/Presseinformationen/Archiv/2012/120703-Kaiserschnitt/Content-Kaiserschnitt.html> (letzte Einsicht 11.04.2013)

Becker A, Raskop AM, Beck U (2003). CLINOTEL-Krankenhausverbund: Optimale Kodierung erfordert optimale Unterstützung. das Krankenhaus. 2003; 95 (6): 463–468

Becker A, Mantke R, Beck U (2005). Qualitätssicherung mit Routinedaten im CLINOTEL-Krankenhausverbund. das Krankenhaus. 2005; 97 (12): 1093–1102

Becker A, Schwacke H, Perings Ch, Kamp T (2012). Qualitätssicherung mit Routinedaten (QSR) in der Kardiologie. Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics. 02.07.2012 #001. Quelle: <http://www.clinotel-journal.de/article-id-001.html> (letzte Einsicht 28.08.2012)

Becker A (2012a). Present-On-Admission-Kennzeichen (POA) für administrative Routinedaten in Krankenhäusern. Literaturübersicht und Handlungsempfehlungen. Eine Ausarbeitung für die Gesellschaft für Qualitätsmanagement in der Gesundheitsversorgung e.V. (GQMG). Quelle: http://gqmg.de/gqmg_about/Position_Empfehlung.htm (letzte Einsicht 28.08.2012)

Becker A, Ochs G, Thies C, Lefering R (2012b). Qualitätssicherung mit Routinedaten (QSR) in der Neurologie. Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics. 02.07.2012 #004. Quelle: <http://www.clinotel-journal.de/article-id-004.html> (letzte Einsicht 06.09.2012)

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

Bender R, Lange S (2007). Die Vierfeldertafel. Artikel Nr. 6 der Statistik-Serie in der DMW. Dtsch Med Wochenschr. 2007; 132: e12–e14. DOI 10.1055/s-2007-959029
Quelle: <https://www.thieme-connect.de/ejournals/pdf/10.1055/s-2007-959029.pdf> (letzte Einsicht 28.08.2012)

Bertolini G, D'Amico R, Nardi D, Tinazzi A, Apolone G (2000). One model, several results: the paradox of the Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test for the logistic regression model. J Epidemiol Biostat. 2000; 5 (4): 251–253. PubMed-ID: **11055275**

Bertossa P, Novakov Mikic A, Stupar ZT, Milatovic S, Boulvain M, Irion O, de Tejada BM (2012). Validity of Clinical and Ultrasound Variables to Predict the Risk of Cesarean Delivery After Induction of Labor. Obstet Gynecol. 2012; 120 (1): 53–59. PubMed-ID: **22914391**

Bragg F, Cromwell DA, Edozien LC, Gurol-Urganci I, Mahmood TA, Templeton A, van der Meulen JH (2010). Variation in rates of caesarean section among English NHS trusts after accounting for maternal and clinical risk: cross sectional study. BMJ. 2010; Oct 6; 341: 1–8. PubMed-ID: **20926490**

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

D'Agostino RB, Belanger AJ, D'Agostino RB Jr. (1990). A suggestion for using powerful and informative tests of normality. American Statistician. 1990; 44: 316–321

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

Deutsche Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe (DGGG) e.V., Arbeitsgemeinschaft Medizinrecht [AG MedR] (2010). Absolute und relative Indikationen zur Sectio caesarea und zur Frage der sogenannten Sectio auf Wunsch. AWMF 015/054 (S1). Quelle: http://www.awmf.org/uploads/tx_szleitlinien/015-054_S1_Absolute_und_relative_Indikationen_zur_Sectio_caesarea_und_so_genannte_Sectio_auf_Wunsch_07-2008_07-2013.pdf (letzte Einsicht 09.04.2013)

Deutsche Kodierrichtlinien DKR (2010–2012). Institut für das Entgeltsystem im Krankenhaus GmbH InEK.
Quelle: <http://www.g-drg.de> (letzte Einsicht 18.10.2012)

Deutscher Bundestag (2012). Antwort der Bundesregierung auf die Kleine Anfrage der Abgeordneten Birgitt Bender, Katrin Göring-Eckardt, Britta Haßelmann, weiterer Abgeordneter und der Fraktion BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN. Steigende Rate an Kaiserschnittentbindungen. (Drucksache 17/8862). Deutscher Bundestag, 17. Wahlperiode. Drucksache 17/9039 vom 21.03.2012. Quelle: <http://dip21.bundestag.de/dip21/btd/17/090/1709039.pdf> (letzte Einsicht 23.08.2012)

Dimick JB, Welch HG, Birkmeyer JD (2004). Surgical Mortality as an Indicator of Hospital Quality. The Problem With Small Sample Size. JAMA. 2004; 292 (7): 847–851. PubMed-ID: **15315999**

Driessen M, Bouvier-Colle MH, Dupont C, Khoshnood B, Rudigoz RC, Deneux-Tharaux C (2011). Postpartum Hemorrhage Resulting From Uterine Atony After Vaginal Delivery. Factors Associated With Severity. Obstet Gynecol. 2011; 117 (1): 21–31. PubMed-ID: **21173641**

Duke GJ, Santamaria J, Shann F, Stow P, Pilcher D, Ernest D, George C (2008). Critical care outcome prediction equation (COPE) for adult intensive care. Crit Care Resusc. 2008; 10 (1): 35–41. PubMed-ID: **18304016**

Externe Qualitätssicherung (2008–2011). Bundesauswertungen zu den Verfahrensjahren 2008 bis 2011. Modul 16/1-Geburtshilfe. AQUA-Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen GmbH. Quelle: <http://www.sqg.de/ergebnisse/leistungsbereiche/geburtshilfe.html> (letzte Einsicht 23.08.2012)

Fantini MP, Stivanello E, Frammartino B, Barone AP, Fusco D, Dallolio L, Cacciari P, Perucci CA (2006). Risk adjustment for inter-hospital comparison of primary cesarean section rates: need, validity and parsimony. BMC Health Serv Res. 2006; 6: 100. PubMed-ID: **16911770**

- Focus (2012)**. Doppelt so viele Kaiserschnitte wie vor 20 Jahren. Quelle: http://www.focus.de/panorama/welt/gesellschaft-doppelt-so-viele-kaiserschnitte-wie-vor-20-jahren_aid_725505.html (letzte Einsicht 23.08.2012)
- Gamble JA, Creedy DK (2000)**. Women's request for a cesarean section: a critique of the literature. *Birth*. 2000; 27 (4): 256–263. PubMed-ID: [11251511](#)
- Gregory KD, Korst LM, Gornbein JA, Platt LD (2002)**. Using Administrative Data to Identify Indications for Elective Primary Cesarean Delivery. *Health Services Res*. 2002; 37 (5): 1387–1401. PubMed-ID: [12479502](#)
- Grouven U, Bender R, Lange S (2007)**. Der Kappa-Koeffizient. Artikel Nr. 23 der Statistik-Serie in der DMW. *Dtsch Med Wochenschr*. 2007; 132: e65–e68. DOI 10.1055/s-2007-959046. Quelle: <https://www.thieme-connect.de/ejournals/pdf/10.1055/s-2007-959046.pdf> (letzte Einsicht 28.08.2012)
- Hansen AK, Wisborg K, Ulbjerg N, Henriksen TB (2008)**. Risk of respiratory morbidity in term infants delivered by elective caesarean section: cohort study. *BMJ*. 2008; 336 (7635): 85–87. PubMed-ID: [18077440](#)
- Heller G, Babitsch B, Günster C, Möckel M (2008)**. Sterblichkeitsrisiko von Frauen und Männern nach Myokardinfarkt. *Dtsch Arztebl* 2008; 105(15): 279–285. DOI 10.3238/arztebl.2008.0279. Quelle: <http://www.aerzteblatt.de/archiv/59642> (letzte Einsicht 28.08.2012)
- Henry OA, Gregory KD, Hobel CJ, Platt LD (1995)**. Using ICD-9 Codes to Identify Indications for Primary and Repeat Cesarean Sections: Agreement with Clinical Records. *Am J Pub H*. 1995; 85 (8): 1143–1146. PubMed-ID: [7625515](#)
- Hornemann A, Bohlmann MK (2009)**. Einstellung von schwangeren Frauen, Hebammen und Ärzten zum Geburtsmodus. *Gynäkologe*. 2009; 42 (5): 386–388
- Institut für das Entgeltsystem im Krankenhaus GmbH InEK (2009)**. G-DRG German Diagnosis Related Groups Version 2010. Definitionshandbuch und Reportbrowser
- Iezzoni LI (2003)**. Risk Adjustment for Measuring Health Care Outcomes. 2003 (Third Edition). Health Administrative Press
- Jacquemyn Y, Ahankour F, Martens G (2003)**. Flemish obstetricians' personal preference regarding mode of delivery and attitude towards caesarean section on demand. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol*. 2003; 111 (2): 164–166. PubMed-ID: [14597245](#)
- Janakiraman V, Lazar J, Joynt KE, Jha AK (2011)**. Hospital Volume, Provider Volume, and Complications After Childbirth in U.S. Hospitals. *Obstet Gynecol*. 2011; 118 (3): 521–527. PubMed-ID: [21826039](#)
- Justice AC, Covinsky KE, Berlin JA (1999)**. Assessing the Generalizability of Prognostic Information. *Ann Intern Med*. 1999; 130 (6): 515–524. PubMed-ID: [10075620](#)
- Kamath BD, Todd JK, Glazner JE, Lezotte D, Lynch AM (2009)**. Neonatal Outcomes After Elective Cesarean Delivery. *Obstet Gynecol*. 2009; 113 (6): 1231–1238. PubMed-ID: [19461417](#)
- Klein Klouwenberg PMC, Ong DSY, Bonten MJM, Cremer OL (2012)**. Classification of sepsis, severe sepsis and septic shock: the impact of minor variations in data capture and definition of SIRS criteria. *Intensive Care Med*. 2012; 38 (5): 811–819. PubMed-ID: [22476449](#)
- Kohler U, Kreuter F (2012)**. Datenanalyse mit Stata. Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung. 2012 (4. Auflage). Oldenbourg Wissenschaftsverlag GmbH
- Kramer AA, Zimmermann JE (2007)**. Assessing the calibration of mortality benchmarks in critical care: The Hosmer-Lemeshow test revisited. *Crit Care Med*. 2007; 35 (9): 2052–2056. PubMed-ID: [17568333](#)

Kreienbrock L, Pigeot I, Ahrens W (2012). Epidemiologische Methoden. 2012 (5. Auflage). Springer Spektrum

Kritchevsky SB, Braun BI, Gross PA, Newcomb CS, Kelleher CA, Simmons BP (1999). Definition and adjustment of Cesarean section rates and assessments of hospital performance. *Int J Qual Health Care*. 1999; 11 (4): 283–291. PubMed-ID: [10501598](#)

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

Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, Wang Y, Han LF, Ingber MJ, Roman S, Normand SLT (2006a). An Administrative Claims Model Suitable for Profiling Hospital Performance Based on 30-Day Mortality Rates Among Patients With Heart Failure. *Circulation*. 2006; 113 (13): 1693–1701. PubMed-ID: [16549636](#)

Kyser KL, Lu X, Santillan DA, Santillan MK, Hunter SK, Cahill AG, Cram P (2012). The association between hospital obstetrical volume and maternal postpartum complications. *Am J Obstet Gynecol*. 2012; 207 (1): 42–44. PubMed-ID: [22727347](#)

Lack N, Gerhardinger U (2009). Qualitätsvergleiche mit Funnelplots – Plädoyer für eine einheitliche Methodik. *Zeitschrift für Evidenz, Fortbildung und Qualität im Gesundheitswesen (ZEFQ)*. 2009; 103 (8): 536–541 PubMed-ID: [19998782](#)

Lavender T, Hofmeyer GJ, Neilson JP, Kingdon C, Gyte GML (2009). Caesarean section for non-medical reasons at term (Review). *Cochrane Database Syst Rev*. 2009; 3: 1–15

Linton A, Peterson MR, Williams TV (2005). Clinical case mix adjustment of cesarean delivery rates in U.S. military hospitals, 2002. *Obstet Gynecol*. 2005; 105 (3): 598–606. PubMed-ID: [15738031](#)

Lipkind HS, Duzyj C, Rosenberg TJ, Funai EF, Chavkin W, Chiasson MA (2009). Disparities in Cesarean Delivery Rates and Associated Adverse Neonatal Outcomes in New York City Hospitals. *Obstet Gynecol*. 2009; 113 (6): 1239–1247. PubMed-ID: [19461418](#)

Long JS, Freese J (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. 2006 (Second Edition). Stata Press

Mansky T, Nimptsch U (2012). Notwendigkeit eines ungehinderten Zugangs zu sozial- und krankheitsbezogenen Versichertendaten für die Bundesärztekammer und andere ärztliche Körperschaften sowie wissenschaftliche Fachgesellschaften zur Optimierung der ärztlichen Versorgung. Expertise im Rahmen der Förderinitiative zur Versorgungsforschung der Bundesärztekammer. Quelle: <http://www.bundesaeztekammer.de/downloads/Datenzugang-2.pdf> (letzte Einsicht 28.08.2012)

Maul H. (2009). Kaiserschnitt im internationalen Vergleich Gibt es die optimale Sectiorate? *Gynäkologie & Geburtshilfe*. 2009; 9: 44–47

Mayer EK, Bottle A, Aylin P, Darzi AW, Vale JA, Athanasiou T (2010). What is the role of risk-adjusted funnel plots in the analysis of radical cystectomy volume-outcome relationships? *BJU Int*. 2011; 108 (6): 844–850. PubMed-ID: [21884357](#)

McCourt C, Weaver J, Statham H, Beake S, Gamble J, Creedy DK (2007). Elective cesarean section and decision making: a critical review of the literature. *Birth*. 2007; 34 (1): 65–79. PubMed-ID: [17324181](#)

Mitchell MN (2012). *Interpreting and Visualizing Regression Models using Stata*. 2012 (First Edition). Stata Press

Muche R, Ring C, Ziegler C (2005). *Entwicklung und Validierung von Prognosemodellen auf Basis der logistischen Regression*. 2005. Shaker Verlag

National Institute for Health and Clinical Excellence NICE (2011). Caesarean Section. NICE Clinical Guideline CG132. November 2011. Quelle: <http://guidance.nice.org.uk/CG132> (letzte Einsicht 28.08.2012)

Nilstun T, Habiba M, Lingman G, Saracci R, Da Fre M, Cuttini M, EUROBOS study group (2008). Cesarean delivery on maternal request: can the ethical problem be solved by the principlist approach? *BMC Medical Ethics* 2008, 9:11 DOI 10.1186/1472-6939-9-11. PubMed-ID: [18559083](#)

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

Onwere C, Gurol-Urganci I, Cromwell DA, Mahmood TA, Templeton A, van der Meulen JH (2011). Maternal morbidity associated with placenta praevia among women who had elective caesarean section. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol*. 2011; 159 (1): 62–66. PubMed-ID: [21835537](#)

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. PubMed-ID: [21610531](#)

Pang SM, Leung DT, Leung TY, Lai CY, Lau TK, Chung TK (2007). Determinants of preference for elective caesarean section in Hong Kong Chinese pregnant women. *Hong Kong Med J*. 2007; 13 (2): 100–105. PubMed-ID: [17406036](#)

Pang MW, Lee TS, Leung AK, Leung TY, Lau TK, Leung TN (2007a). A longitudinal observational study of preference for elective caesarean section among nulliparous Hong Kong Chinese women. *BJOG*. 2007; 114 (5): 623–629. PubMed-ID: [17355362](#)

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

Porta M (2008). *A Dictionary of Epidemiology*. 2008 (Fifth Edition). Oxford University Press Inc.

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

Qualitätsreport (2011). AQUA-Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen GmbH. Auftraggeber: Gemeinsamer Bundesausschuss. Quelle: <http://www.sqg.de/sqg/upload/CONTENT/Qualitaetsberichte/2011/AQUA-Qualitaetsreport-2011.pdf> (letzte Einsicht 17.10.2012)

Quinlivan JA, Petersen RW, Nichols CN (1999). Patient preference the leading indication for elective Caesarean section in public patients--results of a 2-year prospective audit in a teaching hospital. *Aust N Z J Obstet Gynaecol*. 1999; 39 (2): 207–214. PubMed-ID: [10755782](#)

Rabilloud M, Ecohard R, Estève J. Maternity hospitals ranking on prophylactic caesarean section rates: uncertainty associated with ranks (2001). *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol*. 2001; 94 (1): 139–144. PubMed-ID: [11134839](#)

Roberts CL, Cameron CA, Bell JC, Algert CS, Morris JM (2008). Measuring Maternal Morbidity in Routinely Collected Health Data. Development and Validation of a Maternal Morbidity Outcome Indicator. *Med Care*. 2008; 46 (8): 786–794. PubMed-ID: [18665058](#)

Roberts CL, Ford JB, Algert CS, Bell JC, Simpson JM, Morris JM (2009). Trends in adverse maternal outcomes during childbirth: a population-based study of severe maternal morbidity. *BMC Pregnancy and Childbirth*. 2009; 9: 7. PubMed-ID: [19243578](#)

- Royston P, Altman DG, Sauerbrei W (2006).** Dichotomizing continuous predictors in multiple regression: a bad idea. *Stat Med.* 2006; 25 (1): 127–141. PubMed-ID: [16217841](#)
- Royston P, Sauerbrei W (2009).** Multivariable Model-Building. A pragmatic approach to regression analysis based on fractional polynomials for modelling continuous variables. 2009 (Reprint). John Wiley & Sons Ltd.
- Sauerbrei W, Royston P, Binder H (2007).** Selection of important variables and determination of functional form for continuous predictors in multivariable model building. *Stat Med.* 2007; 26 (30): 5512–5528. PubMed-ID: [18058845](#)
- Schneider H (2008).** Natürliche Geburt oder »Wunsch-Sectio«? Wie steht es um die Evidenz? *Gynäkologe.* 2008; 41 (1): 36–41
- Simon FB (2008).** Einführung in Systemtheorie und Konstruktivismus. 2008 (dritte Auflage). Carl-Auer Verlag
- Spiegelhalter DJ (2005).** Funnel plots for comparing institutional performance. *Stat Med.* 2005; 24 (8): 1185–1202. PubMed-ID: [15568194](#)
- Spiegel online (2012).** Geburten in Deutschland: Anteil der Kaiserschnitte verdoppelt sich in 20 Jahren.
Quelle: <http://www.spiegel.de/gesundheit/schwangerschaft/kindergeburten-anteil-doppelt-so-viele-kaiserschnitte-wie-vor-20-jahren-a-836021.html> (letzte Einsicht 23.08.2012)
- Souza JP, Gülmezoglu A, Lumbiganon P, Laopaiboon M, Carroli G, Fawole B, Ruyan P (2010).** Caesarean section without medical indications is associated with an increased risk of adverse short-term maternal outcomes: the 2004-2008 WHO Global Survey on Maternal and Perinatal Health. *BMC Medicine.* 2010; 8: 71. PubMed-ID: [21067593](#)
- Statistisches Bundesamt DESTATIS (2012).** Fast ein Drittel aller Krankenhausentbindungen 2011 per Kaiserschnitt. Pressemitteilung Nr. 365 vom 18.10.2012.
Quelle: https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2012/10/PDI2_365_231.html (letzte Einsicht 18.10.2012)
- Strauss A (2006).** Geburtshilfliche Basics. 2006. Springer Medizin Verlag
- 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. PubMed-ID: [21577166](#)
- Sydsjö G, Sydsjö A, Brynhildsen J, Josefsson A (2010).** Trends in caesarean section and instrumental deliveries in relation to Body Mass Index: a clinical survey during 1978 – 2001. *Reproductive Health.* 2010; 7: 1–18. PubMed-ID: [20649992](#)
- Timor-Tritsch IE, Monteagudo A (2011).** Unforeseen consequences of the increasing rate of cesarean deliveries: early placenta accreta and cesarean scar pregnancy. A review. *Am J Obstet Gynecol.* 2012; 207 (1): 14–19. PubMed-ID: [22516620](#)
- Tita AT, Landon MB, Spong CY, Lai Y, Leveno KJ, Varner MW, Moawad AH, Caritis SN, Meis PJ, Wapner RJ, Sorokin Y, Miodovnik M, Carpenter M, Peaceman AM, O’Sullivan MJ, Sibai BM, Langer O, Thorp JM, Ramin SM, Mercer BM (2009).** Timing of Elective Repeat Cesarean Delivery at Term and Neonatal Outcomes. *N Engl J Med.* 2009. 360 (2): 111–120. PubMed-ID: [19129525](#)
- Turner CE, Young JM, Solomon MJ, Ludlow J, Beness C, Phipps H (2008).** Vaginal delivery compared with elective caesarean section: the views of pregnant women and clinicians. *Br J Obst Gyn.* 2008; 115 (12): 1494–1502. PubMed-ID: [18752584](#)
- Turner CE, Young JM, Solomon MJ, Ludlow J, Beness C, Phipps H (2008a).** Willingness of pregnant women and clinicians to participate in a hypothetical randomised controlled trial comparing vaginal delivery and elective caesarean section. *Aust N Z J Obstet Gynaecol.* 2008; 48 (6): 542–546. PubMed-ID: [19133040](#)

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

PubMed-ID: [21982489](#)

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

PubMed-ID: [17182981](#)

Welt online (2012). Doppelt so viele Kaiserschnitte wie vor 20 Jahren. Quelle: <http://www.welt.de/gesundheit/artikel13931094/Doppelt-so-viele-Kaiserschnitte-wie-vor-20-Jahren.html> (letzte Einsicht 23.08.2012)

Young D (2006). “Cesarean Delivery on Maternal Request”: was the NIH conference based on a faulty premise? *Birth.* 2006; 33 (3): 171–174. PubMed-ID: [16948716](#)

Zhao H, Heard SO, Mullen MT, Crawford S, Goldberg RJ, Frendl G, Lilly CM (2012). An evaluation of the diagnostic accuracy of the 1991 American College of Chest Physicians/Society of Critical Care Medicine and the 2001 Society of Critical Care Medicine/European Society of Intensive Care Medicine/American College of Chest Physicians/American Thoracic Society/Surgical Infection Society sepsis definition. *Crit Care Med.* 2012; 40 (6): 1700–1706. PubMed-ID: [22610176](#)

Manuskriptdaten

Interessenkonflikt

Die Autoren erklären, dass kein Interessenkonflikt besteht.

PROF. BECKER ist Geschäftsführer der CLINOTEL Krankenhausverbund gemeinnützige GmbH. In dieser Eigenschaft vertritt er das Unternehmen bei folgenden Institutionen und Fachgesellschaften: Aktionsbündnis Patientensicherheit e.V., Gesellschaft für Qualitätsmanagement in der Gesundheitsversorgung e.V., Deutsche Gesellschaft für Qualität e.V., European Foundation for Quality Management, International Society for Quality in Health Care, Deutsche Gesellschaft für Medizinische Dokumentation, Informatik und Statistik e.V., Verband der Krankenhausdirektoren Deutschlands e.V. und Bundesverband Pflegemanagement e.V. Prof. Becker ist Ehrenpräsident des Netzwerks Risikomanagement Österreich.

DR. EISSLER ist Chefarzt der Klinik für Gynäkologie und Geburtshilfe in der Diakonissen-Stiftungs-Krankenhaus Speyer gGmbH und persönliches Mitglied verschiedener Fachgesellschaften: Deutsche Gesellschaft für Gynäkologie und Geburtshilfe e.V., Nord-Ostdeutsche Gesellschaft für Gynäkologische Onkologie e.V. und Deutsche Kontinenz Gesellschaft e.V.

Danksagung

Die Autoren bedanken sich bei den Reviewern für den konstruktiven Begutachtungsprozess.

Bearbeitung

Manuskript eingereicht am 30.11.2012,
überarbeitete Fassung angenommen am 08.02.2013

Zitierung

Becker A, Eissler U. Die standardisierte primäre Sectiorate (SPSR) und ihre Anwendung im Qualitätsmanagement und für Krankenhausvergleiche. Prädiktoren der primären Sectio als Beitrag zur Versachlichung einer komplexen Diskussion. *Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics*. 17.04.2013 #010.
<http://www.clinotel-journal.de/article-id-010.html>

Autoren

Prof. Dr. med. Andreas Becker

Geschäftsführer

CLINOTEL Krankenhausverbund gemeinnützige GmbH

Riehler Straße 36

50668 Köln

www.clinotel.de

Dr. med. Uwe Eissler

Chefarzt

Diakonissen-Stiftungs-Krankenhaus Speyer gGmbH

Klinik für Gynäkologie und Geburtshilfe

Hilgardstraße 26

67346 Speyer

www.diakonissen.de

