

Development and Validation of a Risk Calculator for Prediction of Cardiac Risk After Surgery

Prateek K. Gupta, Himani Gupta, Abhishek Sundaram, Manu Kaushik, Xiang Fang, Weldon J. Miller, Dennis J. Esterbrooks, Claire B. Hunter, Iraklis I. Pipinos, Jason M. Johanning, Thomas G. Lynch, R. Armour Forse, Syed M. Mohiuddin and Aryan N. Mooss

Circulation. 2011;124:381-387; originally published online July 5, 2011;
doi: 10.1161/CIRCULATIONAHA.110.015701

Circulation is published by the American Heart Association, 7272 Greenville Avenue, Dallas, TX 75231

Copyright © 2011 American Heart Association, Inc. All rights reserved.

Print ISSN: 0009-7322. Online ISSN: 1524-4539

The online version of this article, along with updated information and services, is located on the World Wide Web at:

<http://circ.ahajournals.org/content/124/4/381>

Data Supplement (unedited) at:

<http://circ.ahajournals.org/content/suppl/2011/06/30/CIRCULATIONAHA.110.015701.DC1.html>
<http://circ.ahajournals.org/content/suppl/2013/10/06/CIRCULATIONAHA.110.015701.DC2.html>

Permissions: Requests for permissions to reproduce figures, tables, or portions of articles originally published in *Circulation* can be obtained via RightsLink, a service of the Copyright Clearance Center, not the Editorial Office. Once the online version of the published article for which permission is being requested is located, click Request Permissions in the middle column of the Web page under Services. Further information about this process is available in the [Permissions and Rights Question and Answer](#) document.

Reprints: Information about reprints can be found online at:
<http://www.lww.com/reprints>

Subscriptions: Information about subscribing to *Circulation* is online at:
<http://circ.ahajournals.org/subscriptions/>

Development and Validation of a Risk Calculator for Prediction of Cardiac Risk After Surgery

Prateek K. Gupta, MD; Himani Gupta, MD; Abhishek Sundaram, MBBS, MPH; Manu Kaushik, MD; Xiang Fang, PhD; Weldon J. Miller, MS; Dennis J. Esterbrooks, MD; Claire B. Hunter, MD; Iraklis I. Pipinos, MD; Jason M. Johanning, MD; Thomas G. Lynch, MD; R. Armour Forse, MD, PhD; Syed M. Mohiuddin, MD; Aryan N. Mooss, MD

Background—Perioperative myocardial infarction or cardiac arrest is associated with significant morbidity and mortality. The Revised Cardiac Risk Index is currently the most commonly used cardiac risk stratification tool; however, it has several limitations, one of which is its relatively low discriminative ability. The objective of the present study was to develop and validate a predictive cardiac risk calculator.

Methods and Results—Patients who underwent surgery were identified from the American College of Surgeons' 2007 National Surgical Quality Improvement Program database, a multicenter (>250 hospitals) prospective database. Of the 211 410 patients, 1371 (0.65%) developed perioperative myocardial infarction or cardiac arrest. On multivariate logistic regression analysis, 5 predictors of perioperative myocardial infarction or cardiac arrest were identified: type of surgery, dependent functional status, abnormal creatinine, American Society of Anesthesiologists' class, and increasing age. The risk model based on the 2007 data set was subsequently validated on the 2008 data set (n=257 385). The model performance was very similar between the 2007 and 2008 data sets, with C statistics (also known as area under the receiver operating characteristic curve) of 0.884 and 0.874, respectively. Application of the Revised Cardiac Risk Index to the 2008 National Surgical Quality Improvement Program data set yielded a relatively lower C statistic (0.747). The risk model was used to develop an interactive risk calculator.

Conclusions—The cardiac risk calculator provides a risk estimate of perioperative myocardial infarction or cardiac arrest and is anticipated to simplify the informed consent process. Its predictive performance surpasses that of the Revised Cardiac Risk Index. (*Circulation*. 2011;124:381-387.)

Key Words: myocardial infarction ■ cardiac arrest ■ risk ■ assessment ■ perioperative period

The incidence of perioperative myocardial infarction (MI) varies widely, ranging from 3% to 17%, with the incidence being higher in those with coronary artery disease (CAD) or with risk factors for CAD than in those without these risk factors.¹⁻³ It is expected that incidence will increase in the years to come, given that there will be a simultaneous increase in the incidence of risk factors for CAD with the aging population and that this is the population in which a majority of surgeries are performed.^{4,5} Perioperative cardiac events are a leading cause of death after surgery.⁵⁻⁷ Thus, risk stratification for perioperative MI and cardiac arrest (CA) has become an integral part of the workup of any patient before surgery.² It serves to identify patients who are at higher risk for perioperative MI or CA and who would benefit the most from cardiac optimization before elective surgery.^{2,6,8}

Editorial see p 376 Clinical Perspective on p 387

Since Goldman et al first proposed a risk index in 1977, several perioperative cardiac risk indices/scores have been proposed.^{1,8-10} The most widely used of these risk indices is the Revised Cardiac Risk Index (RCRI); however, it has several limitations.⁸

With more than 200 hospitals reporting preoperative, intraoperative, and postoperative data to the American College of Surgeons' National Surgical Quality Improvement Program (NSQIP), NSQIP is the largest and most complete prospective, clinical, national surgical database.^{11,12} Therefore, an analysis of the NSQIP database was undertaken to ascertain risk factors associated with intraoperative/postoperative MI or CA (MICA) and to develop and validate a risk calculator for its prediction. Its

Received December 20, 2010; accepted April 8, 2011.

From the Department of Surgery (P.K.G., A.S., R.A.F.), Department of Medicine (H.G.), Division of Cardiology (M.K., D.J.E., C.B.H., S.M.M., A.N.M.), and Biostatistical Core (X.F.), Creighton University, Omaha, NE; School of Medicine, University of Pittsburgh, Pittsburgh, PA (W.J.M.); and Department of Surgery, University of Nebraska Medical Center, Omaha, NE (I.I.P., J.M.J., T.G.L.).

The online-only Data Supplement is available with this article at <http://circ.ahajournals.org/cgi/content/full/CIRCULATIONAHA.110.015701/DC1>.

Correspondence to Prateek K. Gupta, MD, Department of Surgery, Creighton University, 601 N 30th St, Omaha, NE 68131. E-mail prateekgupta@creighton.edu

© 2011 American Heart Association, Inc.

Circulation is available at <http://circ.ahajournals.org>

DOI: 10.1161/CIRCULATIONAHA.110.015701

performance was subsequently compared with that of the RCRI. None of the existing risk indices has a high predictive ability for MICA in patients undergoing aortic or noncardiac vascular surgery. Thus, even though the primary objective was to develop and validate a risk calculator to predict risk of MICA after all surgeries, the performance of the validated MICA risk calculator was further specifically tested among patients undergoing aortic or noncardiac vascular surgery to ascertain its predictive ability in that population.

Methods

Data Set

Data were extracted from the 2007 and 2008 NSQIP Participant Use Data Files.¹³ These are multicenter, prospective databases with 183 (year 2007) and 211 (year 2008) participating academic and community US hospitals and include data collected on 136 perioperative variables. The 2006 data set was not used because of slight differences in definitions. In NSQIP, a participating hospital's surgical clinical nurse reviewer captures data using a variety of methods, one of which is medical chart abstraction. The data are collected on the basis of strict criteria formulated by a committee. To ensure the data collected are of a high quality, the NSQIP has developed different training mechanisms for the surgical clinical nurse reviewer and conducts an interrater reliability audit of participating sites.¹³ The processes of surgical clinical nurse reviewer training, interrater reliability auditing, data collection, and sampling methodology have been described in detail.^{13–15} The combined results of the audits revealed an overall disagreement rate of approximately 1.99% for all assessed program variables. The Participant Use Data Files are Health Insurance Portability and Accountability Act–compliant data files that contain patient-level aggregate data and do not identify hospitals, healthcare providers, or patients. Trauma patients, transplant patients, and those younger than 16 years of age are excluded from the NSQIP database. The NSQIP database captures outcomes through 30 days after surgery, except for hospital length of stay, which is recorded until the patient is discharged.

Patients

Patients who underwent the surgeries listed in Table 1 were studied. Data on demographics, lifestyle, comorbidity, and other variables were obtained. Demographic variables analyzed included age, sex, and race. Lifestyle variables included smoking (within 1 year of surgery) and alcohol (more than 2 drinks per day in the 2 weeks before surgery). Comorbidities studied included presence or absence of renal disease (acute renal failure and dialysis dependence), CAD (angina within 30 days of surgery, MI within 6 months of surgery, prior percutaneous coronary intervention, and cardiac surgery), congestive heart failure, hypertension, peripheral vascular disease (revascularization/amputation for peripheral vascular disease and rest pain in lower extremity), pulmonary disease (ventilator dependence before surgery, history of chronic obstructive pulmonary disease, and preexisting pneumonia), sepsis (systemic inflammatory response syndrome, sepsis, and septic shock), liver disease (ascites or esophageal varices), neurological event or disease (stroke with or without residual deficit, transient ischemic attack, hemiplegia, paraplegia, quadriplegia, impaired sensation/delirium, coma, and central nervous system tumor), diabetes mellitus, disseminated cancer, chronic corticosteroid use, weight loss (>10% in the 6 months before surgery), bleeding disorders, and open wound. Other factors considered were American Society of Anesthesiologists' (ASA) class,¹⁶ preoperative functional status/ability to perform activities of daily living in the 30 days before surgery (independent, partially dependent, totally dependent), dyspnea (none, moderate exertion, at rest), body mass index, pregnancy, prior operation within 30 days, preoperative transfusion of >4 U of packed red blood cells, neoadjuvant chemoradiation, and emergency surgery. The complete definitions for all the above variables have been published previously.¹³

Preoperative laboratory variables analyzed included blood urea nitrogen, creatinine, albumin, bilirubin, hematocrit, platelet count, white blood cell count, partial thromboplastin time, and prothrombin

Table 1. Description of Surgeries

Type of Surgery	Organs/Systems Included	n (% of 211 410)
Anorectal	Anus and rectum with transanal approach	3265 (1.5)
Aortic	Aorta	4479 (2.1)
Bariatric	Bariatric surgeries	12 337 (5.8)
Brain	Brain	370 (0.2)
Breast	Breast	21 359 (10.1)
Cardiac	Heart	631 (0.3)
ENT	ENT and head and neck surgeries except thyroid and parathyroid	646 (0.3)
FG/HPB	Foregut and hepatopancreatobiliary surgeries: esophagus, stomach, duodenum, pancreas, liver, and biliary tree (except isolated cholecystectomy)	12 254 (5.8)
GBAAS	Gall bladder, appendix, adrenals or spleen; biliary tree surgeries other than cholecystectomy not included	35 940 (17.0)
Gyn	Obstetric and gynecological surgeries	2861 (1.4)
Hernia	Ventral, inguinal, femoral, and other hernias (not paraesophageal)	31 692 (15.0)
Intestine	Intestines below the level of duodenum	31 492 (14.9)
Neck	Thyroid and parathyroid surgeries	10 179 (4.8)
Nonesophageal thoracic	Thoracic surgeries excluding heart and esophagus	1324 (0.6)
Orthopedic	Orthopedics and nonvascular extremity	9272 (4.4)
Other abdomen	Abdominal surgeries not covered by above	4086 (1.9)
Peripheral vascular	Nonaortic, nonvein vascular surgeries	17 490 (8.3)
Skin	Skin	4906 (2.3)
Spinal	Spine	1469 (0.7)
Urology	Kidneys and urinary system	1975 (0.9)
Vein	Veins	3383 (1.6)

ENT indicates ear, nose, and throat; FG/HPB, foregut and hepatopancreatobiliary; GBAAS, gall bladder, appendix, adrenals, or spleen; and Gyn, gynecological.

time. NSQIP definitions of “normal” and “abnormal” were used to categorize laboratory values as normal and abnormal; missing data constituted a third categorical level, an indicator variable.¹⁷

Outcome

The primary end point was intraoperative/postoperative MI or CA through 30 days after surgery.

Cardiac arrest has been defined by the NSQIP as “The absence of cardiac rhythm or presence of chaotic cardiac rhythm that results in loss of consciousness requiring the initiation of any component of basic and/or advanced cardiac life support.” Patients with automatic implantable cardioverter defibrillator (AICD) that fire but do not lose consciousness are not included in this definition.¹⁸ Thus, it effectively includes all forms of malignant ventricular and supraventricular arrhythmias, along with pulseless electric activity and asystole.

MI has been defined in the NSQIP database as “Presence of one of the following: (1) documentation of electrocardiogram (ECG) changes indicative of acute MI (one or more of the following): (a) ST

elevation >1 mm in two or more contiguous leads (b) new left bundle branch (c) new Q-wave in two or more contiguous leads (2) new elevation in troponin greater than 3 times upper level of the reference range in the setting of suspected myocardial ischemia.”¹⁸

The secondary end point was intraoperative/postoperative MICA among patients undergoing aortic or noncardiac vascular surgery.

Statistical Analysis

Univariate exploratory analysis was performed on the 2007 NSQIP data set. Pearson χ^2 test or Fisher exact test were performed for the categorical variables, with t or F test for continuous variables. Stepwise multivariate logistic regression was performed to assess the most parsimonious combination of risk factors predictive of MICA, thus creating the full model. To address the possibility that the surgery type might interact with any of the other variables, we included all second-order interaction terms that involved surgery in the list of candidate variables.

To reduce the number of risk factors, we then created parsimonious models by sequentially removing variables from the full model. A forward-selection procedure was applied to select a predetermined number of variables for inclusion in the final logistic model from a list of candidate variables, which in this analysis included all preoperative variables. The number of variables to be included in the final model was determined as 5 because we found that the inclusion of more than 5 variables in the model did not significantly improve the prediction (C statistic) of MICA, but made the model more complex. Statistical analysis was performed with SAS (version 9.2; SAS Institute, Cary, NC). $P < 0.05$ was considered significant.

Risk Model Performance

The accuracy of a logistic regression model is usually assessed by its discrimination and calibration.¹⁹ Discrimination measures how well a model can distinguish between cases (who develop MICA) and noncases (who do not develop MICA). Discrimination is usually assessed by the C statistic, also known as the area under the receiver operating characteristic curve. This statistic evaluates each pair of observations that have different outcomes and calculates the proportion of times when the patient who developed MICA had a higher predicted risk of MICA than the patient who did not develop MICA. The C statistic ranges from 0.50 (no better than flipping a coin) to 1.00 (model is 100% correct).

Calibration measures the ability of a model to generate predictions that are on average close to the average observed outcome. The most widely used method for doing this in hospital mortality models is the Hosmer-Lemeshow test, which examines how well the percentage of observed MICA matches the percentage of predicted MICA over deciles of predicted risk.¹⁹ In studies with large sample sizes, it is suggested that a calibration graph of observed versus predicted events be constructed.¹⁹ If the model calibrates well, there will not be a substantial deviation from the 45° line of perfect fit.

Risk Model Validation

Once a model was trained on the basis of the 2007 data set, an independent data set (2008 data set) was used to validate the model. The model validation applied the trained model from the 2007 data set to estimate MICA probabilities for all patients in the 2008 data set. These estimated probabilities were then compared with actual MICA status in the 2008 data set by computing a C statistic (discrimination). To do this, a receiver operating characteristic curve was constructed on the basis of the sensitivity and specificity of the predictions from the 2007 model on the 2008 data set for various prediction cut points. The C statistic is equivalent to the area under this receiver operating characteristic curve and was computed by use of the trapezoidal rule. This C statistic reflects how much predictive accuracy the trained (2007) model has on the 2008 data set. If this C statistic shows favorable predictive accuracy, then the model is considered validated. As previously described in literature, similar results for calibration and discrimination indicate validation in an independent data set.^{20–23}

Table 2. Estimates, Standard Errors, and Variables Associated With Myocardial Infarction or Cardiac Arrest in Stepwise Logistic Regression Analysis (2007 NSQIP Data Set—Final Model)

Parameter	Estimate	SE	Adjusted OR	95% Wald CI
Intercept	−5.25	0.24		
Totally dependent functional status*	1.03	0.09	2.79	2.36–3.30
Partially dependent functional status*	0.65	0.08	1.92	1.65–2.23
ASA class 1†	−5.17	0.72	0.01	0.001–0.02
ASA class 2†	−3.29	0.17	0.04	0.03–0.05
ASA class 3†	−1.92	0.13	0.15	0.11–0.19
ASA class 4†	−0.95	0.12	0.39	0.30–0.49
Creatinine (abnormal)‡	0.61	0.06	1.84	1.63–2.09
Creatinine (missing)‡	−0.10	0.15	0.91	0.68–1.21
Age per year of increase	0.02	0.002	1.02	1.01–1.02
Anorectal§	−0.16	0.52	0.85	0.31–2.37
Aortic§	1.60	0.17	4.96	3.55–6.93
Bariatric§	−0.25	0.30	0.78	0.43–1.40
Brain§	1.40	0.42	4.04	1.79–9.13
Breast§	−1.61	0.47	0.20	0.08–0.50
Cardiac§	1.01	0.30	2.74	1.51–4.99
ENT§	0.71	0.73	2.04	0.49–8.47
Foregut/hepato-pancreatobiliary§	1.39	0.17	4.02	2.89–5.60
GBAAS§	0.59	0.18	1.81	1.27–2.58
Intestinal§	1.14	0.16	3.12	2.29–4.24
Neck§	0.18	0.29	1.20	0.68–2.12
Obstetric/gynecologic§	0.76	0.43	2.14	0.91–5.05
Orthopedic§	0.80	0.18	2.22	1.55–3.17
Other abdomen§	1.13	0.19	3.11	2.13–4.54
Peripheral vascular§	0.86	0.16	2.36	1.72–3.25
Skin§	0.54	0.25	1.72	1.06–2.79
Spine§	0.21	0.60	1.24	0.38–4.00
Thoracic§	0.40	0.42	1.49	0.67–3.32
Vein§	−1.09	1.01	0.34	0.05–2.43
Urology§	−0.26	0.52	0.77	0.28–2.14

NSQIP indicates National Surgical Quality Improvement Program; SE, standard error; OR, odds ratio; CI, confidence interval; ASA, American Society of Anesthesiologists; ENT, ear, nose, and throat; GBAAS, gallbladder, adrenal, appendix, spleen surgery.

Abnormal creatinine was creatinine >1.5 mg/dL.

The estimate and the SE refer to the estimate of the logistic regression coefficient for the specific variable and its associated SE. C statistic=0.884.

Reference groups were as follows: *Independent functional status; †ASA class 5; ‡normal creatinine; §hernia surgery. 0.4% of ASA class data were missing.

Development of Risk Calculator

Once the model was validated, it was used to develop the risk calculator, which took the form of an interactive spreadsheet that accepts patient covariate information and returns an estimated probability percentage of MICA based on the validated model. Alternatively, one can generate this estimated probability percentage using the model fit directly. The parameter estimates and standard errors for the model are presented in Table 2. These estimated coefficients can be used to estimate the logit ($\hat{L}$) for a patient using the standard binary logistic regression equation. The estimated

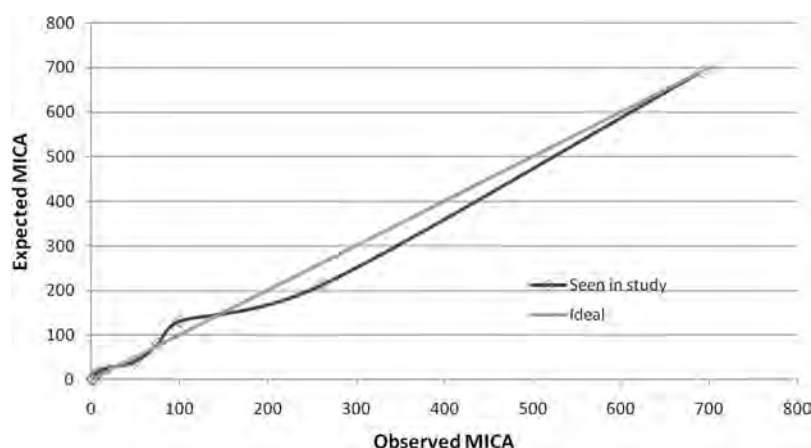


Figure 1. Observed vs expected perioperative myocardial infarction or cardiac arrest (MICA): calibration of predictions in the training set.

MICA probability percentage for a patient is then computed with the following formula:

$$\text{estimated probability} = 100\% \times \frac{e^L}{1 + e^L}$$

Comparison With Revised Cardiac Risk Index

To compare the risk calculator with the RCRI, the risk predictors in the RCRI were applied to the 2008 NSQIP data set with end points of MICA among all surgeries and MICA among vascular surgeries. Multivariate logistic regression analyses were performed. The C statistic (discrimination) was used to compare performance of the risk calculator with that of RCRI.

Results

Demographics

In the 2007 NSQIP data set ($n=211\,410$), MICA was seen in 1371 patients (0.65%) (intraoperative MI, 154 patients; postoperative MI, 357 patients; intraoperative CA, 24 patients; postoperative CA, 902 patients). Patients with MICA were significantly older than those without MICA (median 71 versus 56 years, $P<0.0001$). Men (57.5%) constituted a significantly higher proportion ($P<0.0001$) of those with MICA than women (42.7%; online-only Data Supplement Table I). In the 2008 data set, which was used for validation ($n=257\,385$), MICA was seen in 1401 patients (0.54%).

Univariate Analysis (2007 Data Set)

MICA was significantly associated with a multitude of variables ($P<0.0001$ for most; online-only Data Supplement Table I). Online-only Data Supplement Table II displays the intraoperative and postoperative differences in patients with and without MICA. Postoperatively, patients with MICA had more complications than those without MICA. Operative time and hospital length of stay were significantly longer ($P<0.0001$ for both). Death within 30 days was also significantly higher in patients with MICA (61.42% versus 1.35%, $P<0.0001$). Median number of days from surgery until MI was 2 (interquartile range 1 to 6 days), whereas the median number of days from surgery until CA was 4 (interquartile range 1 to 10 days).

Multivariate Analysis for MICA (2007 Data Set)

Preoperative variables significantly associated with an increased risk for MICA in the full model included ASA class, preoperative dialysis dependence, emergency case, male sex, dependent functional status, history of recent MI, black race, rest pain in

lower extremity due to peripheral vascular disease, $>10\%$ preoperative weight loss, history of transient ischemic attack, peripheral vascular disease requiring revascularization or amputation, prior percutaneous coronary intervention, hypertension, chronic obstructive pulmonary disease, dyspnea at rest or exertion, preoperative sepsis, increasing age, abnormal creatinine, blood urea nitrogen, hematocrit, and type of surgery. Preoperative variables significantly associated with an increased risk for MICA in the final model included ASA class, dependent functional status, increasing age, abnormal creatinine (>1.5 mg/dL), and type of surgery (Table 2). None of the second-order interaction terms involving surgery were chosen, which suggests that there was not a substantial interaction between surgery type and any of the other variables in the model. The variables in the model remained statistically significant even after Bonferroni correction.

Development and Validation of Risk Model

The 2007 data set was used as the training set to develop the model, and the 2008 data set served as the validation set. The risk model included significant predictors from the 2007 data set. The parameter estimates and their standard errors are summarized in Table 2.

Reference group for type of surgery was hernia surgery; for laboratory values, normal values; for functional status, independent functional status; and for ASA class, class 5. Table 2 can be used to generate probability estimates identical to the risk calculator by inserting the appropriate coefficient estimates into the standard logistic regression model to compute the estimated logit and then translating this logit into the probability scale as described in Methods.

The C statistic for the training set was 0.892 in the full model and 0.884 in the final model, which indicates excellent discrimination. Figure 1 shows that the calibration (Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test) was excellent, without a substantial deviation from the 45° line of perfect fit.

The selected risk model (final model) was then applied to the 2008 validation set. The C statistic that arose from use of the 2007 model to estimate MICA probability in the 2008 data set was 0.874, which indicates excellent discrimination. These findings indicate that the model performance was very similar in both the 2007 training set and the 2008 validation set, with the model continuing to have excellent discrimination in an inde-

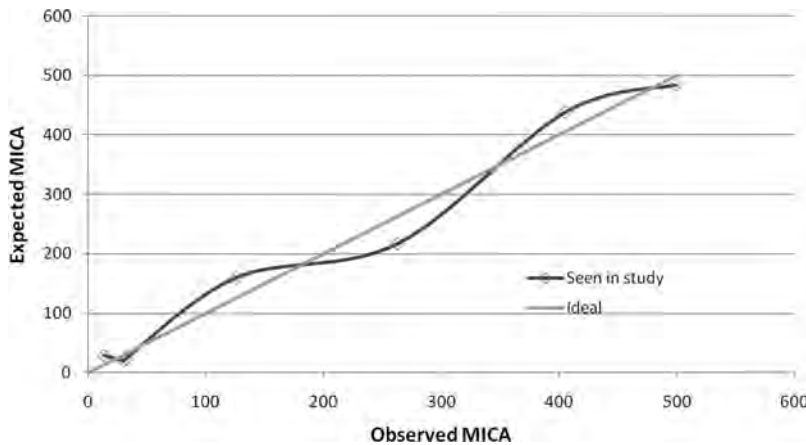


Figure 2. Observed vs expected perioperative myocardial infarction or cardiac arrest (MICA) for the Revised Cardiac Risk Index: calibration of predictions.

pendent data set. This method of validation using similar C statistics has been described previously in the literature.^{20–22}

Development of Risk Calculator

The selected model was then used to develop an interactive risk calculator. In the risk calculator, values are entered as 0 and 1 for absence or presence, respectively, of significant risk factors. In the case of continuous variables, values are entered as a number. When the required input is entered into this calculator for a given patient, it returns a model-based percent estimate of postoperative MICA.

We present a few examples of calculated postoperative MICA using the risk calculator:

1. Sixty-year-old man, ASA class 4, independent, with normal creatinine, undergoing aortic surgery: 3.18%.
2. Seventy-year-old woman, ASA class 3, independent, with normal creatinine, undergoing brain surgery: 1.22%.
3. Seventy-year-old man, ASA class 5, totally dependent, with elevated creatinine, undergoing pancreatoduodenectomy: 30.23%.
4. Forty-year-old woman, ASA class 2, independent, with normal creatinine, undergoing laparoscopic cholecystectomy: 0.08%.
5. Sixty-five-year-old man, ASA class 4, partially dependent, with elevated creatinine, undergoing peripheral vascular surgery: 5.75%.

Validation of Risk Model on Patients Undergoing Vascular Surgery

The risk model was further applied specifically to patients in the 2008 NSQIP data set who underwent aortic or other noncardiac vascular surgery (n=26 183) to ascertain the discriminative ability of the model for MICA in patients undergoing these surgeries. The C statistic of the model was 0.746.

Application of Revised Cardiac Risk Index to National Surgical Quality Improvement Program Data Set

The RCRI identified 6 independent predictors of perioperative cardiac complications.⁸ When it was applied to the 2008 NSQIP data set with an end point of MICA among all surgeries, all of the 6 risk factors were significant: high-risk surgery odds ratio (OR) 2.01, 95% confidence interval (CI) 1.81 to 2.23; history of congestive heart failure OR 3.26, 95% CI 2.67 to 3.98; history of ischemic heart disease OR 3.02, 95% CI 2.51 to 3.64; history of stroke OR 1.92, 95% CI 1.67

to 2.20; preoperative treatment with insulin OR 1.27, 95% CI 1.10 to 1.46; and preoperative serum creatinine >2.0 mg/dL OR 4.86, 95% CI 4.31 to 5.49. The C statistic was 0.747. Figure 2 shows that the calibration (Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test) was moderate. Calibration for RCRI had not been mentioned by Lee et al originally.⁸ When the RCRI was applied to the 2008 NSQIP data set to assess risk of MICA in patients who underwent aortic or other noncardiac vascular surgery (n=26 183), the C statistic was 0.591.

Discussion

In the present study, ASA class, dependent functional status, age, abnormal creatinine (>1.5 mg/dL), and type of surgery were associated with cardiac risk after surgery. Some of these are also components of existing risk indices.^{1,2,8,10,24} Dependent functional status was not a component of previous indices; however, a trend toward higher complication rates in patients with worse functional capacity was found in RCRI. Insulin-dependent diabetes mellitus was not a significant predictor on multivariate analysis in the present study; in the original study by Lee et al on RCRI,⁸ it was significant only for the derivation set and not the validation set. Surprisingly, a history of congestive heart failure was also not significantly associated with postoperative MICA in the present study. It is likely that heart failure is not predictive of MICA independent of functional status or ASA class.

Although many previous risk stratification tools exist, they have several limitations. RCRI, the most widely used risk index, was derived and validated on a relatively small cohort of 4315 patients in contrast to more than 400 000 patients in the present study.⁸ Furthermore, categorization of surgeries as used in the RCRI is not very relevant today because of advances in the field of surgery, especially minimally invasive surgery such as laparoscopy. For instance, in the RCRI, all suprainguinal vascular, intraperitoneal, and intrathoracic surgeries were classified as high risk, thus equating laparoscopic appendectomy and cholecystectomy to pancreatotomy and liver resections. This is not the case, as is evidenced by the higher risk of MICA in patients who underwent foregut/hepatopancreatobiliary (pancreatotomy/liver resection) surgery compared with patients who underwent laparoscopic appendectomy and cholecystectomy in the NSQIP data set. In the RCRI, each organ system was not considered individually. Evidently, the surgery-specific risk is independent of other factors, and hence, organ-based classification of

surgeries is the most appropriate approach for MICA risk assessment, providing a more precise estimate of risk.

Despite its relative ease of use, the RCRI lacks in its discriminative/predictive ability. It has been widely suggested that the discriminative ability of a risk index should be greater than 0.8 for a prediction model to be considered clinically relevant.^{25,26} The receiver operating characteristic area under the curve for RCRI, which represents discriminative ability, was 0.76 in the original study by Lee et al⁸ and 0.75 in a review by Ford et al,⁶ which makes its discriminative ability only moderate. RCRI was applied to the 2008 NSQIP data set to predict MICA among all surgeries, to assess its performance on an independent prospective cohort of patients across the country, and to then compare it to the risk calculator in the present study. Its C statistic was 0.75, lower than the 0.88 seen for the MICA risk calculator proposed in the present study. RCRI was also compared to the MICA risk calculator to assess discrimination for MICA specifically in patients who underwent aortic or other noncardiac vascular surgery. The C statistic for RCRI was again lower (0.59 versus 0.75).

Discrimination for the MICA risk calculator for aortic or other noncardiac vascular surgery is also higher than that of the Vascular Study Group of New England Cardiac Risk Index (0.75 versus 0.71).²⁷ The Vascular Study Group of New England Cardiac Risk Index had age, smoking, insulin-dependent diabetes mellitus, CAD, abnormal cardiac stress test, long-term β -blocker therapy, chronic obstructive pulmonary disease, and abnormal creatinine as significant risk factors. Of these, smoking and insulin-dependent diabetes mellitus were not significant in the MICA risk calculator, while stress test and β -blocker therapy were not a part of the NSQIP data set. CAD and chronic obstructive pulmonary disease, although a part of the full model, were not a part of the final model.

The MICA risk calculator was developed to aid in the surgical decision-making and informed consent process. It is in the form of an interactive spreadsheet and is available online at <http://www.surgicalriskcalculator.com/miorcardiacarrest> for free download. When the required input is entered into this calculator for a given patient, it returns a model-based percent estimate of MICA. In the risk calculator, values are entered as 0 and 1 for absence or presence, respectively, of the significant predictive factors or as the actual value for continuous variables.

Previous cardiac indices like the one proposed by Goldman et al¹ and the RCRI⁸ used logistic regression models to create point-based risk score systems. We instead chose to develop the risk calculator directly on the basis of the logistic regression model. This approach allowed direct modeling and prediction of MICA, rather than the use of 1 model to assess MICA and another to predict risk based on a point system. The predicted probabilities are based on the exact model used to assess MICA, rather than a model of a model, which is needed for a point system in this context. Hence, no loss of accuracy associated with the use of a second model is incurred with this strategy. In addition, the previous indices did not provide an actuarial estimate of risk; instead, patients were classified as being at high risk/intermediate risk/low risk for perioperative cardiac complications. With the MICA risk calculator, we instead provide an exact model-based estimate of MICA probability for a patient. This approach is more

precise than a point system, but it may be less simple for some users to implement. However, as clinicians take advantage of new handheld computer-based technologies to utilize pharmacopeias and clinical management guidelines, it is our belief that a risk calculator will find widespread use and assist physicians and surgeons in making clinical decisions.

Apart from identifying high-risk patients, we foresee the risk calculator as an important tool in the informed consent process. The process of patient-centered informed consent requires, in addition to patient capacity and freedom of action, the presentation of adequate information regarding risks and benefits generally defined using a reasonable person standard.¹¹ Accurate individualized assessment of MICA, which contributes greatly to morbidity and mortality, would certainly assist in meeting the latter objective. Physicians have long quoted the most current literature to explain risks of adverse outcomes associated with a procedure. This has not always been an easy task, because each patient is different, with a unique set of risk factors. Thus, this risk calculator will simplify the informed consent process by estimating the risk of MICA.

In spite of its many strengths, the present study has some limitations. Variables analyzed were limited to those recorded by NSQIP. Despite the data set being fairly comprehensive, with more than 50 preoperative variables, information on preoperative stress test, echocardiography, arrhythmia, and aortic valve disease was not available. Although aortic valve disease was a risk factor in the original risk index by Goldman et al,¹ it was not significant in the RCRI. Information on β -blocker use was not a part of the data set; however, this has not been significant in most previous indices.⁷ Outcomes for 1.3% of patients in the 2007 data set who stayed in the hospital beyond 30 days was not available. Unfortunately, known/remote CAD (except prior percutaneous coronary intervention and cardiac surgery) was not a variable in the data set, and this may have helped further increase the discriminative ability of the risk calculator.

There were some methodological differences in the present study compared with previous indices. The outcome studied in RCRI and Goldman's original risk index included pulmonary edema in addition to MICA, with the RCRI also including complete heart block; these were not outcomes in the present study because they are not a part of the NSQIP. The diagnosis of MI was slightly different in the present study than in previous similar studies. The current generation of troponin-based tests are much more sensitive than the creatinine kinase-based tests that were used in the RCRI and other previous risk indices. Hence, troponin-based tests are likely to identify any perioperative MI better than earlier tests. This may limit the predictive ability of previous risk indices that were not based on troponin testing, which is the current standard of care. Current guidelines define MI as elevation of troponin above the reference range. In the present study, a new elevation in troponin >3 times the upper level of the reference range in the setting of suspected myocardial ischemia was used as the definition. Although this would lead to the exclusion of some MIs, one can also argue that this makes MI a more definitive end point, because minor myocardial damage is excluded.

In conclusion, although fewer than 1% of patients develop MICA, 61% of these patients die within 30 days of surgery. This

high mortality rate seen in patients with MICA emphasizes the importance of risk stratification and preoperative optimization. This risk calculator with its high discriminative ability for intraoperative/postoperative MICA is a step in that direction.

Disclosures

None.

References

- Goldman L, Caldera DL, Nussbaum SR, Southwick FS, Krogstad D, Murray B, Burke DS, O'Malley TA, Goroll AH, Caplan CH, Nolan J, Carabello B, Slater EE. Multifactorial index of cardiac risk in noncardiac surgical procedures. *N Engl J Med*. 1977;297:845–850.
- Ashton CM, Petersen NJ, Wray NP, Kiefe CI, Dunn JK, Wu L, Thomas JM. The incidence of perioperative myocardial infarction in men undergoing noncardiac surgery. *Ann Intern Med*. 1993;118:504–510.
- Mangano DT, Browner WS, Hollenberg M, London MJ, Tubau JF, Tateo IM. Association of perioperative myocardial ischemia with cardiac morbidity and mortality in men undergoing noncardiac surgery: the Study of Perioperative Ischemia Research Group. *N Engl J Med*. 1990;323:1781–1788.
- Fleisher LA, Eagle KA. Clinical practice: lowering cardiac risk in noncardiac surgery. *N Engl J Med*. 2001;345:1677–1682.
- Mangano DT. Perioperative cardiac morbidity. *Anesthesiology*. 1990;72:153–184.
- Ford MK, Beattie WS, Wijesundera DN. Systematic review: prediction of perioperative cardiac complications and mortality by the revised cardiac risk index. *Ann Intern Med*. 2010;152:26–35.
- Devereaux PJ, Yang H, Yusuf S, Guyatt G, Leslie K, Villar JC, Xavier D, Chrolavicius S, Greenspan L, Pogue J, Pais P, Liu L, Xu S, Malaga G, Avezum A, Chan M, Montori VM, Jacka M, Choi P. Effects of extended-release metoprolol succinate in patients undergoing non-cardiac surgery (POISE trial): a randomised controlled trial. *Lancet*. 2008;371:1839–1847.
- Lee TH, Marcantonio ER, Mangione CM, Thomas EJ, Polanczyk CA, Cook EF, Sugarbaker DJ, Donaldson MC, Poss R, Ho KK, Ludwig LE, Pedan A, Goldman L. Derivation and prospective validation of a simple index for prediction of cardiac risk of major noncardiac surgery. *Circulation*. 1999;100:1043–1049.
- Detsky AS, Abrams HB, McLaughlin JR, Drucker DJ, Sasson Z, Johnston N, Scott JG, Forbath N, Hilliard JR. Predicting cardiac complications in patients undergoing non-cardiac surgery. *J Gen Intern Med*. 1986;1:211–219.
- Davenport DL, Ferraris VA, Hosokawa P, Henderson WG, Khuri SF, Mentzer RM Jr. Multivariable predictors of postoperative cardiac adverse events after general and vascular surgery: results from the Patient Safety in Surgery Study. *J Am Coll Surg*. 2007;204:1199–1210.
- Cohen ME, Bilimoria KY, Ko CY, Hall BL. Development of an American College of Surgeons National Surgery Quality Improvement Program: morbidity and mortality risk calculator for colorectal surgery. *J Am Coll Surg*. 2009;208:1009–1016.
- Aloia TA. Predicting adverse outcomes after complex cancer surgery. *Ann Surg Oncol*. 2010;17:2260–2261.
- ACS NSQIP PUF. http://www.acsnsqip.org/puf/docs/ACS_NSQIP_Participant_User_Data_File_User_Guide.pdf. Accessed March 1, 2009.
- Khuri SF, Daley J, Henderson W, Barbour G, Lowry P, Irvin G, Gibbs J, Grover F, Hammermeister K, Stremple JF. The National Veterans Administration Surgical Risk Study: risk adjustment for the comparative assessment of the quality of surgical care. *J Am Coll Surg*. 1995;180:519–531.
- Khuri SF, Daley J, Henderson W, Barbour G, Demakis J, Irvin G 3rd, Stremple JF, Grover F, McDonald G, Passaro E Jr, Fabri PJ, Spencer J, Hammermeister K, Aust JB. Risk adjustment of the postoperative mortality rate for the comparative assessment of the quality of surgical care: results of the National Veterans Affairs Surgical Risk Study. *J Am Coll Surg*. 1997;185:315–327.
- Saklad M. Grading of patients for surgical procedures. *Anesthesiology*. 1941;2:281–284.
- ACS NSQIP Semiannual Report. Chicago, IL: American College of Surgeons; 2008.
- ACS NSQIP. http://nsqip.healthsoftonline.com/lib/Documents/Ch_4_Variables_Definitions_062810.pdf. Accessed March 21, 2010.
- Kramer AA, Zimmerman JE. Assessing the calibration of mortality benchmarks in critical care: the Hosmer-Lemeshow test revisited. *Crit Care Med*. 2007;35:2052–2056.
- Arozullah AM, Khuri SF, Henderson WG, Daley J. Development and validation of a multifactorial risk index for predicting postoperative pneumonia after major noncardiac surgery. *Ann Intern Med*. 2001;135:847–857.
- Arozullah AM, Daley J, Henderson WG, Khuri SF. Multifactorial risk index for predicting postoperative respiratory failure in men after major noncardiac surgery: the National Veterans Administration Surgical Quality Improvement Program. *Ann Surg*. 2000;232:242–253.
- Rogers SO Jr, Kilaru RK, Hosokawa P, Henderson WG, Zinner MJ, Khuri SF. Multivariable predictors of postoperative venous thromboembolic events after general and vascular surgery: results from the Patient Safety in Surgery Study. *J Am Coll Surg*. 2007;204:1211–1221.
- Gupta PK, Franck C, Miller WJ, Gupta H, Forse RA. Development and validation of a bariatric surgery morbidity risk calculator using the prospective, multicenter NSQIP dataset. *J Am Coll Surg*. 2011;212:301–309.
- Wolters U, Wolf T, Stutzer H, Schroder T. ASA classification and perioperative variables as predictors of postoperative outcome. *Br J Anaesth*. 1996;77:217–222.
- Ohman EM, Granger CB, Harrington RA, Lee KL. Risk stratification and therapeutic decision making in acute coronary syndromes. *JAMA*. 2000;284:876–878.
- Harrell FE Jr, Califf RM, Pryor DB, Lee KL, Rosati RA. Evaluating the yield of medical tests. *JAMA*. 1982;247:2543–2546.
- Bertges DJ, Goodney PP, Zhao Y, Schanzer A, Nolan BW, Likosky DS, Eldrup-Jorgensen J, Cronenwett JL. The Vascular Study Group of New England Cardiac Risk Index (VSG-CRI) predicts cardiac complications more accurately than the Revised Cardiac Risk Index in vascular surgery patients. *J Vasc Surg*. 2010;52:674–683.

CLINICAL PERSPECTIVE

Perioperative myocardial infarction or cardiac arrest (MICA) is associated with significant morbidity and mortality. The Revised Cardiac Risk Index (RCRI) is currently the most commonly used cardiac risk stratification tool; however, it has several limitations. It was derived and validated on a relatively small cohort of 4315 patients. Categorization of surgeries as used in the RCRI is not very relevant today because of advances in the field of surgery. Lastly, the RCRI lacks in its discriminative/predictive ability. The American College of Surgeons' National Surgical Quality Improvement Program is the largest and most complete prospective, clinical, national surgical database, with more than 200 hospitals participating. We analyzed this database to ascertain risk factors associated with intraoperative/postoperative MICA and to develop and validate a risk calculator for its prediction. Its performance was subsequently compared with that of the RCRI. Of the 211 410 patients, 1371 (0.65%) developed MICA. On multivariate logistic regression analysis, 5 predictors of MICA were identified: Type of surgery, dependent functional status, abnormal creatinine, American Society of Anesthesiologists' class, and age. The risk model based on the 2007 data set was subsequently validated on the 2008 data set (n=257 385) and used to develop an interactive risk calculator. The C statistic for our risk model was higher than that for the RCRI (0.884 versus 0.747), which implies a superior predictive ability. Furthermore, instead of classifying patients as high/intermediate/low risk for perioperative cardiac complications, we provided an exact model-based estimate of MICA probability for a patient. We anticipate the risk calculator will aid in surgical decision making and the informed consent process.

SUPPLEMENTAL MATERIAL

SUPPLEMENTAL TABLE 1

Variables	MICA (%) n=1,371	No MICA (%) n=210,039
Preoperative:		
ACUTE RENAL FAILURE	6.56	0.57
AGE	69.2±13.5	55.1±17.2
ANGINA WITHIN 1 MONTH	5.32	0.92
ASA Class 1	0.15	10.5
2	6.73	45.42
3	43.13	37.19
4	41.81	6.63
5	8.19	0.26
ASCITES	8.68	1.70
BLEEDING DISORDER	21.08	6.09
BODY MASS INDEX	28.9±8.3	30.7±8.8
CHEMOTHERAPY WITHIN 30 DAYS	1.53	1.16
CONGESTIVE HEART FAILURE WITHIN 1 MONTH	8.68	0.99
COMA > 24 HOURS	1.68	0.06
COPD WITH FEV1 < 75% OR CAUSING FUNCTIONAL DISABILITY OR HOSPITALIZATION	16.70	4.66
CORTICOSTEROID USE	8.02	3.35
DIABETES	29.83	14.46
on DIALYSIS	14.30	2.32
DISSEMINATED CANCER	4.08	2.02
DO NOT RESUSCITATE STATUS	2.99	0.60
EMERGENCY CASE	38.80	12.42
ESOPHAGEAL VARICES DIAGNOSED IN LAST 6 MONTHS	0.29	0.14
ETOH > 2 DRINKS/DAY WITHIN 2 WEEKS OF SURGERY	3.87	2.51
FUNCTIONAL STATUS (INDEPENDENT)	57.4	93.28
FUNCTIONAL STATUS (PARTIALLY INDEPENDENT)	20.28	4.75
FUNCTIONAL STATUS (TOTALLY DEPENDENT)	22.32	1.97
HEMIPLEGIA	2.63	0.99
HYPERTENSION	75.93	44.95
MALE GENDER	57.48	42.73
MYOCARDIAL INFARCTION WITHIN 6 MONTHS	6.35	0.69
PARAPLEGIA	0.95	0.40
PREEXISTING PNEUMONIA	5.03	0.53
PREGNANCY	0.07	0.27
PREVIOUS PCI	16.34	5.33
PREVIOUS CARDIAC SURGERY	20.86	6.03
PRIOR OPERATION WITHIN 30 DAYS	13.06	3.49
PVD WITH REVASCULARIZATION/AMPUTATION	16.70	4.32
QUADRIPLEGIA	0.29	0.12
RACE (BLACK)	15.03	9.81
RADIOTHERAPY WITHIN 90 DAYS	1.31	0.77
RESTPAIN IN LOWER EXTERMITY DUE TO PVD	10.8	2.47
SMOKER WITHIN LAST YEAR	24.80	20.87
SMOKER PACK YEARS	24.4±34.5	11.0±22.7
STROKE WITH NEUROLOGIC DEFICIT	7.37	2.43
STROKE WITH NO NEUROLOGIC DEFICIT	6.42	1.98

TRANSIENT ISCHEMIC ATTACK HISTORY	8.53	2.90
TRANSFUSION >4 UNITS PRBC PREOPERATIVELY	5.11	0.37
TUMOR INVOLVING CENTRAL NERVOUS SYSTEM	0.29	0.14
VENTILATOR DEPENDENT DURING LAST 48 HOURS	14.88	0.93
>10% WEIGHT LOSS WITHIN 6 MONTHS	7.15	2.53
OPEN WOUND	17.14	4.84
SODIUM (ABNORMAL)	28.58	13.52
BUN (ABNORMAL)	65.19	38.45
CREATININE (ABNORMAL)	39.00	9.60
ALBUMIN (ABNORMAL)	62.71	23.77
ALKALINE PHOSPHATASE (ABNORMAL)	26.27	14.63
BILIRUBIN (ABNORMAL)	28.21	17.48
HEMATOCRIT (ABNORMAL)	55.42	24.32
PLATELET (ABNORMAL)	33.00	20.04
PROTHROMBIN TIME (ABNORMAL)	60.92	40.30
PARTIAL THROMBOPLASTIN TIME (ABNORMAL)	33.47	13.98
SGOT (ABNORMAL)	31.27	16.96
WHITE BLOOD CELLS (ABNORMAL)	40.40	23.94

ASA - American Society of Anesthesiologists classification; COPD - Chronic obstructive pulmonary disease; FEV1 - Forced expiratory volume in 1st second; ETOH - Alcohol; PCI - Percutaneous coronary intervention; PVD - Peripheral vascular disease; PRBC - Packed red blood cells; BUN - Blood Urea Nitrogen; SGOT - Serum glutamic oxaloacetic transaminase;

All p values = <.0001 except for: p value for chemo= 0.19; radio=0.02; esophageal varices= 0.13; alcohol= 0.001; paraplegia= 0.001; quadriplegia= 0.08; CNS tumor=0.12; pregnancy = 0.16.

P value reflects univariate analysis: Pearson Chi-Square test and analysis of variance (ANOVA) F-test, comparing the bariatric surgeries in terms of preoperative demographics and co-morbidities. Binomial variables are expressed in percentage terms. Age, BMI, and smoker pack years are described as mean with standard deviation.

SUPPLEMENTAL TABLE 2

Variables	MICA (%) n=1,371	No MICA (%) n=210,039
Intra/Postoperative:		
INTRAOPERATIVE TRANSFUSION IN UNITS	1.9±4.6	0.2±1.0
INTRAOPERATIVE MYOCARDIAL INFARCTION	11.23	0.0
INTRAOPERATIVE CARDIAC ARREST	1.75	0.0
TRANSFUSION > 4 UNITS PRBC WITHIN 72 HOURS	7.73	0.45
GRAFT/FLAP FAILURE WITH RETURN TO OPERATING ROOM	1.68	0.29
POSTOPERATIVE CARDIAC ARREST	65.79	0.0
POSTOPERATIVE MYOCARDIAL INFARCTION	26.04	0.0
DEEP VENOUS THROMBOSIS	3.65	0.70
PULMONARY EMBOLISM	2.48	0.30
PNEUMONIA	20.57	1.69
REINTUBATION / UNPLANNED INTUBATION	41.21	1.22
VENTILATOR >48 HOURS	36.47	2.25
RENAL INSUFFICIENCY WITH RISE IN CREATININE BY 2 (NO DIALYSIS)	5.98	0.34
RENAL FAILURE REQUIRING DIALYSIS	10.21	0.46
SUPERFICIAL SITE INFECTION	3.28	3.08
DEEP INCISIONAL INFECTION	2.26	0.82
ORGAN/SPACE INFECTION	4.01	1.36
URINARY INFECTION	5.62	1.67
WOUND AND FASCIA DISRUPTION	2.84	0.64
COMA	3.87	0.07
STROKE	2.12	0.23
PERIPHERAL NERVE INJURY	0.22	0.08
SEPTIC SHOCK	28.15	1.41
SEPSIS	10.28	2.25
OPERATIVE TIME IN MINUTES	161.4±123.7	108.9±88.5
ANESTHESIA TIME IN MINUTES	231.2±140.3	160.8±103.4
RETURN TO OPERATING ROOM	27.86	5.51
TOTAL HOSPITAL LENGTH OF STAY IN DAYS	16.8±20.2	4.6±9.8
MORBIDITY	100.00	10.98
DEATH WITHIN 30 DAYS	61.42	1.35
Type of surgery:		
AORTA	11.74	2.11
CARDIAC	1.09	0.29
FG/HPB	11.09	5.79
INTESTINE	28.45	14.95
BRAIN	0.51	0.17
ORTHOPEDIC	7.22	4.37
OTHER ABDOMEN	5.69	1.92
NON-ESOPHAGEAL THORACIC	0.51	0.62
PERIPHERAL VASCULAR	17.8	8.23

OTHERS COMPRISING:	15.9	61.56
ANORECTAL	0.29	1.53
BARIATRIC	1.09	5.83
BREAST	0.36	10.12
ENT	0.15	0.30
GBAAS	6.35	17.06
OB/GYN	0.44	1.35
HERNIA	3.5	15.04
NECK	1.17	4.80
SKIN	1.97	2.31
SPINE	0.22	0.70
UROLOGY	0.29	0.93
VEIN	0.07	1.59

All values except continuous variables are expressed as percentages. Continuous variables are expressed as mean $\pm$ standard deviation. All p values = <.0001.

PRBC - Packed red blood cell; FG/HPB- Foregut/hepatopancreatobiliary; GBAAS - Gallbladder, appendix, adrenal and spleen surgery.

SUPPLEMENTAL STATISTICS

Partition for the Hosmer and Lemeshow Test

Group	Total	mica = 1		mica = 0	
		Observed	Expected	Observed	Expected
1	16485	2	1.27	16483	16483.73
2	16301	2	3.29	16299	16297.71
3	16376	5	9.46	16371	16366.54
4	16286	7	16.47	16279	16269.53
5	16342	17	24.92	16325	16317.08
6	16347	49	39.51	16298	16307.49
7	16462	76	80.40	16386	16381.60
8	16334	100	131.10	16234	16202.90
9	16339	261	212.16	16078	16126.84
10	16370	691	691.38	15679	15678.62

Hosmer and Lemeshow Goodness-of-Fit Test

Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
32.3654	8	<.0001

Desarrollo y validación de una calculadora de riesgo para la predicción del riesgo cardíaco tras la cirugía

Prateek K. Gupta, MD; Himani Gupta, MD; Abhishek Sundaram, MBBS, MPH; Manu Kaushik, MD; Xiang Fang, PhD; Weldon J. Miller, MS; Dennis J. Esterbrooks, MD; Claire B. Hunter, MD; Iraklis I. Pipinos, MD; Jason M. Johanning, MD; Thomas G. Lynch, MD; R. Armour Forse, MD, PhD; Syed M. Mohiuddin, MD; Aryan N. Mooss, MD

Antecedentes—El infarto de miocardio o el paro cardíaco perioperatorios se asocian a una morbilidad y mortalidad significativas. El *Revised Cardiac Risk Index* es en la actualidad el instrumento de estratificación del riesgo más comúnmente utilizado; sin embargo, tiene varias limitaciones, una de las cuales es su capacidad de discriminación relativamente baja. El objetivo del presente estudio fue desarrollar y validar una calculadora de riesgo cardíaco predictiva.

Métodos y resultados—Se identificó a los pacientes intervenidos quirúrgicamente a partir de la base de datos del *National Surgical Quality Improvement Program* de 2007 del *American College of Surgeons*, que es un registro prospectivo y multicéntrico (> 250 hospitales). De los 211.410 pacientes, 1.371 (0,65%) presentaron un infarto de miocardio o paro cardíaco perioperatorios. En un análisis de regresión logística multivariado, se identificaron 5 factores predictivos del infarto de miocardio o paro cardíaco perioperatorios: tipo de cirugía, estado funcional dependiente, creatinina anormal, clase de la *American Society of Anesthesiologists* e incremento de la edad. El modelo de riesgo basado en el conjunto de datos de 2007 se validó luego con el conjunto de datos de 2008 (n = 257.385). El rendimiento del modelo fue muy similar en los conjuntos de datos de 2007 y 2008, con valores del estadístico C (también denominado área bajo la curva de características operativas del receptor) de 0,884 y 0,874, respectivamente. La aplicación del *Revised Cardiac Risk Index* al conjunto de datos de 2008 del *National Surgical Quality Improvement Program* produjo un estadístico C relativamente inferior (0,747). Se utilizó entonces el modelo de riesgo para desarrollar una calculadora de riesgo interactiva.

Conclusiones—La calculadora de riesgo cardíaco proporciona una estimación del riesgo de infarto de miocardio o paro cardíaco perioperatorios y se prevé que simplifique el proceso del consentimiento informado. Su capacidad predictiva es superior a la del *Revised Cardiac Risk Index*. (Traducido del inglés: *Development and Validation of a Risk Calculator for Prediction of Cardiac Risk After Surgery. Circulation. 2011;124:381-387.*)

Palabras clave: myocardial infarction ■ cardiac arrest ■ risk ■ assessment ■ perioperative period

La incidencia de infarto de miocardio (IM) perioperatorio es muy diversa, con valores que van del 3% al 17%, siendo más alta en los pacientes con enfermedad coronaria (EC) o con factores de riesgo para la EC en comparación con los pacientes que no tienen esos factores de riesgo¹⁻³. Se prevé que la incidencia aumente en los próximos años, dado que se producirá un aumento simultáneo de la incidencia de factores de riesgo para la EC con el envejecimiento de la población y ésta es la población en la que se realizan más intervenciones quirúrgicas^{4,5}. Los eventos cardíacos perioperatorios son

una de las principales causas de muertes tras la cirugía⁵⁻⁷. Así pues, la estratificación del riesgo de IM y paro cardíaco (PC) perioperatorios ha pasado a ser parte integrante del estudio diagnóstico de cualquier paciente antes de la cirugía². Permite identificar a los pacientes con un mayor riesgo de IM o PC perioperatorios, en los que podría ser útil una optimización del estado cardíaco antes de cirugía electiva^{2,6,8}.

Véase el editorial en **pág. 1**
Perspectiva Clínica en **pág. 23**

Recibido el 20 de diciembre de 2010; aceptado el 8 de abril de 2011.

Department of Surgery (P.K.G., A.S., R.A.F.), Department of Medicine (H.G.), Division of Cardiology (M.K., D.J.E., C.B.H., S.M.M., A.N.M.), and Biostatistical Core (X.F.), Creighton University, Omaha, NE; School of Medicine, University of Pittsburgh, Pittsburgh, PA (W.J.M.); y Department of Surgery, University of Nebraska Medical Center, Omaha, NE (I.I.P., J.M.J., T.G.L.).

El suplemento de datos de este artículo, disponible solamente online, puede consultarse en <http://circ.ahajournals.org/cgi/content/full/CIRCULATIONAHA.110.015701/DC1>.

Remitir la correspondencia a Prateek K. Gupta, MD, Department of Surgery, Creighton University, 601 N 30th St, Omaha, NE 68131. Correo electrónico prateekgupta@creighton.edu

© 2011 American Heart Association, Inc.

Circulation se encuentra disponible en <http://circ.ahajournals.org>

DOI: 10.1161/CIRCULATIONAHA.110.015701

Desde que Goldman y cols. propusieran por primera vez en 1977 un índice del riesgo, se han propuesto varios índices/puntuaciones del riesgo cardiaco perioperatorio^{1,8-10}. El más ampliamente utilizado de estos índices de riesgo es el *Revised Cardiac Risk Index* (RCRI); sin embargo, tiene varias limitaciones⁸.

Con más de 200 hospitales que registran datos preoperatorios, intraoperatorios y postoperatorios, el *National Surgical Quality Improvement Program* (NSQIP) del *American College of Surgeons* es la base de datos quirúrgica nacional clínica prospectiva más completa y amplia existente^{11,12}. Se realizó, pues, un análisis de la base de datos NSQIP para determinar los factores de riesgo asociados al IM o PC (IMPC) intraoperatorios/postoperatorios, y para desarrollar y validar una calculadora del riesgo para su predicción. A continuación se evaluó su rendimiento en comparación con el del RCRI. Ninguno de los índices de riesgo existentes tiene una capacidad predictiva elevada para el IMPC en pacientes a los que se practican intervenciones de cirugía aórtica o cirugía vascular no cardiaca. Así pues, a pesar de que el objetivo principal fue desarrollar y validar una calculadora de riesgo para predecir el riesgo de IMPC después de todas las intervenciones quirúrgicas, se evaluó también específicamente el rendimiento de la calculadora de riesgo de IMPC validada en los pacientes a los que se practicaron operaciones de cirugía aórtica o cirugía vascular no cardiaca para determinar su capacidad predictiva en esa población.

Métodos

Conjunto de datos

Los datos se extrajeron de los *NSQIP Participant Use Data Files de 2007 y 2008*¹³. Se trata de bases de datos multicéntricas y prospectivas a las que aportan información 183 (año 2007) y 211 (año 2008) hospitales académicos y comunitarios de EEUU, y que incluyen datos relativos a 136 variables perioperatorias. No se utilizó el conjunto de datos de 2006 debido a la existencia de ligeras diferencias en las definiciones. En el NSQIP, una enfermera clínica quirúrgica del hospital participante encargada de la revisión obtiene los datos utilizando diversos métodos, uno de los cuales es a partir su búsqueda en la historia clínica. Los datos se recogen aplicando unos criterios estrictos formulados por un comité. Con objeto de garantizar que los datos obtenidos sean de alta calidad, el NSQIP ha desarrollado diferentes mecanismos de formación para las enfermeras clínicas quirúrgicas encargadas de las revisiones y lleva a cabo una auditoria de fiabilidad interevaluadores en los centros participantes¹³. Los procesos de formación de las enfermeras clínicas quirúrgicas revisoras, las auditorias de fiabilidad interevaluadores, la obtención de datos y la metodología de muestreo se han descrito de forma detallada con anterioridad¹³⁻¹⁵. Los resultados combinados de las auditorias pusieron de manifiesto una tasa global de discrepancia de aproximadamente un 1,99% para todas las variables evaluadas del programa. Los *Participant Use Data Files* son archivos de datos que cumplen lo establecido en la ley *Health Insurance Portability and Accountability Act* y contienen datos asociados a nivel paciente, sin identificar a los hospitales, los prestadores de asistencia, ni los pacientes. Los pacientes traumáticos, los receptores de trasplantes y los de menos de 16 años de edad se excluyen de la base de datos NSQIP. El NSQIP recoge los resultados a lo largo de 30 días después de la cirugía, excepto para la duración de la hospitalización que se registra hasta que el paciente es dado de alta.

Pacientes

Se estudió a pacientes a los que se practicaron las intervenciones quirúrgicas que se indican en la Tabla 1. Se obtuvieron los datos relativos a características demográficas, estilo de vida, comorbilidad y otras variables. Las variables demográficas analizadas fueron edad, sexo y raza. Las variables de estilo de vida fueron el tabaquismo (en el plazo de 1 año antes de la cirugía) y el consumo de alcohol (más de 2 bebidas al día en las 2 semanas previas a la cirugía). Las comorbilidades estudiadas fueron la presencia o ausencia de enfermedad renal (insuficiencia renal aguda y dependencia de diálisis), EC (angina en los 30 días previos a la cirugía, IM en un plazo de 6 meses antes de la cirugía, intervención coronaria percutánea previa y cirugía cardiaca), insuficiencia cardiaca congestiva, hipertensión, enfermedad vascular periférica (revascularización/amputación por enfermedad vascular periférica y dolor en reposo en la extremidad inferior), enfermedad pulmonar (dependencia de respirador

Tabla 1. Descripción de las intervenciones

Tipo de cirugía	Órganos/sistemas incluidos	n (% de 211.410)
Anorrectal	Ano y recto con abordaje transanal	3.265 (1,5)
Aórtica	Aorta	4.479 (2,1)
Bariátrica	Operaciones bariátricas	12.337 (5,8)
Cerebro	Cerebro	370 (0,2)
Mama	Mama	12.359 (10,1)
Cardíaca	Corazón	631 (0,3)
ORL	Cirugía de ORL y de cabeza y cuello excepto tiroides y paratiroides	646 (0,3)
IA/HPB	Cirugía de intestino anterior y hepatopancreatobiliar: esófago, estómago, duodeno, páncreas, hígado y árbol biliar (excepto colecistectomía aislada)	12.254 (5,8)
VBASRB	Vesícula biliar, apéndice, suprarrenales o bazo; cirugía de la vía biliar distinta de colecistectomía no incluida	35.940 (17,0)
Gin	Cirugía obstétrica y ginecológica	2.861 (1,4)
Hernia	Hernias abdominales, inguinales, femorales y otras (no paraesofágica)	31.692 (15,0)
Intestino	Intestino más allá del duodeno	31.492 (14,9)
Cuello	Cirugía de tiroides y paratiroides	10.179 (4,8)
Torácica no esofágica	Cirugía torácica excluido el corazón y el esófago	1.324 (0,6)
Ortopédica	Cirugía ortopédica y no vascular de la extremidad	9.272 (4,4)
Otras abdominales	Cirugía abdominal no cubierta en los apartados anteriores	4.086 (1,9)
Vascular periférica	Cirugía vascular no aórtica y no venosa	17.490 (8,3)
Piel	Piel	4.906 (2,3)
Raquídea	Columna vertebral	1.469 (0,7)
Urología	Riñones y sistema urinario	1.975 (0,9)
Venosa	Venas	3.383 (1,6)

ORL indica otorrinolaringología; IA/HPB, intestino anterior y hepatopancreatobiliar; VBASRB, vesícula biliar, apéndice, suprarrenales o bazo; y Gin, ginecológico.

antes de la cirugía, antecedentes de enfermedad pulmonar obstructiva crónica y neumonía preexistente), sepsis (síndrome de respuesta inflamatoria sistémica, sepsis y shock séptico), hepatopatía (ascitis o varices esofágicas), evento o enfermedad neurológicos (ictus con o sin déficit residual, accidente isquémico transitorio, hemiplejía, paraplejía, tetraplejía, deterioro de sensibilidad/delirium, coma y tumor del sistema nervioso central), diabetes mellitus, cáncer diseminado, uso crónico de corticosteroides, pérdida de peso ($> 10\%$ en los 6 meses previos a la cirugía), trastornos hemorrágicos y herida abierta. Otros factores considerados fueron la clase de la *American Society of Anesthesiologists* (ASA)¹⁶, el estado funcional preoperatorio/capacidad de realización de las actividades de la vida diaria en los 30 días previos a la cirugía (independiente, parcialmente dependiente, dependencia total), la disnea (ninguna, con el ejercicio moderado, en reposo), el índice de masa corporal, el embarazo, las operaciones en los 30 días previos, la transfusión preoperatoria de > 4 U de concentrados de hemáties, la quimiorradioterapia neoadyuvante y la cirugía de urgencia. Las definiciones completas de todas estas variables se han publicado con anterioridad¹³.

Las variables de laboratorio preoperatorias analizadas fueron las siguientes: urea en sangre, creatinina, albúmina, bilirrubina, hematócrito, recuento de plaquetas, recuento leucocitario, tiempo de tromboplastina parcial y tiempo de protrombina. Se utilizaron las definiciones del NSQIP de "normal" y "anormal" para clasificar como normales o anormales los resultados de laboratorio; los datos no disponibles constituyeron una tercera categoría, como variable indicadora¹⁷.

Parámetros de valoración

La variable principal fue el IM o PC intraoperatorio/postoperatorio a lo largo de los 30 días siguientes a la cirugía.

El paro cardiaco ha sido definido por el NSQIP como "la ausencia de ritmo cardiaco o la presencia de un ritmo cardiaco caótico que comporta una pérdida de conocimiento, con necesidad de iniciar alguna maniobra de reanimación cardiaca básica y/o avanzada". Los pacientes portadores de un desfibrilador automático implantable (DAI) que produce una descarga pero que no se acompaña de pérdida del conocimiento no se incluyen en esta definición¹⁸. Así pues, se incluyen efectivamente todas las formas de arritmias supraventriculares y ventriculares malignas, junto con la actividad eléctrica sin pulso y la asistolia.

El IM ha sido definido en la base de datos del NSQIP por la "presencia de alguna de las siguientes características: (1) documentación de cambios del electrocardiograma (ECG) indicativos de un IM agudo (uno o varias de las siguientes): (a) elevación del ST > 1 mm en dos o más derivaciones contiguas, (b) bloqueo de rama izquierda de nueva aparición, (c) onda Q de nueva aparición en dos o más derivaciones contiguas; (2) nueva elevación de la troponina a más de 3 veces el límite superior del rango de referencia en el contexto de una sospecha de isquemia miocárdica"¹⁸.

La variable de valoración secundaria fue el IMPC intraoperatorio/postoperatorio en pacientes a los que se practicaban intervenciones de cirugía aórtica o cirugía vascular no cardiaca.

Análisis estadístico

Se realizó un análisis univariado exploratorio con el conjunto de datos del NSQIP de 2007. Se utilizó la prueba de χ^2 de Pearson o la prueba exacta de Fisher para las variables discretas, y la prueba de t o de F para las variables continuas. Se aplicó una regresión logística multivariada escalonada para valorar la combinación más concisa de factores de riesgo predictivos del IMPC, para crear el modelo completo. Con objeto de abordar la posibilidad de que el tipo de cirugía pudiera interaccionar con alguna de las demás variables, incluimos todos los términos de interacción de segundo orden que incluían la cirugía en la relación de variables candidatas.

Para reducir el número de factores de riesgo, creamos entonces modelos concisos mediante la eliminación secuencial de variables del modelo completo. Se aplicó un procedimiento de selección anterograde para seleccionar un número predeterminado de variables para la inclusión en el modelo logístico final de entre una lista de variables candidatas, que en este análisis incluyó todas las variables preoperatorias. El número de variables a incluir en el modelo final se estableció en 5, ya que observamos que la inclusión de más de 5 variables en el modelo no mejoraba de manera significativa la predicción (estadístico C) de IMPC, pero hacía que el modelo fuera más complejo. El análisis estadístico se realizó con el programa SAS (versión 9.2; SAS Institute, Cary, NC). Se consideró significativo un valor de $p < 0,05$.

Rendimiento del modelo de riesgo

La exactitud de un modelo de regresión logística suele evaluarse mediante su discriminación y calibrado¹⁹. La discriminación mide en qué medida el modelo permite diferenciar entre casos (pacientes que sufren IMPC) y no-casos (pacientes que no sufren IMPC). La discriminación suele evaluarse con el estadístico C, también denominado área bajo la curva de características operativas del receptor. Este parámetro estadístico evalúa cada par de observaciones que tienen resultados diferentes y calcula la proporción de veces que el paciente que sufre un IMPC tenía un riesgo esperado de IMPC superior al esperado, en comparación con lo que ocurre en el paciente que no sufre un IMPC. El estadístico C toma valores entre 0,50 (no superior a echar una moneda al aire) y 1,00 (el modelo es correcto en un 100%).

El calibrado mide la capacidad de un modelo de generar predicciones que, en promedio, estén próximas a los resultados medios observados. El método más ampliamente utilizado para ello en los modelos de mortalidad hospitalaria, es la prueba de Hosmer-Lemeshow, que examina la medida en la que el porcentaje de IMPC observados se corresponde con el porcentaje de IMPC esperados en los diversos deciles del riesgo esperado¹⁹. En estudios con tamaños muestrales grandes, se sugiere que puede elaborarse un gráfico de calibrado de los eventos observados respecto a los esperados¹⁹. Si el modelo calibra bien, no habrá una desviación sustancial respecto a la línea de 45° que corresponde al ajuste perfecto.

Validación del modelo de riesgo

Una vez entrenado el modelo sobre la base del conjunto de datos de 2007, se utilizó un conjunto de datos independiente (conjunto de datos de 2008) para validarlo. Para la validación del modelo se aplicó el modelo entrenado basado en el conjunto de datos de 2007 para estimar las probabilidades de IMPC en todos los pacientes del conjunto de datos de 2008. Estas probabilidades estimadas se compararon luego con la aparición real de IMPC en el conjunto de datos de 2008 mediante el cálculo del estadístico C (discriminación). Para ello, se construyó la curva de características operativas del receptor basándose en la sensibilidad y especificidad de las predicciones realizadas con el modelo de 2007 para el conjunto de datos de 2008 para diversos valores de corte para la predicción. El estadístico C es equivalente al área bajo esta curva de características operativas del receptor, y se calculó con la regla trapezoidal. Este estadístico C refleja cuál es la exactitud predictiva del modelo entrenado (2007) respecto al conjunto de datos de 2008. Si este estadístico C muestra una exactitud predictiva favorable, el modelo se considera validado. Según lo descrito anteriormente en la literatura, unos resultados similares de calibrado y discriminación indican la validación en un conjunto de datos independiente²⁰⁻²³.

Desarrollo de la calculadora de riesgo

Una vez validado el modelo, se utilizó para desarrollar una calculadora de riesgo, que adoptó la forma de una hoja de cálculo interactiva que acepta la información sobre las covariables del paciente y devuelve un porcentaje de probabilidad estimado de IMPC basado

en el modelo validado. Otra posibilidad es generar este porcentaje de probabilidad estimado utilizando directamente el ajuste del modelo. En la Tabla 2 se presentan las estimaciones y errores estándar del parámetro. Estos coeficientes estimados pueden usarse para estimar el logit ($\hat{L}$) de un paciente con el empleo de una ecuación de regresión

logística binaria estándar. El porcentaje de probabilidad de IMPC estimado para un paciente se calcula entonces con la siguiente fórmula:

$$\text{probabilidad estimada} = 100\% \times \frac{e^{\hat{L}}}{1+e^{\hat{L}}}$$

Tabla 2. Estimaciones, errores estándar y variables asociadas al infarto de miocardio o paro cardíaco en el análisis de regresión logística escalonado (conjunto de datos del NSQIP de 2007–modelo final)

Parámetro	Estimación	EE	OR ajustada	IC de Wald del 95%
Intersección	−5,25	0,24		
Estado de dependencia funcional total*	1,03	0,09	2,79	2,36–3,30
Estado de dependencia funcional parcial*	0,65	0,08	1,92	1,65–2,23
ASA clase 1†	−5,17	0,72	0,01	0,001–0,02
ASA clase 2†	−3,29	0,17	0,04	0,03–0,05
ASA clase 3†	−1,92	0,13	0,15	0,11–0,19
ASA clase 4†	−0,95	0,12	0,39	0,30–0,49
Creatinina (anormal)‡	0,61	0,06	1,84	1,63–2,09
Creatinina (no disponible)‡	−0,10	0,15	0,91	0,68–1,21
Edad por año de incremento	0,02	0,002	1,02	1,01–1,02
Anorrectal§	−0,16	0,52	0,85	0,31–2,37
Aórtica§	1,60	0,17	4,96	3,55–6,93
Bariátrica§	−0,25	0,30	0,78	0,43–1,40
Cerebro§	1,40	0,42	4,04	1,79–9,13
Mama§	−1,61	0,47	0,20	0,08–0,50
Cardíaca§	1,01	0,30	2,74	1,51–4,99
ORL§	0,71	0,73	2,04	0,49–8,47
Intestino anterior/hepatopancreatobiliar§	1,39	0,17	4,02	2,89–5,60
VBASRB§	0,59	0,18	1,81	1,27–2,58
Intestinal§	1,14	0,16	3,12	2,29–4,24
Cuello§	0,18	0,29	1,20	0,68–2,12
Obstetricia/ginecología§	0,76	0,43	2,14	0,91–5,05
Ortopédica§	0,80	0,18	2,22	1,55–3,17
Otras abdominales§	1,13	0,19	3,11	2,13–4,54
Vascular periférica§	0,86	0,16	2,36	1,72–3,25
Piel§	0,54	0,25	1,72	1,06–2,79
Columna vertebral§	0,21	0,60	1,24	0,38–4,00
Torácica§	0,40	0,42	1,49	0,67–3,32
Venosa§	−1,09	1,01	0,34	0,05–2,43
Urología§	−0,26	0,52	0,77	0,28–2,14

NSQIP indica *National Surgical Quality Improvement Program*; EE, error estándar; OR, *odds ratio*; IC, intervalo de confianza; ASA, *American Society of Anesthesiologists*; ORL, otorrinolaringología; VBASRB, cirugía de vesícula biliar, suprarrenales, apéndice, bazo.

La creatinina anormal fue la de un valor > 1,5 mg/dL.

La estimación y el EE corresponden a la estimación del coeficiente de regresión logística para la variable específica y su EE asociado. Estadístico C = 0,884.

Los grupos de referencia fueron los siguientes: *Estado de independencia funcional; †ASA clase 5; ‡creatinina normal; §cirugía de hernias. 0,4% de los datos de clase ASA no disponibles.

Comparación con el Revised Cardiac Risk Index

Para comparar la calculadora de riesgo con el RCRI, se aplicaron los predictores de riesgo del RCRI al conjunto de datos del NSQIP de 2008 con los resultados de IMPC en todas las operaciones y de IMPC en las operaciones de cirugía vascular. Se realizaron análisis de regresión logística multivariados. Se utilizó el estadístico C (discriminación) para comparar el rendimiento de la calculadora de riesgo con el del RCRI.

Resultados

Características demográficas

En el conjunto de datos del NSQIP de 2007 (n = 211.410), se observó un IMPC en 1.371 pacientes (0,65%) (IM intraoperatorio, 154 pacientes; IM postoperatorio, 357 pacientes; PC intraoperatorio, 24 pacientes; PC postoperatorio, 902 pacientes). Los pacientes con IMPC tenían una edad significativamente superior a la de los pacientes sin IMPC (mediana de 71 frente a 56 años, p < 0,0001). Los varones (57,5%) constituían un porcentaje de pacientes con IMPC significativamente superior (p < 0,0001) al de las mujeres (42,7%; Tabla I del Suplemento de Datos Online). En el conjunto de datos de 2008, que se utilizó para la validación (n = 257.385), se observó un IMPC en 1.401 pacientes (0,54%).

Análisis univariado (conjunto de datos de 2007)

Los IMPC se asociaron significativamente a multitud de variables (p < 0,0001 en la mayor parte de los casos; Tabla I del Suplemento de Datos Online). En la Tabla II del Suplemento de Datos Online se presentan las diferencias intraoperatorias y postoperatorias en los pacientes con y sin IMPC. En el postoperatorio, los pacientes con IMPC presentaron más complicaciones que los pacientes sin IMPC. El tiempo operatorio y la duración de la hospitalización fueron significativamente mayores (p < 0,0001 en ambos casos). La muerte en un plazo de 30 días fue también significativamente mayor en los pacientes con IMPC (61,42% frente a 1,35%, p < 0,0001). La mediana del número de días transcurridos desde la operación hasta el IM fue de 2 (rango intercuartiles 1 a 6 días), mientras que la mediana del número de días transcurridos desde la operación hasta el PC fue de 4 (rango intercuartiles 1 a 10 días).

Análisis multivariado para los IMPC (conjunto de datos de 2007)

Las variables preoperatorias asociadas significativamente a un aumento del riesgo de IMPC en el modelo completo fueron las siguientes: clase de la ASA, dependencia de diálisis preoperatoria, operación urgente, sexo masculino, estado funcional dependiente, antecedentes de IM reciente, raza negra, dolor en reposo en extremidad inferior a causa de enfermedad vascular periférica, pérdida de peso preoperatoria > 10%, antecedentes de accidente isquémico transitorio, enfermedad vascular periférica con necesidad de revascularización o amputación, intervención coronaria percutánea previa, hipertensión, enfer-

medad pulmonar obstructiva crónica, disnea en reposo o de esfuerzo, sepsis preoperatoria, incremento de la edad, creatinina, urea en sangre y hematocrito anormales y tipo de cirugía. Las variables preoperatorias asociadas significativamente con un aumento del riesgo de IMPC en el modelo final fueron la clase de la ASA, el estado funcional dependiente, el incremento de la edad, la creatinina anormal ($> 1,5$ mg/dL) y el tipo de cirugía (Tabla 2). No se seleccionó ninguno de los términos de interacción de segundo orden en los que intervenía la cirugía, lo cual sugiere que no había una interacción sustancial entre el tipo de cirugía y ninguna de las demás variables del modelo. Las variables del modelo continuaron siendo estadísticamente significativas aun después de aplicar una corrección de Bonferroni.

Desarrollo y validación del modelo de riesgo

Se utilizó el conjunto de datos de 2007 como conjunto de entrenamiento para desarrollar el modelo, y el conjunto de datos de 2008 se utilizó como conjunto de validación. El modelo de riesgo incluía predictores significativos a partir del conjunto de datos de 2007. Las estimaciones de los parámetros y sus errores estándar se resumen en la Tabla 2.

El grupo de referencia para el tipo de cirugía fue la cirugía de hernias; para los valores de laboratorio, fueron los valores normales; para el estado funcional, fue el estado funcional independiente; y para la clase de la ASA, fue la clase 5. La Tabla 2 puede usarse para generar estimaciones de probabilidad idénticas a las de la calculadora de riesgo mediante la introducción de las estimaciones apropiadas en el modelo de regresión logística estándar para calcular el logit estimado y trasladar luego este logit a la escala de probabilidad que se describe en el apartado de Métodos.

El valor del estadístico C para el conjunto de entrenamiento fue de 0,892 en el modelo completo y de 0,884 en el modelo final, lo cual indica una discriminación excelente. En la Figura 1 se muestra que el calibrado (prueba de bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow) fue excelente, sin una desviación sustancial respecto a la recta de 45° correspondiente al ajuste perfecto.

El modelo de riesgo elegido (modelo final) se aplicó entonces al conjunto de datos de validación de 2008. El estadístico C obtenido con el empleo del modelo de 2007 para estimar la probabilidad de IMPC en el conjunto de datos de 2008 fue de 0,874, lo

cual indica una discriminación excelente. Estos resultados indican que el rendimiento del modelo fue muy similar en el conjunto de entrenamiento de 2007 y en el conjunto de validación de 2008, de tal manera que el modelo continúa mostrando una discriminación excelente en un conjunto de datos independiente. Este método de validación con el empleo de un estadístico C similar se ha descrito anteriormente en la literatura²⁰⁻²².

Desarrollo de la calculadora de riesgo

El modelo elegido se utilizó entonces para desarrollar una calculadora de riesgo interactiva. En la calculadora de riesgo, los valores se introducen en forma de 0 o 1 para la ausencia o presencia, respectivamente, de factores de riesgo significativos. En el caso de las variables continuas, los valores se introducen mediante un número. Cuando para un determinado paciente, se introducen los valores requeridos en esta calculadora, el modelo devuelve una estimación porcentual de IMPC postoperatorio basada en el modelo.

Presentamos a continuación unos pocos ejemplos de IMPC postoperatorio calculado con el empleo de la calculadora de riesgo:

1. Varón de 60 años, clase 4 de la ASA, independiente, con creatinina normal, al que se practica una operación aórtica: 3,18%.
2. Mujer de 70 años, clase 3 de la ASA, independiente, con creatinina normal, a la que se practica una intervención cerebral: 1,22%.
3. Varón de 70 años, clase 5 de la ASA, con dependencia total y creatinina elevada, al que se practica una pancreatoduodenectomía: 30,23%.
4. Mujer de 40 años, clase 2 de la ASA, independiente, con creatinina normal, a la que se practica una colecistectomía laparoscópica: 0,08%.
5. Varón de 65 años, clase 4 de la ASA, parcialmente dependiente, con creatinina elevada, al que se practica una intervención vascular periférica: 5,75%.

Validación del modelo de riesgo en pacientes a los que se practican intervenciones de cirugía vascular

Se aplicó también el modelo de riesgo específicamente a pacientes del conjunto de datos del NSQIP de 2008 a los que se practicaron operaciones de cirugía aórtica o cirugía vascular no cardíaca ($n = 26.183$) con objeto de determinar la capacidad

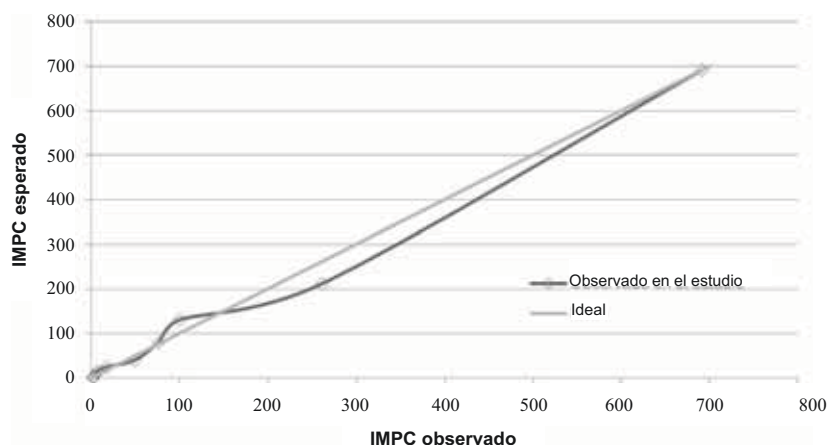


Figura 1. Infarto de miocardio o paro cardiaco (IMPC) perioperatorios observados frente a esperados: calibrado de predicciones en los datos de entrenamiento (*training set*).

discriminativa del modelo para los IMPC en pacientes a los que se practican este tipo de intervenciones. El estadístico C del modelo fue 0,746.

Aplicación del *Revised Cardiac Risk Index* al conjunto de datos del *National Surgical Quality Improvement Program*

El RCRI identificó 6 predictores independientes de las complicaciones cardíacas perioperatorias⁸. Al aplicarlo al conjunto de datos del NSQIP de 2008 tomando como variable de valoración el IMPC en el conjunto de todas las operaciones, los 6 factores de riesgo fueron significativos: cirugía de alto riesgo, *odds ratio* (OR) 2,01, intervalo de confianza (IC) del 95%, 1,81 a 2,23; antecedentes de insuficiencia cardíaca congestiva, OR 3,26, IC del 95%, 2,67 a 3,98; antecedentes de cardiopatía isquémica, OR 3,02, IC del 95%, 2,51 a 3,64; antecedentes de ictus, OR 1,92, IC del 95%, 1,67 a 2,20; tratamiento preoperatorio con insulina, OR 1,27, IC del 95%, 1,10 a 1,46; y creatinina sérica preoperatoria > 2,0 mg/dL, OR 4,86, IC del 95%, 4,31 a 5,49. El estadístico C fue de 0,747. En la Figura 2 se muestra que el calibrado (prueba de bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow) fue moderado. La calibración para el RCRI no había sido mencionada inicialmente por Lee y cols⁸. Al aplicar el RCRI al conjunto de datos del NSQIP de 2008 para valorar el riesgo de IMPC en los pacientes a los que se practicaron operaciones de cirugía aórtica o cirugía vascular no cardíaca (n = 26.183), el valor del estadístico C fue de 0,591.

Discusión

En el presente estudio, la clase de la ASA, el estado funcional dependiente, la edad, la creatinina anormal (> 1,5 mg/dL) y el tipo de cirugía se asociaron al riesgo cardíaco tras la cirugía. Algunos de estos factores son también componentes de los índices de riesgo ya existentes^{1,2,8,10,24}. El estado funcional dependiente no formaba parte de los índices previos; sin embargo, en el RCRI se observó una tendencia a unas tasas de complicaciones superiores en los pacientes con peor capacidad funcional. La diabetes mellitus insulino dependiente no fue un predictor significativo en el análisis multivariado en el presente estudio; en el estudio original de Lee y cols. sobre el RCRI⁸, sólo fue significativo para el conjunto de datos de

desarrollo del índice y no para el conjunto de datos de validación. Sorprendentemente, los antecedentes de insuficiencia cardíaca congestiva no presentaron una asociación significativa con el IMPC postoperatorio en el presente estudio. Es probable que la insuficiencia cardíaca no prediga el IMPC de manera independiente del estado funcional o la clase de la ASA.

Aunque ya existían muchas herramientas para la estratificación del riesgo, todas tienen varias limitaciones. El RCRI, que es el índice de riesgo más ampliamente utilizado, se desarrolló y se validó en una cohorte relativamente pequeña de 4.315 pacientes, en comparación con los más de 400.000 pacientes del presente estudio⁸. Además, la clasificación de las intervenciones quirúrgicas utilizada en el RCRI no es muy relevante actualmente, debido a los avances en el campo de la cirugía, sobre todo en cuanto a la cirugía mínimamente invasiva, como la laparoscopia. Por ejemplo, en el RCRI, todas las operaciones intraperitoneales, intratorácicas y vasculares suprainguinales se clasificaban como de alto riesgo, con lo cual se iguala una apendicectomía laparoscópica con la pancreatometomía y las resecciones hepáticas. No debe ser así, tal como se observa en la base de datos del NSQIP, en donde se pone en evidencia el mayor riesgo de IMPC en los pacientes a los que se practican intervenciones sobre el intestino anterior/hepatopancreatobiliares (pancreatometomía/resección hepática) en comparación con los pacientes a los que se practica una apendicectomía o una colecistectomía laparoscópica. En el RCRI, no se consideraba individualmente cada sistema del organismo. Evidentemente, el riesgo específico de la cirugía es independiente de otros factores, por tanto, la clasificación de las operaciones basada en los órganos es el enfoque más apropiado para la evaluación del riesgo de IMPC, y aporta una estimación más precisa del mismo.

A pesar de su relativa facilidad de uso, el RCRI tiene limitaciones en su capacidad de discriminación/predicción. Se ha sugerido ampliamente que la capacidad discriminativa de un índice de riesgo debe ser superior a 0,8 para que un modelo de predicción se considere clínicamente relevante^{25,26}. En el caso del RCRI, el área bajo la curva de características operativas del receptor, que es indicativa de la capacidad discriminativa, fue de 0,76 en el estudio original de Lee y cols.⁸ y de 0,75 en una revisión realizada por Ford y cols.⁶, lo cual corresponde a

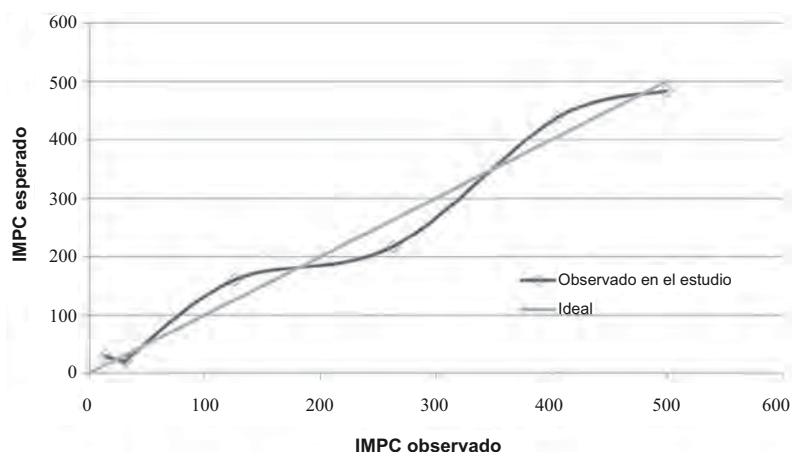


Figura 2. Infarto de miocardio o paro cardíaco (IMPC) perioperatorios observados frente a esperados para el *Revised Cardiac Risk Index*: calibrado de predicciones.

una capacidad de discriminación tan solo moderada. El RCRI se aplicó al conjunto de datos del NSQIP de 2008 para predecir el IMPC en el conjunto de todas las operaciones, con objeto de evaluar su rendimiento en una cohorte prospectiva independiente de pacientes de todo el país, y compararla luego con la calculadora de riesgo del presente estudio. El estadístico C fue de 0,75, un valor inferior al de 0,88 observado para la calculadora de riesgo de IMPC propuesta en el presente estudio. El RCRI se comparó también con la calculadora de riesgo de IMPC para evaluar la capacidad de discriminación de los episodios de IMPC de manera específica en pacientes a los que se practicaban intervenciones de cirugía aórtica o de cirugía vascular no cardiaca. El estadístico C para el RCRI fue nuevamente inferior (0,59 frente a 0,75).

La discriminación obtenida con la calculadora del riesgo de IMPC para la cirugía aórtica o la cirugía vascular no cardiaca es también superior a la obtenida con el *Vascular Study Group of New England Cardiac Risk Index* (0,75 frente a 0,71)²⁷. El *Vascular Study Group of New England Cardiac Risk Index* incluyó como factores de riesgo significativos los siguientes: edad, tabaquismo, diabetes mellitus insulino dependiente, EC, prueba de esfuerzo cardiaca anormal, tratamiento betabloqueante a largo plazo, enfermedad pulmonar obstructiva crónica y creatinina anormal. De estos factores, el tabaquismo y la diabetes mellitus insulino dependiente no fueron significativos en la calculadora de riesgo de IMPC, mientras que la prueba de esfuerzo y el tratamiento betabloqueante no constaban en el conjunto de datos del NSQIP. La EC y la enfermedad pulmonar obstructiva crónica, aunque formaban parte del modelo completo, no se incluyeron en el modelo final.

La calculadora de riesgo de IMPC se desarrolló para facilitar la toma de decisiones quirúrgicas y el proceso de consentimiento informado. Se ha desarrollado en forma de una hoja de cálculo interactiva, que está disponible online en <http://www.surgicalriskcalculator.com/miorcardiacarrest> de donde puede descargarse gratuitamente. Cuando se introducen en esta calculadora los datos requeridos para un determinado paciente, se obtiene una estimación porcentual de IMPC basada en el modelo. En la calculadora de riesgo, los valores se introducen en forma de 0 o 1 para la ausencia o presencia, respectivamente, de factores de riesgo significativos, o mediante el valor real de las variables continuas.

Los índices cardiacos previos, como el propuesto por Goldman y cols.¹ y el RCRI⁸ utilizaron modelos de regresión logística para crear sistemas de valoración del riesgo mediante puntuaciones. En vez de ello, nosotros optamos por desarrollar la calculadora de riesgo directamente mediante un modelo de regresión logística. Este enfoque nos permitió una modelización directa y una predicción del IMPC, en vez de utilizar un modelo para evaluar el IMPC y otro para predecir el riesgo mediante un sistema de puntos. Las probabilidades esperadas se basan en el modelo exacto utilizado para la evaluación de IMPC, en vez de en un modelo de un modelo, como resulta necesario para un sistema de puntos en este contexto. Así pues, con esta estrategia no se produce ninguna pérdida de exactitud asociada al uso de un segundo modelo. Además, los índices previos no aportaron una estimación actuarial del riesgo; en vez de ello, se clasificó a los pacientes como de riesgo alto/riesgo intermedio/riesgo bajo de complicaciones cardiacas pe-

rioperatorias. Con la calculadora de riesgo de IMPC, pudimos proporcionar en cambio una estimación exacta, basada en el modelo, de la probabilidad de IMPC para un paciente. Este enfoque es más preciso que un sistema de puntos, pero puede resultar menos sencillo de aplicar a algunos usuarios. Sin embargo, a medida que los clínicos aprovechen las nuevas tecnologías basadas en ordenadores manuales para el uso de las farmacopeas y las guías de tratamiento clínico, pensamos que una calculadora de riesgo encontrará una amplia aplicación, y facilitará a médicos y cirujanos la toma de decisiones clínicas.

Aparte de identificar a los pacientes de alto riesgo, prevemos un uso de la calculadora de riesgo como instrumento importante en el proceso de consentimiento informado. El proceso del consentimiento informado centrado en el paciente requiere, además de la capacidad y la libertad de acción del paciente, la existencia de una información adecuada acerca de los riesgos y beneficios que generalmente se definen en referencia a una persona estándar razonable¹¹. Una evaluación individualizada exacta del IMPC, que contribuye en gran manera a la morbilidad y la mortalidad, facilitaría ciertamente la consecución de este último objetivo. Los médicos han recurrido durante mucho tiempo a citar la literatura más reciente para explicar los riesgos de resultados adversos asociados a una intervención. Esto no siempre ha sido una tarea fácil, ya que cada paciente es diferente, y tiene un conjunto específico de factores de riesgo. Así pues, esta calculadora del riesgo simplificará el proceso de consentimiento informado mediante la estimación del riesgo de IMPC.

A pesar de sus múltiples puntos fuertes, el presente estudio tiene ciertas limitaciones. Las variables analizadas se limitan a las registradas en el NSQIP. A pesar de que el conjunto de datos era muy completo, con más de 50 variables preoperatorias, no se dispuso de información sobre la prueba de esfuerzo preoperatoria, la ecocardiografía, las arritmias o la valvulopatía aórtica. Aunque la valvulopatía aórtica fue un factor de riesgo en el índice de riesgo original de Goldman y cols.¹, no fue en cambio significativo en el RCRI. La base de datos no incluía información sobre el uso de betabloqueantes; sin embargo, este dato no ha sido significativo en la mayor parte de índices previos⁷. No se dispuso de los resultados/evolución del 1,3% de pacientes de la base de datos de 2007 que permanecieron en el hospital durante más de 30 días. Lamentablemente, la EC conocida/remota (excepto la intervención coronaria percutánea previa y la cirugía cardiaca) no fue una variable incluida en el conjunto de datos, y podría haber facilitado un mayor aumento de la capacidad discriminativa de la calculadora de riesgo.

Hubo algunas diferencias metodológicas en el presente estudio en comparación con otros índices previos. El resultado evaluado en el RCRI y en el índice de riesgo original de Goldman, incluyó el edema pulmonar, además del IMPC, y el RCRI incluyó también el bloqueo cardiaco completo; estos resultados no se evaluaron en el presente estudio, porque no forman parte del NSQIP. El diagnóstico de IM fue ligeramente diferente en el presente estudio en comparación con otros estudios previos similares. La generación actual de pruebas basadas en la troponina es mucho más sensible que las pruebas basadas en la creatinina, que se utilizaron en el RCRI y en otros índices de riesgo previos. Por consiguiente, es probable

que las pruebas basadas en la troponina identifiquen cualquier IM perioperatorio mejor que las pruebas anteriores. Esto puede limitar la capacidad predictiva de los índices de riesgo previos que no se basaron en la determinación de troponina, que es el patrón de referencia actual. Las guías actuales definen el IM como una elevación de la troponina por encima del rango de referencia. En el presente estudio, se utilizó como definición una elevación de la troponina, de nueva aparición, > 3 veces por encima del límite superior del rango de referencia en el contexto de una sospecha de isquemia miocárdica. Aunque esto llevaría a la exclusión de algunos IM, cabe argumentar también que hace que el IM sea un criterio de valoración más definitivo, puesto que se excluye la lesión miocárdica menor.

En conclusión, aunque son menos del 1% los pacientes que desarrollan un IMPC, el 61% de estos pacientes fallecen en un plazo de 30 días tras la cirugía. Esta elevada tasa de mortalidad observada en los pacientes con IMPC resalta la importancia de la estratificación del riesgo y la optimización preoperatoria. Esta calculadora de riesgo, con su alta capacidad de discriminación para el IMPC intraoperatorio/postoperatorio constituye un nuevo paso en esa dirección.

Declaraciones

Ninguna.

Bibliografía

- Goldman L, Caldera DL, Nussbaum SR, Southwick FS, Krogstad D, Murray B, Burke DS, O'Malley TA, Goroll AH, Caplan CH, Nolan J, Carabello B, Slater EE. Multifactorial index of cardiac risk in noncardiac surgical procedures. *N Engl J Med*. 1977;297:845–850.
- Ashton CM, Petersen NJ, Wray NP, Kiefe CI, Dunn JK, Wu L, Thomas JM. The incidence of perioperative myocardial infarction in men undergoing noncardiac surgery. *Ann Intern Med*. 1993;118:504–510.
- Mangano DT, Browner WS, Hollenberg M, London MJ, Tubau JF, Tateo IM. Association of perioperative myocardial ischemia with cardiac morbidity and mortality in men undergoing noncardiac surgery: the Study of Perioperative Ischemia Research Group. *N Engl J Med*. 1990;323:1781–1788.
- Fleisher LA, Eagle KA. Clinical practice: lowering cardiac risk in noncardiac surgery. *N Engl J Med*. 2001;345:1677–1682.
- Mangano DT. Perioperative cardiac morbidity. *Anesthesiology*. 1990;72:153–184.
- Ford MK, Beattie WS, Wijesundera DN. Systematic review: prediction of perioperative cardiac complications and mortality by the revised cardiac risk index. *Ann Intern Med*. 2010;152:26–35.
- Devereaux PJ, Yang H, Yusuf S, Guyatt G, Leslie K, Villar JC, Xavier D, Chrolavicius S, Greenspan L, Pogue J, Pais P, Liu L, Xu S, Malaga G, Avezum A, Chan M, Montori VM, Jacka M, Choi P. Effects of extended-release metoprolol succinate in patients undergoing non-cardiac surgery (POISE trial): a randomised controlled trial. *Lancet*. 2008;371:1839–1847.
- Lee TH, Marcantonio ER, Mangione CM, Thomas EJ, Polanczyk CA, Cook EF, Sugarbaker DJ, Donaldson MC, Poss R, Ho KK, Ludwig LE, Pedan A, Goldman L. Derivation and prospective validation of a simple index for prediction of cardiac risk of major noncardiac surgery. *Circulation*. 1999;100:1043–1049.
- Detsky AS, Abrams HB, McLaughlin JR, Drucker DJ, Sasson Z, Johnston N, Scott JG, Forbath N, Hilliard JR. Predicting cardiac complications in patients undergoing non-cardiac surgery. *J Gen Intern Med*. 1986;1:211–219.
- Davenport DL, Ferraris VA, Hosokawa P, Henderson WG, Khuri SF, Mentzer RM Jr. Multivariable predictors of postoperative cardiac adverse events after general and vascular surgery: results from the Patient Safety in Surgery Study. *J Am Coll Surg*. 2007;204:1199–1210.
- Cohen ME, Bilimoria KY, Ko CY, Hall BL. Development of an American College of Surgeons National Surgery Quality Improvement Program: morbidity and mortality risk calculator for colorectal surgery. *J Am Coll Surg*. 2009;208:1009–1016.
- Aloia TA. Predicting adverse outcomes after complex cancer surgery. *Ann Surg Oncol*. 2010;17:2260–2261.
- ACS NSQIP PUF. http://www.acsnsqip.org/puf/docs/ACS_NSQIP_Participant_User_Data_File_User_Guide.pdf. Accessed March 1, 2009.
- Khuri SF, Daley J, Henderson W, Barbour G, Lowry P, Irvin G, Gibbs J, Grover F, Hammermeister K, Strempel JF. The National Veterans Administration Surgical Risk Study: risk adjustment for the comparative assessment of the quality of surgical care. *J Am Coll Surg*. 1995;180:519–531.
- Khuri SF, Daley J, Henderson W, Hur K, Gibbs JO, Barbour G, Demakis J, Irvin G 3rd, Strempel JF, Grover F, McDonald G, Passaro E Jr, Fabri PJ, Spencer J, Hammermeister K, Aust JB. Risk adjustment of the postoperative mortality rate for the comparative assessment of the quality of surgical care: results of the National Veterans Affairs Surgical Risk Study. *J Am Coll Surg*. 1997;185:315–327.
- Saklad M. Grading of patients for surgical procedures. *Anesthesiology*. 1941;2:281–284.
- ACS NSQIP Semiannual Report. Chicago, IL: American College of Surgeons; 2008.
- ACS NSQIP. http://nsqip.healthsoftonline.com/lib/Documents/Ch_4_Variables_Definitions_062810.pdf. Accessed March 21, 2010.
- Kramer AA, Zimmerman JE. Assessing the calibration of mortality benchmarks in critical care: the Hosmer-Lemeshow test revisited. *Crit Care Med*. 2007;35:2052–2056.
- Arozullah AM, Khuri SF, Henderson WG, Daley J. Development and validation of a multifactorial risk index for predicting postoperative pneumonia after major noncardiac surgery. *Ann Intern Med*. 2001;135:847–857.
- Arozullah AM, Daley J, Henderson WG, Khuri SF. Multifactorial risk index for predicting postoperative respiratory failure in men after major noncardiac surgery: the National Veterans Administration Surgical Quality Improvement Program. *Ann Surg*. 2000;232:242–253.
- Rogers SO Jr, Kilaru RK, Hosokawa P, Henderson WG, Zinner MJ, Khuri SF. Multivariable predictors of postoperative venous thromboembolic events after general and vascular surgery: results from the Patient Safety in Surgery Study. *J Am Coll Surg*. 2007;204:1211–1221.
- Gupta PK, Franck C, Miller WJ, Gupta H, Forse RA. Development and validation of a bariatric surgery morbidity risk calculator using the prospective, multicenter NSQIP dataset. *J Am Coll Surg*. 2011;212:301–309.
- Wolters U, Wolf T, Stutzer H, Schroder T. ASA classification and perioperative variables as predictors of postoperative outcome. *Br J Anaesth*. 1996;77:217–222.
- Ohman EM, Granger CB, Harrington RA, Lee KL. Risk stratification and therapeutic decision making in acute coronary syndromes. *JAMA*. 2000;284:876–878.
- Harrell FE Jr, Califf RM, Pryor DB, Lee KL, Rosati RA. Evaluating the yield of medical tests. *JAMA*. 1982;247:2543–2546.
- Bertges DJ, Goodney PP, Zhao Y, Schanzer A, Nolan BW, Likosky DS, Eldrup-Jorgensen J, Cronenwett JL. The Vascular Study Group of New England Cardiac Risk Index (VSG-CRI) predicts cardiac complications more accurately than the Revised Cardiac Risk Index in vascular surgery patients. *J Vasc Surg*. 2010;52:674–683.

PERSPECTIVA CLÍNICA

El infarto de miocardio o el paro cardiaco (IMPC) perioperatorios se asocian a una morbilidad y mortalidad significativas. El *Revised Cardiac Risk Index* (RCRI) es en la actualidad el instrumento de estratificación del riesgo más comúnmente utilizado; sin embargo, tiene varias limitaciones. Se desarrolló y validó en una cohorte relativamente pequeña de 4.315 pacientes. La clasificación de las operaciones utilizada en el RCRI no es muy relevante en la actualidad, debido a los avances que se han producido en el campo de la cirugía. Por último, el RCRI carece de capacidad discriminativa/predictiva. El *National Surgical Quality Improvement Program* del *American College of Surgeons* es la base de datos quirúrgica nacional, clínica y prospectiva más completa existente, con más de 200 hospitales participantes. Analizamos esta base de datos para determinar los factores de riesgo asociados a los IMPC intraoperatorios/postoperatorios y para desarrollar y validar una calculadora de riesgo para esta predicción. A continuación se evaluó su rendimiento en comparación con el del RCRI. De los 211.410 pacientes, 1.371 (0,65%) desarrollaron un IMPC. En el análisis de regresión logística multivariado, se identificaron 5 predictores de IMPC: tipo de cirugía, estado funcional dependiente, creatinina anormal, clase de la *American Society of Anesthesiologists* y edad. El modelo de riesgo basado en el conjunto de datos de 2007 se validó luego con el conjunto de datos de 2008 ($n = 257.385$) y se utilizó para desarrollar una calculadora de riesgo interactiva. El estadístico C de nuestro modelo de riesgo fue superior al del RCRI (0,884 frente a 0,747), lo cual implica una capacidad predictiva superior. Además, en vez de clasificar a los pacientes como de riesgo alto/intermedio/bajo de complicaciones cardíacas perioperatorias, establecimos una estimación exacta basada en el modelo de la probabilidad de IMPC para cada paciente. Prevemos que la calculadora de riesgo será útil en la toma de decisiones quirúrgicas y en el proceso de obtención del consentimiento informado.