

Fernando Martín Biscione

**Avaliação do desempenho, revisão e extensão do  
escore prognóstico de infecção do sítio cirúrgico do  
sistema NNIS (National Nosocomial Infections  
Surveillance) em hospitais brasileiros**



Belo Horizonte

2010

**Fernando Martín Biscione**

**Avaliação do desempenho, revisão e extensão do  
escore prognóstico de infecção do sítio cirúrgico do  
sistema NNIS (National Nosocomial Infections  
Surveillance) em hospitais brasileiros**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde da Faculdade de Medicina da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Ciências da Saúde

Área de concentração: Infectologia e Medicina Tropical

Orientador: Professor Doutor Renato Camargos Couto  
Universidade Federal de Minas Gerais

**Belo Horizonte**

**2010**

B621a Biscione, Fernando Martín.  
Avaliação do desempenho, revisão e extensão do escore prognóstico de infecção do sítio cirúrgico do sistema NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) em hospitais brasileiros [manuscrito]. / Fernando Martín Biscione. - - Belo Horizonte: 2010.  
235f.: il.  
Orientador: Renato Camargos Couto.  
Área de concentração: Infectologia e Medicina Tropical.  
Tese (doutorado): Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Medicina.

1. Infecção da Ferida Operatória. 2. Procedimentos Cirúrgicos Operatórios. 3. Controle de Infecções. 4. Fatores de Risco. 5. Risco Ajustado. 6. Vigilância Epidemiológica. 7. Modelos Epidemiológicos. 8. Previsões. 9. Dissertações Acadêmicas. I. Couto, Renato Camargos. II. Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Medicina. III. Título.  
NLM: WC 255

# **UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS**

## **REITOR**

Professor Clélio Campolina Diniz

## **VICE-REITORA**

Professora Rocksane de Carvalho Norton

## **PRÓ-REITOR DE PÓS-GRADUAÇÃO**

Professor Ricardo Santiago Gomez

## **PRÓ-REITOR DE PESQUISA**

Professor Renato de Lima dos Santos

## **FACULDADE DE MEDICINA**

### **DIRETOR**

Professor Francisco José Penna

### **VICE-DIRETOR**

Professor Tarcizo Afonso Nunes

### **COORDENADOR DO CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO**

Professor Manoel Otávio da Costa Rocha

### **SUBCOORDENADORA DO CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO**

Professora Teresa Cristina de Abreu Ferrari

### **CHEFE DO DEPARTAMENTO DE CLÍNICA MÉDICA**

Professora Anelise Impelziere Nogueira

## **PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DA SAÚDE: INFECTOLOGIA E MEDICINA TROPICAL**

### **COORDENADOR**

Professor Vandack Alencar Nobre Júnior

### **SUBCOORDENADOR**

Professor Manoel Otávio da Costa Rocha

### **COLEGIADO**

Professor Vandack Alencar Nobre Júnior

Professor Manoel Otávio da Costa Rocha

Professor Antônio Luiz Pinho Ribeiro

Professor Ricardo de Amorim Corrêa

Professor Antônio Lúcio Teixeira Júnior

Stella Sala Soares Lima (discente titular)

## AGRADECIMENTOS

Ao Professor Renato Camargos Couto, orientador dentro e fora da vida acadêmica, por tantas oportunidades que me confiou e por acreditar que as merecia.

À Faculdade de Medicina da UFMG e ao Programa de Pós-graduação em Ciências da Saúde, área de concentração Infectologia e Medicina Tropical, nas pessoas dos seus funcionários e professores, especialmente do Professor Manoel Otávio da Costa Rocha, por acolher-me e por ensinar-me a descobrir minha paixão pela pesquisa.

À Ana Paula Azevedo Travassos e à Jacqueline Domingues Tibúrcio, estatísticas de profissão mas, antes de tudo, amigas.

Ao Professor Oliver Kuss, do Instituto de Epidemiologia Médica, Bioestatística e Informática da Universidade de Halle-Wittenberg, Alemanha, pela inestimável ajuda na condução dos testes de adequação do ajuste para o modelo logístico com dados esparsos. Sua ajuda desinteressada é mais uma prova de que não existe sabedoria sem humildade.

Ao Anthiyur Kannappan, da Cytel Inc., Cambridge, Estados Unidos, o meu muito obrigado pelas pacientes e recorrentes explicações sobre testes exatos de adequação do ajuste para o modelo logístico.

Ao Joaquim Ribeiro Barbosa, quem apagou meticulosamente os vestígios da minha língua materna que resistiam a abandonar este manuscrito.

Ao Unai Tupinambás, à Tânia Moreira Grillo Pedrosa e à Maria Aparecida Alves Ferreira, colegas e amigos, pela revisão zelosa do estudo, mas também pelo companheirismo e pelas palavras de alento generoso, que farei o possível para alguma vez merecer.

Às enfermeiras e aos médicos das comissões de controle de infecções hospitalares, pelo esmero dedicado ao longo de tantos anos na coleta dos dados que possibilitaram este estudo.

À Karina, de novo, pela incondicionalidade.

Aos meus pais, porque a simplicidade que me ensinaram quando eu era criança ainda persiste em mim.

*"All our perceptions are filtered  
through models of the world"*

Sander Greenland

*"Essentially, all models are wrong, but some are  
useful. [...] The practical question is how wrong  
do they have to be to not be useful"*

George E. Box & Norman R. Draper

*"We shall not cease from exploration.  
And the end of all our exploring  
will be to arrive where we started  
and know the place for the first time"*

Thomas S. Eliot

## RESUMO

**Introdução:** o índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) é o escore prognóstico de infecção do sítio cirúrgico (ISC) mais utilizado no mundo, sendo seu desempenho muito variável de procedimento para procedimento. **Objetivos:** avaliar o benefício de se definir, para cada variável do índice NNIS, pontos de corte específicos do procedimento cirúrgico realizado, assim como avaliar o benefício da extensão dos modelos de risco de ISC pela incorporação de um indicador de vigilância extra-hospitalar. **Método:** foi conduzido estudo de corte histórica aberta, de validação. Foram estudados pacientes operados entre janeiro de 1993 e maio de 2006 em cinco hospitais privados, não universitários, de Belo Horizonte e Contagem. A vigilância intra-hospitalar das ISC baseou-se em indícios de ISC e na inspeção direta das feridas. A vigilância extra-hospitalar foi por contato telefônico com o paciente, 30 dias após a cirurgia. As análises foram conduzidas dentro de categorias específicas de procedimento operatório NNIS: outras do aparelho geniturinário (n = 20723), outras do sistema tegumentar (n = 12408), outras do sistema musculoesquelético (n = 15714) e histerectomia abdominal (n = 11847). Amostras de desenvolvimento e de validação foram definidas de forma não aleatória. Nas amostras de desenvolvimento, pontos de corte alternativos para cada variável do índice NNIS foram definidos utilizando-se histogramas de distribuição, tabelas de contingência e árvores de decisão. Escores prognósticos de ISC alternativos ao índice NNIS foram definidos usando-se análise de regressão logística binária para seleção e ponderação das variáveis: i) os escores alternativos NNIS utilizaram as variáveis e os pontos de corte do índice NNIS, mas faixas de risco e taxas de ISC próprias; ii) os escores alternativos 1 utilizaram as variáveis do índice NNIS com pontos de corte alternativos; iii) os escores alternativos 2 estenderam os escores alternativos 1, incorporando uma variável indicadora de vigilância extra-hospitalar das ISC. Conduziu-se análise da sensibilidade dos coeficientes logísticos, comparando-se três métodos de estimação (assintótico, exato e assintótico corrigido). O índice NNIS e os escores alternativos foram aplicados às amostras de validação e comparado seu desempenho através de medidas de calibração (regressão de Cox), discriminação (área sob a curva receiver operating characteristic) e desempenho global (associação ordinal, tendência de grupos ordenados, escore de Brier e  $\chi^2$  do modelo). **Resultados:** o índice NNIS apresentou baixa discriminação, inadequada calibração e previsões com alta variabilidade. Os escores alternativos NNIS associaram-se com desempenho variável em relação ao índice NNIS, dependendo da medida e do procedimento considerados. O benefício mais consistente foi em termos da calibração. Os escores alternativos 1 apresentaram desempenho discretamente melhor que o índice NNIS na maioria dos procedimentos e medidas analisados, especialmente quanto à calibração. Os escores alternativos 2 apresentaram desempenho sensivelmente melhor ao índice NNIS em todos os procedimentos e em quase todas as medidas, em termos de calibração, discriminação e desempenho global. **Conclusões:** os dados sugerem que o uso de faixas de risco e taxas de ISC próprias melhora a calibração do índice NNIS. A recategorização das variáveis do índice NNIS pode ainda melhorar a especificação do componente de risco intrínseco de ISC. Finalmente, o controle pela ausência de vigilância extra-hospitalar das ISC forneceu ajuste mais preciso do risco de ISC das amostras.

**Palavras-chave:** infecção da ferida operatória; procedimentos cirúrgicos operatórios; controle de infecções; fatores de risco; risco ajustado; vigilância epidemiológica; modelos epidemiológicos; previsões; dissertações acadêmicas.



## ABSTRACT

**Introduction:** the NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) surgical-site infection (SSI) risk index is the SSI risk-adjustment score most widely used worldwide, but its performance is highly variable across operative procedures categories. **Objectives:** to assess the benefit of using, for each NNIS risk index variable, procedure-specific alternative cut-off points, to better reflect specific attributes of the samples. Also, to evaluate the advantages of extending the SSI risk prediction models by incorporating a postdischarge surveillance indicator. **Method:** an open-label, retrospective cohort study was conducted. Consecutive inpatients operated on between January 1993 and May 2006 at five private, nonuniversity healthcare facilities in Belo Horizonte and Contagem were included. In-hospital SSI surveillance was accomplished by means of SSI clues and direct inspection of the wounds. Out-of-hospital surveillance was conducted by patient telephone surveys, 30 days after the surgery. All analyses were done within specific NNIS operative procedure categories: other genitourinary (n = 20723), other integumentary system (n = 12408), other musculoskeletal (n = 15714) and abdominal hysterectomy (n = 11847). Development and validation samples were defined nonrandomly. In the development samples, alternative cut-off points for each NNIS risk index variable were defined using density histograms, contingency tables and decision tree analysis. Alternative SSI prognostic scores were then constructed using logistic regression for the selection and weighting of covariates: i) the alternative NNIS scores were made up of NNIS risk index covariates and cut-off points, but used locally-derived SSI risk strata and SSI rates; ii) the alternative 1 scores were made up of NNIS risk index covariates but used procedure-specific alternative cut-off points; iii) the alternative 2 scores extended the alternative 1 scores, by incorporating a postdischarge surveillance indicator. Sensitivity analysis of logistic regression coefficients was conducted by comparing three estimation methods (asymptotic, exact and bias-corrected asymptotic). The NNIS risk index and the alternative indexes were then applied to the validation samples and their performance was compared using measures of calibration (Cox calibration regression), discrimination (area under the receiver operating characteristic curve) and overall performance (ordinal association, trend across ordered groups, Brier score, and model  $\chi^2$ ). **Results:** the NNIS risk index showed poor overall performance, with low discrimination, inadequate calibration and predictions with high variability. The alternative NNIS scores performed variably when compared to the NNIS risk index, depending on the performance measure and the operative procedure considered. The most consistent advantage was regarding the overall calibration and the prevalence and dispersion components of calibration. Alternative 1 scores performed slightly better than the NNIS risk index for most procedures and measures analyzed, mainly in terms of calibration. With few exceptions, alternative 2 scores performed clearly better than the NNIS risk index, irrespective of the measure or operative procedure considered. **Conclusions:** these data suggest that the use of locally-derived SSI risk strata and SSI rates improves the NNIS risk index calibration. The use of alternative cut-off points for the NNIS risk index covariates can further improve the specification of the intrinsic SSI risk component. Finally, controlling for incomplete postdischarge SSI surveillance provided consistently more accurate SSI risk-adjustment.

**Key-words:** surgical wound infection; surgical procedures; infection control; risk factors; risk adjustment; epidemiologic surveillance; epidemiologic models; forecasting; academic dissertations.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1	Organograma do estudo.....	85
FIGURA 2	Especificação dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos.....	94
GRÁFICO 1	Formas da curva de calibração para vários valores de $\hat{\alpha}_{Cox}$ e $\hat{\beta}_{Cox}$ .....	105

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário.....	113
TABELA 2	Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do aparelho geniturinário.....	114
TABELA 3	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do aparelho geniturinário.....	115
TABELA 4	Escore alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário.....	115
TABELA 5	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos, outras operações do aparelho geniturinário.....	116
TABELA 6	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos, outras operações do aparelho geniturinário.....	117
TABELA 7	Escore alternativo 1 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário.....	118
TABELA 8	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do aparelho geniturinário.....	119
TABELA 9	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do aparelho geniturinário.....	120
TABELA 10	Escore alternativo 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário.....	121
TABELA 11	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário.....	122

TABELA 12	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, outras operações do aparelho geniturinário.....	123
TABELA 13	Índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e escores alternativos na amostra de validação, outras operações do aparelho geniturinário.....	124
TABELA 14	Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, outras operações do aparelho geniturinário.....	125
TABELA 15	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar.....	127
TABELA 16	Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema tegumentar.....	128
TABELA 17	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema tegumentar.....	129
TABELA 18	Escores alternativos NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar.....	130
TABELA 19	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos, outras operações do sistema tegumentar.....	131
TABELA 20	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos, outras operações do sistema tegumentar.....	132
TABELA 21	Escores alternativos 1 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar.....	132
TABELA 22	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema tegumentar.....	133
TABELA 23	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema tegumentar.....	134
TABELA 24	Escores alternativos 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar.....	135
TABELA 25	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar.....	136
TABELA 26	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, outras	

	operações do sistema tegumentar.....	137
TABELA 27	Escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema tegumentar.....	138
TABELA 28	Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema tegumentar.....	139
TABELA 29	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético.....	141
TABELA 30	Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema musculoesquelético.....	142
TABELA 31	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema musculoesquelético.....	143
TABELA 32	Escores alternativos NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético...	143
TABELA 33	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos, outras operações do sistema musculoesquelético.....	144
TABELA 34	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos, outras operações do sistema musculoesquelético.....	145
TABELA 35	Escore alternativo 1 não ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético.....	146
TABELA 36	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema musculoesquelético.....	147
TABELA 37	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema musculoesquelético.....	148
TABELA 38	Escores alternativos 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético...	148
TABELA 39	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético...	149
TABELA 40	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, outras operações do sistema musculoesquelético.....	150
TABELA 41	Índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema musculoesquelético.....	151

TABELA 42	Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema musculoesquelético.....	152
TABELA 43	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal.....	154
TABELA 44	Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), histerectomia abdominal.....	155
TABELA 45	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), histerectomia abdominal.....	156
TABELA 46	Escores alternativos NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal.....	156
TABELA 47	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos, histerectomia abdominal.....	157
TABELA 48	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos, histerectomia abdominal.....	158
TABELA 49	Escores alternativos 1 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal.....	158
TABELA 50	Modelos de regressão logística que utilizam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, histerectomia abdominal.....	160
TABELA 51	Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, histerectomia abdominal.....	161
TABELA 52	Escores alternativos 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal.....	161
TABELA 53	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal.....	162
TABELA 54	Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, histerectomia abdominal.....	163
TABELA 55	Índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e escores alternativos na amostra de validação, histerectomia abdominal.....	164
TABELA 56	Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, histerectomia abdominal.....	165

## LISTA DE QUADROS

QUADRO 1	Correspondência entre o índice SENIC (Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control) e o índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	57
QUADRO 2	Descrição e discriminação dos modelos de predição do risco de infecção do sítio cirúrgico descritos por Geubbels <i>et al.</i> .....	71
QUADRO 3	Resumo das medidas e testes usados para avaliar o desempenho dos modelos prognósticos.....	110

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

APIC -	Association for Practitioners in Infection Control
<i>Apud</i> -	expressão latina para “citado por”
A <sub>ROC</sub> -	área sob a curva ROC (receiver operating characteristic)
ASA -	American Society of Anesthesiologists
CCIH -	comissão de controle de infecção hospitalar
CDC -	Centers for Disease Control and Prevention (Atlanta, Estados Unidos)
E -	especificidade
<i>e.g.</i> -	<i>exempli gratia</i> (expressão latina para “por exemplo”)
<i>et al.</i> -	<i>et alia</i> (expressão latina para “e outros/as”)
<i>G</i> -	coeficiente gamma de Goodman-Kruskal
HC/UFP -	Hospital das Clínicas da Universidade Federal de Pernambuco
HELICS -	Hospitals in Europe Link for Infection Control Through Surveillance
HICPAC -	Healthcare Infection Control Practices Advisory Committee
H-L -	Hosmer-Lemeshow
HMPS-1 -	Harvard Medical Practice Study 1
HU/UFSC -	Hospital Universitário da Universidade Federal de Santa Catarina
IACS -	infecções associadas aos cuidados da saúde
IC -	intervalo de confiança
<i>i.e.</i> -	<i>id est</i> (expressão latina para “ou seja”, “em outras palavras”, “como segue”)
IMC -	índice de massa corporal
IOM -	Institute of Medicine (Estados Unidos)
ISC -	infecção do sítio cirúrgico
KISS -	Krankenhaus Infections Surveillance System (Alemanha)
LV -	log-verossimilhança

MCE -	método condicional exato
MMV -	método de máxima verossimilhança não condicional
MMVC -	método de máxima verossimilhança corrigido ( <i>ReLogit</i> )
NHSN -	National Healthcare Safety Network (Estados Unidos)
NINSS -	Nosocomial Infection National Surveillance Service (Inglaterra)
NNIS -	National Nosocomial Infections Surveillance (Estados Unidos)
NRC/NAS -	National Research Council/National Academy of Sciences
OR -	odds ratio (expressão inglesa para “razão de chances”)
PREZIES -	Preventie van Ziekenhuisinfecties door Surveillance (Holanda)
RIP -	razão de infecção padronizada
RR -	risco relativo
S -	sensibilidade
SENIC -	Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control
SHEA -	The Society for Healthcare Epidemiology of America
SIS -	Surgical Infection Society
VICNISS -	Victorian Hospital Acquired Infection Surveillance System (Victoria, Austrália)
VPN -	valor de predição negativa
VPP -	valor de predição positiva

# SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>19</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>21</b>
2.1	Nomenclatura.....	21
2.2	O impacto negativo das infecções do sítio cirúrgico.....	24
2.3	O desempenho hospitalar como foco dos programas de garantia da qualidade assistencial.....	32
2.3.1	Eventos adversos, negligência médica e divulgação pública do desempenho hospitalar.....	33
2.3.2	As taxas de infecção associada aos cuidados da saúde e de infecção do sítio cirúrgico como indicadores de qualidade assistencial.....	35
2.3.3	A necessidade de ajuste das taxas de infecção do sítio cirúrgico.....	37
2.4	Metodologia NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) para o ajuste do risco de infecção do sítio cirúrgico: os índices básico e modificado NNIS.....	38
2.4.1	Surgimento, consolidação e disseminação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	39
2.4.2	Correspondência entre o índice SENIC (Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control) e o índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	57
2.4.3	Sobre os fatores que influenciam a aplicabilidade do índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) fora dos hospitais do sistema NNIS.....	61
2.5	Desempenho do índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) fora dos hospitais do sistema NNIS.....	65
2.6	Estratégias para a melhora do desempenho e modelos alternativos ao índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	69
<b>3</b>	<b>OBJETIVOS.....</b>	<b>77</b>
3.1	Geral.....	77
3.2	Específicos.....	77
<b>4</b>	<b>MATERIAL E MÉTODO.....</b>	<b>79</b>
4.1	Pacientes e local do estudo.....	79
4.2	Critérios de inclusão e critérios de exclusão.....	80
4.3	Coleta de dados.....	80
4.4	Definições.....	83
4.5	Cuidados pré e pós-operatórios dos pacientes.....	83
4.6	Delineamento do estudo.....	84
4.7	Análise estatística.....	86
4.7.1	Definição de uma amostra de desenvolvimento e outra de validação para cada procedimento operatório NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	86



4.7.2	Escolha de pontos de corte alternativos para cada variável do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	87
4.7.3	Construção dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos.....	88
4.7.3.1	Estimação dos coeficientes dos modelos de regressão logística.....	88
4.7.3.2	Seleção das variáveis explicativas dos modelos de regressão logística.....	92
4.7.3.3	Especificação dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos.....	93
4.7.4	Avaliação do desempenho dos modelos de regressão logística e dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos nas amostras de desenvolvimento.....	95
4.7.4.1	Quantificação do grau de sobreajuste (superotimismo) dos modelos de regressão logística.....	95
4.7.4.2	Calibração.....	97
4.7.4.3	Discriminação.....	99
4.7.4.4	Desempenho global.....	100
4.7.4.4.1	Estatística $\chi^2$ do modelo.....	100
4.7.4.4.2	Crítérios de informação.....	100
4.7.4.4.3	Associação ordinal.....	101
4.7.4.4.4	Tendência de grupos ordenados.....	102
4.7.5	Avaliação do desempenho do índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos nas amostras de validação.....	103
4.7.5.1	Calibração: regressão de calibração de Cox.....	103
4.7.5.2	Discriminação.....	106
4.7.5.3	Desempenho global.....	106
4.7.5.3.1	Estatística $\chi^2$ do modelo.....	106
4.7.5.3.2	Escore de Brier e decomposição de Yates.....	107
4.7.5.3.3	Associação ordinal e tendência de grupos ordenados.....	109
4.8	Resumo das estatísticas usadas para avaliar o desempenho dos modelos.....	109
4.9	Aplicativos.....	109
4.10	Concordância das partes envolvidas e avaliação ética.....	111
4.11	Pesquisa bibliográfica e normalização.....	111
<b>5</b>	<b>RESULTADOS.....</b>	<b>112</b>
5.1	Outras operações do aparelho geniturinário.....	112
5.1.1	Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos.....	112
5.1.1.1	Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	113
5.1.1.2	Escore prognóstico alternativo 1.....	115
5.1.1.3	Escore prognóstico alternativo 2.....	118
5.1.2	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento.....	121
5.1.3	Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos.....	122
5.2	Outras operações do sistema tegumentar.....	126

5.2.1	Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos.....	126
5.2.1.1	Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	128
5.2.1.2	Escore prognóstico alternativo 1.....	130
5.2.1.3	Escore prognóstico alternativo 2.....	132
5.2.2	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento.....	135
5.2.3	Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos.....	136
5.3	Outras operações do sistema musculoesquelético.....	140
5.3.1	Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos.....	140
5.3.1.1	Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	141
5.3.1.2	Escore prognóstico alternativo 1.....	144
5.3.1.3	Escore prognóstico alternativo 2.....	146
5.3.2	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento.....	148
5.3.3	Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos.....	149
5.4	Histerectomia abdominal.....	153
5.4.1	Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos.....	153
5.4.1.1	Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	154
5.4.1.2	Escore prognóstico alternativo 1.....	156
5.4.1.3	Escore prognóstico alternativo 2.....	159
5.4.2	Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento.....	161
5.4.3	Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos.....	162
<b>6</b>	<b>DISCUSSÃO.....</b>	<b>167</b>
6.1	Considerações sobre a interpretação dos principais componentes do desempenho dos escores: discriminação e calibração.....	168
6.2	Considerações sobre a interpretação dos componentes da validação dos modelos: validação interna.....	169
6.3	Considerações sobre a interpretação dos componentes da validação dos modelos: validação externa.....	174
6.4	Considerações sobre a interpretação do desempenho dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico.....	176
6.5	Considerações sobre as variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance).....	183
6.6	Considerações sobre a construção dos escores alternativos de risco de infecção do sítio cirúrgico.....	184
6.7	Considerações sobre os escores alternativos estendidos.....	188
<b>7</b>	<b>LIMITAÇÕES.....</b>	<b>192</b>
<b>8</b>	<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>197</b>
<b>9</b>	<b>PROPOSIÇÕES.....</b>	<b>199</b>

REFERÊNCIAS.....	200
ANEXOS.....	223
APÊNDICES.....	225

## 1 INTRODUÇÃO

O índice básico (NNIS) National Nosocomial Infections Surveillance é o escore prognóstico mais utilizado no mundo para o ajuste do risco de infecção do sítio cirúrgico (ISC). Os principais motivos para sua ampla disseminação são sua simplicidade e facilidade de uso. Entretanto, este índice apresentou ajuste inadequado quando aplicado em vários procedimentos cirúrgicos dentro e fora do sistema NNIS. As razões para isto são múltiplas, mas uma delas se refere a questões metodológicas não contempladas durante a concepção original do índice. Especificamente, os pontos de corte das variáveis que compõem o índice básico NNIS foram escolhidos de forma arbitrária e sem qualquer distinção do procedimento cirúrgico considerado. Não há, *a priori*, razão que justifique esta escolha, que certamente limita o poder discriminatório do índice para determinados procedimentos cirúrgicos. Outra limitação central do índice básico NNIS é a de não considerar qualquer ajuste do risco de ISC pela proporção de pacientes atingidos pela vigilância extra-hospitalar, o que o torna muito suscetível às variações existentes entre os hospitais no que se refere a este tipo de vigilância.

Diferenças no perfil dos procedimentos cirúrgicos realizados, na complexidade dos hospitais, bem como nas metodologias usadas para detectar as ISC, tornam questionável a utilização dos dados do sistema NNIS como parâmetros de comparação do desempenho dos hospitais do nosso meio. Assim, sentiu-se a necessidade de se explorarem questões metodológicas não abordadas pelo índice NNIS, visando, em última instância, a um objetivo comum: contribuir no desenvolvimento de sistemas de estratificação do risco de ISC mais próximos da realidade dos nossos hospitais, que subsidiem comparações internas mais pertinentes do desempenho dos prestadores hospitalares.

Dados sugerem que a introdução de alterações na categorização das variáveis do índice básico NNIS, dirigidas a refletir atributos particulares da casuística estudada, pode melhorar o poder de predição do escore. Entretanto, nenhuma avaliação formal e em grande escala foi divulgada, até então, visando definir pontos de corte alternativos para cada procedimento cirúrgico.

Assim, este estudo tem por objetivos avaliar o benefício de se definir, para cada variável do índice básico NNIS, pontos de corte específicos do procedimento cirúrgico realizado. Esta pesquisa também estuda o benefício da extensão dos modelos

de risco de ISC pela incorporação de um indicador de vigilância extra-hospitalar. Trata-se de estratégias ainda não exploradas na literatura mundial, cujos achados precisarão da chegada de novos dados surgidos da aplicação das mesmas estratégias por outros autores para permitir sua confrontação. O entendimento deste estudo é que a modelagem dos efeitos das variáveis do índice básico NNIS pode ser relevante se, mantendo a simplicidade do índice, pudesse aumentar ao mesmo tempo seu poder de predição, permitindo estimativas mais precisas do risco de ISC e estratificações mais pertinentes das taxas de ISC.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Após trazer uma introdução sobre a nomenclatura das ISC, este capítulo traça um panorama sobre os motivos que têm tornado as taxas de ISC um dos mais importantes indicadores de qualidade assistencial contemporâneos. O capítulo enfatiza a necessidade de sistemas de vigilância e controle rigoroso destas infecções. Finaliza apresentando evidências publicadas sobre o desempenho do índice NNIS e sobre o desenvolvimento de sistemas alternativos de estratificação do risco de ISC.

### 2.1 NOMENCLATURA

As infecções que se desenvolvem no local anatômico manuseado durante a cirurgia são objeto de enorme interesse na área da epidemiologia hospitalar. Porém, o estudo destas infecções é dificultado por inúmeros desafios metodológicos. Um deles é a falta de definição ao mesmo tempo válida (*i.e.*, sensível e específica), confiável (*i.e.*, reproduzível de forma consistente em diferentes momentos de observação e entre diferentes observadores), aceitável (*i.e.*, clinicamente coerente e aceita pela comunidade médica) e viável (*i.e.*, aplicável no cotidiano da prática clínica).

No contexto das infecções cirúrgicas, validade é a correta classificação de um local cirúrgico como infectado ou não infectado, e só pode ser avaliada através do contraste entre o diagnóstico fornecido pela classificação e um padrão-ouro (HALEY, 1988). Entretanto, como não existe teste uniformemente sensível e específico para o diagnóstico destas infecções, seu diagnóstico é baseado na avaliação subjetiva feita por um observador experiente. Isto explica o porquê da notável escassez de estudos de validação formal de diferentes critérios de definição das infecções do local operatório (BRUCE *et al.*, 2001).

Em extensa revisão da literatura, Bruce *et al.* (2001) identificaram cerca de 40 definições operacionais de infecção do local cirúrgico utilizadas nas últimas décadas em estudos internacionais. A metodologia de vigilância e os critérios de definição adotados são fatores cruciais que afetam a validade interna e externa das taxas de infecção (REILLY *et al.*, 2001a). Dentre todas as definições já descritas na literatura, as

elaboradas pelos Centers for Disease Control and Prevention (CDC) de Atlanta, Estados Unidos, representam o conjunto de critérios mais amplamente utilizado no mundo para a definição operacional destas infecções com propósitos epidemiológicos (BRUCE *et al.*, 2001). Contudo, mesmo a nomenclatura utilizada pelos CDC para identificar as infecções do local operatório tem resultado confusa e ambígua. Até 1992, os CDC utilizavam a denominação **infecção da ferida cirúrgica** (com duas categorias, **superficial** e **profunda**) para descrever as infecções que se desenvolviam em qualquer local anatômico acessado e manipulado durante a cirurgia, mesmo aquelas que ultrapassavam os limites da própria incisão do tegumento e comprometiam estruturas anatômicas profundas (GARNER *et al.*, 1988; HALEY *et al.*, 1980). De acordo com esses critérios, infecções como meningite, empiema pleural ou endocardite pós-cirúrgicas eram rotineiramente relatadas como **infecções profundas da ferida cirúrgica** (GARNER *et al.*, 1988; HALEY *et al.*, 1980).

Durante os anos 1974 a 1976, a denominação **infecção da ferida cirúrgica** foi utilizada no projeto Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control (SENIC), extensa iniciativa dos CDC inaugurada na década de 1970 e destinada a estudar a eficácia da vigilância epidemiológica ativa e dos programas de controle na prevenção das infecções associadas aos cuidados da saúde (IACS) nos hospitais dos Estados Unidos (HALEY *et al.*, 1985a). Paralelamente, esta nomenclatura também foi adotada pelos hospitais do sistema NNIS desde os seus primórdios (GARNER *et al.*, 1971). Iniciando suas atividades em 1970 com 62 hospitais, este sistema contava, no ano 2000, com a participação voluntária e confidencial de mais de 300 hospitais de agudos em 42 estados dos Estados Unidos (TOKARS *et al.*, 2004). Os propósitos primários deste sistema eram descrever a epidemiologia das IACS, fornecer taxas úteis como parâmetros de comparação interinstitucional e promover atividades de vigilância epidemiológica nos hospitais, necessitando, para isto, definições formuladas precisamente e aplicadas consistentemente (TOKARS *et al.*, 2004).

Embora os CDC tenham alterado os critérios contidos na definição de **infecção da ferida cirúrgica** ao longo dos anos, mantiveram esta denominação vigente até 1992, tendo sua última versão publicada em 1988 (GARNER *et al.*, 1988). Apesar de esta nomenclatura ter sido elaborada como instrumento de vigilância epidemiológica para empreendimentos dos CDC dentro dos Estados Unidos, ela foi acolhida por sistemas de vigilância epidemiológica em vários países, semeando de imprecisão a literatura cirúrgica durante longos anos. Assim, tornou-se evidente a inconveniência de se utilizar

o termo **ferida cirúrgica**, denominação que remete intuitivamente apenas à incisão do tegumento, para descrever também infecções em locais anatômicos profundos.

Em 1992, visando eliminar a ambiguidade dessa nomenclatura, a The Society for Healthcare Epidemiology of America (SHEA) convocou o Surgical Wound Infection Task Force (HORAN *et al.*, 1992). Esta força tarefa, que reuniu membros da SHEA, a Association for Professionals in Infection Control and Epidemiology (APIC), a Surgical Infection Society (SIS) e os CDC, modificou significativamente esses critérios, abandonando o termo **infecção da ferida cirúrgica** e substituindo-o por **infecção do sítio cirúrgico** (ISC) (HORAN *et al.*, 1992). Nesta versão, as ISC foram, por sua vez, divididas em infecções incisionais (com duas categorias, **superficiais** e **profundas**) e infecções de órgão/cavidade (ANEXOS A e B), o que contribuiu expressivamente para a clareza da definição do objeto de estudo (HORAN *et al.*, 1992). Essas definições, mas detalhadas e abrangentes que as anteriores, representaram notável avanço para os epidemiologistas hospitalares interessados no estudo das ISC. Nos Estados Unidos, essas definições foram introduzidas nos hospitais participantes do sistema NNIS e, prontamente, também adotadas por muitos hospitais e sistemas nacionais de vigilância das IACS em todo o mundo (BRUCE *et al.*, 2001).

A distinção explícita entre infecções incisionais e infecções de órgão/cavidade proposta por esta versão não é arbitrária. Esta separação é também legitimada por estudos que sugerem que os fatores de risco das infecções incisionais e de órgão/cavidade e, em consequência, a sua patogenia, seguem caminhos diferentes (BISCIONE *et al.*, 2007a, 2007b; PESSAUX *et al.*, 2003; ROMY *et al.*, 2008; TANG R. *et al.*, 2001). Por outro lado, a gravidade dos efeitos clínicos sobre os pacientes e o impacto econômico sobre o hospital e os sistemas de saúde aumentam conforme a profundidade anatômica da infecção (vide seção 2.2).

Os critérios de definição de ISC propostos pelos CDC em 1992 permaneceram inalterados até o encerramento do sistema NNIS (HORAN; GAYNES, 2004), e foram recentemente endossados pelo National Healthcare Safety Network (NHSN) com mínimas alterações (HORAN *et al.*, 2008). Desde 1970, os CDC vêm conduzindo, nos Estados Unidos, programas de vigilância epidemiológica de alcance nacional. Em 2005, três sistemas nacionais de vigilância em saúde subordinados aos CDC encontravam-se operantes, cada um com escopo em populações e eventos diferentes: o sistema NNIS, o Dialysis Surveillance Network e o National Surveillance System for Health Care Workers (TOKARS *et al.*, 2004). Com o intuito de integrar estes três sistemas de vigilância



epidemiológica, os CDC fundaram, em outubro de 2005, o sistema NHSN (EDWARDS *et al.*, 2007; NATIONAL HEALTHCARE SAFETY NETWORK – NHSN, 2009). O NHSN foi desenhado para facilitar a participação de maior número de hospitais e para expandir o arrolamento para outros tipos de instituições de saúde (TOKARS *et al.*, 2004). As funções desempenhadas pelo sistema NNIS foram absorvidas, essencialmente, pelo Componente de Segurança do Paciente (Patient Safety Component) do sistema NHSN (TOKARS *et al.*, 2004).

Como no sistema NNIS, os hospitais estadunidenses participam voluntária e confidencialmente do sistema NHSN, relatando periodicamente suas taxas de IACS e outros dados de vigilância epidemiológica para agregação em uma base de dados única (EDWARDS *et al.*, 2007), seguindo metodologia padronizada (HORAN *et al.*, 2008). Com a criação do NHSN, as definições e os protocolos de vigilância epidemiológica anteriormente usados pela metodologia NNIS foram revistos e, em algumas ocasiões, reformulados (TOKARS *et al.*, 2004). No caso particular das ISC, as infecções incisionais, tanto superficiais quanto profundas, foram subdivididas em primárias ou secundárias (HORAN *et al.*, 2008). Foi definida como primária a infecção incisional que se manifesta no local da incisão primária em paciente submetido a uma operação com uma ou mais incisões (*e.g.*, incisão na cesariana ou incisão no tórax na cirurgia de revascularização miocárdica com incisão no tórax e sítio doador) (HORAN *et al.*, 2008). Como secundária, foi definida a infecção incisional que se desenvolve no local da incisão secundária em paciente submetido a operação com mais de uma incisão (*e.g.*, incisão no sítio doador na cirurgia de revascularização miocárdica com incisão no tórax e sítio doador) (HORAN *et al.*, 2008). A definição de implante também foi reformulada (HORAN *et al.*, 2008). Afora estas distinções sutis, foram mantidos os mesmos critérios de definição de ISC utilizados desde 1992 nos hospitais do antigo sistema NNIS.

## **2.2 O IMPACTO NEGATIVO DAS INFECÇÕES DO SÍTIO CIRÚRGICO**

Apesar dos consideráveis avanços obtidos no entendimento da patogenia, dos fatores de risco e da prevenção das ISC nas últimas décadas, estas infecções são ainda prevalentes e continuam a complicar a evolução dos cuidados pós-operatórios dos pacientes (DiPIRO *et al.*, 1998). De acordo com dados proporcionados pelos hospitais

participantes do sistema NNIS, as ISC eram a terceira causa isolada mais frequente de IACS em 1984 (HORAN *et al.*, 1986) e a segunda entre 1993 e 1995, representando cerca de 18,7% de todas as infecções adquiridas no hospital e perdendo em frequência apenas para as infecções do trato urinário, responsáveis por 27,2% das infecções (NNIS, 1995). Esta situação não parece ter mudado substancialmente em anos mais recentes. Utilizando dados históricos do sistema NNIS e inquéritos epidemiológicos anuais para o ano de 2002, Klevens *et al.* (2007) estimaram em 290485 o número de ISC diagnosticadas nos Estados Unidos, perfazendo 16,7% de todas as IACS e consolidando-se em frequência após a infecção do trato urinário (32,3%).

Este cenário não é exclusivo dos hospitais do sistema NHSN. De fato, em outras partes do mundo, a prevalência de ISC nos pacientes internados em hospitais de agudos varia entre 0,7% e 2,7%, com frequências que oscilam entre 10,7% e 25% de todas as IACS (CHRISTENSEN; JEPSEN, 2001; ERIKSEN *et al.*, 2005; GIKAS *et al.*, 1999; GRAVES *et al.*, 2003; KLAVS *et al.*, 2003; LANINI *et al.*, 2009; PELLIZZER *et al.*, 2008; REZENDE *et al.*, 1998; SAX; PITTET, 2002; SMYTH *et al.*, 2008; VAQUÉ *et al.*, 1999). Estas prevalências colocam as ISC como a segunda ou terceira IACS em ordem de frequência em hospitais de agudos (CHRISTENSEN; JEPSEN, 2001; ERIKSEN *et al.*, 2005; GIKAS *et al.*, 1999; GRAVES *et al.*, 2003; REZENDE *et al.*, 1998; SMYTH *et al.*, 2008; VAQUÉ *et al.*, 1999). Extenso estudo transversal conduzido entre fevereiro e maio de 2006 em hospitais da Inglaterra, País de Gales, Irlanda do Norte e República da Irlanda encontrou prevalência global de ISC de 1,2% nos pacientes internados e de 4,7% entre os pacientes cirúrgicos, perfazendo 14,5% de todas as IACS diagnosticadas, após infecção gastrointestinal (20,6%) e infecção urinária (19,9%) (SMYTH *et al.*, 2008). É interessante notar que as ISC foram responsáveis por 22,6% de todas as infecções por *Staphylococcus aureus* metilino-resistente, após as infecções de pele e partes moles (31,2%) (SMYTH *et al.*, 2008). Dados consolidados de séries europeias colocam as ISC como a terceira causa mais prevalente de IACS nos hospitais, com frequências entre 15% e 20% de todas as IACS (LEAPER *et al.*, 2004). Todavia, após exclusão da infecção urinária assintomática, as ISC foram as IACS mais frequentes em estudos de prevalência pontual conduzidos em hospitais da Itália, da Suíça e da Finlândia (LYYTIKÄINEN *et al.*, 2005; PELLIZZER *et al.*, 2008; SAX; PITTET, 2002).

Dados sobre a incidência de ISC em pacientes hospitalizados são escassos. Em estudo de coorte prospectiva conduzido entre abril de 1994 e maio de 1995 em hospital geral de agudos da Inglaterra, a incidência de ISC em pacientes internados foi próxima

de 1% (IC95% = 0,7%-1,3%), respondendo por 12,3% das IACS, atrás da infecção do trato urinário (34,6%), das IACS combinadas (18,4%) e da infecção do trato respiratório inferior (15,5%) (PLOWMAN *et al.*, 2001). Estudo multicêntrico observacional conduzido ao longo de oito semanas em hospitais de médio porte da Alemanha constatou incidência de ISC de 1,4% (IC95% = 1%-1,9%) (GASTMEIER *et al.*, 2001). Utilizando dados de sete estudos de prevalência pontual das IACS conduzidos entre 1996 e 1999 em hospitais de Auckland, Graves *et al.* (2003) derivaram incidência estimada de ISC de 1,14% (IC95% = 0,9%-1,4%), sendo a segunda IACS mais incidente (18%).

A redução na prevalência mensurada de IACS nos pacientes internados fora das unidades de terapia intensiva é um fenômeno registrado por alguns autores nas últimas décadas (CHRISTENSEN; JEPSEN, 2001; FERRAZ *et al.*, 2001; VAQUÉ *et al.*, 1999). Na Espanha, entre 1990 e 1997, a tendência ao declínio na prevalência de IACS nos pacientes internados foi acompanhada por modesta, mas significativa, redução na proporção de ISC em relação ao total de IACS (de 22,7% em 1990 para 19,6% em 1997) (VAQUÉ *et al.*, 1999). Fenômeno similar foi relatado na Dinamarca por Christensen & Jepsen (2001), e na Inglaterra, por Emmerson *et al.* (1996). Não é claro se esta observação reflete uma redução verdadeira na incidência de ISC, resultado dos programas de controle e prevenção, ou um artefato das variações nas metodologias de vigilância epidemiológica, da redução na permanência hospitalar pós-operatória dos pacientes, ou das mudanças ao longo do tempo nas características das populações estudadas (BURKE, 2003; CHRISTENSEN; JEPSEN, 2001; VAQUÉ *et al.*, 1999).

A frequência de ocorrência de ISC relativa a outras IACS varia, também, com o perfil das clínicas estudadas e com os procedimentos cirúrgicos realizados (GRAVES *et al.*, 2003; KAMP-HOPMANS *et al.*, 2003; REZENDE *et al.*, 1998; SOHN *et al.*, 2002). No Centro Médico Universitário de Utrecht, na Holanda, Kamp-Hopmans *et al.* (2003) observaram que nos pacientes internados em diversas clínicas cirúrgicas entre 1993 e 1998, as ISC representaram entre a primeira e a terceira causa mais frequente de IACS, sendo responsáveis por 6% (cirurgia torácica) a 45,5% (cirurgia ortopédica) dessas infecções. Também em hospital terciário do Vietnã, a prevalência de ISC variou expressivamente com a clínica cirúrgica, atingindo 34,8% dos pacientes da unidade de queimados e 5% dos pacientes da unidade de oftalmologia (SOHN *et al.*, 2002).

Independentemente do tipo de operação realizada, a maior parte das ISC limita-se aos tecidos moles em volta das incisões do tegumento, tecido subcutâneo e

camadas musculares, enquanto o restante envolve órgãos e cavidades acessados durante o procedimento (BISCIONE *et al.*, 2007a, 2007b; COELLO *et al.*, 2005; KAMP-HOPMANS *et al.*, 2003; NARONG *et al.*, 2003; SOHN *et al.*, 2002). São muito incomuns os estudos em que a proporção de infecções incisionais resultou ser menor que a de infecções de órgão/cavidade, como relatado por Santos *et al.* (1997) em casuística do Hospital Universitário da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

No Brasil, levantamentos epidemiológicos em grande escala das IACS nos pacientes cirúrgicos têm sido escassos, mas a situação parece ser similar ao referido na literatura internacional (MEDEIROS *et al.*, 2005; PRADE *et al.*, 1995; VILLAS BÔAS; RUIZ, 2004). Em Belo Horizonte, Starling *et al.* (1997) divulgaram dados coletados prospectivamente entre 1991 e 1995 em quatro hospitais de agudos (Hospital Vera Cruz, Hospital São Francisco de Assis, Hospital Felício Rocho e Hospital da Baleia) e na Maternidade Odete Valadares, revelando que as ISC foram as IACS com maior incidência nos pacientes hospitalizados (1,25%, ou 2,24/1000 pacientes-dia). As ISC foram as IACS mais frequentemente diagnosticadas, perfazendo 24,3% dessas infecções, seguidas pela infecção do trato urinário (17,5%) (STARLING *et al.*, 1997). Em estudo de prevalência pontual de IACS conduzido em 1992 em 11 hospitais gerais de Belo Horizonte, 2,6% dos pacientes apresentava ISC no momento do levantamento, colocando as ISC como a segunda causa mais prevalente de IACS (19,2%), com frequência só pouco inferior à pneumonia (19,5%) (REZENDE *et al.*, 1998). Já especificamente em pacientes cirúrgicos, estudo de coorte histórica conduzido na Santa Casa de Misericórdia de Porto Alegre em 4451 pacientes operados entre 1992 e 1993 revelou que as ISC foram as IACS mais frequentes (43,3%), seguidas pela infecção do trato urinário (23,5%) e do trato respiratório (15,1%) (WAGNER *et al.*, 1997). Resultados similares foram relatados por Ferraz *et al.* (2001) em mais de 42000 operações realizadas entre 1977 e 1999 no Hospital das Clínicas da Universidade Federal de Pernambuco (HC/UFP).

A prevalência de ISC é menor na população hospitalar pediátrica, como atestado em dados de vigilância epidemiológica prospectiva do Centro Geral de Pediatria da Fundação Hospitalar do Estado de Minas Gerais (LOPES *et al.*, 2002). Em 14892 pacientes pediátricos admitidos entre 1993 e 1997, a incidência de ISC identificadas durante a permanência hospitalar foi de 0,3%, representando a oitava IACS em ordem de frequência, com 3,3% de todas as IACS diagnosticadas no período (LOPES *et al.*, 2002). Dados similares foram divulgados por outros autores (EMMERSON *et al.*, 1996).

A magnitude das estimativas sobre o impacto negativo das ISC no paciente e nos sistemas de saúde é extraordinária. Consideradas no conjunto, as ISC estão associadas com substancial aumento na morbidade, na mortalidade, nos custos e na permanência hospitalar do paciente cirúrgico (COELLO *et al.*, 2005; DEFEZ *et al.*, 2008; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 1999; HERWALDT *et al.*, 2006; KASATPIBAL *et al.*, 2005; REILLY *et al.*, 2001b). Porém, as estimativas da magnitude desses desfechos variam segundo o procedimento cirúrgico, o hospital ou país de estudo, o método de vigilância epidemiológica utilizado e a profundidade da infecção (*i.e.*, incisional superficial, incisional profunda ou órgão/cavidade) (COELLO *et al.*, 2005; KASATPIBAL *et al.*, 2005). Isto torna difícil, ou até mesmo impossível, encontrar indicadores numéricos que possam ser tomados como parâmetros de comparação fora da população de origem (BROEX *et al.*, 2009). Por outro lado, não é possível concluir sobre a associação existente entre o desenvolvimento de uma ISC e os desfechos mencionados sem criterioso ajuste da gravidade clínica e das comorbidades do paciente (HERWALDT *et al.*, 2006). Assim, estimativas baseadas em medidas resumo, mesmo que ajustadas por fatores do pacientes e outras covariáveis, podem ser insuficientes para expressar o espectro dos efeitos clínicos decorrentes das ISC (HERWALDT *et al.*, 2006). Essas questões devem ser levadas em consideração ao analisar os dados apresentados a seguir.

Estima-se que, em média, o desenvolvimento de uma ISC prolongue o período de internação hospitalar do paciente em sete a 10 dias, oscilando amplamente entre três e 30 dias segundo a categoria de procedimento cirúrgico e a profundidade da infecção (COELLO *et al.*, 2005; KAMP-HOPMANS *et al.*, 2003; KASATPIBAL *et al.*, 2005; KIRKLAND, *et al.*, 1999; MARTONE *et al.*, 1998; PLOWMAN *et al.*, 2001; REILLY *et al.*, 2001b; SCHULGEN *et al.*, 2000). Levado a termos relativos, isto representa entre 48% e 310% (média de 176%) de prolongamento da permanência hospitalar (BROEX *et al.*, 2009). Herwaldt *et al.* (2006) calcularam em cerca de três dias o prolongamento médio da permanência hospitalar decorrente de uma ISC em pacientes submetidos a procedimentos operatórios gerais, cardiorácicos e neurocirúrgicos, após o ajuste pelo índice básico NNIS, a permanência hospitalar pré-operatória, a idade, o índice de Karnofsky, a infecção pré-operatória, o índice de massa corporal (IMC) e a classificação da gravidade da doença de base de McCabe e Jackson. Em estudo conduzido no Centro Médico da Universidade de Duke, a permanência hospitalar aumentou em cerca de cinco dias quando foi incluída na análise a readmissão hospitalar decorrente do desenvolvimento de uma ISC (KIRKLAND *et al.*, 1999). Schulgen *et al.* (2000)

demonstraram a importância de usar o tempo de acompanhamento pós-operatório como variável de pareamento em estudos que analisam o prolongamento da internação hospitalar secundário às ISC.

O impacto econômico das ISC no hospital e na comunidade foi relatado em inúmeros estudos, mas a interpretação desses dados tem limitações em função das diferenças na estrutura das economias dos países, das mudanças no perfil das casuísticas ao longo do tempo e da heterogeneidade dos componentes incluídos na equação de custos (BROEX *et al.*, 2009; GASTMEIER, 2004). Além disto, derivar estimativas precisas dos custos diretamente associados às ISC pode ser difícil quando os efeitos da gravidade clínica do paciente não podem ser corrigidos adequadamente (HOLLENBEAK *et al.*, 2002). Os custos hospitalares das ISC decorrem, essencialmente, do aumento na permanência hospitalar do paciente, do tempo gasto pela equipe profissional, e da utilização de recursos diagnósticos e terapêuticos (DEFEZ *et al.*, 2008; DiPIRO *et al.*, 1998; PLOWMAN *et al.*, 2001). Nos Estados Unidos, nos anos 1990, Kirkland *et al.* (1999) calcularam em US\$ 3089 os custos hospitalares incorridos por cada ISC, e dados de 1992 do sistema NNIS mostraram que cada ISC cresceu em média os custos hospitalares em US\$ 3152 (MARTONE *et al.*, 1998). Na França, dados recentes estimaram estes custos em € 1814 (DEFEZ *et al.*, 2008), e em hospitais ingleses oscilaram entre £ 182 e £ 6103 por cada ISC, com amplas variações segundo o procedimento cirúrgico e a profundidade anatômica da infecção (COELLO *et al.*, 2005; PLOWMAN *et al.*, 2001; REILLY *et al.*, 2001b). No Brasil, Ferraz *et al.* (1989) calcularam que o custo hospitalar médio do tratamento das ISC no HC/UFP foi de US\$ 1400 na colecistectomia, US\$ 500 na operação cesariana e US\$ 1100 na gastrectomia total, elevando ainda a permanência hospitalar do paciente em 12, quatro e 14 dias, respectivamente. Recente revisão encontrou que os custos hospitalares aumentam de 34% a 226% (média de 115%) nos pacientes que desenvolvem uma ISC (BROEX *et al.*, 2009).

Vários estudos têm evidenciado e mensurado o aumento no nível de cuidados pós-hospitalares necessários nos pacientes com ISC (DiPIRO *et al.*, 1998; GRAVES *et al.*, 2008; HERWALDT *et al.*, 2006; PERENCEVICH *et al.*, 2003; REILLY *et al.*, 2001b; SANDS *et al.*, 1996). Em interessante estudo conduzido na Austrália, Graves *et al.* (2008) observaram que, do total dos custos com que as ISC oneram o sistema de saúde, 33% são incorridos na comunidade quando as perdas de dias produtivos dos pacientes não são consideradas. Já quando estas perdas são incorporadas na equação, 69% dos custos são

incurridos na comunidade (GRAVES *et al.*, 2008). O grau e a magnitude desses custos não são captados por programas de vigilância limitados apenas ao âmbito hospitalar, mas devem ser considerados se as IACS são estudadas como problema de saúde pública (GASTMEIER, 2004; SANDS *et al.*, 1996). Perencevich *et al.* (2003) analisaram o perfil de utilização dos serviços de saúde, até oito semanas após a cirurgia, por pacientes diagnosticados com uma ISC após a alta hospitalar. Constataram que os pacientes infectados precisaram, com frequência significativamente maior que os controles não infectados, de visitas domiciliares por profissional de saúde, atendimentos ambulatoriais e em pronto-socorro, realização de exames radiológicos e cuidados especializados de enfermagem (PERENCEVICH *et al.*, 2003). O custo gerado pelo uso de antibióticos pelos pacientes com uma ISC reconhecida após a alta hospitalar foi quatro vezes maior que o dos controles sem infecção (PERENCEVICH *et al.*, 2003). Herwaldt *et al.* (2006) comunicaram incidência de uso de antimicrobianos pós-alta hospitalar oito vezes superior em pacientes com ISC, até 30 dias após a cirurgia.

De forma similar, estudos que limitam o escopo da análise apenas à internação inicial do paciente cirúrgico não mensuram o risco de readmissão hospitalar decorrente de uma ISC (KIRKLAND *et al.*, 1999; PERENCEVICH *et al.*, 2003; WHITEHOUSE *et al.*, 2002). Em estudo caso-controle que utilizou rigorosa metodologia de pareamento, o risco de readmissão hospitalar [risco relativo (RR) = 5,5; IC95% = 4-7,7] e de admissão em centro de terapia intensiva (RR = 1,6; IC95% = 1,3-2) até 30 dias após a cirurgia foi significativamente maior em pacientes que apresentaram uma ISC (KIRKLAND *et al.*, 1999). Em outro estudo, a chance ajustada de readmissão hospitalar até 30 dias da cirurgia também foi maior em pacientes com ISC [odds ratio (OR) = 3,6; IC95% = 2,7-4,9] (HERWALDT *et al.*, 2006). Perencevich *et al.* (2003) também observaram que o desenvolvimento de uma ISC até oito semanas após a cirurgia elevou em quase três vezes o risco de readmissão hospitalar do paciente (34% *vs.* 12%, RR = 2,8) e gerou custo adicional de US\$ 2573 por readmissão.

As ISC ocasionam significativo sofrimento físico e psíquico nos pacientes (BRUCE *et al.*, 2001; PERENCEVICH *et al.*, 2003; WHITEHOUSE *et al.*, 2002), e são também causa bem documentada de morte. Entretanto, precisar o risco de morte diretamente atribuível a uma ISC traz desafios metodológicos. Com frequência, os pacientes acometidos por uma ISC são mais idosos, apresentam maior número de comorbidades, e sua doença de base é clinicamente mais grave em relação aos pacientes sem ISC, o que os coloca em risco aumentado de morte. Assim, a determinação do risco

atribuível requer a análise de grupos de comparação pareados, técnicas estatísticas multivariadas, estudo de autópsias, ou julgamento clínico criterioso (KAOUTAR *et al.*, 2004; WENZEL, 1995).

Nos Estados Unidos, a SHEA estimou entre 26% e 54% a fração de ISC evitáveis, o que representaria entre 2133 e 4431 mortes evitáveis todos os anos nesse país (UMSCHEID *et al.*, 2008). Em estudo francês multicêntrico, cerca de 0,4% de todas as mortes de pacientes hospitalizados e 14,5% de todas as mortes de pacientes que apresentaram uma IACS foram definitivamente atribuídas a uma ISC após rigorosa apreciação clínica (KAOUTAR *et al.*, 2004). As ISC contribuíram para 1,9% e foram causa direta de 0,6% das mortes dos pacientes internados em hospitais do sistema NNIS entre 1990 e 1992 (EMORI; GAYNES, 1993). De todas as mortes comunicadas de pacientes apresentando uma ISC, 77% foram produzidas direta ou indiretamente pela infecção, sendo 93% delas infecções de órgão/cavidade (EMORI; GAYNES, 1993). Em 2002, as ISC causaram ou contribuíram para a morte de cerca de 8205 pessoas nos Estados Unidos, representando 8,3% de todas as mortes por IACS (KLEVENS *et al.*, 2007). Em estudo caso-controle pareado conduzido entre 1991 e 1995 no Hospital Regional de Durham, nos Estados Unidos, o risco de morte dos pacientes que apresentaram uma ISC foi de 4,3%, mais de duas vezes superior ao risco dos pacientes não infectados (RR = 2,2, IC95% = 1,1-4,5) (KIRKLAND *et al.*, 1999). Mais recentemente, na rede francesa de vigilância Surveillance de l'incidence des infections du site opératoire (INCISO), Astagneau *et al.* (2001) comunicaram que 38% das mortes dos pacientes cirúrgicos acometidos por uma ISC foram atribuídas à infecção, representando taxa de ataque ajustada de 2,2%. As infecções de órgão/cavidade se associam com mortalidade significativamente maior que as infecções incisionais para a maioria dos procedimentos (ASTAGNEAU *et al.*, 2001; COELLO *et al.*, 2005; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 1999; EMORI; GAYNES, 1993). As infecções incisionais, entretanto, também podem ser causa de morte dos pacientes cirúrgicos (COELLO *et al.*, 2005). Contrariamente, um estudo que analisou o risco de morte até 30 dias em pacientes submetidos a procedimentos operatórios gerais, cardiotorácicos e neurocirúrgicos não encontrou associação com o desenvolvimento de ISC (HERWALDT *et al.*, 2006).

A mortalidade, os custos e o prolongamento da permanência hospitalar média são significativamente maiores em procedimentos complexos como cirurgia ortopédica com colocação de prótese, cirurgia cardíaca ou vascular central, cirurgia torácica ou cirurgia digestiva (ASTAGNEAU *et al.*, 2001; COELLO *et al.*, 2005; MONGE-



JODRÁ *et al.*, 2006a; REILLY *et al.*, 2001b; WHITEHOUSE *et al.*, 2002). Quando consideradas as infecções incisionais profundas ou de órgão/cavidade, as magnitudes destes desfechos negativos também são significativamente maiores, independentemente da categoria de procedimento cirúrgico considerado (COELLO *et al.*, 2005; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 1999; VEGAS *et al.*, 1993). Em estudo suíço, o incremento médio no custo hospitalar atribuído ao desenvolvimento de uma ISC foi de 60,6% globalmente, sendo de 121% para as infecções de órgão/cavidade, 13,5% para as infecções incisionais profundas e 7,9% para as infecções incisionais superficiais (WEBER *et al.*, 2008). Como exemplo, as infecções incisionais profundas e de órgão/cavidade após cirurgia cardíaca (*e.g.*, mediastinite, endocardite etc.) podem estar associadas com excesso de internação hospitalar de até 30 dias (ASENSIO; TORRES, 1999), mortalidade atribuível de até 21% (FOWLER *et al.*, 2005; HOLLENBEAK *et al.*, 2000) e custos adicionais no primeiro ano após a cirurgia próximos de US\$ 19000 por infecção (HOLLENBEAK *et al.*, 2000).

As estimativas apresentadas nos parágrafos anteriores estão baseadas principalmente em dados de casuísticas de cirurgia convencional ou com combinação de procedimentos abertos e assistidos por vídeo. O impacto das ISC que se desenvolvem especificamente após cirurgia assistida por vídeo é menos conhecido. Porém, as ISC que se desenvolvem nos portais da laparoscopia são geralmente de menor magnitude do que as que se desenvolvem em uma laparotomia, sendo esperado, portanto, que as consequências clínicas dessas infecções sejam também de menor relevância (BALAGUÉ PONZ; TRÍAS, 2001).

### **2.3 O DESEMPENHO HOSPITALAR COMO FOCO DOS PROGRAMAS DE GARANTIA DA QUALIDADE ASSISTENCIAL**

O desempenho hospitalar pode ser medido em diversas dimensões, mas o componente de segurança assistencial do paciente é a que mais atenção tem atraído nas últimas décadas.

### 2.3.1 Eventos adversos, negligência médica e divulgação pública do desempenho hospitalar

Nas últimas duas décadas, fomos testemunhas de mudanças dramáticas no modo como os sistemas de saúde ofertam os serviços médicos e o modo como o público consumidor faz uso desses serviços. O reconhecimento de que os usuários dos serviços de saúde estão expostos a erros evitáveis de processo, que podem ser potencialmente danosos, bem como o aumento crescente dos custos, têm levado à atual efervescência dos sistemas de atenção à saúde, caracterizada pelo incremento na demanda por informação sobre o desempenho hospitalar e a pressão por programas de garantia da qualidade hospitalar, por parte dos órgãos governamentais e do público consumidor (CHASSIN *et al.*, 1998; INSTITUTE OF MEDICINE – IOM, 2001).

Falhas e acidentes no processo assistencial que causam, ou têm o potencial de causar, dano à saúde do paciente fazem parte do cotidiano da assistência à saúde há muito tempo; no entanto, sua verdadeira magnitude só foi reconhecida recentemente. Paralelamente, embora o conceito de mensuração e monitoramento dos eventos clínicos adversos que acontecem nos pacientes hospitalizados, como consequência direta ou indireta da assistência médica, nascesse há mais de 30 anos (IOM, 1998), o termo **evento adverso** só ganhou popularidade a partir de 1991, com a publicação do chocante estudo Harvard Medical Practice Study 1 (HMPS-1) por Brennan *et al.* (2004). O HMPS-1 foi o primeiro estudo em grande escala a mensurar e quantificar, com rigor científico, a prevalência de eventos adversos e de negligência médica em pacientes hospitalizados (BRENNAN *et al.*, 2004; BRUCE *et al.*, 2001). No estudo HMPS-1, mais de 30000 prontuários médicos de pacientes não psiquiátricos, que receberam alta de 51 hospitais de agudos do estado de Nova Iorque em 1984, foram aleatoriamente amostrados e revisados para detectar indícios de eventos adversos e de negligência médica. Evento adverso foi definido como qualquer dano à saúde causado pelo manejo médico (e não pela doença de base) e que prolongou a estada hospitalar, provocou incapacidade no momento da alta, ou ambos. Negligência foi definida como cuidados à saúde subótimos de acordo com o recomendado pelo conhecimento médico da época. Os autores identificaram a ocorrência de eventos adversos em 3,7% das hospitalizações, sendo 27,6% deles atribuídos a negligência médica (BRENNAN *et al.*, 2004). Embora 70,5% dos eventos adversos provocassem incapacidade de curta duração com recuperação

funcional completa, 2,6% deles causaram incapacidade permanente e 13,6% conduziram à morte do paciente (BRENNAN *et al.*, 2004).

Uma década mais tarde, a comunidade médica internacional foi novamente comovida pela publicação do relatório **To Err is Human** (do inglês, errar é humano) pelo IOM dos Estados Unidos (IOM, 2000). Este relatório identificou que erros médicos graves e evitáveis ocorriam com elevada frequência em hospitais estadunidenses e de outras partes do mundo, sendo responsáveis por custos anuais bilionários, prolongamento da permanência hospitalar e sequelas físicas graves e permanentes nos pacientes (IOM, 2000). Este relatório estimou que cerca de 7% dos pacientes internados em hospitais eram acometidos por erros de medicação, e até 17% dos pacientes atendidos em unidades de terapia intensiva podiam sofrer de algum efeito adverso grave (IOM, 2000). Em parte baseado no estudo HMPS-1, o número de mortes atribuíveis a eventos adversos médicos evitáveis em hospitais estadunidenses foi conservadoramente estimado entre 44000 e 98000 ao ano, excedendo o número de mortes resultantes de acidentes de carros, câncer de mama ou AIDS (IOM, 2000). No Brasil, a situação é menos conhecida, mas com toda probabilidade não difere significativamente do relatado em outras partes do mundo. Costa *et al.* (2006) relataram erros em cerca de 25% das prescrições de medicações em dois hospitais da Bahia, e 23,5% dos pacientes idosos que apresentaram reação adversa a drogas durante internação no Centro Hospitalar Municipal de Santo André, São Paulo, receberam prescrição considerada inadequada (PASSARELLI *et al.*, 2005). Em Belo Horizonte, Lansky *et al.* (2007) recentemente relataram associação significativa entre taxas de mortalidade perinatal e qualidade da atenção prestada em hospitais privados.

Após a publicação do relatório To Err is Human, recomendações de expandir os sistemas de divulgação de eventos adversos graves e erros médicos, especialmente de forma compulsória, receberam maior atenção (LEAPE, 2002). Na última década, iniciativas de publicação compulsória de indicadores de desempenho hospitalar foram catalisadas pela demanda dos consumidores, que começaram a argumentar que os usuários do sistema de saúde têm o direito de conhecer acerca dos eventos adversos e do desempenho dos prestadores de serviços (LEAPE, 2002). Até 2002, sistemas de divulgação compulsória e periódica de eventos adversos hospitalares encontravam-se em atividade em 20 estados dos Estados Unidos (LEAPE, 2002). Entre 2002 e 2004, os estados de Illinois, Pennsylvania, Missouri e Florida promulgaram legislação que obrigava os hospitais do estado à mensuração e divulgação pública das taxas de IACS,

incluindo as ISC (WONG *et al.*, 2005; McKIBBEN *et al.*, 2005). Em março de 2006, este número havia aumentado para sete (KLEVENS *et al.*, 2007) e, para finais de 2006, já havia atingido 15 estados (APIC, 2007). No Reino Unido, a publicação das taxas de ISC detectadas durante a permanência hospitalar é mandatória para os hospitais do serviço nacional de saúde (REILLY *et al.*, 2006).

O propósito específico desta estratégia não é outro do que a comparação do desempenho entre instituições (WONG *et al.*, 2005). De fato, comparações das taxas de IACS entre países são usadas com frequência crescente para derivar conclusões acerca da qualidade assistencial e da eficácia dos programas de controle das IACS (WILSON *et al.*, 2007). Revisão sistemática conduzida pelos CDC, no entanto, encontrou evidências inconclusivas sobre a efetividade da divulgação pública de indicadores de saúde no desempenho dos hospitais, e nenhum estudo investigou especificamente as taxas de IACS como desfecho dessa divulgação (MCKIBBEN *et al.*, 2006). Revisão sistemática recente sugeriu que a divulgação pública de taxas estimula positivamente atividades de melhora da qualidade dos cuidados nos prestadores de saúde, mas não encontrou associação consistente com melhora nos indicadores de resultados clínicos e de segurança assistencial dos pacientes (FUNG *et al.*, 2008).

### **2.3.2 As taxas de infecção associada aos cuidados da saúde e de infecção do sítio cirúrgico como indicadores de qualidade assistencial**

A introdução dos programas de garantia da qualidade dos cuidados à saúde nas últimas décadas promoveu intensa pesquisa em todo o mundo para desenvolver metodologias que permitam a comparação de resultados assistenciais entre instituições. Assim, a partir da década de 1990, crescente interesse tem sido dado à incorporação sistemática de eventos clínicos adversos como indicadores nos programas de gestão e garantia da qualidade hospitalar (BRUCE *et al.*, 2001; GAYNES *et al.*, 2001). As IACS são, desde longa data, consideradas o principal risco que o ambiente hospitalar inflige ao paciente; a vigilância e o controle das IACS são, conseqüentemente, componentes críticos da segurança assistencial (BURKE, 2003). Os eventos adversos pós-operatórios, em especial as taxas de ISC, ganharam popularidade como indicadores da qualidade da atenção hospitalar na década de 1980 (LARSON *et al.*, 1988; PATTERSON, 1989).

Encontram-se, atualmente, entre os indicadores de qualidade assistencial mais utilizados (BRUCE *et al.*, 2001; DIMICK *et al.*, 2004; KHURI *et al.*, 1998; REILLY *et al.*, 2001a). Evidência robusta mostra que programas de melhoria contínua da qualidade dos cuidados cirúrgicos, baseados no monitoramento de indicadores de qualidade com retorno periódico às pessoas envolvidas no processo assistencial e gerencial, podem ser muito eficazes para reduzir as complicações pós-operatórias, a mortalidade dos pacientes e os custos médico-hospitalares (GROVER *et al.*, 2002; HANNAN *et al.*, 1994; KHURI *et al.*, 2002; O'CONNOR *et al.*, 1996).

A importância de um evento adverso para a saúde pública, bem como a necessidade de se ter esse evento sob estrita vigilância epidemiológica, são determinadas por parâmetros qualitativos e quantitativos, que podem ser resumidos como segue (CDC, 2001; TEUTSCH; THACKER, 1995):

- a) a frequência com que esse evento ocorre na população de estudo (medida, por exemplo, pela sua incidência ou prevalência);
- b) a gravidade da incapacidade que determina nos pacientes (medida, entre outros, pelo prolongamento da permanência hospitalar, a taxa de mortalidade, a piora na qualidade de vida etc.);
- c) o grau em que a sua ocorrência pode ser prevenida ou mitigada atendendo ao cumprimento de recomendações cientificamente validadas ou tudo que é considerado boa prática clínica pela comunidade científica;
- d) os custos diretos ou indiretos associados à sua ocorrência;
- e) o interesse público;
- f) a disponibilidade de metodologia que permita a sua detecção precisa e oportuna;
- g) quando for utilizado como medida de desempenho assistencial de hospitais ou profissionais de saúde, a disponibilidade de metodologia que permita o correto ajuste das diferenças na distribuição dos fatores que determinam o risco de os pacientes apresentarem o evento.

Embora não exista indicador de qualidade assistencial que preencha plenamente todos estes critérios, as taxas de ISC após procedimentos cirúrgicos selecionados e as taxas de infecção da corrente sanguínea associada ao cateter venoso central atendem à maior parte dos requisitos delineados (McKIBBEN *et al.*, 2005). Por este motivo, a mensuração e o monitoramento da ocorrência destas duas IACS, bem

como da aderência dos prestadores de saúde às práticas recomendadas para prevenir essas infecções (*e.g.*, práticas de inserção dos cateteres venosos centrais, profilaxia antibiótica cirúrgica etc.) devem ser considerados prioritários (McKIBBEN *et al.*, 2005). Alguns autores argumentam, porém, que a incerteza sobre a “fração evitável” das IACS (*i.e.*, o quanto as taxas de infecção podem ser reduzidas com os esforços de prevenção máximos), bem como as atuais limitações empíricas nas metodologias de ajuste do risco de infecção, têm tornado ambíguo o uso das taxas de ISC para julgar como adequados ou inadequados os esforços de prevenção num determinado hospital (TOKARS *et al.*, 2004).

### 2.3.3 A necessidade de ajuste das taxas de infecção do sítio cirúrgico

A identificação de grupos de pacientes com diferente risco de desenvolver ISC pode servir para dois propósitos distintos, embora relacionados. Em primeiro lugar, a estratificação dos pacientes de acordo com o risco de desenvolver ISC pode melhorar a eficiência dos programas de vigilância epidemiológica, ao identificar os pacientes de alto risco e permitir concentrar os esforços de vigilância nesse grupo. Este ponto será abordado com mais detalhe na seção 2.4. Em segundo lugar, o ajuste do risco de ISC permite comparações relevantes das taxas de ISC entre instituições ou cirurgiões. Este último será o assunto de interesse desta seção.

Predizer se um paciente desenvolverá ISC é tarefa difícil. Com frequência, pacientes com vários fatores de risco presentes no momento da cirurgia não desenvolvem qualquer ISC, e aqueles em que o desenvolvimento de uma ISC não se encontrava entre os desfechos mais esperados, eventualmente desenvolvem a infecção. Estas aparentes incoerências refletem não só a dificuldade em prever a ocorrência de ISC em pacientes individuais, mas também a dificuldade mais geral em prever a ocorrência de ISC para certa população.

O risco de desenvolver ISC é influenciado pela interação complexa de fatores operantes antes, durante ou ainda após a cirurgia (MANGRAM *et al.*, 1999). Estes fatores representam características inerentes à cirurgia, ao ambiente cirúrgico e aos processos de cuidados hospitalares (os chamados **fatores extrínsecos** ao paciente), ou ao próprio paciente (os chamados **fatores intrínsecos**) (MANGRAM *et al.*, 1999; ROY; PERL, 1997). Foram descritos inúmeros fatores que influenciam o risco de ISC, quer aumentando-o,

quer diminuindo-o (MANGRAM *et al.*, 1999). Dependendo da presença desigual de fatores de risco conhecidos (ou desconhecidos) para infecção em cada amostra de pacientes, dois ou mais hospitais ou cirurgiões podem vir a apresentar diferentes taxas de ISC por razões que não dizem respeito à qualidade dos cuidados cirúrgicos fornecidos aos pacientes. Portanto, para que uma taxa de ISC possa ser considerada indicador válido da qualidade hospitalar, é essencial que seja feito ajuste apropriado pela composição das casuísticas de pacientes, permitindo assim comparações relevantes entre cirurgiões, entre instituições, ou através do tempo (CULVER *et al.*, 1991). O maior impedimento para o desenvolvimento de taxas de ISC com validade externa (*i.e.*, que possa ser usada para comparação entre cirurgiões e/ou instituições) tem sido, precisamente, a falta de método adequado de ajuste do risco de ISC (GAYNES *et al.*, 2001). Entende-se por ajuste do risco (*e.g.*, de uma taxa de ISC) o processo pelo qual os efeitos das diferenças na composição (*e.g.*, da distribuição dos fatores de risco) das populações que estão sendo comparadas são minimizados através de métodos estatísticos (McKIBBEN *et al.*, 2005).

Neste contexto, a comparação de taxas brutas de ISC (*i.e.*, sem ajuste pela composição da casuística) pode levar a conclusões errôneas e potencialmente enganosas sobre a qualidade dos cuidados médicos dispensados por um prestador de saúde (NNIS, 1991). Em função destas considerações, organizações como a SHEA, a APIC e o Healthcare Infection Control Practices Advisory Committee (HICPAC) recomendam que, para propósitos de divulgação pública ou privada, sejam relatadas apenas as taxas de IACS que incorporam ajuste do risco de infecção (McKIBBEN *et al.*, 2005; WONG *et al.*, 2005). No caso específico das taxas de ISC, é preconizado o ajuste do risco de infecção pelo índice básico NNIS (McKIBBEN *et al.*, 2005; WONG *et al.*, 2005).

#### **2.4 METODOLOGIA NNIS (NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE) PARA O AJUSTE DO RISCO DE INFECÇÃO DO SÍTIO CIRÚRGICO: OS ÍNDICES BÁSICO E MODIFICADO NNIS**

Esta seção analisa o surgimento do índice NNIS e os motivos de sua ampla disseminação mundial. Traça um paralelo entre o índice NNIS e seu precursor mais

imediatamente e analisa o impacto das escolhas metodológicas durante seu desenvolvimento na aplicabilidade do índice fora do sistema NNIS.

#### **2.4.1 Surgimento, consolidação e disseminação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)**

Para que uma metodologia de ajuste do risco de ISC seja passível de uso rotineiro em vigilância epidemiológica, certas características deveriam ser observadas. Idealmente, essa metodologia deveria ser (CULVER *et al.*, 1991; GAYNES *et al.*, 2001; MILLER *et al.*, 1991; ROY; PERL, 1997):

- a) clinicamente coerente, isto é, deve ajustar o risco de infecção por fatores cuja relação com o desenvolvimento de ISC é fácil de entender clinicamente;
- b) acurada;
- c) simples, por exemplo, um índice (score) aditivo;
- d) aplicável a todos os pacientes e procedimentos cirúrgicos;
- e) passível de ser calculada antes ou logo após a finalização da cirurgia;
- f) composta por um número reduzido de variáveis de fácil aferição e coleta;
- g) transportável, isto é, ser prospectivamente validada em serviços específicos ou em hospitais individuais, para documentar o desempenho correto na predição do risco de ISC em populações diferentes daquela usada para o seu desenvolvimento;
- h) acima de tudo, clinicamente útil para vigilância epidemiológica, isto é, fornecer informação em termos, por exemplo, de discriminação.

Nenhuma metodologia de ajuste do risco de ISC publicada até hoje atende todos estes requisitos. A metodologia de ajuste do risco de ISC mais extensamente usada no mundo é o índice de risco do sistema NNIS, publicado em 1991 por Culver *et al.* (1991).

A história do índice de risco NNIS começou a ser escrita na década de 1960, antes mesmo da criação do sistema NNIS. A introdução das sulfonamidas em 1936, da penicilina em 1941 e de outros antibióticos na década de 1950 mergulhou muitos cirurgiões da época na arrebatada crença de que as ISC eram um problema em



progressiva extinção (ALTEMEIER, 1958; BERARD; GANDON, 1964). Entretanto, a realidade foi menos condescendente. Poucos anos após o aparecimento dos antibióticos, as ISC por *Staphylococcus aureus* e bacilos gram-negativos resistentes aos antibióticos emergiram, instalando-se como problema de magnitude crescente (ALTEMEIER, 1958; ALTEMEIER; CULBERTSON, 1955). Em meados de 1950, a situação já havia adquirido proporções consideradas alarmantes por Altmeier (1959), motivando o interesse no estudo de estratégias alternativas de prevenção das ISC. Movida por esta preocupação, a National Academy of Sciences/National Research Council (NAS/NRC) conduziu, entre 1959 e 1964, extenso estudo randomizado multicêntrico para avaliar o efeito adjuvante da irradiação ultravioleta direta (*i.e.*, aplicada no campo operatório e na equipe cirúrgica) na incidência de ISC (BERARD; GANDON, 1964). Os autores deste estudo aduziam que, caso a irradiação ultravioleta tivesse algum efeito preventivo das ISC pela redução da contagem de bactérias do ar, esse efeito seria mais evidente nas operações cujos sítios cirúrgicos fossem considerados “normalmente livres de contaminação bacteriana” (BERARD; GANDON, 1964), já que é precisamente nos sítios cirúrgicos com baixa contaminação bacteriana endógena que a veiculação exógena de germes pelo ar pode assumir algum papel na gênese das ISC (BERARD; GANDON, 1964; WONG, 1999).

A noção de graus de contaminação bacteriana do sítio cirúrgico existia desde muito tempo antes (GOFF, 1925; KRAISSL *et al.*, 1940; MELENEY, 1943). Meloney (1943) observou incidência de infecção “grave” da ferida cirúrgica de 7,8% e 4,4% em soldados estadunidenses com ferimentos de guerra com contaminação “máxima” e “mínima”, respectivamente. Já a incidência de infecção “trivial” foi de 13,9% e 9,2% (MELENEY, 1943). Todavia, foi a partir do estudo da NAS-NRC que o conceito se concretizou em classificação clínica. Esta classificação, baseada em estimativa clínica semiquantitativa do grau de contaminação bacteriana endógena durante a cirurgia, dividiu os sítios cirúrgicos em cinco categorias (*i.e.*, limpos - subdivididos, por sua vez em refinadamente limpos e outros limpos, - potencialmente contaminados, contaminados e infectados), mostrando significativa correlação positiva com a incidência de infecção da ferida operatória (3,3%, 7,4%, 10,8%, 16,3% e 28,6% para os sítios refinadamente limpos, outros limpos, potencialmente contaminados, contaminados e infectados, respectivamente) (BERARD; GANDON, 1964). Em função desses resultados, já naquela época foi sugerida a utilidade de padronizar as taxas de infecção operatória pelo grau de contaminação bacteriana (BERARD; GANDON, 1964).

A utilidade dessa classificação na estimação do risco de ISC foi posteriormente validada em inúmeros trabalhos, principalmente nos clássicos estudos de Peter Cruse e Rosemary Foord (CRUSE; FOORD, 1973, 1980). Baseados em casuística de quase 63000 procedimentos cirúrgicos realizados entre 1967 e 1977 no Hospital Foothills de Calgary, no Canadá, estes autores comunicaram taxas de infecção incisional de 1,5% para os sítios classificados como limpos, 7,7% para os potencialmente contaminados, 15,2% para os contaminados e 40% para os infectados (CRUSE; FOORD, 1980). Observaram que, embora a taxa global de infecção da ferida oscilasse amplamente entre as diversas clínicas cirúrgicas (entre 2% para neurocirurgia e 7,7% para cirurgia urológica), a magnitude da variação das taxas de infecção em operações limpas era menor (entre 0,5% para cirurgia otorrinolaringológica e 3% para cirurgia vascular) (CRUSE; FOORD, 1980). Fenômeno similar foi observado entre cirurgias individuais (CRUSE; FOORD, 1980). Assim, estes autores preconizavam a vigilância epidemiológica das taxas de infecção incisional em cirurgias limpas, bem como a comparação destas taxas entre departamentos cirúrgicos e ainda entre cirurgias de um mesmo departamento (CRUSE; FOORD, 1980). Sobre este último tópico, argumentavam que, como os cirurgias dentro de um mesmo departamento cirúrgico utilizam as mesmas instalações e tendem a realizar procedimentos similares, diferenças entre as taxas de infecção da ferida em operações limpas deviam ser atribuídas às diferenças na técnica operatória (CRUSE; FOORD, 1973, 1980).

A partir das evidências acumuladas e devido à simplicidade do uso, a classificação do sítio cirúrgico pelo grau de contaminação microbiana endógena ganhou popularidade como escore de predição do risco de ISC. Até meados da década de 1980, a maior parte dos cirurgias e epidemiologistas hospitalares acreditava que o grau de contaminação bacteriana do sítio cirúrgico era o fator mais crítico para explicar o risco de ISC (NICHOLS, 2004). Em 1982, o American College of Surgeons e os CDC reformularam esses critérios e resumiram as categorias em quatro, para uso em vigilância epidemiológica (ANEXO C) (MANGRAM *et al.*, 1999).

A classificação dos sítios cirúrgicos pelo grau de contaminação bacteriana representou extraordinário avanço na estratificação e predição do risco de ISC. Entretanto, ela mostrou-se inconsistente quando usada de forma isolada na predição do risco de infecção. No próprio estudo da NAS-NRC, as taxas de infecção incisional variavam expressivamente dentro de cada classe de contaminação quando o risco era estratificado pela duração da operação, a terapia com corticosteroides, o estado de

nutrição do paciente, a colocação de drenos ou a presença de infecção remota (BERARD; GANDON, 1964). De forma similar, em dados coletados em 1975 e 1976 no projeto SENIC, as taxas de ISC oscilaram amplamente entre 1,1% e 15,8% (média de 2,9%) nas cirurgias limpas, entre 0,6% e 17,7% (média de 3,9%) nas cirurgias potencialmente contaminadas, entre 4,5% e 23,9% (média de 8,5%) nas cirurgias contaminadas, e entre 6,7% e 27,4% (média de 12,6%) nas cirurgias infectadas, quando os procedimentos eram estratificados por outros fatores do índice de risco SENIC (HALEY *et al.*, 1985b). Dados provenientes do sistema NNIS (CULVER *et al.*, 1991) e de outras partes do mundo (ARIAS *et al.*, 2003; VALLS *et al.*, 1999) corroboram a instabilidade das taxas de ISC dentro de cada classe de contaminação, notadamente na categoria limpa (ARIAS *et al.*, 2003; FERRAZ *et al.*, 1992; GIL *et al.*, 2005; NOMAN *et al.*, 2001), quando outros fatores de risco são ponderados na análise.

Durante a fase analítica do projeto SENIC, Hooton *et al.* (1981) analisaram dados de registros de alta e resumos de prontuários correspondentes a 58498 pacientes cirúrgicos, escolhidos por amostragem aleatória do universo de pacientes operados em 1970 na amostra de 338 hospitais estudados no projeto SENIC. Utilizando a técnica de análise CHAID (Chi-squared Automatic Intectaction Detector), desenvolveram complexo índice multivariado composto por diversos fatores de risco para ISC, examinando variáveis dependentes do ato operatório e da suscetibilidade individual do paciente. As variáveis incluídas nesta análise foram: idade e sexo do paciente, a clínica em que o paciente esteve internado (*i.e.*, cirúrgica *vs.* não cirúrgica), a presença de infecção nosocomial ou comunitária prévia, a localização anatômica da operação (*i.e.*, cirurgia tóraco-abdominal combinada ou no andar médio ou superior do abdome *vs.* outra localização), o número de dias de permanência hospitalar pré-operatória, o uso de corticosteroides ou imunossupressores, a duração da operação, e uma medida do risco intrínseco de infecção, baseada na doença de base do paciente e no procedimento cirúrgico realizado (HOOTON *et al.*, 1981). Este índice foi utilizado no projeto SENIC para ajustar as mudanças no perfil de risco de ISC entre 1970 (prévio ao início do projeto) e 1975-1976 (durante a condução do projeto) nos hospitais estudados (HALEY *et al.*, 1985a). Infelizmente, embora tivesse alto poder de estratificação do risco de ISC, o índice era complexo demais, o que tornou seu uso inviável na vigilância epidemiológica rotineira (HALEY *et al.*, 1985b).

O projeto SENIC observou que, nos hospitais amostrados, o estabelecimento de sistemas estruturados de vigilância epidemiológica das ISC conduzidos por

profissionais qualificados e de programas de controle orientados ao retorno periódico das taxas de ISC aos cirurgiões associaram-se com redução de até 40% nas taxas de ISC entre 1970 e 1975-1976 (HALEY *et al.*, 1985a). Embora a magnitude da redução das taxas alcançável fosse similar em pacientes de alto risco (*i.e.*, risco de ISC estimado pelo índice > 2%) e de baixo risco (*i.e.*, risco de ISC estimado pelo índice < 2%), programas mais rigorosos foram necessários neste último grupo para atingir níveis similares de redução nas taxas. Nos pacientes de alto risco, o efeito foi tão robusto nas operações limpas ou potencialmente contaminadas quanto nas contaminadas ou infectadas. O estudo revelou, também, que reduções de magnitude nas taxas de infecção do trato urinário ( $\approx 41\%$ ), pneumonia ( $\approx 27\%$ ) e bacteremia ( $\approx 35\%$ ) eram alcançáveis através da vigilância epidemiológica ativa e dos programas de controle (HALEY *et al.*, 1985a). Com estas constatações, a moderna era da epidemiologia hospitalar e do controle das IACS havia nascido.

Na década que se seguiu à promulgação destes dados contundentes, a implementação de programas de vigilância das IACS baseados no projeto SENIC foi recomendada por instituições de caráter normativo e formadoras de opinião, inicialmente nos Estados Unidos, nas figuras dos CDC e da Joint Commission on Accreditation of Healthcare Organizations (JCAHO) e, mais tarde, em outras partes do mundo (HALEY, 1995; GEUBBELS *et al.*, 2006a). Nos Estados Unidos, a adoção do sistema nacional de pagamento prospectivo por caso na década de 1980 funcionou como catalisador eficaz deste processo (HALEY *et al.*, 1987). O Brasil não foi indiferente a esta tendência. Durante a década de 1980, os esforços estavam limitados a tímidas iniciativas isoladas, especialmente de hospitais de ensino no Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais, e à portaria 196 de 24 de junho de 1983, que determinava que todos os hospitais deveriam constituir comissões de controle de infecção hospitalar (CCIH) independente da entidade mantenedora (OLIVEIRA; BRANCHINI, 1999). Mais tarde, este movimento ganhou força, muito especialmente com a promulgação da lei 9431 de 6 de janeiro de 1997, que estabeleceu que os hospitais do país eram obrigados a manter um programa de controle de infecção hospitalar (OLIVEIRA; BRANCHINI, 1999). As conclusões derivadas do projeto SENIC, referentes ao controle das ISC pelo estabelecimento de programas estruturados de vigilância intensiva com retorno periódico das taxas de infecção aos cirurgiões, vieram a ser confirmadas por inúmeros estudos de variado desenho em todo o mundo (BRANDT *et al.*, 2006; CARLET *et al.*, 2009; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2001a; GASTMEIER *et al.*, 2006; GEUBBELS *et al.*, 2006a; McCALL *et*

*al.*, 1998; RIOUX *et al.*, 2007; SYKES *et al.*, 2005; VALENZUELA-FLORES *et al.*, 2002; WILSON *et al.*, 2006). Estes estudos corroboraram reduções entre 25% e 50% na taxa global de ISC a partir do segundo ano de início das atividades dos programas de vigilância contínua das ISC (BRANDT *et al.*, 2006; CARLET *et al.*, 2009; GASTMEIER *et al.*, 2006; GEUBBELS *et al.*, 2006a; RIOUX *et al.*, 2007; SYKES *et al.*, 2005). De forma análoga ao projeto SENIC, também foi observado benefício em cirurgias com baixo risco intrínseco de infecção. Reduções entre 29% e 35% na incidência de ISC em cirurgias na faixa 0 de risco NNIS foram observadas por alguns autores (CARLET *et al.*, 2009; RIOUX *et al.*, 2007), e no Brasil, grupo pioneiro liderado por Ferraz constatou redução da taxa de infecção incisional de 12,8% em 1977 para 3,4% em 1999 em pacientes com sítios cirúrgicos limpos operados no HC/UFP (FERRAZ *et al.*, 2001). De especial interesse é a experiência relatada por Sykes *et al.* (2005), do hospital Royal Hobart, na Austrália. Nesta instituição, a interrupção momentânea do programa de vigilância ativa das ISC, acontecida entre outubro de 1990 e janeiro de 1992 por corte de pessoal da CCIH, associou-se com aumento das taxas de ISC nos mesmos patamares de setembro de 1988, data de início do programa (SYKES *et al.*, 2005). A restituição do programa em janeiro de 1992 seguiu-se de redução sustentada nas taxas de ISC nos nove anos seguintes de observação continuada (SYKES *et al.*, 2005). Nos poucos estudos em que tal associação não foi verificada, o curto período de acompanhamento é a explicação mais plausível (KASATPIBAL *et al.*, 2006). De fato, o descompasso entre a implantação da intervenção e a observação dos efeitos nas taxas de ISC pode ser de anos. Em alguns países, períodos de vigilância intensiva de três ou mais anos foram necessários até que reduções das taxas de ISC se tornassem aparentes (BRANDT *et al.*, 2006; GEUBBELS *et al.*, 2006a). Avaliações econômicas sobre o impacto da vigilância epidemiológica das ISC não deixaram qualquer espaço para a dúvida, mesmo entre os círculos mais céticos, quanto à sua relação custo-efetividade favorável (WILSON *et al.*, 2006). Este acúmulo de experiências materializou-se em resultados práticos em diversas partes do mundo. Na Inglaterra, a vigilância das ISC em cirurgia ortopédica é obrigatória desde 2004 (HEALTH PROTECTION AGENCY, 2004). Na França, hospitais públicos e privados são obrigados, desde 2006, a reportar ao público consumidor a proporção de especialidades cirúrgicas que realiza vigilância epidemiológica das ISC (CARLET *et al.*, 2009).

Durante quase todo o século passado, até a publicação do estudo SENIC, as ações de vigilância e controle das ISC estiveram primariamente focalizadas nas operações com baixa probabilidade de contaminação bacteriana (*i.e.*, limpas) (CRUSE;

FOORD, 1973, 1980; HALEY *et al.*, 1985b; KRAISSL *et al.*, 1940). O pressuposto básico por trás desse interesse era que os pacientes submetidos a operações limpas tinham risco uniforme e naturalmente baixo de desenvolver ISC (HALEY *et al.*, 1985b). Daí surgiu a premissa de que se um hospital ou cirurgião apresentasse altas taxas de ISC após operações limpas, ou se essa taxa aumentasse no tempo, problemas no ambiente hospitalar ou na técnica operatória responsáveis pelo aumento do risco de infecção poderiam ser identificados prontamente e resolvidos (CRUSE; FOORD, 1973, 1980; HALEY *et al.*, 1985b). Altas taxas de ISC em operações limpas eram primariamente atribuídas a fatores dependentes da técnica operatória (CRUSE; FOORD, 1980). Contrariamente, altas taxas de ISC após operações contaminadas ou infectadas eram antecipadas, e consideradas pouco suscetíveis a reduções motivadas pelo aperfeiçoamento da técnica cirúrgica (HALEY *et al.*, 1985b). Assim, a responsabilidade do cirurgião nas taxas de ISC após operações contaminadas ou infectadas parecia ficar dispensada.

Os resultados do projeto SENIC erradicaram definitivamente esta concepção. As conclusões fornecidas por este projeto sugeriam que tanto os pacientes com alto risco de ISC quanto os pacientes com baixo risco de ISC podiam beneficiar-se da implantação de sistemas de vigilância epidemiológica e de programas de controle liderados por profissionais treinados. Entretanto, as estratégias necessárias para atingir benefícios de grandeza similar, medidos pela redução percentual do risco de ISC, pareciam variar dependendo do risco de ISC inerente ao paciente. Por outro lado, os resultados sugeriam que uma forma racional de maximizar a relação custo-efetividade das ações seria restringindo, ou intensificando, a vigilância e os programas de controle ao grupo de pacientes em que fosse esperada a ocorrência da maior parte das infecções (HALEY *et al.*, 1985a). De fato, no projeto SENIC, a grande maioria das ISC aconteceu no grupo de pacientes considerados de alto risco pelo modelo de Hooton *et al.*, (1981), mas esse grupo representou só metade da casuística (HALEY *et al.*, 1985b). Tal abordagem requer, via de regra, um sistema que permita prognosticar, no momento da cirurgia, quais pacientes apresentam risco elevado de ISC.

A partir do realce dos achados e implicações do projeto SENIC, renovou-se o interesse pela elaboração de um escore de predição do risco de ISC, mais simples que o de Hooton *et al.* (1981) porém mais preciso que o grau de contaminação bacteriana. Com a intenção de criar um escore de risco de ISC simples, composto por poucas variáveis de fácil obtenção quando da finalização da cirurgia, Haley *et al.* (1985b)

analisaram a mesma base de dados usada por Hooton *et al.* (1981) considerando 11 preditores candidatos: idade e sexo do paciente, o número total de operações realizadas pelo paciente, o número máximo de procedimentos cirúrgicos realizados em qualquer ato operatório, a duração da cirurgia, o grau de contaminação bacteriana do sítio cirúrgico (maior categoria), a localização anatômica da operação (*i.e.*, abdome *vs.* outra), o número de dias de permanência hospitalar pré-operatória, o uso de corticosteroides ou imunossupressores, o número de diagnósticos mórbidos no momento da alta hospitalar (excluindo-se as ISC e suas complicações) e a presença de infecção remota no momento da cirurgia (HALEY *et al.*, 1985b). Utilizando regressão logística binária, descreveram modelo de predição composto por quatro variáveis associadas independentemente com risco de ISC (*i.e.*, cirurgia abdominal, duração da operação maior que duas horas, operações contaminadas ou infectadas, e presença de três ou mais diagnósticos mórbidos no momento da alta hospitalar). É importante lembrar que foram analisadas apenas infecções que se manifestaram durante a permanência hospitalar do paciente, pois à época, a importância da vigilância extra-hospitalar ainda não era reconhecida. Os autores observaram que, após a incorporação desses quatro fatores, o incremento no poder de predição do modelo pela adição de variáveis não era significativo o suficiente para justificar o aumento na complexidade. No modelo final, as quatro variáveis apresentaram coeficientes de regressão ( $\hat{\beta}$ ) similares ( $\hat{\beta}_{\text{cirurgia abdominal}} = 1,12$ ;  $\hat{\beta}_{\text{duração} > \text{duas horas}} = 1,04$ ;  $\hat{\beta}_{\text{operação contaminada/infectada}} = 1,04$ ;  $\hat{\beta}_{\geq \text{três diagnósticos mórbidos}} = 0,86$ ). Por isto, para aumentar a aplicabilidade prática do modelo e maximizar a facilidade de uso, os quatro fatores foram dotados com o mesmo peso relativo (*i.e.*, um ponto). Através deste recurso engenhoso, a complexa função logística que descreve o risco de um paciente desenvolver ISC se transforma em índice aditivo simples que pode ser aplicado à beira do leito do paciente. O escore assim criado (que, mais tarde, passou a ser conhecido como **índice de risco SENIC**), consistia simplesmente em alocar um ponto à presença no paciente de cada um dos fatores de risco mencionados, podendo, portanto, tomar valores entre zero e quatro pontos. Na amostra de desenvolvimento, o risco de ISC observado foi progressivamente maior com cada fator de risco (1%, 3,4%, 9,2%, 19,2% e 26,8%), apresentando coeficiente de correlação de Goodman-Kruskal ( $G$ ) = 0,70 (HALEY *et al.*, 1985b).

Em seguida, os autores usaram dados de uma amostra de 59352 pacientes operados nos mesmos hospitais entre 1975 e 1976 para testar a validade do índice SENIC na predição do risco de ISC detectadas durante a permanência hospitalar do

paciente (HALEY *et al.*, 1985b). Nesta avaliação, o risco de ISC observado nos pacientes foi de 1%, 3,6%, 8,9%, 17,2% e 27% nas categorias de zero a quatro fatores de risco, respectivamente, apresentando desempenho essencialmente idêntico ao da amostra de 1970. Apenas 22% dos pacientes operados apresentaram dois ou mais pontos no índice de risco SENIC, mas este grupo apresentou 60% das ISC. Já o grupo com um ou mais pontos continha 54% dos pacientes, os quais apresentaram 90% das ISC (HALEY *et al.*, 1985b). Estes achados confirmaram a utilidade de um escore prognóstico do risco de ISC para as ações de vigilância e controle.

Comparado à classificação do sítio cirúrgico pelo grau de contaminação, o índice SENIC provou ser mais preciso na estratificação dos pacientes quanto ao risco de ISC, mostrando desempenho global cerca de duas vezes superior ( $G = 0,67$  vs.  $0,36$ ;  $p < 0,001$ ) (HALEY *et al.*, 1985b). O índice permitiu, ainda, identificar estratos de pacientes com risco de ISC baixo, médio e alto dentro de cada categoria desta classificação, confirmando a variabilidade, previamente apontada, das taxas de infecção dentro dessas classes (HALEY *et al.*, 1985b).

A criação do índice SENIC representou outro notável avanço na criação de uma metodologia de estratificação do risco de ISC. Vários estudos vieram confirmar bom desempenho deste índice na predição do risco de ISC antes da alta hospitalar do paciente (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2006; KOMPATSCHER *et al.*, 2003; TOPALOGLU *et al.*, 2008; VALLS *et al.*, 1999). Sua contribuição mais importante foi a incorporação de uma medida visando capturar a suscetibilidade individual (*i.e.*, intrínseca) do paciente para desenvolver ISC, ausente na classificação dos sítios pelo grau de contaminação bacteriana. O número de diagnósticos mórbidos no momento da alta hospitalar foi utilizado por Haley *et al.* (1985b) como *proxy* da complexidade e gravidade da condição clínica do paciente. De fato, a capacidade do índice SENIC para capturar a gravidade clínica do paciente é sugerida por estudos que mostram o poder deste índice para predizer não só a ocorrência de ISC, mas também o risco de pneumonia pós-operatória, sepse nosocomial, IACS global e morte durante a permanência hospitalar do paciente cirúrgico (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 1997a, 2006; FARIÑAS-ÁLVAREZ *et al.*, 2000). Estes estudos mostram que proporção significativa do poder de predição do risco de sepse nosocomial, pneumonia pós-operatória e morte nos pacientes cirúrgicos é explicada pelo número de diagnósticos mórbidos do paciente no momento da alta hospitalar (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 1997b, 1999; FARIÑAS-ÁLVAREZ *et al.*, 2000).



Apesar das evidentes vantagens que o índice SENIC representou sobre o uso isolado da classificação pelo grau de contaminação, algumas limitações da escala restringiram significativamente sua aplicação maciça e acabaram por provocar seu abandono. O propósito inicial dos pesquisadores era criar um índice que pudesse ser calculado logo depois de finalizada a cirurgia, já que é esse o momento em que um índice de risco de ISC pode orientar melhor as ações de vigilância. Entretanto, os autores só dispunham para análise os diagnósticos mórbidos do paciente consignados pelo médico nos registros de alta e nos resumos de prontuários, quando o desejável teria sido o número de diagnósticos mórbidos após terminada a cirurgia (HALEY *et al.*, 1985b). É possível que as informações consignadas na alta hospitalar contivessem diagnósticos relativos a complicações da cirurgia ou outros eventos que tivessem acontecido após a operação (HALEY *et al.*, 1985b). Outra limitação importante foi a de não ser um índice específico de procedimento cirúrgico; isto é, o índice SENIC foi desenvolvido a partir de uma amostra heterogênea de cirurgias e era aplicável, portanto, somente em hospitais que possuíssem composição de procedimentos semelhante à da amostra de desenvolvimento, o que restringia em grande medida a sua validade externa.

A despeito dos condicionantes apontados, o índice SENIC traçou de forma nítida o rumo das futuras pesquisas, pois os resultados alcançados pareciam valiosos demais para caírem no esquecimento. Assim, Culver *et al.* (1991) propuseram, no Third Decennial International Conference on Nosocomial Infection de 1991, uma adaptação de conveniência do índice SENIC, destinada a tornar sua aplicação rotineira mais conveniente e prática. As alterações propostas visavam à criação de um índice que incluísse variáveis já coletadas (ou de fácil obtenção) na maior parte dos hospitais do sistema NNIS, facilitando assim a sua utilização por pessoal de vigilância epidemiológica, mas mantendo a simplicidade e poder de predição do índice SENIC (CULVER *et al.*, 1991). Os autores basearam sua proposta em estudo divulgado por Garibaldi *et al.* (1991), que analisaram dados coletados prospectivamente de 1852 pacientes operados entre 1982 e 1986 com o propósito de “identificar as **três ou quatro** variáveis independentes mais fortemente associadas com o risco de ISC, que pudessem auxiliar na estratificação dos pacientes em grupos de risco de infecção”<sup>1</sup> (GARIBALDI *et al.*, 1991, p. S158, tradução e grifo do autor). Para detecção das infecções, todos os pacientes foram acompanhados por pelo menos duas semanas após a cirurgia, incluindo a visita no ambulatório de egressos, caso o paciente tivesse recebido alta antes desse prazo. Deve

---

<sup>1</sup> Documento original em inglês.

ser salientado que esta casuística foi analisada globalmente, sendo que, do total dos procedimentos, 31% eram colecistectomias e 26% eram herniorrafias da parede abdominal. Os autores consideraram 24 variáveis candidatas referentes ao paciente e ao ato operatório, coletáveis antes ou imediatamente após a finalização da operação. Utilizando metodologia de seleção de variáveis similar à descrita para criação do índice SENIC por Haley *et al.* (1985b), identificaram quatro fatores independentes fortemente associados com risco de ISC: grau de contaminação microbiana do sítio cirúrgico, classificação do estado físico do paciente segundo o escore da American Society of Anesthesiologists (ASA), duração da operação e cultura intraoperatória positiva. A adição de outras variáveis no modelo não incrementava o poder de predição de forma considerada clinicamente relevante pelos autores. Em função destes resultados, os pesquisadores preconizaram a estratificação das taxas de ISC por estes fatores, para comparações válidas entre instituições ou cirurgiões individuais (GARIBALDI *et al.*, 1991). Utilizando-se dos resultados deste estudo, Culver *et al.* (1991) propuseram que o risco de um paciente vir a desenvolver uma ISC fosse estimado alocando-se um ponto à presença de cada um dos seguintes fatores:

- a) classificação do sítio cirúrgico em contaminado ou infectado, uma vez terminada a cirurgia (ANEXO C);
- b) classificação do estado físico do paciente segundo o escore da ASA  $\geq 3$ , prévio à cirurgia (ANEXO D);
- c) duração da operação superior a  $T$  horas, onde  $T$  é o percentil 75 da duração do procedimento cirúrgico considerado, arredondado para o número inteiro de horas mais próximo.

Propuseram, ainda, que este índice fosse aplicado de forma independente, mas inalterada, em cada uma das 40 categorias de procedimentos operatórios previamente definidas pela metodologia NNIS (CULVER *et al.*, 1991). Desta forma, dentro de cada categoria de procedimento operatório, poderiam ser distinguidas até quatro faixas de risco de infecção (*i.e.*, com zero, um, dois ou três pontos). Cada operação seria, então, alocada a uma faixa de risco entre 0 e 3, dependendo do número de fatores presentes, e quando faixas de risco adjacentes retornassem taxas de ISC similares, elas seriam fusionadas em uma faixa única (CULVER *et al.*, 1991). Este índice foi conhecido, mais tarde, como **índice básico de risco NNIS**.

Para avaliar o poder de predição do índice básico NNIS, os autores testaram seu desempenho em amostra de 84691 cirurgias comunicadas entre janeiro de 1987 e dezembro de 1990 por 44 hospitais participantes do sistema NNIS (CULVER *et al.*, 1991). Nesta amostra, todos os pacientes foram acompanhados pelo menos até a alta hospitalar, mas só cerca de 30% dos hospitais tinham desenvolvido algum tipo de vigilância pós-alta hospitalar, embora sem seguir qualquer protocolo padrão. Nesta avaliação, as taxas globais de ISC observadas aumentaram com a adição de cada ponto do índice NNIS (1,5% com zero ponto, 2,9% com um ponto, 6,8% com dois pontos e 13% com três pontos), mostrando correlação global moderada com risco de ISC ( $G = 0,44$ ). A exemplo do índice SENIC, o índice NNIS identificou faixas de risco de ISC baixo, médio e alto dentro de cada categoria da classificação dos sítios cirúrgicos pelo grau de contaminação. Os autores observaram que em 32 categorias de procedimentos cirúrgicos, as taxas de ISC se incrementavam significativamente com o número de fatores de risco presentes. Todavia, em oito destas categorias (*i.e.*, apendicectomia, laparotomia, redução aberta de fratura, outros procedimentos do sistema musculoesquelético, outros procedimentos do aparelho geniturinário, outros procedimentos do ouvido, nariz, boca ou faringe, craniotomia e esplenectomia), o escore não discerniu quatro faixas de risco, isto é, o risco de infecção não necessariamente aumentou com a adição de cada fator individual. Já nas categorias histerectomia vaginal, *shunt* ventricular, nefrectomia, amputação de extremidade, mastectomia, outros procedimentos do sistema cardiovascular, outros procedimentos do sistema nervoso e outros procedimentos do olho, nenhum incremento significativo no risco de ISC foi observado com o aumento do número de fatores. A força da associação entre o índice composto e o risco de ISC, medida pelo coeficiente  $G$ , variou expressivamente entre -0,06 (outros procedimentos do sistema cardiovascular) e 0,89 (outros procedimentos do sistema endócrino). Em outras palavras, a aplicação do índice NNIS mostrou desempenho variável dependendo da categoria de procedimento operatório. Embora não desenhado para tal fim, o índice NNIS apresentou maior poder de predição do risco de pneumonia ( $G = 0,65$ ), infecção da corrente sanguínea ( $G = 0,64$ ) e infecção do trato urinário ( $G = 0,46$ ) nessa mesma coorte de pacientes cirúrgicos (CULVER *et al.*, 1991).

Entre 1992 e 1998, o sistema NNIS introduziu diversas mudanças no processo de coleta de dados do componente de vigilância epidemiológica do paciente cirúrgico, que acabaram impactando na estrutura do índice NNIS. Em janeiro de 1992, a cirurgia de revascularização do miocárdio com enxerto de ponte foi categorizada em

aquela com duas incisões (*i.e.*, tórax e sítio doador) ou com incisão apenas no tórax (*e.g.*, mamária interna usada para o enxerto) (GAYNES *et al.*, 2001). A fusão espinhal e a laminectomia, até então enquadradas no mesmo grupo, foram separadas em duas categorias em junho de 1994 (GAYNES *et al.*, 2001). Nessa mesma data, os procedimentos ortopédicos com colocação de prótese, previamente combinados, foram divididos em três grupos: artroplastia de quadril, artroplastia de joelho e outras artroplastias (GAYNES *et al.*, 2001). Assim, em 2004, o componente de vigilância do paciente cirúrgico do sistema NNIS e, conseqüentemente, o índice NNIS, contavam com 44 categorias de procedimentos operatórios.

Contudo, a mais importante modificação introduzida no índice NNIS foi a provocada pelo advento da cirurgia assistida por vídeo. A partir de 1992, o processo de coleta de dados nos hospitais do sistema NNIS começou a identificar a via de abordagem utilizada (*i.e.*, convencional ou assistida por vídeo) nos procedimentos cirúrgicos. Dados de 225 hospitais do sistema NNIS divulgados por Gaynes *et al.* (2001) revelaram risco de ISC significativamente menor com a utilização da abordagem assistida por vídeo em quatro categorias de procedimentos operatórios (*i.e.*, colecistectomia, apendicectomia, cirurgia colônica e cirurgia gástrica), indicando a necessidade de se incorporar no índice NNIS a via de abordagem para melhorar o ajuste do risco de ISC. Em 1997, esta variável foi incorporada apenas na categoria colecistectomia e, dois anos mais tarde, foi também incluída nas categorias cirurgia colônica, apendicectomia e cirurgia gástrica (NNIS, 1997, 1999). A inclusão da via de abordagem no índice básico NNIS deu origem a faixas de risco adicionais para cada procedimento, permitindo estimativa mais precisa do risco de ISC para estas quatro categorias de cirurgia. O novo score recebeu a denominação de **índice de risco NNIS modificado** (GAYNES *et al.*, 2001).

Devido à constante introdução de novas técnicas cirúrgicas e de modernas tecnologias (*e.g.*, cirurgia assistida por vídeo), e com as importantes mudanças nas políticas de admissão e alta hospitalar dos pacientes cirúrgicos (*e.g.*, alta hospitalar precoce) experimentadas desde a descrição do índice NNIS, reavaliações sobre o desempenho do índice na predição do risco de ISC foram anualmente publicadas pelos CDC desde 1995 até 2004 (NNIS, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004). Com a criação do NHSN, os relatórios referentes a 2005, 2006 e 2007 foram adiados (EDWARDS *et al.*, 2007). Nestas avaliações, as faixas de risco, as taxas de ISC e os tempos *T* da duração dos procedimentos operatórios foram periodicamente atualizados pela incorporação de dados mais recentes.

De acordo com a última avaliação de desempenho comunicada pelos CDC, que recopilou dados de cirurgias comunicadas ao sistema NNIS entre janeiro de 1992 e junho de 2004, o índice básico NNIS provou ser ferramenta útil na estimação e ajuste do risco de ISC para uma variedade de procedimentos (NNIS, 2004). Nesta avaliação, em 29 das 40 categorias de procedimentos cirúrgicos as taxas de ISC se incrementaram com o número de fatores de risco presentes (NNIS, 2004). Todavia, em apenas quatro desses procedimentos (*i.e.*, cirurgia de revascularização do miocárdio com enxerto de ponte e incisão em tórax e sítio doador, operação no intestino delgado, laparotomia e redução aberta de fratura), o risco de ISC aumentou significativamente com a adição de cada fator de risco individual. Em 21 procedimentos, o índice NNIS diferenciou três estratos, e, em quatro procedimentos, diferenciou dois estratos (NNIS, 2004). Contrariamente, em 11 categorias, as taxas de ISC não mostram qualquer incremento significativo conforme aumentou o número de fatores de risco (NNIS, 2004). Esses procedimentos corresponderam a sete das 13 categorias designadas como “outras” (*i.e.*, outras operações do sistema respiratório, outras operações do sistema nervoso, outras operações obstétricas, outras artroplastias, outras operações do sistema hematopoiético ou linfático, outras operações do olho e outras operações do sistema tegumentar) e a quatro procedimentos não designados como “outros” (*i.e.*, nefrectomia, esplenectomia, amputação de membro e histerectomia vaginal) (NNIS, 2004).

Os CDC, através do seu sistema NNIS, recomendavam que, no mínimo, as três variáveis do índice básico NNIS fossem coletadas para todos os procedimentos cirúrgicos para o ajuste do risco de ISC e para o relato estratificado das taxas de ISC (MANGRAM *et al.*, 1999). O cálculo estratificado das taxas de ISC por procedimento cirúrgico e pelos fatores do índice de risco NNIS também foi incorporado pelo sistema NHSN como a metodologia padrão para o ajuste do risco de infecção e para o relato das taxas de ISC (NHSN, 2009). Os protocolos de vigilância do sistema NHSN já foram prontamente adotados por alguns países (DÍAZ-AGERO PÉREZ *et al.*, 2009). Assim, é esperado que a metodologia NNIS de ajuste do risco de ISC continue a se espalhar pelo mundo. Taxas de ISC agregadas e tabuladas por faixa de risco NNIS foram recentemente divulgadas pelo sistema NHSN (EDWARDS *et al.*, 2009).

As taxas de ISC tabuladas pelo procedimento operatório e pelo índice de risco NNIS podem ser usadas como parâmetro de comparação por hospitais e por cirurgiões individuais de diversas maneiras. Taxas de ISC específicas de procedimento cirúrgico podem ser calculadas por cirurgiões ou hospitais em uma ou mais categorias de risco do

índice NNIS, e comparadas com as taxas do sistema NNIS ou outra população de referência. Um método de comparação muito utilizado é o cálculo da razão de infecção padronizada (RIP) pelo método de padronização indireta ou por técnicas de análise multivariada (GAYNES *et al.*, 2001; NHSN, 2009). A RIP é calculada como a razão entre o número observado de ISC em uma amostra específica de pacientes operados e o número de infecções que seria esperado encontrar nessa amostra assumindo-se o mesmo comportamento que o de uma população escolhida como referência, ponderando-se pelo tipo e número de operações realizadas em cada faixa de risco do índice NNIS (GAYNES *et al.*, 2001), como mostrado a seguir:

$$\text{RIP} = \frac{\text{N}^\circ \text{ observado de ISC}}{\text{N}^\circ \text{ esperado de ISC}}$$

Um método simples para o cálculo do número esperado de ISC, especialmente recomendado quando o número de cirurgias dentro de alguma categoria de risco NNIS é pequeno (GAYNES *et al.*, 2001), é o método de padronização indireta (GORDIS, 2004). No método de padronização indireta, o número esperado de ISC é calculado multiplicando-se o número de operações realizado em cada faixa de risco do índice NNIS pela taxa de ISC nas mesmas faixas de risco na população de referência, e dividindo-o por 100 (GAYNES *et al.*, 2001). O somatório destas quantidades fornecerá o número total esperado de infecções. A fórmula (a), adaptada de Julious *et al.* (2001), resume o cálculo da RIP pelo método de padronização indireta:

$$\text{RIP} = \frac{\sum_{i=0}^k d_i}{\sum_{i=0}^k n_i (D_i / N_i)} \quad \text{fórmula (a)}$$

onde

$d_i$  é o número observado de ISC na  $i$ -ésima faixa de risco do índice NNIS na amostra de estudo;

$n_i$  é o número de operações realizado na  $i$ -ésima faixa de risco do índice NNIS na amostra de estudo;

$D_i / N_i$  é a taxa de ISC na  $i$ -ésima faixa de risco do índice NNIS na população de referência;

$k$  é o número de faixas de risco do índice NNIS (*i.e.*, de zero a três).

A RIP permite a comparação das taxas de ISC de cirurgiões individuais ou de instituições em relação a uma população de referência, ajustando-se pelo procedimento e pelo índice de risco NNIS. A interpretação do valor da RIP é similar ao RR: valores de RIP superiores à unidade indicam em quantas vezes o número de infecções observadas na amostra de estudo superou o número que era esperado, enquanto valores inferiores à unidade indicam o oposto. Como mostrado na fórmula (a), no cálculo do número esperado de ISC são ponderados o tipo de procedimento realizado e o perfil de risco de infecção. Assim, a RIP é uma medida resumo ajustada pelo risco de infecção, e pode, portanto, servir para propósitos de comparação (GAYNES *et al.*, 2001). Vários autores reportaram sobre a utilização da RIP na comparação das taxas de ISC em procedimentos específicos ou em coortes avaliadas globalmente (GASTMEIER *et al.*, 2003; MONGE-JODRÁ *et al.*, 2003; NARONG *et al.*, 2003; RIOUX *et al.*, 2006; ROUMBELAKI *et al.*, 2008). A RIP calculada pelo método de padronização indireta é, geralmente, preferível à comparação direta das taxas de infecção em cada categoria de risco NNIS individual, porque, neste último caso, devem ser feitas tantas comparações quanto faixas de risco NNIS existam, e os denominadores destas taxas costumam ficar reduzidos a valores muito pequenos em uma ou mais faixas, fornecendo taxas instáveis (GULÁCSI *et al.*, 2000; MONGE-JODRÁ *et al.*, 2003; RIOUX *et al.*, 2006). Além disto, a RIP é medida resumo que permite o controle simultâneo de duas ou mais variáveis para fornecer uma única taxa ajustada (*i.e.*, padronizada) de infecção (RIOUX *et al.*, 2006).

Como um dos propósitos do sistema NNIS era desenvolver estratégias para a estratificação do risco de ISC, o componente cirúrgico do sistema NNIS também contemplava a coleta de outras variáveis de todos os pacientes cirúrgicos: data da cirurgia e da alta hospitalar, natureza eletiva ou urgente da cirurgia, abordagem cirúrgica utilizada, uso de anestesia geral, identificação do cirurgião, identificação do paciente (incluindo sexo e idade), e realização de outros procedimentos cirúrgicos no mesmo ato operatório através da mesma incisão (MANGRAM *et al.*, 1999). Entretanto, estas outras variáveis, com exceção da via de abordagem, não eram utilizadas pelo sistema NNIS, nem são utilizadas pelo sistema NHSN, para divulgação rotineira e comparação das taxas de ISC.

Os resultados proporcionados pelo índice SENIC e pelo índice básico NNIS demonstram a necessidade de se incorporar outros fatores (além da classificação isolada pelo grau de contaminação microbiana) para ajuste mais preciso do risco de ISC, antes que comparações das taxas de ISC sejam feitas entre cirurgiões, instituições ou através do tempo (GAYNES *et al.*, 2001). A aplicabilidade geral do índice NNIS em vários procedimentos cirúrgicos é fato encorajador, mas ainda existe possibilidade de melhora (GAYNES *et al.*, 2001). Certamente, fatores de risco adicionais relevantes para procedimentos cirúrgicos específicos precisam ser identificados e incorporados ao índice para que a estimativa do risco de ISC seja mais precisa, como reconhecido pelos próprios autores do índice NNIS (CULVER *et al.*, 1991; GAYNES, 2000). A utilização dos mesmos três fatores de risco para todas as categorias de procedimentos tem sido considerada, por muitos autores, estratégia de ajuste simplista demais e fonte de críticas acirradas por aqueles que propõem a utilização de escores compostos por fatores de risco específicos para cada procedimento cirúrgico (VANDENBROUCKE-GRAULS; SCHULTSZ, 2002). Todavia, a incorporação de fatores de risco adicionais, ao mesmo tempo em que pode aumentar o poder de predição do índice, aumenta também a sua complexidade e reduz a sua viabilidade como instrumento rotineiro de vigilância epidemiológica.

Apesar destas críticas, durante a década de 1990 e até a atualidade, o índice de risco NNIS foi extensamente adotado por sistemas de vigilância epidemiológica em muitos países, especialmente na Europa, na Ásia e na Oceania (BRUCE *et al.*, 2001; COELLO *et al.*, 2005; FRIEDMAN *et al.*, 2007a; GASTMEIER *et al.*, 2003; GEUBBELS *et al.*, 2000; MONGE-JODRÁ *et al.*, 2006b). No Brasil, diversos autores adotaram a metodologia NNIS no início da década de 1990 (BISCIONE *et al.*, 2007b; FREITAS *et al.*, 2000; STARLING *et al.*, 1997). Na Austrália, o programa Hospital Infection Standardised Surveillance (HISS), no estado de New South Wales (McLAWS; TAYLOR, 2003), o Centre for Healthcare Related Infection Surveillance and Prevention (CHRISP), no estado de Queensland (MORTON *et al.*, 2008), e o Victorian Hospital Acquired Infection Surveillance System (VICNISS), no estado de Victoria (FRIEDMAN *et al.*, 2007a), adotaram os protocolos do sistema NNIS em 1998, 2000 e 2002, respectivamente. O índice básico NNIS foi especialmente bem acolhido em países em desenvolvimento com escassos recursos destinados à pesquisa e ao controle das IACS (BROWN *et al.*, 2007; GULÁCSI *et al.*, 2000). A adoção maciça do índice NNIS e dos protocolos e definições desenvolvidos pelo sistema NNIS se deve, por um lado, à extrema simplicidade de uso e



à facilidade de cálculo. Por outro lado, e não menos importante, a adoção dessa metodologia garante a disponibilidade de referenciais externos vastos e atualizados para comparação (*i.e.*, as taxas divulgadas pelos sistemas NNIS e NHSN). O mais claro exemplo de adoção em grande escala da metodologia NNIS pode ser encontrado no sistema europeu Hospitals in Europe Link for Infection Control Through Surveillance (HELICS), criado em 1994 (HELICS, 1994). Análogo ao sistema NNIS, o HELICS busca padronizar as definições operacionais, a coleta de dados e a metodologia de divulgação das taxas de IACS na Europa, com escopo na garantia da qualidade assistencial através da vigilância epidemiológica das IACS (HELICS, 2004). O sistema HELICS agrega, em base de dados multinacional, informações fornecidas de forma voluntária e padronizada por redes nacionais de vigilância das IACS em toda a Europa, incluindo o Nosocomial Infection National Surveillance Service (NINSS) da Inglaterra, o Preventie van Ziekenhuisinfecties door Surveillance (PREZIES) da Holanda, o Krankenhaus Infections Surveillance System (KISS) da Alemanha, o Vigilancia y Control de la Infección Nosocomial (VICONOS) da Espanha, e o Réseau d'alerte, d'investigation et de surveillance des infections nosocomiales (RAISIN) da França, entre outros (CARLET *et al.*, 2009; ERCOLE *et al.*, 2007; WILSON *et al.*, 2007). O componente cirúrgico do sistema HELICS utiliza os protocolos de vigilância epidemiológica definidos pelos CDC para o componente cirúrgico do sistema NNIS, incluindo o ajuste do risco de ISC pelo índice de risco NNIS (HELICS, 2004). Desde 2000, este componente abrange seis categorias de procedimentos operatórios (*i.e.*, cirurgia de revascularização do miocárdio com enxerto de ponte, colecistectomia, cirurgia no cólon, cesariana, artroplastia de quadril e laminectomia) (HELICS, 2004), sendo acrescentada, em 2005, a artroplastia de joelho (HELICS, 2006). Os hospitais participantes deste componente podem optar pela vigilância das ISC em um ou mais destes procedimentos operatórios (HELICS, 2004). Os objetivos da rede HELICS, como no sistema NNIS, estão voltados para a vigilância prospectiva das ISC, o retorno das taxas de ISC aos cirurgiões, e a comparação intra e interinstitucional das taxas de ISC (HELICS, 2004). Para atingir estes objetivos, as taxas de ISC são divulgadas de forma estratificada pelo índice de risco NNIS (HELICS, 2006; WILSON *et al.*, 2007).

#### 2.4.2 Correspondência entre o índice SENIC (Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control) e o índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

Como já mencionado, o índice NNIS não foi desenvolvido por técnicas de análise multivariada, mas concebido como adaptação de conveniência do índice SENIC, destinada a tornar as conclusões básicas já derivadas por este último mais aplicáveis na prática rotineira da vigilância das ISC (CULVER *et al.*, 1991). A correspondência entre ambos os índices é mostrada no QUADRO 1.

**QUADRO 1**

Correspondência entre o índice SENIC (Study on the Efficacy of Nosocomial Infection Control) e o índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

<b>Como era no índice SENIC</b>	<b>Como ficou no índice NNIS</b>
Duração da cirurgia > 2 horas	Tempo $T$ ( $\approx$ percentil 75 de cada categoria de procedimento cirúrgico)
Sítio contaminado ou infectado, uma vez terminada a cirurgia	Idem
Três ou mais diagnósticos mórbidos no momento da alta	Escore da ASA (American Society of Anesthesiologists) $\geq 3$ , prévio à cirurgia
Cirurgia abdominal	Aplica os três fatores anteriores em 40 categorias de procedimentos diferentes

No índice NNIS, a classificação do estado físico do paciente segundo o escore da ASA veio substituir o número de diagnósticos mórbidos do índice SENIC, como estimativa da susceptibilidade intrínseca para infecção (CULVER *et al.*, 1991). O escore da ASA foi desenvolvido em 1941 por encomenda da American Society of Anesthesiologists (organização que mais tarde seria a ASA), com o propósito de servir como sistema de tabulação, divulgação e comparação de dados estatísticos em anestesiologia (SAKLAD, 1941). Foi concebido como sistema de estratificação da condição clínica geral e da gravidade da(s) doença(s) de base do paciente antes da escolha da abordagem anestésica e do procedimento operatório a serem realizados (SAKLAD, 1941). É importante salientar que não é modelo para determinação do “risco cirúrgico” do paciente, já que o risco de morbimortalidade pós-operatória depende não apenas da condição clínica do paciente, mas também da natureza da operação realizada (OWENS, 2001). A escala inicial descrita por Saklad (1941), com seis pontos, foi reformulada em

1963 em cinco categorias (ASA, 1963) (ANEXO D). Desde sua descrição, esta variável incorporou-se amplamente na rotina clínica dos anesthesiologistas para avaliar o estado físico geral dos pacientes antes da cirurgia. Assim, tem a vantagem de ser de fácil e rápida coleta, estar prontamente disponível em prontuários médicos, e ser coletável tanto de forma prospectiva quanto retrospectiva (CULVER *et al.*, 1991).

A justificativa para a inclusão do score da ASA no índice NNIS como medida da suscetibilidade intrínseca para infecção segue o mesmo raciocínio que a inclusão do número de diagnósticos mórbidos no score SENIC. A exemplo do apontado para o índice SENIC, estudos mostram que a capacidade do índice NNIS para prognosticar o risco de sepse nosocomial, pneumonia pós-operatória e morte a curto e longo prazo nos pacientes operados é explicado, em proporção significativa, pelo score da ASA (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 1997b, 1999; FARIÑAS-ÁLVAREZ *et al.*, 2000; PALMA *et al.*, 2007), e estudo italiano mostrou aumento da prevalência de infecção da corrente sanguínea, pneumonia e infecção do trato urinário em pacientes hospitalizados com cada incremento da classificação do score da ASA (LIZIOLI *et al.*, 2003).

Diferentemente do índice SENIC, o índice NNIS adotou, para a duração da cirurgia, referencial variável dependente do procedimento cirúrgico realizado (CULVER *et al.*, 1991). Para isto, foi determinada a distribuição da duração das cirurgias para as diferentes categorias de procedimentos, e o percentil 75 de cada distribuição, arredondado para o número inteiro de horas mais próximo, foi arbitrariamente escolhido como o ponto de corte  $T$  para discriminar operações de curta e longa duração (CULVER *et al.*, 1991). Este referencial variável fornece, ao menos em teoria, poder discriminatório adicional em relação à utilização do ponto de corte fixo do índice SENIC (*i.e.*, duas horas) para todos os procedimentos. O exato mecanismo da associação entre o tempo prolongado da cirurgia e o maior risco de ISC é especulativo. O tempo operatório prolongado pode ser marcador indireto da extensão do trauma tecidual durante a operação, da complexidade da cirurgia, ou da inexperiência e/ou inadequada técnica do cirurgião (GARIBALDI *et al.*, 1991; LEONG *et al.*, 2006). Pode estar relacionado, também, com a maior exposição dos tecidos abertos à contaminação bacteriana ou, ainda, com a redução da eficácia da profilaxia antibiótica pré-operatória (CULVER *et al.*, 1991).

Mas a modificação mais substancial introduzida pelo índice NNIS é a de ser específico de procedimento operatório. Diferentemente do índice SENIC, o índice NNIS não estima o risco de ISC de uma cirurgia apenas pelo número de fatores de risco presentes, mas também pela categoria de procedimento cirúrgico em que essa cirurgia

se enquadra. Cada categoria de procedimento cirúrgico agrupa cirurgias numa localização anatômica determinada, apresentando complexidade técnica e duração média semelhantes (CULVER *et al.*, 1991; HORAN; GAYNES, 2004).

Entretanto, se as modificações introduzidas pelo índice de risco NNIS têm alicerces sólidos e coerentes no que se refere à necessidade de criação de um escore viável e de uso prático para vigilância epidemiológica rotineira, a fundamentação teórica de algumas escolhas metodológicas nunca foi devidamente apresentada pelos autores. A primeira destas questões diz respeito à escolha dos mesmos pontos de corte das variáveis que compõem o índice (*i.e.*, sítios cirúrgicos contaminados/infectados, escore da ASA  $\geq 3$ , e duração da cirurgia maior que o tempo  $T$ ) para todos os procedimentos cirúrgicos. Em relação à escolha do percentil 75 da duração da cirurgia, Culver *et al.* (1991, p. 156) (tradução e grifos do autor) argumentaram:

Embora o percentil 75 tenha sido **arbitrariamente** escolhido para dotar o índice de poder de discriminação adicional quando aplicado a procedimentos cirúrgicos específicos, [...], existem outras bases para sua justificação. **Para muitos procedimentos**, gráficos das taxas de infecção da ferida operatória em função da duração da cirurgia foram convexos, isto é, inicialmente as taxas incrementaram-se de forma lenta e posteriormente de forma aguda quando a duração da cirurgia foi muito prolongada. **Frequentemente**, o ponto de inflexão destas curvas localizou-se próximo do percentil 75, sugerindo que, talvez, a duração extremamente longa da cirurgia pudesse servir como marcador da complexidade do caso, de certos aspectos da técnica cirúrgica e, para alguns procedimentos, da redução do efeito da profilaxia antimicrobiana.<sup>2</sup>

As expressões “para muitos procedimentos” e “frequentemente” flagram descuido injustificado do rigor metodológico. Em um escore que visa refletir as especificidades de cada procedimento cirúrgico, dotar o índice de poder discriminatório adicional deveria, também, significar a procura de percentis específicos para cada procedimento operatório.

Em relação ao grau de contaminação bacteriana, o índice de risco NNIS usa a mesma categorização usada no índice SENIC (HALEY *et al.*, 1985a) e no índice de Hooton *et al.* (1981). Entretanto, nestes últimos, o ponto de corte desta variável foi derivado de casuísticas que incluíam mistura de procedimentos operatórios, sendo validado em casuísticas com mistura semelhante de procedimentos. Nada garante, *a priori*, que a mesma categorização seja igualmente adequada quando aplicada a tipos específicos de procedimentos operatórios, que podem variar desde cirurgias abdominais complexas

---

<sup>2</sup> Documento original em inglês.

até operações simples de ressecção de pele. Já para o escore da ASA, nenhuma justificativa para a escolha do ponto de corte foi apresentada pelos autores do índice (CULVER *et al.*, 1991).

Outro questionamento metodológico ao índice básico NNIS se refere à ponderação atribuída às variáveis. A estimação do risco de ISC pelo número (*i.e.*, de zero a três) de fatores presentes no paciente assume que a participação de cada variável na predição do risco de ISC é a mesma. Em outras palavras, pressupõe-se que um sítio cirúrgico contaminado/infectado, um estado físico pré-operatório  $ASA \geq 3$ , ou uma cirurgia com duração maior que o tempo  $T$  contribuem, cada uma, de forma semelhante para o risco de ISC. Como mencionado, a atribuição do mesmo peso relativo para todas as variáveis do índice SENIC sustentava-se na demonstração de coeficientes de regressão  $\hat{\beta}$  de magnitude e sinal similares (vide p. 46) (HALEY *et al.*, 1985b). Todavia, isto não legitima o pressuposto de que o grau de contaminação bacteriana apresentará esse mesmo comportamento em cada categoria individual de procedimento operatório NNIS. Ainda menos robusto é o argumento de que o escore da ASA e o percentil 75 da duração da cirurgia, ausentes no índice SENIC, apresentarão o mesmo comportamento que o número de diagnósticos mórbidos e a duração da cirurgia maior que duas horas, respectivamente.

De fato, evidências mostram que a força da associação de cada variável do índice básico NNIS com o risco de ISC pode ser significativamente diferente dentro de um procedimento específico, e pode variar de procedimento para procedimento (BISCIONE *et al.*, 2007a; GEUBBELS *et al.*, 2000; HERNANDEZ *et al.*, 2005; ÍÑIGO *et al.*, 2006; OLIVEIRA *et al.*, 2006; ROMY *et al.*, 2008; VELASCO *et al.*, 1998). Em pacientes submetidos a colecistectomia, Biscione *et al.* (2007a) comunicaram razão de chances (OR) para ISC de 1,90, 1,64 e 2,34 para as cirurgias com duração maior que o tempo  $T$  (duas horas),  $ASA \geq 3$ , e sítios contaminados/infectados, respectivamente. Neste mesmo procedimento operatório, Romy *et al.* (2008) observaram OR para ISC muito próximo (1,63) em pacientes com  $ASA \geq 3$ , mas nenhuma influência independente da duração da operação ou do grau de contaminação do sítio cirúrgico. Em pacientes submetidos a cirurgia abdominal no Hospital Nacional Cayetano Heredia, a chance de ISC aumentou 3,8 vezes em pacientes com sítios contaminados ou infectados e 2,1 vezes em operações com duração maior que o tempo  $T$ , mas não foi significativamente maior em pacientes com escore da  $ASA \geq 3$  (HERNANDEZ *et al.*, 2005). Em outro estudo, as pacientes submetidas a operações da mama com  $ASA \geq 3$  e as submetidas a operações com

duração maior que o percentil 75 apresentaram OR para ISC de 5,6 e 3,3, respectivamente (GEUBBELS *et al.*, 2000). Estes e outros estudos sugerem que a atribuição da mesma ponderação para cada variável pode ser uma simplificação excessiva que adultera o poder de predição do índice básico NNIS.

O índice básico NNIS nasceu para ser específico de procedimento operatório (CULVER *et al.*, 1991). Entretanto, ironicamente, as especificidades que cada categoria de procedimento poderia apresentar foram em grande medida ignoradas no momento da escolha dos pesos relativos e dos pontos de corte das variáveis em cada procedimento cirúrgico.

#### **2.4.3 Sobre os fatores que influenciam a aplicabilidade do índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) fora dos hospitais do sistema NNIS**

Embora o índice NNIS seja, de fato, clinicamente coerente, simples, e composto por variáveis de fácil aferição e coleta quando da finalização da cirurgia, sua transportabilidade e eficiência clínica nunca foram extensamente documentadas em hospitais fora dos Estados Unidos, ou ainda em hospitais estadunidenses que não formam parte do sistema NNIS (BISCIONE, 2009; VANDENBROUCKE-GRAULS; SCHULTSZ, 2002). Contudo, pesquisadores de vários países, incluindo o Brasil, acataram prontamente o índice NNIS sem questionar sua validade externa. Só recentemente, a reprodutibilidade do índice fora do sistema NNIS começou a ser contestada com argumentos metodológicos consistentes, principalmente por pesquisadores da Holanda, Austrália e Alemanha.

Entre os fatores que podem comprometer criticamente a validade externa do índice de risco NNIS, citam-se as diferenças existentes entre os hospitais do sistema NNIS e outros hospitais nos seguintes aspectos (FRIEDMAN *et al.*, 2007a; VANDENBROUCKE-GRAULS; SCHULTSZ, 2002): a) duração dos procedimentos operatórios; b) composição e complexidade das casuísticas de pacientes; c) estrutura das instituições; e d) rotinas adotadas para vigilância epidemiológica das ISC.

Com relação aos pontos (a) e (b), vale ressaltar que um dos principais motivos para o desempenho inconsistente do índice básico NNIS está nas especificidades que cada procedimento operatório apresenta e nas variações destas

características de um hospital para outro. Os valores das variáveis de risco do índice NNIS geralmente se dispersam assimetricamente em ambos os lados do ponto de corte. Essa distribuição pode ser extrema o suficiente ao ponto de reduzir o poder estatístico da variável, o que irá comprometer a utilidade do índice NNIS, pois também determinará dispersões extremas dos pacientes através das faixas de risco NNIS (FRIEDMAN *et al.*, 2007a). Em hospital italiano, a proporção de pacientes com escore da ASA  $\geq 3$  variou entre 7% (outras operações do sistema tegumentar) e 29,2% (cirurgia retal), e a proporção de sítios contaminados ou infectados variou entre 0% (*e.g.*, cirurgia da mama, herniorrafia etc.) e 34,2% (cirurgia do cólon), dependendo da categoria de procedimento cirúrgico considerado (Di LEO *et al.*, 2009). Em hospitais da Hungria, dados mostraram que apenas 1% das cesarianas, 1,8% das herniorrafias, 0,5% das artroplastias de quadril e 1,4% das mastectomias foram procedimentos contaminados ou infectados, e 2,5% das cesarianas foram realizadas em mulheres com escore da ASA  $\geq 3$  (SZILÁGYI *et al.*, 2009). Em dados da rede australiana VICNISS, 96,8% dos pacientes submetidos a revascularização do miocárdio foram categorizados com escore da ASA  $\geq 3$ , mas apenas 5,5% dos submetidos a apendicectomia e 4,7% das mulheres submetidas a operação cesariana (FRIEDMAN *et al.*, 2007a). Valores ainda mais extremos foram observados para o potencial de contaminação, já que apenas 0,4% das artroplastias de quadril, 0,1% das artroplastias de joelho e 0,04% das revascularizações do miocárdio foram consideradas operações contaminadas ou infectadas, sendo que essa porcentagem atingiu 56,9% nas apendicectomias (FRIEDMAN *et al.*, 2007a). No sistema alemão KISS, 1,1% das herniorrafias, 0,6% das artroplastias de joelho e 2,5% das cirurgias vasculares foram em sítios contaminados ou infectados (BRANDT *et al.*, 2004). Em estudo de pacientes submetidos a operações cardiotorácicas, a totalidade das operações apresentou sítios limpos, eliminando completamente a utilidade do potencial de contaminação como variável de ajuste do risco de ISC, e 97% dos pacientes apresentaram escore ASA  $\geq 3$ , limitando o poder estatístico desta variável (ROY *et al.*, 2000). Portanto, nesta amostra de cirurgias cardiotorácicas, o índice NNIS limitou-se a dicotomizar os pacientes pelo risco de ISC baseado apenas no tempo  $T$  (ROY *et al.*, 2000). Estas distribuições extremas dos valores do escore da ASA e do potencial de contaminação nas cirurgias cardíacas têm sido confirmadas em outros estudos (RUSSO; SPELMAN, 2002). Em conclusão, pode-se esperar que o índice básico NNIS estratifique melhor o risco de ISC numa amostra de pacientes cirúrgicos com características heterogêneas, mas que o desempenho seja menos adequado em pacientes submetidos a

operações com características mais homogêneas, tais como operações limpas (*e.g.*, cirurgia cardíaca ou neurológica) (HORAN *et al.*, 1994; ROY *et al.*, 2000; VASUDEVAN *et al.*, 2008).

A dispersão dos valores das variáveis do índice NNIS certamente depende de características intrínsecas ao tipo de procedimento cirúrgico. Por exemplo, uma colectomia total raramente poderá ser classificada como procedimento limpo, enquanto a maior parte das revascularizações do miocárdio o será. Entretanto, a distribuição dos valores destas variáveis depende, também, do perfil e da complexidade dos procedimentos realizados por cada hospital. Em casuísticas de pacientes submetidos a colecistectomia, Biscione *et al.* (2007) observaram 6% de pacientes com ASA  $\geq 3$  e 2,3% de pacientes com sítios contaminados/infectados, enquanto em outras séries estas proporções foram, respectivamente, de 16,2% e 25,3% (ROMY *et al.*, 2008) e de 30,9% e 2,7% (CHEN *et al.*, 2008). Já no sistema NNIS, a proporção de pacientes com escore da ASA  $\geq 3$  foi de 31,3%, e a de pacientes com sítios contaminados/infectados, de 7% (RICHARDS *et al.*, 2003). Analogamente, a casuística de pacientes colectomizados de Tang R. *et al.* (2001) apresentava 0,5% de pacientes com ASA  $\geq 3$  e 2,1% de pacientes com sítios contaminados/infectados, sendo que estas mesmas proporções foram de 37,2% e 26,7%, respectivamente, no estudo de Romy *et al.* (2008).

A dispersão dos valores do tempo cirúrgico é igualmente evidente. Em hospitais húngaros, Gulácsi *et al.* (2000) encontraram que a duração da cirurgia foi significativamente mais curta em relação ao sistema NNIS em todos os nove procedimentos operatórios analisados. Em oito deles, o percentil 75 da duração da cirurgia do sistema NNIS superou o percentil 90 da distribuição da duração dos procedimentos nos hospitais europeus (GULÁCSI *et al.*, 2000). Dados mais recentes da rede húngara Nemzeti Nosocomiólis Surveillance Rendszer (NNSR) indicaram que apenas 0,1% das mastectomias, 2,6% das herniorrafias e 4,3% das colecistectomias apresentaram duração do procedimento superior ao tempo  $T$  do sistema NNIS (SZILÁGYI *et al.*, 2009). No Brasil, Starling *et al.* (2002) observaram que somente em 12 de 27 (44%) procedimentos operatórios analisados o ponto de corte  $T$  da duração da cirurgia foi igual ao publicado pelo sistema NNIS. De forma análoga, no Hospital Universitário da Universidade Federal de Santa Catarina (HU/UFSC), o ponto de corte  $T$  foi diferente, geralmente maior, dos respectivos valores do sistema NNIS em 23 de 35 (66%) categorias de procedimentos operatórios analisados (CAMPOS *et al.*, 2001). Na Tanzânia, Fehr *et al.* (2006) atentaram para o fato de que na sua casuística de 613



pacientes submetidos a cesariana, histerectomia, laparotomia, herniorrafia ou procedimentos ortopédicos, apenas 10 operações (1,6%) tiveram duração maior que o tempo  $T$  usado pelo sistema NNIS, virtualmente eliminando o valor do tempo cirúrgico como variável de ajuste. Já Leong *et al.* (2006), ao comparar os percentis 75 da duração da cirurgia de hospitais ingleses com os do sistema NNIS, encontraram diferenças significativas em 12 de 13 procedimentos operatórios comparados. Entretanto, quando foram confrontados os pontos de corte  $T$ , verificaram discordâncias em apenas dois procedimentos (*i.e.*, cirurgia vascular e revascularização do miocárdio com incisão no tórax e sítio doador) (LEONG *et al.*, 2006).

Estas considerações transcendem o plano meramente teórico e têm impacto prático. Na Alemanha, o arranjo dos hospitais da rede nacional KISS pela magnitude da taxa bruta de ISC em 12 procedimentos operatórios praticamente não se modificou quando as taxas foram padronizadas pelo índice básico NNIS (BRÜMMER *et al.*, 2008). Os autores atribuíram este fato ao baixo poder de predição global do índice NNIS, somado à baixa frequência de ocorrência de alguns de seus fatores de risco (*e.g.*, a presença de sítios cirúrgicos contaminados ou infectados em mastectomia ou histerectomia abdominal), o que forneceu base insuficiente para descrever a complexidade das casuísticas dos diversos centros (BRÜMMER *et al.*, 2008).

Vários fatores podem explicar a disparidade da distribuição dos valores das variáveis do índice básico NNIS de uma casuística para outra. As explicações mais intuitivas remetem às diferenças na própria complexidade e perfil dos procedimentos realizados pelos hospitais, bem como à experiência dos cirurgiões atuantes, à disponibilidade de determinadas tecnologias (*e.g.*, abordagem laparoscópica) ou à natureza do vínculo acadêmico do hospital. Explicação menos aparente é o grau de idoneidade das CCIH para aplicar consistentemente os critérios de classificação da metodologia NNIS.

A discussão precedente sugere que é de fundamental importância considerar duas questões quando estamos lidando com a modelagem do risco de ISC numa população. Por um lado, a necessidade de que a modelagem contemple as especificidades que são próprias de cada procedimento cirúrgico. Isto pode ser atingido através da especificação de modelos para cada procedimento operatório e/ou pela introdução de covariáveis relevantes para um procedimento em particular (*e.g.*, ruptura de membranas na cesariana). Por outro lado, sugere que o comportamento de um modelo pode ver-se afetado pelas características locais da amostra em que é aplicado.

Assim, a definição de pontos de corte locais para as variáveis do modelo surge como estratégia natural a ser adotada.

Em relação ao tópico (c) (*i.e.*, estrutura das instituições), é importante lembrar que a participação no sistema NNIS estava limitada a hospitais com 100 ou mais leitos, e a maior parte das instituições era, pelo menos, de nível terciário (*i.e.*, tinha unidade de terapia intensiva), tinha vínculo acadêmico, e apresentava maior rotatividade de leitos que o resto dos hospitais estadunidenses (RICHARDS *et al.*, 2001). Todas estas características podem impactar no risco de ISC através de variações na complexidade das técnicas cirúrgicas usadas no hospital, nas vias de abordagem preferenciais (*e.g.*, cirurgia assistida por vídeo), na proficiência ou experiência dos cirurgiões atuantes (*e.g.*, presença de residentes de cirurgia), e nos cuidados pré, per e pós-operatórios dos pacientes cirúrgicos, com especial destaque para os protocolos de antibioticoprofilaxia cirúrgica e para as práticas de esterilização e reutilização de instrumental cirúrgico (FEHR *et al.*, 2006; RICHARDS *et al.*, 2001). Por isto, estes fatores devem ser criteriosamente considerados no momento da interpretação dos resultados do desempenho do índice NNIS (RICHARDS *et al.*, 2001), mas não necessariamente devem ser controlados pelo índice, como será discutido na seção 6.4.

O ponto (d) (*i.e.*, vigilância epidemiológica das ISC) refere-se tanto aos métodos específicos de busca ativa e aos critérios usados na definição das ISC, quanto à intensidade e proficiência com que as CCIH conduzem a vigilância intra e extra-hospitalar. Este último ponto é de especial relevância, e será abordado em profundidade na seção 6.4 da Discussão.

## **2.5 DESEMPENHO DO ÍNDICE BÁSICO NNIS (NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE) FORA DOS HOSPITAIS DO SISTEMA NNIS**

Como já mencionado, evidências proporcionadas pelo próprio sistema NNIS mostram desempenho variável do índice básico NNIS na predição do risco de ISC, dependendo do procedimento cirúrgico considerado (CULVER *et al.*, 1991; NNIS, 2004). Entretanto, existem poucas avaliações do comportamento do índice fora dos hospitais do sistema NNIS, e a interpretação conjunta das evidências publicadas é dificultada em

grande parte pela utilização de diferentes estratégias de análise estatística (VANDENBROUCKE-GRAULS; SCHULTSZ, 2002).

Utilizando dados coletados de forma retrospectiva de 9322 operações realizadas entre janeiro de 1993 e dezembro de 1998 no HU/UFSC, Freitas *et al.* (2000) atestaram aumento da taxa de ISC em proporção direta ao número de fatores do índice básico NNIS na casuística avaliada globalmente (3,2%, 5,5%, 13% e 23%). O poder de predição do índice, medido pelo coeficiente  $G$  ( $G = 0,50$ ), foi significativamente maior ao uso isolado do grau de contaminação ( $G = 0,31$ ) e à duração da cirurgia ( $G = 0,42$ ), mas só levemente superior ao escore da ASA ( $G = 0,49$ ) (FREITAS *et al.*, 2000). Em estudo multicêntrico conduzido na Bélgica, que reuniu 16799 procedimentos cirúrgicos, Ronveaux *et al.* (1996) comunicaram aumento das taxas de ISC com a adição de cada fator do índice básico NNIS (0,7%, 1,7%, 5,2% e 11,1%), com coeficiente  $G$  de 0,57 para o índice composto, 0,54 para o grau de contaminação, 0,47 para o escore da ASA, e 0,36 para a duração da intervenção. O aumento escalonado do risco de ISC com o número de fatores do índice básico NNIS foi também observado por outros autores em diversas partes do mundo (ARIAS *et al.*, 2003; HERNANDEZ *et al.*, 2005; KASATPIBAL *et al.*, 2006; NARONG *et al.*, 2003; TOPALOGLU *et al.*, 2008). Delgado-Rodríguez *et al.* (2006) utilizaram curvas ROC (receiver operating characteristic) para avaliar o desempenho dos índices básico NNIS e SENIC em pacientes operados no Hospital Ciudad de Jaén, na Espanha. Observaram tendência a melhor desempenho do índice básico NNIS na predição do risco de ISC diagnosticadas durante a permanência hospitalar ( $A_{ROC}$  0,69 *vs.* 0,67,  $p = 0,088$ ) e após a alta hospitalar ( $A_{ROC}$  0,52 *vs.* 0,46,  $p = 0,010$ ) (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2006). No entanto, a interpretação de todos estes estudos é limitada pelo fato de as análises terem sido conduzidas sem discriminação do tipo de procedimento cirúrgico realizado.

Weiss *et al.* (1999) forneceram evidência sobre a necessidade de se avaliar o desempenho do índice básico NNIS dentro de categorias definidas de procedimentos. Estes autores divulgaram dados do desempenho do índice em 10559 procedimentos operatórios distribuídos em 17 categorias NNIS, realizados entre 1994 e 1998 no Centro Médico Universitário Fairview da Universidade de Minnesota, nos Estados Unidos. Na casuística avaliada globalmente, o risco observado de ISC foi de 2%, 3,7%, 9,2% e 23,1% nas faixas de 0 a 3, testemunhando a favor de aparente bom desempenho do índice. Contudo, quando avaliado em categorias individuais, o índice básico NNIS identificou uma faixa de risco a menos nas operações do intestino delgado, na colecistectomia e nos

procedimentos do cólon em relação ao reportado pelo sistema NNIS para 1998. Já nas cirurgias biliopancreáticas e nas cirurgias gástricas, as taxas de infecção apresentaram distribuição errática pelas faixas de risco NNIS, pois a passagem da faixa 0 para a faixa 1 associou-se com redução paradoxal do risco de ISC observado (WEISS *et al.*, 1999). As mesmas conclusões são sugeridas em estudo espanhol por Íñigo *et al.* (2006).

Starling *et al.* (2002) analisaram o desempenho do índice em 64158 operações referentes a 27 categorias de procedimentos NNIS, observando que em seis delas (*i.e.*, revascularização do miocárdio com ponte de safena, revascularização do miocárdio com ponte de mamária, nefrectomia, transplante de órgão, artroplastia de quadril e *shunt* ventricular) o índice não foi capaz de estratificar as operações em categorias distintas de risco de ISC. Em 14 procedimentos, o índice estratificou os pacientes em duas categorias de risco e, em sete procedimentos, em mais de duas categorias (STARLING *et al.*, 2002).

Em pacientes submetidos a gastrectomia laparotômica por câncer em hospital universitário do Japão, o risco de ISC aumentou escalonadamente entre zero e dois fatores do índice básico NNIS, embora apenas o tempo da cirurgia mostrasse contribuição independente no risco de infecção (IMAI *et al.*, 2005).

Estudo multicêntrico conduzido em hospitais do sistema VICNISS, na Austrália, encontrou correlação positiva fraca entre maior pontuação no índice básico NNIS e risco de ISC na colecistectomia ( $G = 0,17$ ), artroplastia de quadril ( $G = 0,20$ ), artroplastia de joelho ( $G = 0,16$ ) e revascularização do miocárdio com colocação de ponte ( $G = 0,02$ ) (FRIEDMAN *et al.*, 2007a). O índice básico NNIS e as taxas de ISC estiveram mais fortemente correlacionados na cesariana ( $G = 0,42$ ), na cirurgia do cólon ( $G = 0,48$ ) e na apendicectomia ( $G = 0,55$ ) (FRIEDMAN *et al.*, 2007a).

Na Holanda, dados publicados sobre o primeiro ano de vigilância nacional das ISC do projeto PREZIES, com participação de 38 hospitais, encontraram correlação moderada entre o índice básico NNIS e o risco de ISC nas operações da mama ( $G = 0,55$ ), redução aberta de fratura do fêmur ( $G = 0,38$ ) e artroplastia total de quadril ( $G = 0,32$ ), mas correlação fraca na artroplastia parcial de quadril ( $G = 0,10$ ) (GEUBBELS *et al.*, 2000). O índice composto apresentou desempenho significativamente melhor que os seus componentes individuais nas operações da mama, mas apresentou pior desempenho que o tempo cirúrgico ( $G = 0,18$ ) na artroplastia parcial de quadril e que o escore da ASA ( $G = 0,40$ ) na redução aberta de fratura de fêmur, e desempenho similar ao escore da ASA ( $G = 0,32$ ) na artroplastia total de quadril (GEUBBELS *et al.*, 2000).

Gulácsi *et al.* (2000) divulgaram a experiência inicial da implantação da metodologia NNIS em 20 hospitais da rede HELICS na Hungria, e compararam o desempenho do índice NNIS em nove categorias de procedimentos operatórios com os dados divulgados pelo sistema NNIS em 1997 (NNIS, 1997). As taxas de ISC aumentaram conforme aumentou a faixa de risco NNIS, de forma similar ao desempenho no próprio sistema NNIS, na colecistectomia, herniorrafia, apendicectomia, redução aberta de fraturas, cirurgia da mama e laparotomia. Já na cirurgia do cólon, na artroplastia de quadril e na histerectomia abdominal, o desempenho do índice foi ruim, pois as taxas de infecção não aumentaram com cada faixa de risco NNIS (GULÁCSI *et al.*, 2000).

Em dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde: Infectologia e Medicina Tropical da UFMG, Nogueira (2009) avaliou a aplicabilidade do índice básico NNIS em 38 categorias de procedimentos cirúrgicos realizados entre 1993 e 2006 em hospitais de Belo Horizonte. Constatou que o índice discriminou três estratos de risco de ISC em quatro grupos de procedimentos NNIS (*i.e.*, cirurgia vascular, outros procedimentos obstétricos, outros do sistema nervoso e outros do sistema tegumentar) e dois estratos de risco em 15 grupos de procedimentos. Em 19 grupos de procedimentos, que representaram cerca de 40% do volume de operações passíveis de estratificação pelo índice básico NNIS, nenhum estrato de risco de ISC foi identificado pelo índice. Quando comparado ao relatório NNIS de 2004 (NNIS, 2004), o índice discriminou o mesmo número de faixas de risco de ISC em 10 procedimentos, uma faixa de risco a menos em 12 procedimentos, duas ou três faixas de risco a menos em 12 procedimentos, e uma ou duas faixas de risco a mais em quatro procedimentos. Em apenas 10 categorias de procedimentos, as configurações das faixas de risco detectadas nos dados brasileiros coincidiram com as usadas pelo sistema NNIS (NOGUEIRA, 2009). Este desempenho contrasta com dados coletados pelo sistema espanhol VICONOS entre 1997 e 2003 (MONGE-JODRÁ *et al.*, 2006b), no qual o índice básico identificou, em 34 de 40 categorias de procedimentos avaliados, o mesmo número e configuração de faixas de risco que o relatório NNIS de 2003, que recopilou dados entre 1992 e 2003 (NNIS, 2003).

## 2.6 ESTRATÉGIAS PARA A MELHORA DO DESEMPENHO E MODELOS ALTERNATIVOS AO ÍNDICE NNIS (NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE)

As considerações delineadas nas duas seções precedentes explicam o porquê das tentativas conduzidas em diversas partes do mundo para melhorar o desempenho do índice básico NNIS na predição do risco de ISC. A estratégia mais usada em estudos internacionais para atualização do índice de risco NNIS se resume à identificação e incorporação de variáveis preditoras adicionais (*i.e.*, extensão) e, no caso mais extremo, à completa substituição por variáveis novas (*i.e.*, remodelagem). Estudos que utilizaram esta estratégia abundam no caso da cirurgia cardíaca (FRIEDMAN *et al.*, 2007b; KAGEN *et al.*, 2007; LUCET, 2006; RUSSO; SPELMAN, 2002; VASUDEVAN *et al.*, 2008). Variáveis comumente incorporadas nos modelos propostos nestes estudos incluem o diabetes mellitus, o IMC, a natureza urgente da cirurgia, e o infarto do miocárdio recente, entre outras. Em pacientes submetidos a revascularização do miocárdio, Vasudevan *et al.* (2008) descreveram o escore DEO, que atribui um ponto na presença de cada um de três fatores: **(D)**diabetes mellitus, **(E)**cirurgia de emergência e **(O)**obesidade (IMC > 27,5 kg/m<sup>2</sup>), constatando melhor discriminação que o índice básico NNIS na predição do risco de ISC ( $A_{ROC}$  0,63 *vs.* 0,53, respectivamente), bem como dispersão mais simétrica dos casos ao longo das quatro faixas de risco. Neste mesmo procedimento cirúrgico, outro estudo comparou o índice básico NNIS com dois índices alternativos compostos, respectivamente, por três e quatro variáveis identificadas por análise multivariada e ponderadas igualmente (RUSSO; SPELMAN, 2002). Um desses índices compreendia a obesidade, a doença vascular encefálica ou periférica e o diabetes mellitus insulino-dependente. O outro índice incluía, além destas variáveis, a duração da operação maior que o tempo  $T$  (*i.e.*, cinco horas). Ambos os índices apresentaram coeficientes  $G$  apenas discretamente superiores ( $G = 0,33$  para o índice com três variáveis e  $G = 0,34$  para o índice com quatro variáveis) ao índice básico NNIS ( $G = 0,31$ ), mas estratificaram os casos mais homoganeamente através das faixas de risco (RUSSO; SPELMAN, 2002). Em crianças submetidas a esternotomia mediana por cirurgia cardíaca, Kagen *et al.* (2007) descreveram índice de risco de infecção de órgão/cavidade composto por duração da cirurgia (> percentil 75), idade (< 30 dias) e uso pré-operatório de inotrópicos, que apresentou maior discriminação que o índice de risco NNIS ( $A_{ROC}$  0,73 *vs.* 0,57). Na Austrália, Friedman *et al.* (2007b) analisaram por regressão logística fatores de risco

para ISC do esterno, detectadas durante internação hospitalar, em 4633 pacientes submetidos a cirurgia de revascularização do miocárdio entre 2003 e 2005 em hospitais do sistema VICNISS. Cento e quarenta e nove ISC foram detectadas, perfazendo taxa de incidência ISC de 3,22%. Os autores propuseram um escore pré-operatório de ISC que atribui um ponto ao diabetes mellitus, um ponto ao IMC entre 30 kg/m<sup>2</sup> e 35 kg/m<sup>2</sup>, e dois pontos ao IMC > 35 kg/m<sup>2</sup>. A A<sub>ROC</sub> deste escore foi de 0,64, comparada à A<sub>ROC</sub> de 0,52 para o índice NNIS. O teste de adequação do ajuste de Hosmer-Lemeshow indicou calibração aceitável para o escore alternativo (p = 0,40), mas não para o índice NNIS (p = 0,01) (FRIEDMAN *et al.*, 2007b).

Oliveira *et al.* (2006) desenvolveram modelo de predição do risco de ISC estudando 609 pacientes submetidos a operações do trato digestivo em dois hospitais de ensino de São Paulo. A vigilância extra-hospitalar atingiu 94% dos pacientes e foi feita por questionário telefônico 30 dias após a operação. A partir de 12 fatores de risco candidatos, ajustaram modelo logístico multivariado que reteve quatro variáveis independentes: obesidade (IMC > 30 kg/m<sup>2</sup>), via de abordagem (*i.e.*, laparoscópica ou laparotômica), duração da cirurgia (ajustada pelo ponto de corte *T* do sistema NNIS) e uma variável indicadora do risco de ISC para cada procedimento (*i.e.*, baixo ou alto), calculada com base numa amostra independente de cirurgias de similares características realizadas em outro hospital. Em relação ao índice básico NNIS, este modelo apresentou melhor ajuste aos dados (teste de adequação do ajuste de Hosmer-Lemeshow; p = 0,99 *vs.* p = 0,65) e discriminação (A<sub>ROC</sub> 0,73, IC 95% = 0,69-0,78 *vs.* 0,63, IC 95% = 0,58-0,68) na predição do risco de ISC (OLIVEIRA *et al.*, 2006).

Geubbels *et al.* (2006b) descreveram modelos de regressão logística para predição do risco de ISC utilizando dados coletados pelo sistema holandês PREZIES entre janeiro de 1996 e dezembro de 2000, complementando com dados de registros nacionais que trazem informações não coletadas rotineiramente pelo sistema. Em seguida, compararam a discriminação alcançada por estes modelos com a discriminação de modelos que usavam as variáveis do índice NNIS. Durante o período, 46% dos pacientes tiveram vigilância pós-alta hospitalar realizada, e esta variável foi incorporada pelos autores como mais uma variável explicativa nos modelos. A descrição e a discriminação dos modelos de predição do risco de ISC descritos podem ser vistas no QUADRO 2. Em geral, os modelos alternativos mostraram maior poder de discriminação que o índice NNIS nos procedimentos selecionados. Quando foi aplicada validação

cruzada interna, o desempenho mostrou piora variável (a redução da  $A_{ROC}$  variou entre 0,02 para a artroplastia e 0,07 para reconstrução da aorta) (GEUBBELS *et al.*, 2006b).

## QUADRO 2

Descrição e discriminação dos modelos de predição do risco de infecção do sítio cirúrgico descritos por Geubbels *et al.*

Modelo e descrição	$A_{ROC}$	
	modelo descrito	modelo NNIS
<b>Reconstrução da aorta</b> (875 cirurgias, 44 ISC) Modelo: escore da ASA (< 3; ≥ 3); permanência pré-operatória (< 3 dias; ≥ 3 dias); indicação da cirurgia (aneurisma; complicação de cirurgia; aterosclerose, embolia ou trombose; outros); diabetes mellitus; número de diagnósticos mórbidos à alta (< 3; ≥ 3); complexidade do procedimento (simples; múltiplo)	0,75	0,62
<b>Cirurgia de ponte femoropoplíteia ou femorotibial</b> (641 cirurgias, 54 ISC) Modelo: sexo; vigilância pós-alta hospitalar (não; método recomendado; método não recomendado); indicação da cirurgia (aneurisma; complicação de cirurgia; embolia ou trombose; outros); número de diagnósticos mórbidos à alta (1; ≥ 2); complexidade do procedimento (simples; múltiplo)	0,78	0,58
<b>Colectomia</b> (1142 cirurgias, 131 ISC) Modelo: escore da ASA (< 3; ≥ 3); indicação da cirurgia (neoplasia; colite; obstrução ou divertículos; outros); número de diagnósticos mórbidos à alta (< 5; ≥ 5); potencial de contaminação (limpo ou potencialmente contaminado; contaminado ou infectado)	0,69	0,62
<b>Artroplastia de quadril com colocação de prótese</b> (13770 cirurgias, 391 ISC) Modelo: idade (≤ 64 anos; 65-74 anos; ≥ 75 anos); permanência pré-operatória (< 3 dias; ≥ 3 dias); vigilância pós-alta hospitalar (não; método recomendado; método não recomendado); número de diagnósticos mórbidos à alta (1; ≥ 2)	0,64	0,56
<b>Cesariana</b> (2962 cirurgias, 80 ISC) Modelo: escore da ASA (1; 2; ≥ 3); vigilância pós-alta hospitalar (não; método recomendado; método não recomendado); indicação da cirurgia (complicação fetal; complicação materna; distocia; complicação durante trabalho de parto; outras); hipertensão induzida pela gravidez	0,70	0,54

$A_{ROC}$ : área sob a curva receiver operating characteristic; **ISC**: infecção do sítio cirúrgico; **ASA**: American Society of Anesthesiologists

Fonte: GEUBBELS *et al.*, 2006b

Ampliando o período de análise de Geubbels *et al.* (2006b), Kivi *et al.* (2008) descreveram modelos de ajuste do risco de ISC alternativos ao índice NNIS para 19 categorias de procedimentos operatórios realizados entre 1996 e 2004 em hospitais participantes do sistema PREZIES. Para isto, ajustaram modelos de regressão logística que usavam apenas as variáveis do índice NNIS como variáveis explicativas. A seguir, definiram modelos de regressão alternativos para cada procedimento usando 11



variáveis candidatas, entre elas o uso de profilaxia antibiótica, a realização de vigilância pós-alta hospitalar, e as próprias variáveis do índice NNIS. As amostras de desenvolvimento incluíram entre 30948 (artroplastia total de quadril) e 374 (amputação do reto) procedimentos e entre 853 (artroplastia total de quadril) e 51 (outras fraturas) ISC. Os 19 modelos incluíram mediana de três variáveis (intervalo de uma a seis), sendo as variáveis do índice NNIS as mais frequentemente selecionadas nos modelos alternativos. Outras variáveis selecionadas com relativa frequência foram o tipo de afiliação do hospital (*i.e.*, universitária *vs.* não universitária) e a duração da permanência pré-operatória do paciente. As  $A_{ROC}$  variaram entre 0,51 e 0,66 para os modelos NNIS e entre 0,57 e 0,71 para os modelos alternativos, resultando em incrementos das  $A_{ROC}$  que variaram entre 0,01 (apendicectomia) e 0,16 (mastectomia) (KIVI *et al.*, 2008).

Em casuística de 9322 pacientes operados entre janeiro de 1993 e dezembro de 1998 no HU/UFSC, Campos *et al.* (2001) buscaram melhorar o desempenho do índice NNIS substituindo os pontos de corte  $T$  do sistema NNIS por pontos de corte  $T$  definidos localmente. Foram analisadas apenas as ISC que se manifestaram durante a internação do paciente. Constataram que o risco de ISC aumentou com o número de fatores de risco no índice NNIS (3,2%, 5,5%, 13% e 23%) e no índice definido localmente (3,2%, 7%, 16% e 28%), mas o índice alternativo mostrou desempenho só levemente superior ao índice NNIS ( $G = 0,52$  *vs.*  $G = 0,49$ ) (CAMPOS *et al.*, 2001). Em série de 1525 pacientes operados em hospital de Ancona, na Itália, Prospero *et al.* (2008) reportaram que a utilização de tempos  $T$  definidos localmente esteve associada com incremento da  $A_{ROC}$  marginalmente significativo na cirurgia gástrica (0,63 *vs.* 0,66,  $p = 0,08$ ) e significativo em outras operações do trato digestivo (0,63 *vs.* 0,71,  $p = 0,05$ ), mas não na laparotomia (0,62 *vs.* 0,63,  $p = 0,64$ ). Apenas as ISC que se manifestaram durante a internação hospitalar foram analisadas nesse estudo (PROSPERO *et al.*, 2007). Na França, Lietard *et al.* (2008) aplicaram a mesma estratégia em procedimentos neurocirúrgicos. Em pacientes submetidos a cirurgia espinhal, observaram risco de ISC durante a permanência hospitalar de 1,4% (escore 0), 5% (escore 1), e 5,3% (escore 2-3) quando usados os tempos  $T$  do sistema NNIS, ao passo que usando os tempos  $T$  locais as porcentagens foram de 1,1%, 3,8% e 5,2%, respectivamente. Já em outros procedimentos, a adaptação local não teve impacto aparente (LIETARD *et al.*, 2008).

Na Alemanha, Brandt *et al.* (2004) estimaram a discriminação do índice NNIS em oito categorias de procedimentos cirúrgicos realizados em hospitais do sistema KISS

(*i.e.*, apendicectomia, cesariana, colecistectomia, cirurgia do cólon, herniorrafia, artroplastia de quadril, artroplastia de joelho e cirurgia vascular), ajustando modelos de regressão logística que usavam, como única variável explicativa, o número de fatores de risco do índice NNIS (*i.e.*, de zero a três). As  $A_{ROC}$  destes modelos foram de baixa magnitude, variando entre 0,50 para cesariana e 0,65 para herniorrafia e colecistectomia. Em seguida, ajustaram novos modelos de regressão logística que utilizavam como variáveis candidatas as próprias variáveis no índice NNIS, somadas ao sexo e à idade do paciente. Esta estratégia não teve impacto no modelo de cirurgia vascular e se associou com discreto incremento na discriminação (variando entre 0,02 e 0,06 da  $A_{ROC}$ ) dos outros modelos (BRANDT *et al.*, 2004).

O desempenho do índice NNIS foi estudado por Soletto *et al.* (2003) em pequena casuística de cirurgias realizadas entre julho de 1998 e junho de 1999 no Hospital San Juan de Dios de Santa Cruz de la Sierra, Bolívia. Dos 376 procedimentos analisados, 51,3% tratavam-se de colecistectomias e 18,4% eram correções de hérnias da parede abdominal. Mais de 91% das feridas foram avaliadas 30 dias após a cirurgia, e a taxa global de ISC foi de 12%. Em função da distribuição esparsa e desbalanceada dos valores das variáveis do índice NNIS, os autores arbitraram, por conveniência, diferentes pontos de corte para essas variáveis e descreveram um índice de risco de ISC composto por três fatores igualmente ponderados: escore da ASA  $\geq 2$ , ferida com potencial de contaminação não limpo e duração da cirurgia superior a 1 hora. As taxas de ISC para as faixas 0 a 3 do índice NNIS foram 12%, 9,1%, 25% e 0%, enquanto para o índice redefinido foram, respectivamente, 3,1%, 9,1%, 12,8% e 32,3% (SOLETO *et al.*, 2003).

Kaye *et al.* (2001) conduziram estudo caso-controle com o intuito de avaliar se a utilização de um escore de doença crônica, calculado a partir da idade, sexo e presença de 29 diferentes doenças crônicas, poderia substituir o escore da ASA como preditor de ISC no índice NNIS. Os autores identificaram pacientes adultos beneficiários do Harvard Pilgrim Health Care submetidos a diversas cirurgias não obstétricas em períodos definidos dos anos 1992, 1993, 1997 e 1998 no Brigham and Women's Hospital de Boston. Para 191 indivíduos com ISC e 378 controles sem infecção, derivaram escore de doença crônica a partir do padrão de prescrição de drogas usadas para o tratamento de doenças crônicas, no dia da admissão hospitalar para cirurgia (escore-AD) ou nos seis meses prévios à cirurgia (escore-6M). O status de infecção dos pacientes 30 dias após a cirurgia foi confirmado por leitura de prontuário. Quando estes escores foram incluídos em modelos de regressão logística de ISC, sem distinção do

procedimento realizado, o modelo com o escore-AD apresentou melhor valor prognóstico que o modelo com o escore-6M ( $p < 0,01$ ) e o modelo com o escore da ASA ( $p < 0,03$ ), a julgar pela magnitude da mudança na log-verossimilhança dos modelos. Em seguida, propuseram duas modificações ao índice NNIS: a substituição do escore da ASA pelo escore-6M e o agregado do escore-6M ao índice NNIS, observando desempenho progressivamente melhor (KAYE *et al.*, 2001).

Em tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Parasitologia do Instituto de Ciências Biológicas da Universidade Federal de Minas Gerais, Ercole (2006) descreveu modelos logísticos para risco de ocorrência de ISC durante a internação hospitalar, alternativos ao modelo NNIS, utilizando dados coletados de 8236 procedimentos ortopédicos realizados entre 1994 e 2002 em quatro hospitais de Belo Horizonte. Observou  $A_{ROC}$  0,58 para o modelo constituído pela soma de pontos do índice NNIS (*i.e.*, de zero a três),  $A_{ROC}$  0,63 para o modelo constituído pelas variáveis do índice NNIS não categorizadas, e  $A_{ROC}$  0,75 para este mesmo modelo acrescido do uso de prótese, uso de anestesia geral, número de profissionais presentes na sala cirúrgica e hospital participante (ERCOLE, 2006). A principal limitação deste último modelo, escolhido como o modelo alternativo com melhor desempenho, é a de incorporar o hospital participante como variável explicativa. Conceitualmente, esta variável está mais diretamente vinculada ao risco extrínseco de ISC (*i.e.*, diferenças no risco de infecção decorrentes dos processos de cuidados dispensados aos pacientes) e, por definição, deve ser deliberadamente excluída de um índice que pretende ajustar apenas o risco intrínseco de ISC (GEUBBELS *et al.*, 2006b; KWAAN, 2010) (vide também a seção 6.4).

O impacto da vigilância incompleta pós-alta hospitalar na estratificação das taxas de ISC pelo índice básico NNIS não é amplamente reconhecido na literatura. Nunca foi exigência, para participar do sistema NNIS, a condução de vigilância extra-hospitalar padronizada (GAYNES *et al.*, 2001). Em consequência, sua completude e precisão eram irregulares, resultando em considerável subdetecção das ISC que se manifestam fora do hospital (KLEVENS *et al.*, 2007). Infelizmente, os relatórios dos sistemas NNIS e NHSN não fornecem informação a respeito dos métodos de vigilância extra-hospitalar usados pelos hospitais, nem da proporção de pacientes alcançados por essa vigilância, tornando muito difícil a comparação com sistemas de vigilância extra-hospitalar já consolidados (BARNES *et al.*, 2006). Reconhecendo esta dificuldade, o sistema integrado de saúde da Kaiser Permanente optou por organizar, em 1999, um sistema de vigilância epidemiológica das ISC após artroplastia de quadril e de joelho, e utilizar estas

informações, ao invés das publicadas pelo sistema NNIS, como parâmetros de referência. Este sistema congrega em prontuários eletrônicos, únicos para cada cliente, as informações referentes ao atendimento hospitalar e ambulatorial em 32 centros médicos (BARNES *et al.*, 2006).

Moro *et al.* (2005) conduziram estudo prospectivo em 31 hospitais do norte da Itália para estimar a incidência de ISC, e compararam os resultados observados com as taxas de ISC reportadas em estudo de 20 hospitais da Hungria (GULÁCSI *et al.*, 2000) através do cálculo da RIP (vide p. 53). Enquanto no estudo italiano 94,5% dos pacientes receberam acompanhamento ativo após a alta hospitalar, nenhuma estratégia ativa de vigilância pós-alta hospitalar foi usada no estudo húngaro. Os autores observaram RIP significativamente maiores nos hospitais italianos (3,04 para apendicectomia, 1,53 para herniorrafia, 1,28 para histerectomia abdominal e 1,80 para cirurgia colônica) em relação aos hospitais húngaros, mas estas diferenças desapareceram quando foram consideradas nos cálculos apenas as ISC detectadas durante a permanência hospitalar do paciente. Assim, para que comparações entre instituições sejam relevantes e pertinentes, é de fundamental importância reportar a intensidade da vigilância pós-alta hospitalar atingida por cada hospital (BARNES *et al.*, 2006; MORO *et al.*, 2005).

A busca de pontos de corte alternativos para as variáveis do índice básico NNIS parece conduta razoável como estratégia de melhora do desempenho, apesar de ter sido pouco explorada na literatura. Recentemente, Biscione *et al.* (2011) analisaram o risco multivariado de ISC em extensa coorte de 76427 procedimentos cirúrgicos utilizando árvores de decisão como método de procura de pontos de corte alternativos. Os autores observaram que, quando as variáveis do índice NNIS eram introduzidas no modelo sem estipular pontos de corte pré-definidos (*i.e.*, com duração da cirurgia em minutos, escore da ASA com cinco categorias e grau de contaminação com quatro categorias), o algoritmo selecionava espontaneamente diversos pontos de corte não presentes no índice básico NNIS (BISCIONE *et al.*, 2011).

Alguns autores têm utilizado variáveis indicadoras de vigilância pós-alta hospitalar para derivar estimativas mais fidedignas do risco de ISC em modelos de regressão logística (ASTAGNEAU *et al.*, 2009; BISCIONE *et al.*, 2007a, 2007b; GEUBBELS *et al.*, 2006a, 2006b; KIVI *et al.*, 2008; RIOUX *et al.*, 2006). Biscione *et al.* (2009) avaliaram esta estratégia recentemente em cinco categorias de procedimentos operatórios NNIS, comparando o desempenho de modelos de regressão logística que utilizavam como únicos preditores de ISC as variáveis do índice NNIS, em relação a

modelos que acrescentavam uma variável indicadora de vigilância extra-hospitalar. Esta estratégia se associou com aumentos na  $A_{ROC}$  que variaram entre 0,03 (colecistectomia, 0,63 *vs.* 0,66) e 0,12 (outras operações no trato geniturinário, 0,54 *vs.* 0,66) e com aumentos na estatística  $G$  entre 0,02 (herniorrafia, 0,48 *vs.* 0,50) e 0,30 (outras operações no trato geniturinário, 0,33 *vs.* 0,63), embora a calibração de alguns modelos tenha ficado comprometida. O modelo de laparotomia não mostrou benefício com esta estratégia (BISCIONE *et al.*, 2009).

### **3 OBJETIVOS**

Os objetivos desta pesquisa, divididos em geral e específicos, são descritos a seguir.

#### **3.1 GERAL**

Avaliar o desempenho do índice básico NNIS na estratificação do risco de ISC em pacientes operados em hospitais brasileiros, bem como o benefício da introdução de modificações simples neste índice, visando à construção de sistemas de ajuste do risco de ISC que subsidiem comparações internas pertinentes do desempenho dos prestadores hospitalares.

#### **3.2 ESPECÍFICOS**

- a) avaliar a capacidade do índice básico NNIS para estratificar o risco de ISC em pacientes operados em hospitais privados de Belo Horizonte e Contagem;
- b) comparar o desempenho do índice básico NNIS ao desempenho de escores prognósticos alternativos, que utilizam as variáveis do índice básico NNIS mas com faixas de risco e taxas de ISC derivadas a partir de dados locais;
- c) comparar o desempenho do índice básico NNIS ao desempenho de escores prognósticos alternativos, que utilizam as variáveis do índice básico NNIS recategorizadas com pontos de corte específicos do procedimento cirúrgico analisado, bem como faixas de risco e taxas de ISC derivadas a partir de dados locais;
- d) comparar o desempenho do índice básico NNIS ao desempenho de escores prognósticos alternativos, que utilizam as variáveis do índice básico NNIS

recategorizadas com pontos de corte específicos do procedimento cirúrgico analisado, faixas de risco e taxas de ISC derivadas a partir de dados locais, e que incorporam um ajuste pela presença de vigilância extra-hospitalar das ISC;

e) avaliar o benefício da ponderação das variáveis dos escores prognósticos alternativos;

f) avaliar os fatores que determinam a estabilidade e a seleção das variáveis explicativas dos modelos prognósticos alternativos de ISC durante a etapa de desenvolvimento;

g) avaliar a sensibilidade dos coeficientes dos modelos de regressão logística de ISC ao método de estimação usado, bem como o impacto na construção dos escores prognósticos alternativos.

## 4 MATERIAL E MÉTODO

A descrição metodológica segue recomendações preconizadas por Laupacis *et al.* (1997) e por Wasson *et al.* (1985) para modelos de predição clínica.

### 4.1 PACIENTES E LOCAL DO ESTUDO

A amostra de estudo foi extraída dos bancos de dados de pacientes operados em cinco instituições de saúde das cidades de Belo Horizonte e Contagem, entre janeiro de 1993 e maio de 2006. Trata-se de hospitais privados, não universitários, que prestam serviços médicos a pacientes particulares e através de convênios médicos. Outras características são delineadas a seguir, detalhando-se entre parênteses o período de acompanhamento em cada instituição: **hospital A** (janeiro de 1993 a maio de 2006): trata-se de hospital geral, quaternário, localizado em Belo Horizonte, dotado de 230 leitos, com volume cirúrgico de aproximadamente 7600 cirurgias/ano, incluindo cirurgias de pequeno, médio e grande porte; **hospital B** (outubro de 2000 a dezembro de 2004): hospital geral, terciário, localizado em Belo Horizonte, com dotação de 105 leitos e volume cirúrgico de cerca de 6200 cirurgias de pequeno, médio e grande porte/ano; **hospital C** (junho de 1998 a abril de 2005): hospital terciário, localizado em Contagem, com 113 leitos e volume cirúrgico de aproximadamente 3700 procedimentos de pequeno, médio e grande porte/ano; **hospital D** (março de 1994 a março de 2005): trata-se de maternidade de nível terciário desde 2002, localizada em Belo Horizonte, dotada de 84 leitos, com volume cirúrgico de cerca de 6200 cirurgias de pequeno e médio porte/ano; **hospital E** (janeiro de 2000 a janeiro de 2005): trata-se de maternidade de nível secundário, localizada em Belo Horizonte, com dotação de 49 leitos e com volume cirúrgico de aproximadamente 3600 procedimentos de pequeno e médio porte/ano. Por conveniência, daqui por diante serão chamados indistintamente de hospitais ou instituições.



## 4.2 CRITÉRIOS DE INCLUSÃO E CRITÉRIOS DE EXCLUSÃO

Foram incluídos no estudo todos os procedimentos operatórios consecutivos que, nas instituições participantes e durante os períodos referidos, se enquadraram em alguma das seguintes categorias de procedimento operatório NNIS: **histerectomia abdominal, outras operações do aparelho geniturinário, outras operações do sistema tegumentar** ou **outras operações do sistema musculoesquelético** como procedimento cirúrgico primário (HORAN; EMORI, 1997). A lista exaustiva de procedimentos operatórios incluídos entre 1991 e 2004 em cada uma destas categorias é mostrada no APÊNDICE A.

É considerado procedimento cirúrgico NNIS aquele: i) realizado em paciente admitido no hospital segundo a definição NNIS (vide a seguir); ii) realizado na sala cirúrgica; iii) com, no mínimo, uma incisão na pele e/ou mucosa com fechamento primário antes de o paciente deixar a sala cirúrgica; e iv) que se enquadra em uma das categorias de procedimento cirúrgico NNIS (HORAN; EMORI, 1997). Considerou-se admitido no hospital aquele paciente cujas datas de ingresso e egresso hospitalar foram em dias diferentes do calendário, excluindo-se assim pacientes submetidos a cirurgia ambulatorial ou em hospital-dia (HORAN; EMORI, 1997).

Foram excluídos do estudo os pacientes operados no mesmo sítio cirúrgico dentro dos 30 dias da primeira operação, desde que o motivo não tenha sido o desenvolvimento de uma ISC. Também foram excluídos procedimentos com valores faltantes em uma ou mais variáveis explicativas.

## 4.3 COLETA DE DADOS

Os dados apresentados neste estudo fazem parte do componente cirúrgico de um programa de controle das IACS vigente nas instituições participantes. Este programa é coordenado por equipe médica única, o que garantiu o uso em todas as instituições dos mesmos protocolos de vigilância epidemiológica e do mesmo conjunto de recomendações de cuidados pré e pós-operatórios dos pacientes.

Todos os dados foram coletados, armazenados e processados pela equipe da CCIH de cada instituição entre janeiro de 1993 e maio de 2006, dependendo do hospital considerado. Cada paciente foi identificado logo após a cirurgia, tendo coletadas as variáveis que compõem o índice básico NNIS (*i.e.*, classificação do sítio cirúrgico segundo o grau de contaminação bacteriana, escore da ASA e duração do procedimento cirúrgico). A duração da cirurgia foi contada em minutos. A coleta de dados foi realizada de forma prospectiva por enfermeiras treinadas no uso dos métodos de vigilância epidemiológica utilizados neste estudo. Os dados foram primariamente coletados a partir dos protocolos de denominador cirúrgico (APÊNDICE B) preenchidos pela enfermeira do bloco cirúrgico ou médico assistente (*i.e.*, cirurgião, anestesiológista) quando da finalização da cirurgia, e encaminhados após cada jornada de trabalho para a CCIH de cada instituição. O procedimento cirúrgico e o número de cirurgias relatadas por meio destes protocolos foram confrontados mensalmente com os censos de cirurgias dos blocos cirúrgicos, permitindo detectar procedimentos não informados à CCIH. As informações de todos os protocolos receberam verificação direta a partir do prontuário do paciente. Os dados referentes à duração da cirurgia e ao escore da ASA informados nestes protocolos foram também verificados na ficha própria preenchida pelo anestesiológista. O grau de contaminação bacteriana do sítio cirúrgico informado nos protocolos foi validado e corrigido pelo grau de contaminação “ideal” (vide seção 4.4), através da leitura do prontuário do paciente e do relatório cirúrgico.

As ISC foram detectadas através do uso simultâneo de diversas estratégias de vigilância epidemiológica, e registradas em protocolos próprios de notificação de infecção hospitalar (APÊNDICE C). Os métodos de vigilância usados foram ativos, prospectivos e diários (de segunda a sexta-feira), durante a internação inicial ou readmissão hospitalar do paciente (vigilância intra-hospitalar) e também fora do âmbito hospitalar (vigilância extra-hospitalar).

A vigilância intra-hospitalar baseou-se em indícios de ISC (ROY; PERL, 1997) fornecidos: i) pelos protocolos de resultado de cultura (APÊNDICE D), rotineiramente encaminhados por dupla via pelo laboratório de microbiologia ao médico assistente e à CCIH; e ii) pelos protocolos de pedido de antimicrobianos (APÊNDICE E), preenchidos pelo médico assistente como condição necessária para a liberação dos antibióticos pela farmácia hospitalar, e diariamente encaminhados desde a farmácia hospitalar à CCIH para auditoria simultânea do uso de antimicrobianos. Na presença de quaisquer pistas sugestivas de ISC, realizaram-se a leitura do prontuário do paciente e a inspeção direta

das feridas cirúrgicas à procura dos critérios de definição de ISC. A presença diária da equipe das CCIH nas diversas clínicas cirúrgicas possibilitou também o uso da comunicação informal do médico assistente ou das enfermeiras como fonte adicional de detecção de casos.

A vigilância extra-hospitalar se deu através do contato telefônico com o paciente ou familiar próximo. Um primeiro contato telefônico foi tentado 30 dias após a cirurgia e, em caso de insucesso, foram feitas até três tentativas em dias consecutivos antes de declinar definitivamente do contato. Nos hospitais que participaram deste estudo, não é feita qualquer seleção de pacientes candidatos a receber acompanhamento fora do hospital: todos os pacientes que recebem alta hospitalar antes de completados 30 dias da data da cirurgia são candidatos a receber as ligações. Na instituição A, por causa de restrições nos recursos humanos destinados às atividades de vigilância epidemiológica, apenas uma tentativa de contato telefônico foi feita de setembro de 1998 até janeiro de 2001, e o contato telefônico foi interrompido de fevereiro de 2001 até abril de 2003, sendo reiniciado em maio de 2003. Através deste contato, foi aplicado questionário avaliando a presença dos mesmos critérios diagnósticos de ISC utilizados para a vigilância intra-hospitalar (ANEXO A): i) drenagem purulenta pela incisão; ii) dor ou sensibilidade local, tumefação, rubor ou calor; iii) estado de cicatrização da ferida (*i.e.*, fechamento sem complicações, deiscência espontânea ou abertura deliberada pelo cirurgião por suspeita de ISC); iv) febre constatada por termômetro; v) reinternação e/ou tratamento antibiótico por suspeita de ISC; vi) diagnóstico de ISC feito pelo médico assistente durante seguimento ambulatorial. A ausência de todos os critérios delineados foi registrada como ausência de ISC. Isoladamente, a presença do critério (vi) foi considerada diagnóstico de ISC. Na presença dos critérios (i) a (v), o diagnóstico de ISC foi feito de forma individualizada após discussão com a equipe multidisciplinar da CCIH. A infecção foi geralmente considerada incisional superficial quando o diagnóstico não se acompanhou de reinternação do paciente. Em caso de reinternação na mesma instituição de origem, o paciente foi acompanhado pela equipe da CCIH para definição da profundidade da infecção (*i.e.*, incisional profunda ou de órgão/cavidade). Em caso de reinternação em outra instituição, foi tentado o contato telefônico com o médico ou instituição assistente.

Todas as informações foram digitadas por dupla entrada em telas que verificavam a consistência interna dos dados, sendo armazenadas em formatos eletrônicos diversos (*i.e.*, sistemas operacionais DOS e Windows e sistemas de

gerenciamento de banco de dados Paradox, Access e SQL Server), até sua consolidação final e migração para o formato dos pacotes estatísticos utilizados.

#### 4.4 DEFINIÇÕES

Os critérios de definição propostos pelos CDC em 1988 e modificados pelo Surgical Wound Infection Task Force em 1992 foram adotados como definição de ISC durante todo o estudo (ANEXOS A e B), tanto para a vigilância intra-hospitalar quanto para a extra-hospitalar. Esta definição de ISC estende o período de seguimento do paciente até 30 dias após a operação (HORAN *et al.*, 1992).

Neste estudo, registrou-se o grau de contaminação “ideal” do sítio cirúrgico. À diferença da definição usada na metodologia NNIS (ANEXO C), o grau de contaminação “ideal” é definido no início da cirurgia. Portanto, não utiliza as quebras na técnica asséptica ou cirúrgica durante o procedimento como critério de mudança do grau de contaminação (HALEY *et al.*, 1985b). O motivo para esta escolha é apresentado na seção 6.5 Discussão.

#### 4.5 CUIDADOS PRÉ E PÓS-OPERATÓRIOS DOS PACIENTES

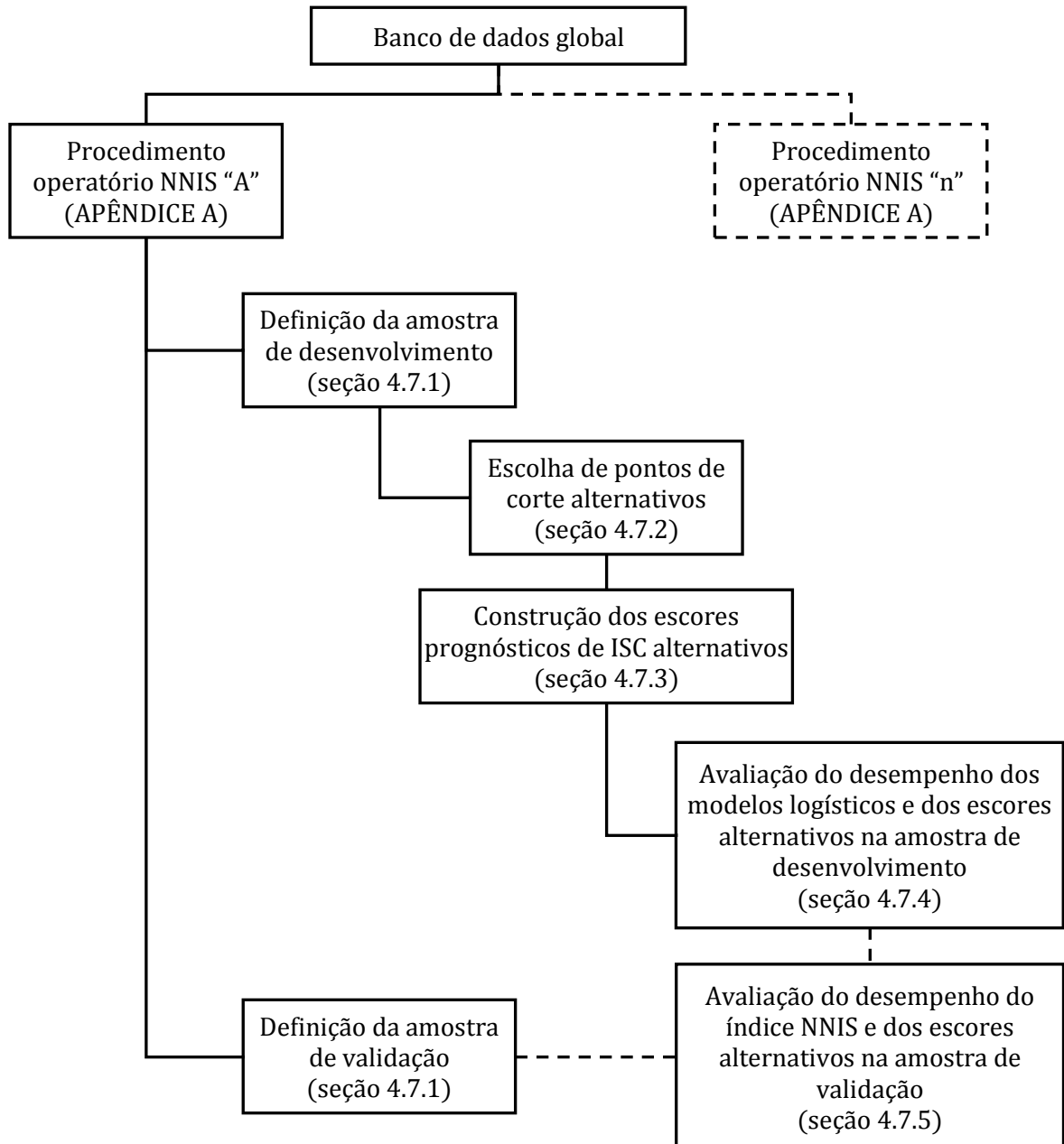
Conjunto homogêneo de recomendações de cuidados pré e pós-operatórios foi preconizado pelas CCIH em cada instituição. O banho antisséptico pré-operatório ou a eliminação da colonização nasal de *Staphylococcus aureus* não foram práticas rotineiramente recomendadas pelas CCIH. Para cada procedimento operatório, os mesmos esquemas de profilaxia antibiótica foram preconizados nos cinco hospitais. Não foi realizado, porém, o registro sistemático da profilaxia recebida de forma efetiva em cada caso ou da adequação às normas propostas pelas CCIH. A primeira troca de curativos estéreis foi recomendada após 24-48 horas de finalizada a cirurgia. O início da alimentação oral e a alta hospitalar foram decididos pelo cirurgião assistente de forma individualizada.

#### 4.6 DELINEAMENTO DO ESTUDO

Trata-se de estudo de coorte histórica aberta, de validação. O tratamento dos dados seguiu o roteiro de análise mostrado na FIG. 1, detalhado a seguir:

- 1) divisão do banco de dados global por categoria de procedimento operatório NNIS (APÊNDICE A);
- 2) em cada categoria de procedimento operatório NNIS, definição de uma amostra de desenvolvimento e outra de validação (seção 4.7.1);
- 3) na amostra de desenvolvimento:
  - a) escolha de pontos de corte alternativos para cada variável do índice NNIS (seção 4.7.2);
  - b) construção dos escores prognósticos de ISC alternativos (seção 4.7.3). A construção dos índices prognósticos alternativos usou como base a análise de regressão logística binária para seleção e ponderação das variáveis explicativas. A nomenclatura adotada para os escores será a seguinte:
    - **índice NNIS**: é o escore prognóstico que utiliza os pontos de corte, as faixas de risco e as taxas de ISC publicadas nos relatórios do sistema NNIS,
    - **escore alternativo NNIS**: é o que utiliza as variáveis e os pontos de corte do índice básico NNIS, mas com faixas de risco e taxas de ISC próprias, derivadas a partir das amostras de desenvolvimento dos hospitais participantes,
    - **escore alternativo 1**: é aquele que utiliza as variáveis do índice básico NNIS com pontos de corte alternativos, bem como faixas de risco e taxas de ISC próprias, derivadas a partir das amostras de desenvolvimento dos hospitais participantes,
    - **escore alternativo 2**: este índice estende o escore alternativo 1, através da incorporação de uma variável indicadora de vigilância extra-hospitalar das ISC.
  - c) avaliação do desempenho dos modelos de regressão logística e dos escores prognósticos de ISC alternativos, através do cálculo de medidas de calibração, discriminação, desempenho global e sobreajuste (seção 4.7.4);

- 4) na amostra de validação: avaliação do desempenho do índice básico NNIS e dos escores prognósticos alternativos construídos na amostra de desenvolvimento, através do cálculo de medidas de calibração, discriminação e desempenho global (seção 4.7.5).



**FIGURA 1** - Organograma do estudo

## 4.7 ANÁLISE ESTATÍSTICA

Todas as análises estatísticas foram conduzidas dentro de categorias definidas de procedimentos cirúrgicos NNIS (APÊNDICE A).

### 4.7.1 Definição de uma amostra de desenvolvimento e outra de validação para cada procedimento operatório NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

Não existem recomendações formais sobre o tamanho amostral necessário para estudar a validade externa de um modelo prognóstico (ALTMAN; ROYSTON, 2000; VERGOUWE *et al.*, 2005). Cox (1975) mostrou que quando uma variável numérica com  $n$  observações é dividida **aleatoriamente** em uma amostra de desenvolvimento de dimensão  $(1 - p)*n$  e outra de validação de dimensão  $p*n$ , esta última é geralmente sensível para avaliar a significância das inferências feitas na amostra de tamanho  $(1 - p)*n$  quando  $p$  se encontra no intervalo 0,3-0,5 (*i.e.*, 30% a 50% da amostra de tamanho  $n$ ). Mostrou, ainda, que  $p$  depende, essencialmente, do tamanho e da variância da amostra original (COX, 1975). Resultados similares foram relatados por outros autores para a análise de regressão linear (PICARD; BERK, 1990). Entretanto, quando o interesse é avaliar a validade externa de um modelo prognóstico, a partição **não aleatória** da amostra por uma característica definida (*e.g.*, temporal, de local etc.) é, por definição, a estratégia mais rigorosamente correta (ALTMAN; ROYSTON, 2000). De acordo com Vergouwe *et al.* (2005), em eventos binários, o poder de uma amostra de validação externa é determinado pelo número de eventos presentes, ou tamanho amostral efetivo, e não pelo número total de pacientes. Com base em estudo de simulação, estes autores recomendaram utilizar amostras de validação externa com pelo menos 100 eventos, quando as medidas de desempenho dos modelos incluem a regressão de calibração de Cox e o índice- $c$  (vide seções 4.7.4 e 4.7.5) (VERGOUWE *et al.*, 2005).

Considerando estas informações em conjunto, o tamanho das amostras de validação externa foi definido da seguinte forma: para cada grupo de procedimentos NNIS, o banco de dados foi ordenado pela data da cirurgia (da mais antiga à mais recente) e, começando pela última cirurgia presente no banco de dados, progrediu-se

em sentido retrógrado até atingir pelo menos 30% da amostra e pelo menos 100 ISC. Assim, as amostras de validação externa compõem-se de cirurgias mais recentes que as das amostras de desenvolvimento, o que equivale a dizer que as amostras globais foram particionadas de forma não aleatória por uma característica temporal. Como exigência adicional, as amostras de desenvolvimento deviam reter pelo menos 20 infecções para cada grau de liberdade candidato a entrar no modelo de regressão logística. Em modelos logísticos, um mínimo de 10 eventos (preferentemente 15 ou 20) por cada grau de liberdade candidato é preconizado para fornecer estimativas de máxima verossimilhança não viciadas (ALTMAN; ROYSTON, 2000; PEDUZZI *et al.*, 1996).

#### **4.7.2 Escolha de pontos de corte alternativos para cada variável do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)**

A escolha dos pontos de corte alternativos para as variáveis do índice básico NNIS envolveu critérios quantitativos e qualitativos, e foi realizada em três etapas sequenciais.

A primeira etapa definiu premissas com base na conveniência clínica e na facilidade de uso de cada ponto de corte. Estas premissas incluíram: a) diante de dois ou mais pontos de corte concorrentes para uma mesma variável, a priorização daquele(s) definido(s) no sentido ordinal da variável; b) por causa do pequeno número de casos com sítios cirúrgicos infectados ou com escore da ASA 5, a combinação destas categorias com as de sítios contaminados ou com ASA 4, respectivamente; 3) para aumentar a concordância entre observadores e facilitar o uso rotineiro das variáveis, foram arbitradas até três categorias para o tempo cirúrgico. Para o escore da ASA e o potencial de contaminação, foram priorizados pontos de corte que geravam duas categorias.

Na segunda etapa, utilizaram-se histogramas de distribuição, análise de tabelas de contingência e árvores de decisão na procura de pontos de corte para cada variável. Os algoritmos **Chi-squared Automatic Interaction Detector** (CHAID) e CHAID exaustivo foram usados como métodos de crescimento das árvores de decisão (KASS, 1980). A profundidade máxima das árvores foi limitada a dois níveis. O nível de significância para a divisão dos nós foi estabelecido em  $\alpha = 0,05$ , sendo ajustado para comparações múltiplas pelo método de Bonferroni.



Na terceira etapa, de posse dos pontos de corte alternativos definidos na etapa anterior, foram escolhidos os pontos de corte finais, com base nas premissas definidas e na estabilidade aparente de cada ponto de corte, proporcionada pelo número de casos incluídos em cada categoria.

#### **4.7.3 Construção dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos**

A seleção e a ponderação das variáveis dos escores prognósticos de ISC alternativos foram realizadas utilizando-se modelos de regressão logística para dados de resposta binária, com a ocorrência de ISC sendo a variável resposta dos modelos e as variáveis do índice NNIS e o indicador de vigilância extra-hospitalar sendo as variáveis explicativas. Esta análise levou em especial consideração a configuração esparsa e desbalanceada dos dados nas amostras de estudo. Esta particular configuração de dados foi ocasionada, por um lado, pela baixa frequência de ocorrência de ISC, bem como pela grande assimetria na distribuição dos valores das variáveis do índice básico NNIS nas amostras de estudo.

O ajuste dos modelos de regressão logística, base para a construção dos escores prognósticos alternativos, envolveu dois processos relacionados: a estimação dos coeficientes de regressão e a seleção das variáveis explicativas dos modelos.

##### **4.7.3.1 Estimação dos coeficientes dos modelos de regressão logística**

Com o intuito de evidenciar potenciais vieses introduzidos pela configuração esparsa e desbalanceada dos dados, foi conduzida análise da sensibilidade dos coeficientes dos modelos logísticos de predição de ISC através da comparação de três tipos de inferência para os coeficientes logísticos: a) o método de máxima verossimilhança não condicional, ou assintótico (MMV) (HOSMER; LEMESHOW, 1989); b) o método condicional exato (MCE) (AGRESTI, 2001; MEHTA; PATEL, 1995); e c) o método de máxima verossimilhança corrigido pelo viés de eventos raros ou amostras pequenas (MMVC) (KING; ZENG, 2001a, 2001b).

O tipo de inferência mais popularmente usado para os parâmetros de um modelo de regressão logística binária é o MMV (HOSMER; LEMESHOW, 1989). Brevemente, no MMV, a estimativa pontual do parâmetro de interesse é aquela que maximiza o valor da função de verossimilhança (não condicional) do modelo. O método é **assintótico**, pois os testes de hipóteses são conduzidos através de estatísticas (*i.e.*, Wald, razão de verossimilhanças e escore não condicional) cuja distribuição limitante é aproximada por uma distribuição (*i.e.*, qui-quadrado) assumida como conhecida (HOSMER; LEMESHOW, 1989). O cálculo dos estimadores de máxima verossimilhança é computacionalmente conveniente, e a avaliação do ajuste dos modelos que utilizam estes estimadores está apoiada em vasta e robusta teoria (HOSMER; LEMESHOW, 1989). Entretanto, a solução assintótica dos estimadores dos modelos de regressão logística binária pode apresentar resultados inconsistentes, ou ainda inexistentes, quando aplicada a conjuntos de dados com determinadas configurações, podendo levar a conclusões incorretas sobre os efeitos das variáveis explicativas. Estas situações incluem a presença de separação completa ou quase completa (ALBERT; ANDERSON, 1984; CORCORAN *et al.*, 2001), eventos raros (KING; ZENG, 2001a), amostras pequenas e dados com configurações esparsas ou desbalanceadas (AGRESTI, 2001; KING; RYAN, 2002; MEHTA; PATEL, 1995). Os mecanismos que levam à inconsistência dos resultados da teoria assintótica variam desde a subestimação sistemática dos coeficientes logísticos e das probabilidades preditas pelo modelo em eventos raros (KING; ZENG, 2001a), o aumento da variância dos estimadores em amostras pequenas ou em dados esparsos ou desbalanceados (AGRESTI, 2001; KING; RYAN, 2002; MEHTA; PATEL, 1995), até a total inexistência de solução assintótica em dados com separação completa ou quase completa (ALBERT; ANDERSON, 1984; CORCORAN *et al.*, 2001).

Outros métodos de inferência estão disponíveis para aproximar os coeficientes do modelo logístico nas situações em que os resultados assintóticos podem mostrar-se inadequados. A alternativa mais comumente encontrada na literatura é o MCE (AGRESTI, 2001; MEHTA; PATEL, 1995). No MCE, a estimativa pontual de cada parâmetro do modelo é obtida maximizando-se a função de verossimilhança condicional, que é formada condicionando-se aos valores observados das estatísticas suficientes de todos os demais parâmetros do modelo, que são tratados como parâmetros de perturbação. Inferências exatas sobre o parâmetro podem ser obtidas derivando-se os intervalos de confiança e os valores p exatos de cada parâmetro a partir da distribuição permutacional exata da sua estatística suficiente, condicionada aos

valores observados das estatísticas suficientes dos parâmetros remanescentes (AGRESTI, 2001; MEHTA; PATEL, 1995). O método é **exato**, pois, ao utilizar as distribuições empíricas das estatísticas suficientes, nenhuma distribuição limitante é assumida. As principais limitações da solução exata para regressão logística referem-se, por um lado, à não existência de métodos consagrados de verificação do ajuste dos modelos ou de métodos para seleção entre modelos alternativos e, por outro lado, à natureza intensiva do processo de geração das distribuições das estatísticas suficientes, o que demanda muito tempo de cálculo e muita (geralmente maciça) memória computacional (AGRESTI, 2001; MEHTA; PATEL, 1995). Para alguns modelos estudados, o processo de geração de distribuições permutacionais exatas das estatísticas suficientes foi computacionalmente muito intensivo. Nesses casos, estas distribuições foram aproximadas pelo método de amostragem de Monte Carlo (30000 amostras), permitindo gerar os intervalos de confiança e os valores p dos parâmetros (MEHTA *et al.*, 2000).

A comparação dos valores p assintóticos e exatos dos coeficientes dos modelos logísticos será apresentada em tabelas, para melhor visualização. De acordo com Mehta & Patel (1995), resultados muito discrepantes entre os estimadores do MMV e do MCE geralmente favorecem o uso destes últimos, pois sinalizam potenciais problemas da inferência assintótica. Analogamente, por serem assintoticamente equivalentes, a dissimilaridade entre os valores p assintóticos do teste de Wald, do escore não condicional e do teste da razão de verossimilhanças também é usada como indício de potenciais inconsistências da solução assintótica, favorecendo o uso do MCE (CORCORAN *et al.*, 2001; MEHTA; PATEL, 1995).

Outros métodos de inferência fornecem coeficientes de máxima verossimilhança corrigidos pelo viés introduzido pelo tamanho amostral pequeno ou pelo fato de a variável resposta do modelo ser evento raro (KING; ZENG, 2001a; SCHAEFER, 1983). O MMVC proposto em King & Zeng (2001a, 2001b) baseia-se no fato de que, na presença de eventos raros ou amostras pequenas, as estimativas fornecidas pelo MMV no modelo logístico são sistematicamente subestimadas. A magnitude deste viés pode ser estimada, o que permite corrigir apropriadamente os coeficientes calculados pelo MMV (KING; ZENG, 2001a, 2001b). Estas correções, implementadas na macro *ReLogit* para Stata (TOMZ *et al.*, 1999), foram utilizadas na presente pesquisa.

Para estimar a magnitude da correção introduzida pela macro *ReLogit* nos coeficientes do MMV, foram calculadas as variações percentuais de  $\hat{\beta}$  ( $\hat{\beta}_{ReLogit}$ ) e do erro

padrão de  $\hat{\beta}$  (E.P.  $\hat{\beta}_{ReLogit}$ ) de cada variável estimados pela macro *ReLogit* em relação ao respectivo coeficiente de máxima verossimilhança ( $\hat{\beta}_{MMV}$  e E.P.  $\hat{\beta}_{MMV}$ ). Esta variação percentual foi calculada de forma simples, como:

$$[ (\hat{\beta}_{ReLogit} - \hat{\beta}_{MMV}) / \hat{\beta}_{MMV} ] * 100$$

e

$$[ (E.P. \hat{\beta}_{ReLogit} - E.P. \hat{\beta}_{MMV}) / E.P. \hat{\beta}_{MMV} ] * 100$$

Outra forma de avaliar a magnitude da correção introduzida pela macro *ReLogit* nos coeficientes de máxima verossimilhança baseou-se no seguinte princípio: se os coeficientes  $\hat{\beta}_{ReLogit}$  forem idênticos aos coeficientes  $\hat{\beta}_{MMV}$ , então o ajuste de um modelo de regressão logística da forma:

$$\ln [Pr(Y_i = 1) / Pr(Y_i = 0)] = \hat{\alpha}_{MMV/MVC} + \hat{\beta}_{MMV/MVC} \ln [p_i / (1 - p_i)]$$

**usando o MMV**, onde  $Y_i$  é o status de ISC que assume os valores (0,1), observada para cada indivíduo  $i$ , e  $p_i$  é a probabilidade predita **pelos coeficientes  $\hat{\beta}_{ReLogit}$**  (ao invés de  $\hat{\beta}_{MMV}$ ) para o  $i$ -ésimo indivíduo, deve fornecer  $\hat{\alpha}_{MMV/MVC} = 0$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MVC} = 1$ . O grau de afastamento de  $\hat{\alpha}_{MMV/MVC} = 0$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MVC} = 1$  indica a magnitude em que as predições conjuntas baseadas nos  $\hat{\beta}_{ReLogit}$  se afastam das predições baseadas nos  $\hat{\beta}_{MMV}$ . Esta estratégia de avaliação não foi descrita previamente na literatura, e foi validada pela coautora da macro *ReLogit* (comunicação pessoal).<sup>3</sup>

Lembrando que a macro *ReLogit* ajusta os coeficientes de máxima verossimilhança pelo viés de evento raro ou amostras pequenas, a variação percentual e a variação baseada em  $\hat{\alpha}_{MMV/MVC}$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MVC}$  podem ser entendidas como a magnitude do viés presente no modelo de máxima verossimilhança. Assim, pequenas variações percentuais ou baseadas em  $\hat{\alpha}_{MMV/MVC}$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MVC}$  seriam desejáveis e antecipariam desempenho mais replicável do modelo de máxima verossimilhança em amostras externas de características similares.

<sup>3</sup> ZENG, L. Comunicação pessoal. 2009. Departamento de Ciência Política, Universidade George Washington - Washington DC, Estados Unidos.

#### 4.7.3.2 Seleção das variáveis explicativas dos modelos de regressão logística

Para cada categoria de procedimento cirúrgico estudado, três modelos de regressão logística foram ajustados. Estes modelos diferem pelo conjunto de variáveis candidatas a entrar no modelo. No **modelo alternativo NNIS** (base para o **escore alternativo NNIS**), foi mantida a categorização original dos preditores do índice básico NNIS. No **modelo alternativo 1** (base para o **escore alternativo 1**), estas mesmas variáveis foram introduzidas após recategorização, utilizando pontos de corte alternativos e específicos, como explicado na seção 4.7.2. Finalmente, o **modelo alternativo 2** (base para o **escore alternativo 2**) expandiu este último modelo incorporando um indicador de vigilância extra-hospitalar das ISC. Este indicador assume dois valores possíveis (*i.e.*, houve ou não houve contato telefônico efetivo com o paciente 30 dias após o procedimento cirúrgico) e busca capturar, desta forma, o aparente excesso de infecções nos pacientes alcançados pela vigilância extra-hospitalar em relação aos pacientes não alcançados, produto da maior oportunidade para detectar tais infecções. Detalhes sobre o uso desta estratégia podem ser consultados em Biscione *et al.* (2009).

A permanência das variáveis predictoras nos modelos logísticos foi decidida com base no nível de significância estatística dos coeficientes de regressão ( $\hat{\beta}$ ). Para isto, usou-se eliminação manual passo-a-passo de variáveis, partindo dos modelos completos (*i.e.*, com todas as variáveis candidatas a entrar no modelo). O nível de significância escolhido para permitir a permanência das variáveis nos modelos foi de  $\alpha = 0,15$  para pelo menos um teste de hipótese exato (*i.e.*, duas vezes a menor cauda, probabilidade condicional, escore condicional ou razão de verossimilhanças exata), e não o nível convencional de  $\alpha = 0,05$ , habitualmente encontrado em pesquisa biomédica. A decisão de utilizar um nível de significância menos conservador fundamentou-se em três pilares. Em primeiro lugar, sabe-se que quando se tem um conjunto de variáveis candidatas à entrada no modelo, a seleção dos preditores pelo nível de significância habitual (*i.e.*,  $\alpha = 0,05$ ) pode ser estratégia rigorosa demais quando se tem motivos razoáveis *a priori* para acreditar que eles possam estar de fato associados ao desfecho de interesse (STEYERBERG *et al.*, 2001a). Entende-se por “motivos razoáveis” o conhecimento teórico prévio e/ou a plausibilidade biológica da associação entre o preditor e o desfecho. Nestas circunstâncias, um valor de significância estatística rígido pode excluir variáveis candidatas importantes, pois existe maior chance de que a falta de significância

estatística da variável em questão seja mero reflexo da flutuação aleatória dos dados na amostra atual. Assim, o risco de se incorrer em viés de seleção aumenta, e a adoção de um critério de significância mais flexível, até mesmo de  $\alpha = 0,5$ , pode ser estratégia mais recomendável (STEYERBERG *et al.*, 2001a). Em segundo lugar, desde que no presente estudo o número de preditores candidatos é pequeno, o risco de se incorrer em sobreajuste dos modelos pela flexibilização do nível de significância é, conseqüentemente, pequeno. Por último, o nível de  $\alpha = 0,05$  é comumente encontrado em modelos de predição construídos com base em inferência assintótica. O cálculo de probabilidades exatas (usadas neste estudo para decidir a permanência das variáveis nos modelos) leva a inferências conservadoras quando é usado em testes de hipótese e construção de intervalos de confiança, o que significa dizer que a probabilidade real do erro  $\alpha$  da inferência é menor que o nível nominal do teste de hipóteses (AGRESTI, 2001; CASTRO SOUZA, 2000). O determinante desta situação é a sensibilidade do método exato à natureza discreta das distribuições condicionais das estatísticas suficientes (AGRESTI, 2001). A inferência exata geralmente fornece erros padrão maiores que os da inferência assintótica (KING; RYAN, 2002). Em conseqüência, para dados altamente estratificados, é recomendado o uso de métodos de suavização dos valores p exatos, tais como o método *mid-p* (AGRESTI, 2001; CASTRO SOUZA, 2000). Desta forma, certa liberalização do nível de significância pode ser necessária para não perder preditores importantes. Note-se que a seleção passo-a-passo com  $\alpha > 0,05$  é estratégia intermediária entre o ajuste de seleção fixa de preditores, pré-definidos só pela plausibilidade da associação com o evento, e a seleção de preditores com  $\alpha = 0,05$  a partir do mesmo conjunto de variáveis (STEYERBERG *et al.*, 2000). Assim, na presença de conjunto de preditores potencialmente associados com o desfecho, espera-se que a seleção passo-a-passo com  $\alpha > 0,05$  amenize o sobreajuste introduzido pela seleção de modelos pré-definidos e o viés de seleção próprio da seleção com  $\alpha = 0,05$  (STEYERBERG *et al.*, 2000).

#### **4.7.3.3** Especificação dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos

As variáveis retidas nos modelos logísticos alternativo NNIS, alternativo 1 e alternativo 2 deram origem aos correspondentes escores prognósticos alternativos. A

especificação dos escores prognósticos alternativos foi feita segundo duas estratégias, resumidas na FIG. 2 e detalhadas a seguir:

<p><b>Modelo logístico alternativo NNIS</b>  <i>Uma ou mais de:</i>            - escore da ASA <math>\geq 3</math>            - duração da cirurgia <math>&gt; T</math>            - potencial de contaminação C ou I</p>	<p>Soma do número destes fatores</p> <p>- <b>não ponderados</b>            [cada fator = 1 ponto]</p> <p>- <b>ponderados</b>            [cada fator = 1, 2, ..., <math>n</math> ponto(s)]</p> <p>presentes no paciente</p>	<p><b>Escore alternativo NNIS</b>            não ponderado ou ponderado            0, 1, ..., <math>n</math> ponto(s), com cada faixa associada a um risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento</p>
<p><b>Modelo logístico alternativo 1</b>  <i>Uma ou mais de:</i>            - escore da ASA <math>&gt; PCA</math>            - duração da cirurgia <math>&gt; PCA</math>            - potencial de contaminação <math>&gt; PCA</math></p>		<p><b>Escore alternativo 1</b>            não ponderado ou ponderado            0, 1, ..., <math>n</math> ponto(s), com cada faixa associada a um risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento</p>
<p><b>Modelo logístico alternativo 2</b>  <i>Uma ou mais de:</i>            - escore da ASA <math>&gt; PCA</math>            - duração da cirurgia <math>&gt; PCA</math>            - potencial de contaminação <math>&gt; PCA</math>            - indicador de vigilância extra-hospitalar</p>		<p><b>Escore alternativo 2</b>            não ponderado ou ponderado            0, 1, ..., <math>n</math> ponto(s), com cada faixa associada a um risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento</p>

**ASA:** American Society of Anesthesiologists; **C:** contaminado; **I:** infectado; **PCA:** ponto de corte alternativo; **ISC:** infecção do sítio cirúrgico

**FIGURA 2** - Especificação dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos

**Estratégia não ponderada**, em que o escore foi definido, para cada cirurgia da amostra de desenvolvimento, pela soma do número de fatores do correspondente modelo logístico presentes no paciente. Nos escores alternativos 2, a pontuação referente à presença de vigilância extra-hospitalar foi atribuída aos casos que receberam alta hospitalar sem ter apresentado ISC;

**Estratégia ponderada**, em que o escore foi definido, para cada cirurgia da amostra de desenvolvimento, pela soma do número de fatores ponderados do correspondente modelo logístico presentes no paciente. A ponderação dos fatores dos modelos foi feita fixando-se na unidade o fator com o menor coeficiente  $\hat{\beta}$  ( $\hat{\beta}_{\text{menor}}$ ) do modelo, dividindo os demais coeficientes  $\hat{\beta}$  do modelo por  $\hat{\beta}_{\text{menor}}$  e arredondando para o inteiro mais próximo (MOONS *et al.*, 2002). Quando os modelos de MMV e MMVC sugeriam ponderações diferentes para os fatores, atribuiu-se a ponderação sugerida pelo MMVC. Nos escores alternativos 2, a ponderação referente à presença de vigilância extra-hospitalar foi atribuída aos casos que receberam alta hospitalar sem ter apresentado ISC. A soma do número de fatores (ponderados ou não ponderados) presentes em cada

paciente operado determinou diferentes faixas de risco de ISC. A taxa de ISC para cada faixa foi determinada pela incidência de ISC (*i.e.*, número observado de ISC dividido pelo número de casos em cada faixa de risco). Quando uma particular soma de fatores retornou faixas com baixas contagens de casos e/ou com risco de ISC similar a outras faixas adjacentes, elas foram agrupadas. As faixas de risco resultantes e as taxas de ISC correspondentes representam os escores prognósticos alternativos (FIG. 2).

#### 4.7.4 Avaliação do desempenho dos modelos de regressão logística e dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos nas amostras de desenvolvimento

O desempenho dos modelos de regressão logística e dos escores prognósticos de ISC alternativos na amostra de desenvolvimento foi avaliado através de medidas de calibração, discriminação, desempenho global e sobreajuste (ALTMAN; ROYSTON, 2000; DIAMOND, 1992; HARRISON *et al.*, 2006; STEYERBERG *et al.*, 2004).

##### 4.7.4.1 Quantificação do grau de sobreajuste (superotimismo) dos modelos de regressão logística

Redução (*shrinkage*, em inglês) é o nome técnico dado ao aplanamento da curva de calibração das probabilidades observadas *vs.* probabilidades preditas, que leva ao afastamento desta linha da linha (ideal) de 45°, causada pelo sobreajuste das probabilidades preditas aos dados observados (HARRELL *et al.*, 1996). É um conceito relacionado com a regressão das probabilidades à média (HARRELL *et al.*, 1996) (vide também a seção 6.2). O montante de redução presente nos **coeficientes de máxima verossimilhança** dos modelos de regressão **das amostras de desenvolvimento** foi calculado usando-se calibração por validação cruzada (VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990). A calibração por validação cruzada permite obter um fator de redução calculado. No presente estudo, utilizou-se a variante de validação cruzada tipo “deixe um de fora” (*leave-one-out*, em inglês) ou *jackknife*, seguindo a sequência descrita em van Houwelingen & Le Cessie (1990):



- 1) para cada  $i$ -ésima unidade amostral, obteve-se  $\hat{p}_{(-i)}$ , a probabilidade de ocorrência de ISC predita pelo modelo baseado nas  $(n - i)$  unidades restantes. Para isto, retirou-se, uma por vez, a  $i$ -ésima observação e ajustou-se um modelo de regressão logística de ISC baseado nas  $(n - i)$  unidades restantes, estimando-se os coeficientes de máxima verossimilhança  $\hat{\beta}_{(-i)}$ .  $\hat{p}_{(-i)}$  foi obtido de forma convencional, resolvendo-se  $X_i' * \hat{\beta}_{(-i)}$ , onde  $X_i'$  e  $\hat{\beta}_{(-i)}$  representam, respectivamente, o vetor de valores das variáveis da  $i$ -ésima unidade e o vetor de parâmetros do modelo baseado nas  $(n - i)$  unidades restantes. O processo foi repetido  $n$  vezes ( $n =$  tamanho amostral) até cada  $i$ -ésima unidade amostral ter sua  $\hat{p}_{(-i)}$  calculada;
- 2) calculou-se o logito de  $\hat{p}_{(-i)}$  para cada indivíduo, resolvendo-se  $\ln \{ \hat{p}_{(-i)} / (1 - \hat{p}_{(-i)}) \}$ ;
- 3) ajustou-se um modelo de regressão logística de ISC usando-se como único regressor o logito de  $\hat{p}_{(-i)}$ . O coeficiente de regressão  $\hat{\beta}$  resultante é  $\hat{C}_{cal}$ , o fator de redução calculado.

Note-se que  $\hat{C}_{cal}$  é calculado na própria **amostra de desenvolvimento**. Portanto, é uma técnica de **validação interna**.  $\hat{C}_{cal}$  indica o grau de otimismo ou sobreajuste (overfitting, em inglês) do modelo aos dados, próprio dos modelos em que há presença de associações espúrias. Modelos com significativo sobreajuste tipicamente não se ajustam bem a outras populações, mesmo que similares (JUSTICE *et al.*, 1999; STEYERBERG *et al.*, 2001b).

**Interpretação:** os valores de  $\hat{C}_{cal}$  variam entre 0 e 1, onde 1 indica ausência de sobreajuste. Quanto menor o valor, maior é a evidência da presença de coeficientes de regressão viciados pelo sobreajuste, indicando a necessidade de recalibrar o modelo para dados futuros (VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990). Valores de  $\hat{C}_{cal}$  menores que 0,85 sugerem que o uso de uma técnica para remoção do efeito do sobreajuste do modelo pode ser necessário para obter previsões mais replicáveis (HARRELL *et al.*, 1996). Na sua forma mais simples, isto pode ser alcançado multiplicando-se  $\hat{C}_{cal}$  pelo vetor de coeficientes do modelo (*i.e.*,  $\hat{\beta}' * \hat{C}_{cal}$ ) (VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990).

#### 4.7.4.2 Calibração

Refere-se ao grau de proximidade entre a probabilidade predita por um modelo e a frequência observada do evento na amostra de estudo (ALTMAN; ROYSTON, 2000; DIAMOND, 1992). Por calibração entende-se o grau de ausência de erro sistemático na predição do modelo, em contraste com o conceito de precisão, que mede o grau de ausência de erro aleatório (MACKILLOP; QUIRT, 1997). Assim, a probabilidade predita por um modelo bem calibrado não deve ser nem alta nem baixa demais comparada à frequência de ocorrência observada do evento (JUSTICE *et al.*, 1999).

A calibração dos modelos de regressão logística nas amostras de desenvolvimento foi avaliada através de testes de adequação do ajuste. Em pesquisa biomédica, a adequação do ajuste dos modelos de regressão logística cujos parâmetros são calculados pelo MMV é usualmente avaliada através do teste de Hosmer-Lemeshow (H-L) (HOSMER; LEMESHOW, 1989). Neste teste, as unidades amostrais são divididas em  $g$  (tipicamente 10) grupos com base em quantis da probabilidade predita pelo modelo, testando-se a concordância entre as probabilidades preditas e as probabilidades observadas na amostra (HOSMER; LEMESHOW, 1989). O teste de H-L tem se constituído no padrão para avaliação da adequação do ajuste do modelo logístico, mas apresenta deficiências. Embora seu cálculo seja computacionalmente possível com  $g \geq 3$ , é excessivamente conservador quando  $g \leq 5$  (HOSMER; LEMESHOW, 1989; XIE *et al.*, 2008). Devido ao pequeno número de variáveis envolvidas e à configuração desbalanceada e esparsa dos conjuntos de dados deste estudo, o teste de H-L sempre apresentou  $g \leq 5$ , tornando-o inapropriado.

Dois testes de adequação do ajuste clássicos para o modelo logístico que usa o MMV são o teste de Pearson e o desvio residual (NELDER; WEDDERBURN, 1972). Contudo, eles também podem apresentar comportamento errático na presença de dados esparsos, especialmente quando a contagem de unidades amostrais dentro de cada padrão de covariáveis ( $m_j$ ) é  $< 5$  para o teste de Pearson ou  $< 10$  para o desvio residual (KUSS, 2002). Nos dados desta pesquisa, padrões de covariáveis que envolviam simultaneamente score da ASA  $\geq 3$  e potencial de contaminação contaminado/infectado apresentaram, em ocasiões, valores de  $m_j$  próximos de 10, levantando questionamentos quanto à validade destes testes. Assim, para este estudo,

optou-se por procurar testes de adequação de ajuste alternativos, apropriados para estas configurações de dados.

Kuss (2002) publicou o maior estudo de simulação comparativa destinado a avaliar o desempenho de testes de adequação do ajuste do modelo logístico que usa o MMV na presença de dados esparsos. Dos 28 testes avaliados, os que apresentaram melhor desempenho em termos de poder foram os testes de Osius & Rojek, McCullagh, Farrington, matriz de informação ( $IM_{diag}$ ) e soma de quadrados residual de Copas (KUSS, 2002). Mais detalhes sobre estes testes podem ser encontrados em Osius & Rojek (1992), McCullagh (1985), Farrington (1996), White (1982) e Copas (1989). Nestes testes, a contagem de unidades dentro de cada padrão de covariáveis não é usada como pressuposto, o que os torna adequados na situação de dados esparsos (KUSS, 2002). Em especial, o teste de Farrington (1996) mostrou-se robusto em conjuntos de dados com sobredispersão extrema, mesmo em aqueles com constelações de  $m_j$  em que metade dos padrões de covariáveis consistia de apenas uma observação individual e a outra metade de apenas duas observações individuais (KUSS, 2002).

Os testes usados nas simulações realizadas por Kuss (2002) foram implementados na macro *GofLogit* para SAS/IML, que foi cedida pelo autor para a presente pesquisa. Esta macro foi traduzida, após autorização, para linguagem compatível com a versão 10 do aplicativo Stata para Windows. O correto funcionamento da versão traduzida foi conferido pelo próprio autor da macro (comunicação pessoal).<sup>4</sup> Devido à limitação de memória computacional, o teste de Copas e o teste  $IM_{diag}$  não foram calculados nas amostras com matrizes de tamanho superior a 11000.

No caso dos modelos de regressão logística exata (*i.e.*, que usam o MCE), a adequação do ajuste foi testada como descrito em Tang M. (2001). Para tal fim, vetores independentes unitários foram identificados por eliminação de Gauss e agregados aos modelos até saturá-los, testando-se sua significância conjunta (TANG M., 2001).

**Interpretação:** para todos os testes, valores de  $p < 0,05$  indicam que as probabilidades de ISC observadas nas amostras de desenvolvimento diferem significativamente das prognosticadas pelo modelo ao nível de  $\alpha = 0,05$  e, portanto, a calibração do modelo pode estar comprometida.

---

<sup>4</sup> KUSS, O. Comunicação pessoal. 2009. Instituto de Epidemiologia Médica, Bioestatística e Informática, Universidade de Halle-Wittenberg - Halle/Saale, Alemanha.

#### 4.7.4.3 Discriminação

Refere-se à capacidade de um modelo para prever a ocorrência de um evento em relação à não ocorrência, atribuindo sistematicamente maior risco para as unidades em que o evento ocorre em relação às unidades em que o evento não é observado (ALTMAN; ROYSTON, 2000; DIAMOND, 1992; JUSTICE *et al.*, 1999). Em outras palavras, discriminação é a habilidade do modelo para distinguir os pacientes com maior risco daqueles com menor risco. É comumente quantificada por medida não paramétrica de concordância, o índice-*c* (HARRELL *et al.*, 1982). Em eventos binários, o índice-*c* é idêntico ao cálculo da  $A_{ROC}$  (HARRELL *et al.*, 1982; HARRISON *et al.*, 2006). A  $A_{ROC}$  populacional pode ser interpretada como a probabilidade de que, para um par de indivíduos retirados aleatoriamente, um deles da população doente e o outro da população não doente, o valor atribuído pelo modelo (*e.g.*, a probabilidade prognosticada por um modelo de regressão logística ou a soma de pontos atribuída por um escore prognóstico) será maior para o sujeito doente do que para o sujeito não doente (DIAMOND, 1992; HANLEY; McNEIL, 1982). As  $A_{ROC}$  foram calculadas para os escores prognósticos alternativos utilizando-se o pressuposto distribucional não paramétrico (HANLEY; McNEIL, 1982). Foram calculados intervalos binomiais exatos de 95% de confiança.

As  $A_{ROC}$  dos escores alternativos NNIS nas amostras de desenvolvimento foram usadas como referenciais de comparação das  $A_{ROC}$  dos escores prognósticos alternativos 1 e 2. Esta comparação foi realizada utilizando-se o algoritmo não paramétrico de DeLong *et al.* (1988) para  $A_{ROC}$  correlacionadas. O nível de significância estatística das comparações múltiplas foi ajustado pelo método de Sidak.

**Interpretação:** a  $A_{ROC}$  varia entre 0 e 1; um valor de 0,5 indica predição aleatória do modelo, enquanto valores maiores e significativamente diferentes de 0,5 indicam poder de discriminação. Sendo  $H_0: A_{ROC} = 0,5$ , valores de  $p < 0,05$  indicam  $A_{ROC}$  significativamente diferentes de 0,5 ao nível de  $\alpha = 0,05$ . Uma  $A_{ROC}$  de 1 indica discriminação perfeita (HANLEY; McNEIL, 1982; SWETS, 1988).

#### 4.7.4.4 Desempenho global

As medidas de desempenho global dos modelos e dos escores incorporam os conceitos de calibração e discriminação já delineados (SEILLIER-MOISEIWITSCH, 1996).

##### 4.7.4.4.1 Estatística $\chi^2$ do modelo

Genericamente, a estatística é calculada como a diferença entre a  $-2$  log-verossimilhança ( $-2$  LV) de um modelo com apenas o intercepto e a  $-2$  LV do modelo com o intercepto e as variáveis explicativas (STEYERBERG *et al.*, 2000). Na avaliação do desempenho dos escores prognósticos, isto significa testar a diferença entre a  $-2$  LV da prevalência média de ISC e a  $-2$  LV das probabilidades de ISC fornecidas pelas faixas de risco dos escores prognósticos.

**Interpretação:** valores de  $p < 0,05$  indicam que usar as taxas de ISC do escore em questão é melhor que prognosticar a média do evento para todos os casos, ao nível de  $\alpha = 0,05$ . Quanto maior a magnitude da estatística  $\chi^2$ , maior o poder de predição do escore (STEYERBERG *et al.*, 2000; VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990).

##### 4.7.4.4.2 Critérios de informação

Os critérios de informação são medidas do ajuste de um modelo aos dados, que penalizam o  $\chi^2$  do modelo pela falta de parcimônia ou superparametrização, isto é, pela complexidade. São comumente usados para comparação do ajuste de modelos logísticos concorrentes aplicados ao mesmo conjunto de dados.

O critério de informação de Akaike (AIC) é calculado pela seguinte fórmula (AKAIKE, 1974):

$$\text{AIC} = -2 \log\text{-verossimilhança} + 2k$$

onde  $k$  é o número de parâmetros do modelo, incluindo o intercepto.

O critério de informação bayesiano (BIC), ou critério de informação de Schwarz, penaliza mais fortemente o modelo pela superparametrização (SCHWARZ, 1978). É calculado como:

$$\text{BIC} = -2 \log\text{-verossimilhança} + k \text{Ln}(n)$$

onde  $n$  é o tamanho da amostra.

**Interpretação:** o valor absoluto dos critérios de informação não tem interpretação própria, exceto quando é comparado ao valor de outro modelo. Neste caso, um valor inferior do critério de informação reflete um modelo mais bem ajustado. Em outras palavras, entre dois valores de um critério de informação, o menor indica o modelo que melhor se acomoda aos dados (AKAIKE, 1974; SCHWARZ, 1978).

#### 4.7.4.4.3 Associação ordinal

O coeficiente  $\gamma$  ( $G$ ) de Goodman-Kruskal (GOODMAN; KRUSKAL, 1954) é uma medida de associação ordinal, escolhido por ser popularmente usado na literatura cirúrgica e por ser adequado para testar a associação entre o risco de ISC e os escores prognósticos (MAIMON, 1978). O coeficiente  $G$  é uma correlação não paramétrica para dados ordinais, que sumariza o grau de associação entre duas escalas ordinais. Suponha que duas unidades amostrais são escolhidas de forma independente e aleatória de uma população classificada numa tabela de contingência, com A e B sendo as variáveis de classificação, onde as categorias destas variáveis,  $a$  e  $b$ , são arranjadas num sentido de ordenação definido. Cada unidade escolhida estará enquadrada numa determinada casela ( $A_a, B_b$ ). Neste estudo, ( $A_a, B_b$ ) representam, respectivamente, as faixas dos escores prognósticos de ISC e o status de infecção. Digamos que a observação correspondente à primeira e à segunda unidades sejam, respectivamente, ( $A_{a1}, B_{b1}$ ) e ( $A_{a2}, B_{b2}$ );  $a_i$  ( $i = 1, 2$ ) assume os valores  $(1, \dots, \alpha)$  e  $b_i$  ( $i = 1, 2$ ) assume os valores  $(0, 1)$ . Se existir independência entre ambas as classificações, espera-se que a ordenação das categorias de  $a_i$  não apresente qualquer associação com as categorias de  $b_i$ , isto é, que a probabilidade de escolha da segunda unidade não dependa do sentido de ordenação dos valores de  $a_i$  ou  $b_i$ . Se as classificações não forem independentes, a associação dos

valores de  $a_i$  e  $b_i$  poderá ser no mesmo sentido de ordenação (*i.e.*, ao aumentar  $a_i$  entre a primeira e a segunda observação, também aumenta  $b_i$ ) ou em sentidos opostos (*i.e.*, ao aumentar  $a_i$  entre a primeira e a segunda observação, diminui  $b_i$ ). A probabilidade de se escolher a segunda unidade no mesmo sentido de ordenação dos valores de  $a_i$  e  $b_i$ , em sentido oposto de ordenação dos valores de  $a_i$  e  $b_i$ , ou da mesma categoria de  $a_i$  ou  $b_i$ , é dada por, respectivamente (GOODMAN; KRUSKAL, 1954):

$$\Pi_s = Pr\{ a_1 < a_2 \text{ e } b_1 < b_2; \text{ ou } a_1 > a_2 \text{ e } b_1 > b_2 \}$$

$$\Pi_d = Pr\{ a_1 < a_2 \text{ e } b_1 > b_2; \text{ ou } a_1 > a_2 \text{ e } b_1 < b_2 \}$$

$$\Pi_t = Pr\{ a_1 = a_2 \text{ ou } b_1 = b_2 \}$$

A estatística  $G$  é calculada como (GOODMAN; KRUSKAL, 1954):

$$G = \frac{1 - \Pi_t}{\Pi_s - \Pi_d}$$

Em palavras,  $G$  reflete quanto mais provável é obter ordenações no mesmo sentido das classificações de  $a_i$  e  $b_i$  que em sentidos opostos, quando dois indivíduos são escolhidos de forma aleatória da população.

**Interpretação:**  $G$  varia entre  $-1$  (correlação negativa perfeita) e  $+1$  (correlação positiva perfeita), com  $0$  indicando ausência de correlação (GOODMAN; KRUSKAL, 1954). Sendo  $H_0: G = 0$ , valores de  $p < 0,05$  indicam que  $G$  é significativamente diferente de  $0$  ao nível de  $\alpha = 0,05$ .

#### 4.7.4.4.4 Tendência de grupos ordenados

A tendência das taxas de ISC através das faixas dos escores prognósticos de ISC foi avaliada usando-se o teste não paramétrico descrito por Cuzick (1985). A estatística de teste ( $C_z$ ) é baseada na distribuição normal padrão.

**Interpretação:** valores de  $C_z$  superiores a  $| 1,96 |$  e valores de  $p < 0,05$  são indicativos de tendência significativa nas taxas de ISC ao nível de  $\alpha = 0,05$ . Quanto maior o valor de  $C_z$ , maior a significância da tendência (CUZICK, 1985).

#### 4.7.5 Avaliação do desempenho do índice básico NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos de infecção do sítio cirúrgico alternativos nas amostras de validação

O desempenho das faixas de risco e das taxas de ISC dos escores prognósticos alternativos desenvolvidos foi avaliado nas amostras de validação, e incluiu medidas de calibração, discriminação e desempenho global. Este desempenho foi comparado ao do índice NNIS, cujas faixas de risco e taxas associadas eram publicadas periodicamente pelo sistema NNIS (atualmente pelo NHSN). As faixas de risco e as taxas do índice NNIS para as amostras de validação desta pesquisa foram retiradas dos relatórios do sistema NNIS de 2000 a 2004 (NNIS, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004), tendo cada paciente imputada a faixa de risco e a taxa de ISC correspondente ao ano em que realizou a cirurgia.

##### 4.7.5.1 Calibração: regressão de calibração de Cox

Cox (1958) propôs quantificar o grau de concordância entre uma sequência de eventos binários observados e uma série de probabilidades independentes, através do ajuste de um modelo de regressão logística que utiliza um preditor linear como única covariável, da forma:

$$\ln ( odds_{\text{observado}} ) = \hat{\alpha}_{\text{Cox}} + \hat{\beta}_{\text{Cox}} ( \ln odds_{\text{predito}} )$$

onde  $\ln odds_{\text{predito}}$  é o preditor linear, e representa o logito das probabilidades preditas por um modelo em estudo;  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  são os parâmetros que relacionam o predito pelo modelo ao observado na realidade. Mais especificamente,

$$\ln [Pr(Y_i = 1) / Pr(Y_i = 0)] = \hat{\alpha}_{\text{Cox}} + \hat{\beta}_{\text{Cox}} \ln [p_i / (1 - p_i)] \quad \text{fórmula (b)}$$

onde  $Y_i$  é variável aleatória binária que toma os valores (0,1), observada para cada indivíduo  $i$  na amostra de validação, e  $p_i$  é a probabilidade predita pelo modelo



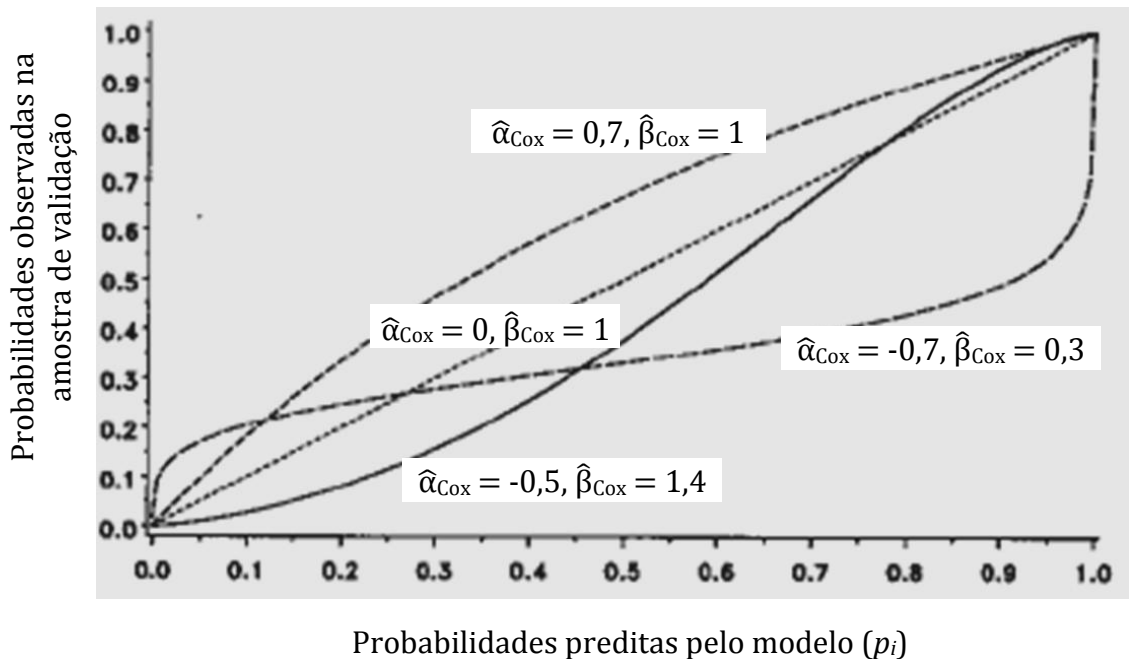
(construído **na amostra de desenvolvimento**) para o mesmo indivíduo (COX, 1958). Neste estudo,  $p_i$  representa as taxas de ISC para cada faixa do índice básico NNIS ou dos escores alternativos. Se existir correspondência perfeita entre  $p_i$  e  $Pr(Y_i = 1)$ , então  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ . Assim, o teste da hipótese nula ( $H_0$ ) de que  $Pr(Y_i = 1) = p_i$  equivale a testar a hipótese de que  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ , pois isto corresponde à situação em que a probabilidade predita ( $p_i$ ) pelo modelo de desenvolvimento é igual à probabilidade observada  $Pr(Y_i = 1)$  do evento na amostra de validação para qualquer valor de  $p_i$  (COX, 1958). Nesta situação (*i.e.*,  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ), a predição do modelo é perfeita. Os valores de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  descrevem a relação entre as probabilidades preditas e as observadas, e determinam a forma da curva de calibração (GRÁF. 1).

**Interpretação:**  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  incorpora, também, conceitos de discriminação (MILLER *et al.*, 1991). O valor de  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  reflete a capacidade do modelo para variar as  $p_i$  na direção e medida certas para ajustar-se à frequência observada do evento na amostra de validação. Se  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} > 1$ , as  $p_i$  variam conforme a frequência observada do evento, mas não variam o suficiente, pois o modelo fornece previsões menos extremas que o observado (COX, 1958). Isto pode ser ou bem porque as  $p_i$  são maiores que o observado para indivíduos de baixo risco de ISC, ou bem menores que o observado para indivíduos de alto risco de ISC, ou ambos. Se  $0 < \hat{\beta}_{\text{Cox}} < 1$ , as  $p_i$  variam excessivamente conforme a frequência observada do evento, pois o modelo em estudo fornece previsões mais extremas que o observado (COX, 1958). Isto pode ser ou bem porque as  $p_i$  são maiores que o observado para indivíduos de alto risco de ISC, ou bem menores que o observado para indivíduos de baixo risco de ISC, ou ambos. Se  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} < 0$ , as  $p_i$  variam em direção contrária à probabilidade observada (COX, 1958).

A interpretação de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  é menos intuitiva. Na fórmula (b), note-se que quando  $p_i = 0,5$ ,  $\ln [p_i / (1 - p_i)] = 0$  e, portanto,  $\ln [Pr(Y_i = 1) / Pr(Y_i = 0)] = \hat{\alpha}_{\text{Cox}}$ . Nesse caso, para que se cumpra  $Pr(Y_i = 1) = 0,5$ ,  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  deverá necessariamente ser 0. Portanto,  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  representa a calibração do modelo quando  $p_i = 0,5$  (MILLER *et al.*, 1991). Note-se também que quando  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ,  $\ln [Pr(Y_i = 1) / Pr(Y_i = 0)]$  difere de  $\ln [p_i / (1 - p_i)]$  apenas na magnitude de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  em qualquer ponto do intervalo de  $p_i$  (e não só quando  $p_i = 0,5$ ). Assim, quando  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ,  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  reflete a calibração global do modelo (MILLER *et al.*, 1991; STEYERBERG *et al.*, 2004). O valor de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  reflete mais diretamente a diferença global na prevalência do evento entre a amostra de desenvolvimento e a amostra de validação. Em termos gerais,  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} > 0$  quando as  $p_i$  são globalmente baixas em relação ao

observado, e  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} < 0$  quando as  $p_i$  são globalmente altas em relação ao observado (MILLER *et al.*, 1991).

Três testes de hipóteses foram conduzidos como descrito em Harrell & Lee (1987)<sup>5</sup> para testar a significância estatística de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$ . O primeiro testa a ausência de calibração global do modelo, sendo  $H_0: \hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ . Assim, valores de  $p < 0,05$  são indicativos de ausência de calibração ao nível de  $\alpha = 0,05$ , decorrente de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} \neq 0$  e/ou  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} \neq 1$ . O segundo testa a ausência de calibração do modelo por um erro na prevalência global estimada do evento, assumindo o componente  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  observado do modelo ( $H_0: \hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0 \mid \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ). Assim, valores de  $p < 0,05$  são indicativos de ausência de calibração ao nível de  $\alpha = 0,05$ , decorrente de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} \neq 0$ . O terceiro testa a ausência de calibração do modelo devida a um erro do componente  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  após correção do componente  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  ( $H_0: \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1 \mid \hat{\alpha}_{\text{Cox}}$ ). Assim, valores de  $p < 0,05$  são indicativos de ausência de calibração ao nível de  $\alpha = 0,05$ , decorrente de  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} \neq 1$  (HARRELL; LEE, 1987).



**GRÁFICO 1** - Formas da curva de calibração para vários valores de  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$   
 Fonte: HARRELL; LEE, 1987<sup>5</sup> (Houve alteração na ilustração para fins didáticos)

<sup>5</sup> HARRELL, F. E. Jr.; LEE, K. L. *Using logistic model calibration to assess the quality of probabilistic predictions*. Durham, 1987. 24 p. Não publicado (disponibilizado por Frank E. Harrell Jr.).

#### 4.7.5.2 Discriminação

Foi avaliada através da  $A_{ROC}$  (vide antes na seção 4.7.4.3). As  $A_{ROC}$  do índice NNIS nas amostras de validação foram utilizadas como referências contras as quais foram comparadas as  $A_{ROC}$  dos escores prognósticos alternativos. Esta comparação foi realizada utilizando-se o algoritmo não paramétrico de DeLong *et al.* (1988) para  $A_{ROC}$  correlacionadas. O nível de significância estatística das comparações múltiplas foi ajustado pelo método de Sidak.

#### 4.7.5.3 Desempenho global

Como na amostra de desenvolvimento, as medidas de desempenho global incorporam os conceitos de calibração e discriminação.

##### 4.7.5.3.1 Estatística $\chi^2$ do modelo

Foi calculada como descrito previamente para as amostras de desenvolvimento, mas usando nas amostras de validação as probabilidades preditas pelo índice NNIS e pelos escores alternativos.

**Interpretação:** vide antes na seção 4.7.4.4. Um valor negativo da estatística  $\chi^2$  implica que o escore prognóstico ajustado na amostra de desenvolvimento (ou o índice publicado pelo sistema NNIS) teve pior desempenho que prognosticar a média do risco de ISC para todos os pacientes (STEYERBERG *et al.*, 2000; VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990).

#### 4.7.5.3.2 Escore de Brier e decomposição de Yates

O escore de Brier ( $\bar{B}$ ), também chamado erro médio da predição, é calculado pela fórmula (BRIER, 1950):

$$\bar{B} = 1/n \sum_{i=1}^n (y_i - p_i)^2$$

onde  $y_i$  denota o evento binário observado (0,1) no  $i$ -ésimo indivíduo da amostra de validação de tamanho  $n$  e  $p_i$  a probabilidade predita para o mesmo indivíduo (BRIER, 1950). Enquanto  $y_i$  é o evento observado **na amostra de validação**, as  $p_i$  são as taxas do índice NNIS e dos escores prognósticos **das amostras de desenvolvimento**.

**Interpretação de  $\bar{B}$ :** a magnitude de  $\bar{B}$  depende da incidência do evento na amostra. Para remover esse efeito, o valor de  $\bar{B}$  foi escalado como descrito em Steyerberg *et al.* (2010). Desta forma, os valores de  $\bar{B}$  variam entre -1 e +1. Um valor de 0 indica que o modelo é não informativo (*i.e.*, é equivalente a atribuir  $p_i$  igual à incidência média do evento para todas as unidades), 1 indica predição perfeita, e valores negativos indicam que o modelo se desempenhou pior que prognosticar a incidência média do evento para todos os indivíduos (STEYERBERG *et al.*, 2010). A interpretação do valor de  $\bar{B}$  é em termos gerais: quanto maior o escore, melhor a qualidade da predição.

Yates (1982) demonstrou que  $\bar{B}$  pode ser decomposto em termos elementares informativos, que refletem diferentes aspectos do desempenho das predições fornecidas por um modelo, segundo a fórmula (c):

$$\bar{B} = (\bar{Y} - \bar{p})^2 + V(Y) + V(p) - 2(\bar{p}_1 - \bar{p}_0) \bar{Y} (1 - \bar{Y}) \quad \text{fórmula (c)}$$

onde  $\bar{Y}$  é a incidência média observada do evento,  $\bar{p}$  é a média global das probabilidades preditas pelo modelo,  $V(Y)$  é a variância do evento observado,  $V(p)$  é a variância das probabilidades preditas,  $\bar{p}_1$  é a probabilidade média prognosticada pelo modelo para os casos em que o evento ocorre, e  $\bar{p}_0$  é a probabilidade média prognosticada pelo modelo para os casos em que o evento não ocorre (YATES, 1982).

Na fórmula (c), o componente  $(\bar{p}_1 - \bar{p}_0) \bar{Y} (1 - \bar{Y})$  denota a covariância entre o desfecho observado e a probabilidade predita, ou  $\text{Cov}(Y,p)$  (YATES, 1982). Segundo Yates (1982), a  $\text{Cov}(Y,p)$  pode ser interpretada como a sensibilidade do modelo para variar suas probabilidades preditas na direção certa, a fim de distinguir corretamente entre as unidades em que o evento ocorrerá e as unidades em que o evento não ocorrerá. Em outras palavras, representa a magnitude em que o modelo é sensível a fatores que predizem genuinamente o desfecho, em oposição aos fatores que introduzem ruído no modelo (ARKES *et al.*, 1995; YATES, 1982). Note-se a similitude entre esta interpretação do significado da  $\text{Cov}(Y,p)$  e a definição de discriminação fornecida anteriormente (ARKES *et al.*, 1995). De fato, a  $\text{Cov}(Y,p)$  é calculada como o produto entre  $(\bar{p}_1 - \bar{p}_0)$ , que é a diferença da probabilidade média atribuída aos casos que apresentam o desfecho e os casos que não apresentam o desfecho, e  $\bar{Y} (1 - \bar{Y})$ , que é a  $V(Y)$  e mede o grau de dificuldade intrínseca da predição (ARKES *et al.*, 1995; YATES, 1982).

**Interpretação da  $\text{Cov}(Y,p)$ :** quando a predição do modelo é perfeita, a distribuição dos valores preditos segue a distribuição dos valores observados. Sendo assim,  $(\bar{p}_1 - \bar{p}_0) = 1$  e  $\text{Cov}(Y,p) = V(Y)$  e, conseqüentemente, a relação  $V(Y)/\text{Cov}(Y,p) = 1$  (YATES, 1982). A predição do modelo será tanto menos exata quanto maior for o afastamento existente entre  $V(Y)$  e  $\text{Cov}(Y,p)$  (YATES, 1982).

Yates (1982) também demonstrou que a variância das probabilidades preditas,  $V(p)$ , pode ser decomposta segundo a fórmula:

$$V(p) = (\bar{p}_1 - \bar{p}_0)^2 \bar{Y} (1 - \bar{Y}) + V_{\text{exc}}$$

onde o termo  $(\bar{p}_1 - \bar{p}_0)^2 \bar{Y} (1 - \bar{Y})$  representa  $V_{\text{min}}$ , a variância mínima condicional da predição, e  $V_{\text{exc}}$  denota o excesso de variância das probabilidades preditas (YATES, 1982).  $V_{\text{min}}$  representa o mínimo de variância que o modelo em questão precisa ter para fornecer uma distribuição de predições com a mesma  $\text{Cov}(Y, p)$  e acurácia média  $(\bar{Y} - \bar{p})^2$  que a distribuição de predições observadas (YATES, 1982). Assim,  $V_{\text{exc}}$  pode ser entendida como a variação “desnecessária” das predições ou, em oposição à  $\text{Cov}(Y, p)$ , o grau em que essas predições são sensíveis a fatores que não explicam a ocorrência do evento ou que introduzem ruído no modelo (ARKES *et al.*, 1995; YATES, 1982). Note-se que esta interpretação é coerente com o conceito de erro aleatório da predição (MACKILLOP; QUIRT, 1997).

**Interpretação de  $V_{exc}$ :** quando  $V(p) = V_{min}$ ,  $V_{exc} = 0$  e a relação  $V_{exc}/V_{min} = 0$ . Quanto maior for o erro aleatório das predições, maior será a relação  $V_{exc}/V_{min}$  (MACKILLOP; QUIRT, 1997).

#### **4.7.5.3.3 Associação ordinal e tendência de grupos ordenados**

A associação ordinal (GOODMAN; KRUSKAL, 1954) e a tendência (CUZICK, 1985) das taxas de ISC foram testadas nas amostras de validação como explicado na seção 4.7.4.4.

### **4.8 RESUMO DAS ESTATÍSTICAS USADAS PARA AVALIAR O DESEMPENHO DOS MODELOS**

O QUADRO 3 resume as medidas e testes usados para avaliar o desempenho dos modelos de predição, o valor ideal de cada um(a), e o(s) modelo(s) e a(s) amostra(s) em que foram aplicados.

### **4.9 APLICATIVOS**

O aplicativo SPSS para Windows (versão 15.0, SPSS Inc., Chicago, IL) foi usado para construção das árvores de decisão. Todas as análises envolvendo inferência exata foram conduzidas com LogXact (versão 8.0.0, Cytel Studio, Cambridge, MA). Para o restante das análises, foi usado o aplicativo Stata para Windows (versão 10, StataCorp, College Station, TX).

QUADRO 3

Resumo das medidas e testes usados para avaliar o desempenho dos modelos prognósticos

Medida ou teste	Valor ideal	Modelo de aplicação	Amostra de aplicação	
			Desenvolvimento	Validação
<b>Adequação do ajuste</b> (macro <i>GofLogit</i> , Tang)	$p > 0,05$	Logístico (MMV, MCE)	✓	
<b>Fator de redução</b> ( $\hat{C}_{cal}$ )	1	Logístico (MMV)	✓	
<b>Critérios de informação</b> (AIC, BIC)	Quanto menor melhor	Logístico (MMV)	✓	
<b>Correção pela macro <i>ReLogit</i></b> Variação percentual em relação ao $\hat{\beta}_{MMV}$ e ao E.P. $\hat{\beta}_{MMV}$	Quanto menor melhor	Logístico (MMV, MMVC)	✓	
Variação baseada em $\hat{\alpha}_{MMV/MVC}$ e $\hat{\beta}_{MMV/MVC}$	$\hat{\alpha}_{MMV/MVC} = 0,$ $\hat{\beta}_{MMV/MVC} = 1$		✓	
<b>Goodman-Kruskal (<i>G</i>)</b>	$G = 1, p < 0,05$	Índice NNIS, escores alternativos	✓	✓
<b>Tendência de grupos ordenados</b> (Cz, Cuzick)	Quanto maior melhor, $p < 0,05$	Índice NNIS, escores alternativos	✓	✓
<b>Estatística <math>\chi^2</math> do modelo</b>	Quanto maior melhor, $p < 0,05$	Índice NNIS, escores alternativos	✓	✓
<b>Área sob a curva receiver operating characteristic (<math>A_{ROC}</math>)</b>	$A_{ROC} = 1,$ $p < 0,05$	Índice NNIS, escores alternativos	✓	✓
<b>Escore de Brier (<math>\bar{B}</math>)</b> <i>B</i> escalado	1	Índice NNIS, escores alternativos		✓
$V(Y)/Cov(Y,p)$	1			✓
$V_{exc}/V_{min}$	0			✓
<b>Regressão de Cox</b> $\hat{\alpha}_{Cox}, \hat{\beta}_{Cox}$	$\hat{\alpha}_{Cox} = 0,$ $\hat{\beta}_{Cox} = 1$	Índice NNIS, escores alternativos		✓
$H_0: \hat{\alpha}_{Cox} = 0, \hat{\beta}_{Cox} = 1$	$p > 0,05$			
$H_0: \hat{\alpha}_{Cox} = 0 \mid \hat{\beta}_{Cox} = 1$	$p > 0,05$			
$H_0: \hat{\beta}_{Cox} = 1 \mid \hat{\alpha}_{Cox}$	$p > 0,05$			

**MMV:** método de máxima verossimilhança não condicional; **MMVC:** método de máxima verossimilhança corrigido; **MCE:** método condicional exato; **E.P.:** erro padrão

#### **4.10 CONCORDÂNCIA DAS PARTES ENVOLVIDAS E AVALIAÇÃO ÉTICA**

A Diretoria Clínica de cada instituição hospitalar aprovou por escrito a utilização das informações dos bancos de dados para o projeto. A identidade das instituições e dos pacientes foi mantida em completo sigilo dos pesquisadores durante toda a análise. O projeto contou com a anuência da Câmara Departamental do Departamento de Clínica Médica e do Colegiado do Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde: Infectologia e Medicina Tropical da Faculdade de Medicina da UFMG. Recebeu aprovação do Comitê de Ética em Pesquisa da UFMG (parecer N° ETIC 586/09).

#### **4.11 PESQUISA BIBLIOGRÁFICA E NORMALIZAÇÃO**

O levantamento bibliográfico foi realizado nas bases de dados SciELO, LILACS e U. S. National Library of Medicine pelo cruzamento de palavras-chave presentes nos vocabulários estruturados Medical Subject Headings (MeSH) e/ou Descritores em Ciências da Saúde (DeCS), finalizando em agosto de 2010. Os termos pesquisados foram: surgical wound infection, abdominal abscess, surgical procedures, infection control, nosocomial infections, hospital infections, epidemiology, surveillance, epidemiologic surveillance, risk factors, risk adjustment e epidemiologic models. Referências relevantes citadas em artigos foram recuperadas. Foram incluídas publicações nos idiomas português, espanhol e inglês.

A normalização bibliográfica, da estrutura e da apresentação gráfica seguiu normas preconizadas pela Associação Brasileira de Normas Técnicas (FRANÇA; VASCONCELLOS, 2009).



## 5 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados, para cada categoria de procedimento cirúrgico, o processo de desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos e o desempenho destes escores nas amostras de desenvolvimento e de validação. O desempenho destes escores é comparado ao desempenho do índice NNIS nas amostras de validação.

### 5.1 OUTRAS OPERAÇÕES DO APARELHO GENITURINÁRIO

Ao todo, 20981 operações se enquadraram na categoria **outras operações do aparelho geniturinário**. Houve 258 registros (1,2%) com dados faltantes, assim distribuídos: potencial de contaminação (18), escore da ASA (182) e duração da cirurgia (72). Estes registros foram excluídos da análise.

Nas 20723 operações restantes, foram diagnosticadas 559 ISC, sendo 499 (89,3%) incisionais superficiais, 36 (6,4%) incisionais profundas e 24 (4,3%) de órgão/cavidade. A vigilância extra-hospitalar detectou 407 (72,8%) infecções.

#### 5.1.1 Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos

A amostra de desenvolvimento compôs-se de 14506 operações realizadas entre janeiro de 1993 e agosto de 2002, sendo detectadas 415 ISC (risco global = 2,86%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC é mostrada na TAB. 1. O percentil 75 da duração da cirurgia da amostra de desenvolvimento foi de 90 minutos, e o tempo  $T$  do índice NNIS (120 minutos) correspondeu ao percentil aproximadamente 80-92 da amostra. Já 60 minutos foi o percentil aproximadamente 20-48.

**TABELA 1**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	valor p <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ T(120 minutos)	13037 (97,34)	356 (2,66)	13393	<0,001
> T(120 minutos)	1054 (94,70)	59 (5,30)	1113	
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	13863 (97,17)	404 (2,83)	14267	0,103
C ou I	228 (95,40)	11 (4,60)	239	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	13916 (97,16)	407 (2,84)	14323	0,217
≥ 3	175 (95,63)	8 (4,37)	183	
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ 59 minutos	2789 (98,24)	50 (1,76)	2839	<0,001
60-120 minutos	10248 (97,10)	306 (2,90)	10554	
> 120 minutos	1054 (94,70)	59 (5,30)	1113	
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
P	11946 (97,28)	334 (2,72)	12280	0,017
L, C ou I	2145 (96,36)	81 (3,64)	2226	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	12153 (97,33)	333 (2,67)	12486	<0,001
≥ 2	1938 (95,94)	82 (4,06)	2020	
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	5381 (99,15)	46 (0,85)	5427	<0,001
Sim	8710 (95,94)	369 (4,06)	9079	

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Teste qui-quadrado

#### 5.1.1.1 Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS são mostrados na TAB. 2. Baseado na sua significância estatística, o escore da ASA não foi admitido nestes modelos.

**TABELA 2**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do aparelho geniturinário

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				<0,001 <sup>a</sup>
> $T$	0,721	0,144	2,057 (1,551 – 2,729)	
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				0,092 <sup>a</sup>
C ou I	0,527	0,313	1,694 (0,917 – 3,129)	
<b>Intercepto</b>	-3,612	0,054	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				<0,001
> $T$	0,728	0,144	..	
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				0,068
C ou I	0,569	0,312	..	
<b>Intercepto</b>	-3,611	0,054	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				<0,001 <sup>b</sup>
> $T$	0,721	0,144	2,057 (1,523 – 2,738)	
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				0,147 <sup>b</sup>
C ou I	0,527	0,313	1,694 (0,826 – 3,124)	

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 3750,2 e BIC = 3773, e associou-se com considerável sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,886$ ). Os testes de adequação do ajuste não revelaram problemas com a calibração do modelo (Pearson,  $p = 0,354$ ; desvio residual,  $p = 0,392$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,862$ ; McCullagh,  $p = 0,543$ ; Farrington,  $p = 0,709$ ). Os valores p assintóticos do coeficiente do potencial de contaminação mostraram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 3).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 8% e reduziu seu erro padrão em 0,3%. Para a duração da cirurgia e para o intercepto, a magnitude da correção foi menor que 1% e 0,2% para os coeficientes e para os erros padrão, respectivamente (TAB. 2). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram  $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,060$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,984$  em relação aos coeficientes não corrigidos.

O modelo que utilizou o MCE tampouco mostrou desajuste aos dados [Tang (probabilidade condicional),  $p = 0,197$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 3.

**TABELA 3**

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do aparelho geniturinário

Variável	Valores $p$					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Potencial de contaminação	0,0925	0,0888	0,1180	0,0897	0,0897	0,1492

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte do índice NNIS possibilitou criar apenas um **escore alternativo NNIS** não ponderado (TAB. 4).

**TABELA 4**

Escore alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário

Soma de pontos <sup>a</sup> [n (%)]	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
0	12820 (97,36)	347 (2,64)	13167
1	1260 (95,02)	66 (4,98)	1326
2	11 (84,62)	2 (15,38)	13

<sup>a</sup>Duração da cirurgia >  $T = 1$ ; potencial de contaminação C ou I = 1

### 5.1.1.2 Escore prognóstico alternativo 1

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos são mostrados na TAB. 5. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 3730,6 e BIC = 3768,5 (menores que para o modelo que usou os pontos de corte do índice NNIS), e associou-se também com menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,898$ ). Os testes de adequação do

ajuste não evidenciaram problemas com a calibração do modelo (Pearson,  $p = 0,564$ ; desvio residual,  $p = 0,535$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,896$ ; McCullagh,  $p = 0,627$ ; Farrington,  $p = 0,677$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes do potencial de contaminação e do escore da ASA revelaram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 6).

**TABELA 5**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos, outras operações do aparelho geniturinário

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 59$ minutos)				<0,001 <sup>a</sup>
60-120 minutos	0,523	0,154	1,687 (1,247 – 2,283)	0,001 <sup>a</sup>
> 120 minutos	1,098	0,197	2,999 (2,040 – 4,408)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,368	0,127	1,445 (1,127 – 1,854)	0,004 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,307	0,127	1,360 (1,061 – 1,742)	0,015 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-4,141	0,147	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 59$ minutos)				
60-120 minutos	0,515	0,154	..	0,001
> 120 minutos	1,096	0,196	..	<0,001
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,373	0,126	..	0,003
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,312	0,126	..	0,014
<b>Intercepto</b>	-4,130	0,148	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato, Monte Carlo (IC $\hat{\beta}$ )				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 59$ minutos)				
60-120 minutos	0,524	0,155	1,689 (1,252 – 2,333)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)
> 120 minutos	1,098	0,1957	2,997 (1,993 – 4,493)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,368	0,127	1,445 (1,110 – 1,856)	0,006 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0006)
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,307	0,127	1,359 (1,046 – 1,744)	0,022 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0012)

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 1,4% e reduziu seu erro padrão em 0,1%. Também reduziu a magnitude do coeficiente da duração da cirurgia (60-120 minutos) em 1,6% e a do erro padrão do escore da ASA em 1% (TAB. 5). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,020$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,996$ ), quando comparadas às predições dos modelos que usaram os pontos de corte do índice NNIS.

O modelo que utilizou o MCE tampouco mostrou desajuste aos dados [Tang (escore condicional),  $p = 0,564$ ; Tang (razão de verossimilhanças exata),  $p = 0,575$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 6.

TABELA 6

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos, outras operações do aparelho geniturinário

Variável	Valores $p$				
	Assintóticos (MMV)			Exatos (método de Monte Carlo) (E.P.)	
	Wald	ENC	RV	EC	RV
Duração da cirurgia	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)
Escore da ASA	0,0037	0,0035	0,0051	0,0039 (0,0004)	0,0055 (0,0004)
Potencial de contaminação	0,0152	0,0148	0,0184	0,0154 (0,0007)	0,0212 (0,0008)

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; EC: escore condicional; E.P.: erro padrão; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional

A utilização dos pontos de corte alternativos possibilitou criar um **escore alternativo 1** não ponderado e outro ponderado (TAB. 7).

**TABELA 7**  
 Escores alternativos 1 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento,  
 outras operações do aparelho geniturinário

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	1970 (98,35)	33 (1,65)	2003
1	8432 (97,42)	223 (2,58)	8655
2	3115 (96,29)	120 (3,71)	3235
3-4	574 (93,64)	39 (6,36)	613
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0-1	2734 (98,31)	47 (1,69)	2781
2	7723 (97,33)	212 (2,67)	7935
3	2372 (96,58)	84 (3,42)	2456
4	896 (95,12)	46 (4,88)	942
5-6	366 (93,37)	26 (6,63)	392

<sup>a</sup>Duração da cirurgia 60-120 minutos = 1, >120 minutos = 2; escore da ASA $\geq$ 2 = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia 60-120 minutos = 2, >120 minutos = 4; escore da ASA $\geq$ 2 = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 1

### 5.1.1.3 Escore prognóstico alternativo 2

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e a variável indicadora de vigilância extra-hospitalar são mostrados na TAB. 8. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou os menores valores dos critérios de informação (AIC = 3584 e BIC = 3629,5) e o menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,960$ ). Entretanto, os testes de adequação do ajuste sugeriram que a incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar associou-se com desarranjo do modelo aos dados (Pearson,  $p < 0,001$ ; desvio residual,  $p = 0,002$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,002$ ; McCullagh,  $p < 0,001$ ; Farrington,  $p = 0,003$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes do modelo revelaram diferenças de pequena magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 9), sugerindo maior estabilidade dos coeficientes comparados aos modelos anteriores.

TABELA 8

Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do aparelho geniturinário

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 59$ minutos)				<0,001 <sup>a</sup>
60-120 minutos	0,443	0,155	1,558 (1,150 – 2,111)	0,004 <sup>a</sup>
> 120 minutos	1,019	0,198	2,771 (1,881 – 4,084)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,423	0,128	1,527 (1,189 – 1,961)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,316	0,127	1,372 (1,069 – 1,761)	0,013 <sup>a</sup>
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,595	0,158	4,927 (3,618 – 6,710)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-5,317	0,201	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 59$ minutos)				
60-120 minutos	0,435	0,155	..	0,005
> 120 minutos	1,017	0,198	..	<0,001
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,427	0,127	..	0,001
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,321	0,128	..	0,012
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,585	0,156	..	<0,001
<b>Intercepto</b>	-5,297	0,205	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato, Monte Carlo (IC $\hat{\beta}$ )				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 59$ minutos)				
60-120 minutos	0,443	0,156	1,558 (1,150 – 2,154)	0,017 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0011)
> 120 minutos	1,018	0,199	2,769 (1,851 – 4,175)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0001)
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,424	0,127	1,527 (1,175 – 1,972)	0,002 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0003)
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,317	0,127	1,373 (1,058 – 1,769)	0,019 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0011)
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,595	0,157	4,930 (3,626 – 6,873)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda



O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 1,3% e seu erro padrão em 0,3%. Também aumentou a magnitude do coeficiente do escore da ASA em 1% e a do erro padrão do intercepto em 1,8%, reduzindo os erros padrão do escore da ASA e do indicador de vigilância extra-hospitalar em 1% e 1,2%, respectivamente (TAB. 8). As previsões conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram a menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = 0,003$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 1,003$ ), quando comparadas aos modelos anteriores.

O modelo que utilizou o MCE também mostrou desajuste aos dados [Tang (escore condicional),  $p = 0,025$ ; Tang (razão de verossimilhanças exata),  $p = 0,017$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 9.

**TABELA 9**

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do aparelho geniturinário

Variável	Valores p				
	Assintóticos (MMV)			Exatos (método de Monte Carlo) (E.P.)	
	Wald	ENC	RV	EC	RV
Duração da cirurgia	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)
Escore da ASA	0,0009	0,0009	0,0014	0,0009 (0,0002)	0,0020 (0,0003)
Potencial de contaminação	0,0130	0,0126	0,0159	0,0139 (0,0007)	0,0170 (0,0007)
Vigilância extra-hospitalar	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; EC: escore condicional; E.P.: erro padrão; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional

A utilização dos pontos de corte alternativos e do indicador de vigilância extra-hospitalar possibilitou criar um **escore alternativo 2** não ponderado e outro ponderado (TAB. 10).

**TABELA 10**  
 Escores alternativos 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento,  
 outras operações do aparelho geniturinário

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	869 (99,54)	4 (0,46)	873
1	4208 (98,97)	44 (1,03)	4252
2	6499 (96,68)	223 (3,32)	6722
3	2146 (94,91)	115 (5,09)	2261
4-5	369 (92,71)	29 (7,29)	398
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0-1	3976 (99,52)	19 (0,48)	3995
2-3	1265 (98,44)	20 (1,56)	1285
4-5	1241 (97,18)	36 (2,82)	1277
6-7	6826 (96,01)	284 (3,99)	7110
≥ 8	783 (93,33)	56 (6,67)	839

<sup>a</sup>Duração da cirurgia 60-120 minutos = 1, >120 minutos = 2; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 1; vigilância extra-hospitalar = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia 60-120 minutos = 1, >120 minutos = 3; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 1; vigilância extra-hospitalar = 5

### 5.1.2 Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento

A TAB. 11 mostra o desempenho de todos os escores alternativos na amostra de desenvolvimento. Houve claro gradiente a melhor desempenho dos escores alternativos 1 e 2 em relação ao escore alternativo NNIS, com exceção da estatística *G*. As  $A_{ROC}$  dos escores alternativos 1 e 2, não ponderados e ponderados, foram maiores que a do escore alternativo NNIS ( $p < 0,001$  para todas as comparações).

A ponderação dos escores alternativos 1 e 2 associou-se com melhoria discreta na maior parte das medidas de desempenho (TAB. 11).

**TABELA 11**  
Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, outras operações do aparelho geniturinário

Medida ou teste	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	23,75 ( $p < 0,001$ )	42,97 ( $p < 0,001$ )	152,55 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	45,91 ( $p < 0,001$ )	195,63 ( $p < 0,001$ )
<b>A<sub>ROC</sub> (IC 95%)</b> (valor ideal: A <sub>ROC</sub> = 1, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,537 (0,529 - 0,545) ( $p < 0,001$ )	0,579 (0,571 - 0,587) ( $p < 0,001$ )	0,658 (0,650 - 0,666) ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	0,584 (0,576 - 0,592) ( $p < 0,001$ )	0,670 (0,662 - 0,677) ( $p < 0,001$ )
<b>Goodman-Kruskal (G)</b> (valor ideal: G = 1, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,329 ( $p < 0,001$ )	0,263 ( $p < 0,001$ )	0,467 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	0,255 ( $p < 0,001$ )	0,535 ( $p < 0,001$ )
<b>Cuzick</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	5,31 ( $p < 0,001$ )	6,66 ( $p < 0,001$ )	11,73 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	7,05 ( $p < 0,001$ )	12,68 ( $p < 0,001$ )

A<sub>ROC</sub>: área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

### 5.1.3 Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos

A amostra de validação compôs-se de 6217 operações realizadas entre agosto de 2002 e maio de 2006, sendo detectadas 144 ISC (risco global = 2,32%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC, bem como o risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento, são mostrados na TAB. 12. O percentual de operações que recebeu acompanhamento extra-hospitalar na amostra de validação (68,97%) foi maior que na amostra de desenvolvimento (62,59%) (TAB. 1 e 12).

**TABELA 12**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, outras operações do aparelho geniturinário

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC (%) na amostra de desenvolvimento <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ T(120 minutos)	5746 (97,75)	132 (2,25)	5878	2,66
> T(120 minutos)	327 (96,46)	12 (3,54)	339	5,30
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	5980 (97,74)	138 (2,26)	6118	2,83
C ou I	93 (93,94)	6 (6,06)	99	4,60
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	5996 (97,73)	139 (2,27)	6135	2,84
≥ 3	77 (93,90)	5 (6,10)	82	4,37
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ 59 minutos	1709 (98,56)	25 (1,44)	1734	1,76
60-120 minutos	4037 (97,42)	107 (2,58)	4144	2,90
> 120 minutos	327 (96,46)	12 (3,54)	339	5,30
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
P	5211 (97,99)	107 (2,01)	5318	2,72
L, C ou I	862 (95,88)	37 (4,12)	899	3,64
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	4861 (97,91)	104 (2,09)	4965	2,67
≥ 2	1212 (96,81)	40 (3,19)	1252	4,06
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	1923 (99,69)	6 (0,31)	1929	0,85
Sim	4150 (96,78)	138 (3,22)	4288	4,06

ISC: infecção do sítio cirúrgico; L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Vide TAB. 1.

O índice NNIS para **outras operações do aparelho geniturinário** é composto por três faixas de risco (0, 1 e 2-3), cujas taxas de ISC em 2004 eram 0,36%, 0,85% e 2,92%, respectivamente (NNIS, 2004). O índice NNIS e os escores alternativos na amostra de validação são mostrados na TAB. 13.

**TABELA 13**  
Índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e escores alternativos na amostra de validação, outras operações do aparelho geniturinário

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC prognosticado (%)
	Não	Sim		
<b>Índice NNIS [n (%)]</b>				
0	5601 (97,83)	124 (2,17)	5725	0,36 <sup>a</sup>
1	449 (96,15)	18 (3,85)	467	0,85 <sup>a</sup>
2-3	23 (92,00)	2 (8,00)	25	2,92 <sup>a</sup>
<b>Escore alternativo NNIS</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	5661 (97,81)	127 (2,19)	5788	2,64 <sup>b</sup>
1	404 (96,19)	16 (3,81)	420	4,98 <sup>b</sup>
2	8 (88,89)	1 (11,11)	9	15,38 <sup>b</sup>
<b>Escore alternativo 1</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	1209 (99,02)	12 (0,98)	1221	1,65 <sup>b</sup>
1	3224 (97,87)	70 (2,13)	3294	2,58 <sup>b</sup>
2	1401 (96,62)	49 (3,38)	1450	3,71 <sup>b</sup>
3-4	239 (94,84)	13 (5,16)	252	6,36 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0-1	1652 (98,51)	25 (1,49)	1677	1,69 <sup>b</sup>
2	2838 (98,03)	57 (1,97)	2895	2,67 <sup>b</sup>
3	1167 (96,37)	44 (3,63)	1211	3,42 <sup>b</sup>
4	266 (96,03)	11 (3,97)	277	4,88 <sup>b</sup>
5-6	150 (95,54)	7 (4,46)	157	6,63 <sup>b</sup>
<b>Escore alternativo 2</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	483 (100)	..	483	0,46 <sup>b</sup>
1	1715 (99,25)	13 (0,75)	1728	1,03 <sup>b</sup>
2	2608 (97,39)	70 (2,61)	2678	3,32 <sup>b</sup>
3	1100 (95,57)	51 (4,43)	1151	5,09 <sup>b</sup>
4-5	167 (94,35)	10 (5,65)	177	7,29 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0-1	1472 (99,93)	1 (0,07)	1473	0,48 <sup>b</sup>
2-3	397 (99,50)	2 (0,50)	399	1,56 <sup>b</sup>
4-5	780 (98,11)	15 (1,89)	795	2,82 <sup>b</sup>
6-7	3133 (96,52)	113 (3,48)	3246	3,99 <sup>b</sup>
≥ 8	291 (95,72)	13 (4,28)	304	6,67 <sup>b</sup>

<sup>a</sup>Fonte: NNIS, 2004; <sup>b</sup>Risco de infecção do sítio cirúrgico prognosticado pelos escores alternativos da amostra de desenvolvimento (vide TAB. 4, 7 e 10)

O desempenho do índice NNIS e dos escores alternativos na amostra de validação é mostrado na TAB. 14. O escore alternativo NNIS mostrou vantagens em relação ao índice NNIS nos valores de  $\bar{B}$  e  $V(Y)/Cov(Y,p)$ , e nítida tendência a melhor calibração. Já o escore alternativo 1 e, especialmente, o alternativo 2, foram superiores ao índice NNIS em todas as medidas analisadas.

TABELA 14

Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, outras operações do aparelho geniturinário

Medida ou teste	Índice NNIS	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valores ideais: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	6,96 ( $p = 0,008$ )	5,49 ( $p = 0,019$ )	24,64 ( $p < 0,001$ )	70,17 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	..	16,78 ( $p < 0,001$ )	84,71 ( $p < 0,001$ )
<b>A<sub>ROC</sub> (IC 95%)</b> (valores ideais: A <sub>ROC</sub> = 1, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	0,531 (0,518 - 0,543) $p = 0,003$	0,525 (0,513 - 0,538) $p = 0,009$	0,610 (0,598 - 0,622) $p < 0,001$	0,681 (0,669 - 0,693) $p < 0,001$
Ponderado	..	..	0,600 (0,588 - 0,612) $p < 0,001$	0,676 (0,664 - 0,688) $p < 0,001$
<b>Goodman-Kruskal (G)</b> (valores ideais: G = 1, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	0,314 ( $p = 0,037$ )	0,296 ( $p = 0,066$ )	0,343 ( $p < 0,001$ )	0,518 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	..	0,284 ( $p < 0,001$ )	0,613 ( $p < 0,001$ )
<b>Cuzick</b> (valores ideais: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	2,91 ( $p = 0,004$ )	2,53 ( $p = 0,011$ )	5,10 ( $p < 0,001$ )	7,82 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	..	4,45 ( $p < 0,001$ )	7,91 ( $p < 0,001$ )
<b>Escore de Brier (<math>\bar{B}</math>)</b> (valores ideais: $\bar{B}_{\text{escalado}} = 1$ ; $V(Y)/\text{Cov}(Y,p) = 1$ ; $V(p)$ : $V_{\text{exc}}/V_{\text{min}} = 0$ )				
Não ponderado				
$\bar{B}_{\text{escalado}}$	-0,0151	-0,0001	0,0030	0,0083
$V(Y)/\text{Cov}(Y,p)$	1879,24	567,65	235,60	87,84
$V(p)$ : $V_{\text{exc}}/V_{\text{min}}$	705,80	817,37	242,95	99,18
Ponderado				
$\bar{B}_{\text{escalado}}$	..	..	0,0018	0,0075
$V(Y)/\text{Cov}(Y,p)$	..	..	287,14	91,24
$V(p)$ : $V_{\text{exc}}/V_{\text{min}}$	..	..	354,96	102,90
<b>Regressão de Cox</b> (valores ideais: $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ; $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$ ; $H_0 p > 0,05$ )				
Não ponderado				
$\hat{\beta}_{\text{Cox}}$	0,6598	0,8748	1,1981	1,1648
$\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	-0,1081	-0,6405	0,4886	0,3092
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$ , $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	264,671 ( $p < 0,001$ )	6,098 ( $p = 0,048$ )	6,663 ( $p = 0,036$ )	9,227 ( $p = 0,010$ )
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$   $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	262,136 ( $p < 0,001$ )	5,955 ( $p = 0,015$ )	5,957 ( $p = 0,015$ )	8,184 ( $p = 0,004$ )
$H_0$ : $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$   $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	2,534 ( $p = 0,111$ )	0,143 ( $p = 0,705$ )	0,706 ( $p = 0,401$ )	1,043 ( $p = 0,307$ )
Ponderado				
$\hat{\beta}_{\text{Cox}}$	..	..	0,9873	1,4288
$\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	..	..	-0,2218	1,1256
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$ , $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	..	..	4,662 ( $p = 0,097$ )	14,988 ( $p < 0,001$ )
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$   $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	..	..	4,659 ( $p = 0,031$ )	10,480 ( $p = 0,001$ )
$H_0$ : $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$   $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	..	..	0,003 ( $p = 0,957$ )	4,508 ( $p = 0,034$ )

A<sub>ROC</sub>: área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

Na comparação direta das  $A_{ROC}$ , os escores alternativos 1 e 2 mostraram maior discriminação que o índice NNIS, tanto os não ponderados (índice NNIS *vs.* alternativo 1: 0,531 *vs.* 0,610,  $\chi^2 = 16,3$ ,  $p < 0,001$ ; índice NNIS *vs.* alternativo 2: 0,531 *vs.* 0,681,  $\chi^2 = 68,3$ ,  $p < 0,001$ ) quanto os ponderados (índice NNIS *vs.* alternativo 1: 0,531 *vs.* 0,600,  $\chi^2 = 11,1$ ,  $p = 0,002$ ; índice NNIS *vs.* alternativo 2: 0,531 *vs.* 0,676,  $\chi^2 = 66,0$ ,  $p < 0,001$ ). Diferentemente, o escore alternativo NNIS não aumentou a discriminação do índice NNIS (índice NNIS *vs.* alternativo NNIS: 0,531 *vs.* 0,525,  $\chi^2 = 0,9$ ,  $p = 0,725$ ) (TAB. 14).

A ponderação do escore alternativo 1 não trouxe benefícios aparentes ao escore, exceto em termos da calibração do modelo. Contrariamente, a ponderação do escore alternativo 2 piorou sua calibração, embora melhorasse o desempenho em outras medidas (TAB. 14).

## 5.2 OUTRAS OPERAÇÕES DO SISTEMA TEGUMENTAR

Ao todo, 13729 operações se enquadraram na categoria **outras operações do sistema tegumentar**. Houve 1321 registros (9,6%) com dados faltantes, assim distribuídos: potencial de contaminação (5), escore da ASA (1310) e duração da cirurgia (40). Estes registros foram excluídos da análise.

Nas 12408 operações restantes, foram diagnosticadas 266 ISC, sendo 213 (80,1%) incisionais superficiais, 52 (19,5%) incisionais profundas e 1 (0,4%) de órgão/cavidade. A vigilância extra-hospitalar detectou 208 (78,2%) infecções.

### 5.2.1 Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos

A amostra de desenvolvimento compôs-se de 5682 operações realizadas entre janeiro de 1993 e agosto de 2000, sendo detectadas 166 ISC (risco global = 2,92%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC é mostrada na TAB. 15. O percentil 75 da duração da cirurgia da amostra de

desenvolvimento foi de 150 minutos, e o tempo  $T$  do índice NNIS (120 minutos) correspondeu ao percentil aproximadamente 60-72 da amostra. Já 60 e 230 minutos foram, respectivamente, o percentis aproximadamente 22-44 e 89.

**TABELA 15**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	valor p
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ $T$ (120 minutos)	3990 (97,46)	104 (2,54)	4094	0,006
> $T$ (120 minutos)	1526 (96,10)	62 (3,90)	1588	
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	5279 (97,18)	153 (2,82)	5432	0,029
C ou I	237 (94,80)	13 (5,20)	250	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	5385 (97,22)	154 (2,78)	5539	0,001 <sup>a</sup>
≥ 3	131 (91,61)	12 (8,39)	143	
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ 60 minutos	2493 (98,23)	45 (1,77)	2538	<0,001
61-230 minutos	2449 (96,57)	87 (3,43)	2536	
> 230 minutos	574 (94,41)	34 (5,59)	608	
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L	4577 (97,30)	127 (2,70)	4704	0,030
P, C ou I	939 (96,01)	39 (3,99)	978	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	4824 (97,57)	120 (2,43)	4944	<0,001
≥ 2	692 (93,77)	46 (6,23)	738	
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	2449 (98,95)	26 (1,05)	2475	<0,001
Sim	3067 (95,63)	140 (4,37)	3207	

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Teste exato de Fisher. Para o restante das comparações, usou-se o teste qui-quadrado



### 5.2.1.1 Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS são mostrados na TAB. 16. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

**TABELA 16**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema tegumentar

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				0,004 <sup>a</sup>
> $T$	0,469	0,164	1,599 (1,159 – 2,204)	
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				0,075 <sup>a</sup>
C ou I	0,542	0,304	1,720 (0,947 – 3,124)	
<b>Escore da ASA</b> (ref.: < 3)				0,001 <sup>a</sup>
$\geq 3$	1,090	0,319	2,976 (1,591 – 5,566)	
<b>Intercepto</b>	-3,735	0,105	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				0,004
> $T$	0,472	0,164	..	
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				0,055
C ou I	0,574	0,300	..	
<b>Escore da ASA</b> (ref.: < 3)				<0,001
$\geq 3$	1,123	0,314	..	
<b>Intercepto</b>	-3,729	0,106	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				0,006 <sup>b</sup>
> $T$	0,469	0,164	1,598 (1,139 – 2,226)	
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				0,120 <sup>b</sup>
C ou I	0,542	0,304	1,718 (0,867 – 3,141)	
<b>Escore da ASA</b> (ref.: < 3)				0,004 <sup>b</sup>
$\geq 3$	1,088	0,319	2,969 (1,443 – 5,603)	

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MMV apresentou  $AIC = 1487,4$  e  $BIC = 1514$ , e associou-se com considerável sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,828$ ). Os testes de adequação do ajuste não revelaram problemas com a calibração do modelo (Pearson,  $p = 0,863$ ; desvio residual,  $p = 0,861$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,955$ ; McCullagh,  $p = 0,839$ ; Farrington,  $p = 0,881$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,863$ ; Copas,  $p = 0,286$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes das variáveis (especialmente do potencial de contaminação) mostraram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 17).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 5,8% e reduziu seu erro padrão em 1,6%. Também aumentou a magnitude do coeficiente do escore da ASA em 2,9% e reduziu seu erro padrão em 1,7% (TAB. 16). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram  $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,103$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,973$  em relação aos coeficientes não corrigidos.

O modelo que utilizou o MCE tampouco mostrou desajuste aos dados [Tang (probabilidade condicional),  $p = 0,752$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 17.

**TABELA 17**

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema tegumentar

Variável	Valores p					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0042	0,0039	0,0051	0,0053	0,0040	0,0053
Potencial de contaminação	0,0748	0,0718	0,0945	0,0750	0,0750	0,1220
Escore da ASA	0,0006	0,0004	0,0025	0,0012	0,00123	0,0091

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte do índice NNIS possibilitou criar um **escore alternativo NNIS** não ponderado e outro ponderado (TAB. 18).

**TABELA 18**  
 Escores alternativos NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	3717 (97,61)	91 (2,39)	3808
1	1707 (96,39)	64 (3,61)	1771
2-3	92 (89,32)	11 (10,68)	103
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0	3717 (97,61)	91 (2,39)	3808
1	1627 (96,44)	60 (3,56)	1687
2	121 (94,53)	7 (5,47)	128
3-4	51 (86,44)	8 (13,56)	59

<sup>a</sup>Duração da cirurgia >  $T = 1$ ; escore da ASA  $\geq 3 = 1$ ; potencial de contaminação C ou I = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia >  $T = 1$ ; escore da ASA  $\geq 3 = 2$ ; potencial de contaminação C ou I = 1

### 5.2.1.2 Escore prognóstico alternativo 1

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos são mostrados na TAB. 19. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 1454,4 e BIC = 1487,6 (menores que para o modelo que usou os pontos de corte do índice NNIS), e associou-se também com menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,913$ ). Os testes de adequação do ajuste não revelaram problemas com a calibração do modelo (Pearson,  $p = 0,471$ ; desvio residual,  $p = 0,477$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,865$ ; McCullagh,  $p = 0,545$ ; Farrington,  $p = 0,510$ ; IM<sub>diag</sub>,  $p = 0,736$ ; Copas,  $p = 0,264$ ). Os valores  $p$  assintóticos do coeficiente do potencial de contaminação mostraram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 20).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 1,7% e a do seu erro padrão em 0,5%. Também aumentou o erro padrão da duração da cirurgia (61-230 minutos) em 1,5% e o do intercepto em 3,9%, reduzindo o do escore da ASA em 0,9% (TAB. 19). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -$

0,028 e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,996$ ), quando comparadas às predições dos modelos que usaram os pontos de corte do índice NNIS.

**TABELA 19**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos, outras operações do sistema tegumentar

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 60$ minutos)				<0,001 <sup>a</sup>
61-230 minutos	0,670	0,188	1,954 (1,352 – 2,825)	<0,001 <sup>a</sup>
> 230 minutos	1,188	0,235	3,281 (2,069 – 5,204)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,867	0,180	2,379 (1,671 – 3,388)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L)				
P, C ou I	0,453	0,191	1,572 (1,082 – 2,285)	0,018 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-4,270	0,166	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 60$ minutos)				
61-230 minutos	0,664	0,191	..	<0,001
> 230 minutos	1,191	0,235	..	<0,001
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,872	0,179	..	<0,001
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L)				
P, C ou I	0,460	0,192	..	0,016
<b>Intercepto</b>	-4,257	0,172	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato, Monte Carlo (IC $\hat{\beta}$ )				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 60$ minutos)				
61-230 minutos	0,671	0,189	1,955 (1,344 – 2,891)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P.: 0,0001)
> 230 minutos	1,188	0,236	3,282 (2,019 – 5,323)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P.: 0,0002)
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,865	0,181	2,376 (1,631 – 3,411)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P.: 0,0002)
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L)				
P, C ou I	0,452	0,191	1,571 (1,052 – 2,302)	0,027 <sup>b</sup> (E.P.: 0,001)

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MCE tampouco mostrou desajuste aos dados [Tang (escore condicional),  $p = 0,476$ ; Tang (razão de verossimilhanças exata),  $p = 0,519$ ]. A comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 20.

TABELA 20

Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos, outras operações do sistema tegumentar

Variável	Valores p				
	Assintóticos (MMV)			Exatos (método de Monte Carlo) (E.P.)	
	Wald	ENC	RV	EC	RV
Duração da cirurgia	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)
Escore da ASA	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)
Potencial de contaminação	0,0177	0,0169	0,0221	0,0184 (0,0008)	0,0238 (0,0009)

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; EC: escore condicional; E.P.: erro padrão; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional

A utilização dos pontos de corte alternativos possibilitou criar um **escore alternativo 1** não ponderado e outro ponderado (TAB. 21).

TABELA 21

Escores alternativos 1 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	1791 (98,41)	29 (1,59)	1820
1	2444 (97,56)	61 (2,44)	2505
2	1070 (95,54)	50 (4,46)	1120
3-4	211 (89,03)	26 (10,97)	237
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0	1791 (98,41)	29 (1,59)	1820
1	2284 (97,61)	56 (2,39)	2340
2-3	1230 (95,72)	55 (4,28)	1285
≥ 4	211 (89,03)	26 (10,97)	237

<sup>a</sup>Duração da cirurgia 61-230 minutos = 1, >230 minutos = 2; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação P, C ou I = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia 61-230 minutos = 1, >230 minutos = 3; escore da ASA ≥ 2 = 2; potencial de contaminação P, C ou I = 1

### 5.2.1.3 Escore prognóstico alternativo 2

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e a variável indicadora de vigilância extra-hospitalar são mostrados na TAB. 22. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

TABELA 22

Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema tegumentar

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 60$ minutos)				<0,001 <sup>a</sup>
61-230 minutos	0,638	0,188	1,893 (1,309 – 2,739)	0,001 <sup>a</sup>
> 230 minutos	1,211	0,236	3,356 (2,112 – 5,334)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,939	0,183	2,558 (1,789 – 3,659)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L)				
P, C ou I	0,615	0,193	1,849 (1,268 – 2,698)	0,001 <sup>a</sup>
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,558	0,217	4,749 (3,101 – 7,274)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-5,416	0,249	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 60$ minutos)				
61-230 minutos	0,633	0,190	..	0,001
> 230 minutos	1,213	0,236	..	<0,001
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,944	0,181	..	<0,001
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L)				
P, C ou I	0,622	0,192	..	0,001
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,541	0,211	..	<0,001
<b>Intercepto</b>	-5,385	0,241	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato, Monte Carlo (IC $\hat{\beta}$ )				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 60$ minutos)				
61-230 minutos	0,638	0,188	1,892 (1,288 – 2,816)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)
> 230 minutos	1,209	0,236	3,350 (2,029 – 5,500)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,938	0,182	2,554 (1,750 – 3,691)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L)				
P, C ou I	0,614	0,193	1,847 (1,240 – 2,724)	0,004 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0005)
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,556	0,219	4,741 (3,090 – 7,591)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P. = 0,0002)

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Dois vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MMV apresentou os menores valores dos critérios de informação (AIC = 1387,9 e BIC = 1427,8) e o menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,945$ ). Os testes de adequação do ajuste não evidenciaram desarranjo significativo do modelo aos dados pela incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar (Pearson,  $p = 0,182$ ; desvio residual,  $p = 0,250$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,544$ ; McCullagh,  $p = 0,197$ ; Farrington,  $p = 0,303$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,055$ ; Copas,  $p = 0,072$ ). Os valores  $p$  assintóticos do coeficiente do potencial de contaminação revelaram diferenças de maior magnitude que no modelo alternativo 1, dependendo do método de cálculo, sugerindo certa instabilidade neste coeficiente (TAB. 23).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 1,1% e reduziu seu erro padrão em 0,4%. Também reduziu o coeficiente do indicador de vigilância extra-hospitalar (1,1%) e os erros padrão do escore da ASA (0,9%), do indicador de vigilância extra-hospitalar (3%) e do intercepto (3,4%) (TAB. 22). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram a menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,008$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 1,003$ ), quando comparadas aos modelos anteriores.

O modelo que utilizou o MCE tampouco mostrou desajuste aos dados [Tang (escore condicional),  $p = 0,182$ ; Tang (razão de verossimilhanças exata),  $p = 0,359$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 23.

**TABELA 23**

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema tegumentar

Variável	Valores p				
	Assintóticos (MMV)			Exatos (método de Monte Carlo) (E.P.)	
	Wald	ENC	RV	EC	RV
Duração da cirurgia	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)
Escore da ASA	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)
Potencial de contaminação	0,0014	0,0012	0,0023	0,0021 (0,0003)	0,0035 (0,0003)
Vigilância extra-hospitalar	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; EC: escore condicional; E.P.: erro padrão; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional

A utilização dos pontos de corte alternativos e do indicador de vigilância extra-hospitalar possibilitou criar um **escore alternativo 2** não ponderado e outro ponderado (TAB. 24).

**TABELA 24**  
Escore alternativo 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	712 (99,72)	2 (0,28)	714
1	2181 (98,47)	34 (1,53)	2215
2	1875 (96,85)	61 (3,15)	1936
3	632 (92,40)	52 (7,60)	684
4-5	116 (87,22)	17 (12,78)	133
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0-1	1814 (99,51)	9 (0,49)	1823
2	1612 (97,93)	34 (2,07)	1646
3	1437 (95,80)	63 (4,20)	1500
4	544 (92,52)	44 (7,48)	588
≥ 5	109 (87,20)	16 (12,80)	125

<sup>a</sup>Duração da cirurgia 61-230 minutos = 1, >230 minutos = 2; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação P, C ou I = 1; vigilância extra-hospitalar = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia 61-230 minutos = 1, >230 minutos = 2; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação P, C ou I = 1; vigilância extra-hospitalar = 2

### 5.2.2 Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento

A TAB. 25 mostra o desempenho de todos os escores alternativos na amostra de desenvolvimento. Houve claro gradiente a melhor desempenho dos escores alternativos 1 e 2 em relação ao escore alternativo NNIS em todas as medidas. As  $A_{ROC}$  dos escores alternativos 1 e 2, não ponderados e ponderados, foram maiores que as do respectivo escore alternativo NNIS ( $p < 0,001$  para todas as comparações).

A ponderação dos escores alternativos NNIS e 2 associou-se com melhoria discreta em algumas medidas de desempenho (TAB. 25).



TABELA 25

Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema tegumentar

Medida ou teste	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	20,02 ( $p < 0,001$ )	56,12 ( $p < 0,001$ )	109,62 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	21,35 ( $p < 0,001$ )	55,58 ( $p < 0,001$ )	124,26 ( $p < 0,001$ )
<b>A<sub>ROC</sub> (IC 95%)</b> (valor ideal: A <sub>ROC</sub> = 1, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,570 (0,557 - 0,583) ( $p < 0,001$ )	0,643 (0,631 - 0,656) ( $p < 0,001$ )	0,713 (0,701 - 0,725) ( $p < 0,001$ )
Ponderado	0,571 (0,558 - 0,584) ( $p < 0,001$ )	0,643 (0,630 - 0,656) ( $p < 0,001$ )	0,734 (0,722 - 0,745) ( $p < 0,001$ )
<b>Goodman-Kruskal (G)</b> (valor ideal: $G = 1$ , $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,274 ( $p = 0,001$ )	0,400 ( $p < 0,001$ )	0,565 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	0,271 ( $p = 0,001$ )	0,395 ( $p < 0,001$ )	0,587 ( $p < 0,001$ )
<b>Cuzick</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	4,34 ( $p < 0,001$ )	7,59 ( $p < 0,001$ )	10,63 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	4,86 ( $p < 0,001$ )	7,44 ( $p < 0,001$ )	11,32 ( $p < 0,001$ )

A<sub>ROC</sub>: área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

### 5.2.3 Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos

A amostra de validação compôs-se de 6726 operações realizadas entre agosto de 2000 e maio de 2006, sendo detectadas 100 ISC (risco global = 1,49%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC, bem como o risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento, são mostrados na TAB. 26. O percentual de operações que recebeu acompanhamento extra-hospitalar na amostra de validação (39,21%) foi menor que na amostra de desenvolvimento (56,44%) (TAB. 15 e 26).

**TABELA 26**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, outras operações do sistema tegumentar

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC (%) na amostra de desenvolvimento <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ T(120 minutos)	5457 (98,72)	71 (1,28)	5528	2,54
> T(120 minutos)	1169 (97,58)	29 (2,42)	1198	3,90
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	6236 (98,75)	79 (1,25)	6315	2,82
C ou I	390 (94,89)	21 (5,11)	411	5,20
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	6361 (98,62)	89 (1,38)	6450	2,78
≥ 3	265 (96,01)	11 (3,99)	276	8,39
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ 60 minutos	3858 (98,87)	44 (1,13)	3902	1,77
61-230 minutos	2443 (98,07)	48 (1,93)	2491	3,43
> 230 minutos	325 (97,60)	8 (2,40)	333	5,59
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L	5496 (98,76)	69 (1,24)	5565	2,70
P, C ou I	1130 (97,33)	31 (2,67)	1161	3,99
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	5255 (98,72)	68 (1,28)	5323	2,43
≥ 2	1371 (97,72)	32 (2,28)	1403	6,23
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	4068 (99,49)	21 (0,51)	4089	1,05
Sim	2558 (97,00)	79 (3,00)	2637	4,37

ISC: infecção do sítio cirúrgico; L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Vide TAB. 15

O índice NNIS para **outras operações do sistema tegumentar** é composto por apenas uma faixa de risco (0-3), cuja taxa de ISC em 2004 era 1,29% (NNIS, 2004). Os escores alternativos na amostra de validação são mostrados na TAB. 27.

TABELA 27

Escoreos alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema tegumentar

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC prognosticado (%) <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Escore alternativo NNIS</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	4976 (98,97)	52 (1,03)	5028	2,39
1	1483 (97,63)	36 (2,37)	1519	3,61
2-3	167 (93,30)	12 (6,70)	179	10,68
Ponderado [n (%)]				
0	4976 (98,97)	52 (1,03)	5028	2,39
1	1366 (97,57)	34 (2,43)	1400	3,56
2	136 (96,45)	5 (3,55)	141	5,47
3-4	148 (94,27)	9 (5,73)	157	13,56
<b>Escore alternativo 1</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	2627 (99,43)	15 (0,57)	2642	1,59
1	2675 (98,13)	51 (1,87)	2726	2,44
2	1071 (97,54)	27 (2,46)	1098	4,46
3-4	253 (97,31)	7 (2,69)	260	10,97
Ponderado [n (%)]				
0	2627 (99,43)	15 (0,57)	2642	1,59
1	2209 (98,05)	44 (1,95)	2253	2,39
2-3	1537 (97,84)	34 (2,16)	1571	4,28
≥ 4	253 (97,31)	7 (2,69)	260	10,97
<b>Escore alternativo 2</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	1604 (99,81)	3 (0,19)	1607	0,28
1	2614 (99,28)	19 (0,72)	2633	1,53
2	1795 (97,29)	50 (2,71)	1845	3,15
3	509 (95,32)	25 (4,68)	534	7,60
4-5	104 (97,20)	3 (2,80)	107	12,78
Ponderado [n (%)]				
0-1	3195 (99,69)	10 (0,31)	3205	0,49
2	1734 (98,97)	18 (1,03)	1752	2,07
3	1233 (96,25)	48 (3,75)	1281	4,20
4	373 (94,43)	22 (5,57)	395	7,48
≥ 5	91 (97,85)	2 (2,15)	93	12,80

<sup>a</sup>Risco de infecção do sítio cirúrgico prognosticado pelos escores alternativos da amostra de desenvolvimento (vide TAB. 18, 21 e 24)

O desempenho do índice NNIS e dos escores alternativos na amostra de validação é mostrado na TAB. 28. Os escores alternativos 1 e 2 mostraram nítidas vantagens em relação ao índice NNIS, exceto no valor do  $\bar{B}$  escalado e no componente  $H_0: \hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0 \mid \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$  da calibração. Embora os valores do  $\bar{B}$  escalado dos escores alternativos tenham sido menores que os do índice NNIS, os valores dos componentes  $V(Y)/\text{Cov}(Y,p)$  e  $V(p): V_{\text{exc}}/V_{\text{min}}$  dos escores alternativos revelaram, respectivamente, predições mais discriminantes e objetivas.

TABELA 28

Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema tegumentar

Medida ou teste	Índice NNIS	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valores ideais: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	0,07 (p = 0,785)	30,44 (p < 0,001)	17,68 (p < 0,001)	71,08 (p < 0,001)
Ponderado	..	24,39 (p < 0,001)	16,20 (p < 0,001)	92,80 (p < 0,001)
<b>A<sub>ROC</sub> (IC 95%)</b> (valores ideais: A <sub>ROC</sub> = 1, p < 0,05)				
Não ponderado	0,500 (0,500 - 0,500) p = 1	0,624 (0,613 - 0,636) p < 0,001	0,641 (0,630 - 0,653) p < 0,001	0,739 (0,729 - 0,750) p < 0,001
Ponderado	..	0,623 (0,611 - 0,635) p < 0,001	0,634 (0,622 - 0,645) p < 0,001	0,767 (0,757 - 0,777) p < 0,001
<b>Goodman-Kruskal (G)</b> (valores ideais: G = 1, p < 0,05)				
Não ponderado	..	0,473 (p < 0,001)	0,411 (p < 0,001)	0,628 (p < 0,001)
Ponderado	..	0,459 (p < 0,001)	0,376 (p < 0,001)	0,665 (p < 0,001)
<b>Cuzick</b> (valores ideais: quanto maior melhor, p < 0,05)				
Não ponderado	..	6,41 (p < 0,001)	5,01 (p < 0,001)	8,61 (p < 0,001)
Ponderado	..	6,21 (p < 0,001)	4,72 (p < 0,001)	10,09 (p < 0,001)
<b>Escore de Brier (B̄)</b> (valores ideais: B̄ <sub>escalado</sub> = 1; V(Y)/Cov(Y,p) = 1; V(p): V <sub>exc</sub> /V <sub>min</sub> = 0)				
Não ponderado				
B̄ <sub>escalado</sub>	-0,0003	-0,0074	-0,0222	-0,0047
V(Y)/Cov(Y,p)	-227182,3	105,0	143,1	54,1
V(p): V <sub>exc</sub> / V <sub>min</sub>	92646,1	143,5	510,2	106,6
Ponderado				
B̄ <sub>escalado</sub>	..	-0,0158	-0,0246	0,0038
V(Y) / Cov(Y,p)	..	99,5	148,4	45,8
V(p): V <sub>exc</sub> / V <sub>min</sub>	..	206,8	557,8	75,7
<b>Regressão de Cox</b> (valores ideais: β̂ <sub>Cox</sub> = 1; α̂ <sub>Cox</sub> = 0; H <sub>0</sub> p > 0,05)				
Não ponderado				
β̂ <sub>Cox</sub>	-2,1163	1,2541	0,7372	0,9184
α̂ <sub>Cox</sub>	-13,3966	0,1841	-1,5421	-0,7441
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0, β̂ <sub>Cox</sub> = 1	38,406 (p < 0,001)	58,912 (p < 0,001)	52,321 (p < 0,001)	25,510 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0   β̂ <sub>Cox</sub> = 1	2,245 (p = 0,134)	57,303 (p < 0,001)	49,602 (p < 0,001)	25,038 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : β̂ <sub>Cox</sub> = 1   α̂ <sub>Cox</sub>	36,161 (p < 0,001)	1,609 (p = 0,205)	2,719 (p = 0,099)	0,473 (p = 0,492)
Ponderado				
β̂ <sub>Cox</sub>	..	1,0154	0,7065	0,9921
α̂ <sub>Cox</sub>	..	-0,6583	-1,6715	-0,4291
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0, β̂ <sub>Cox</sub> = 1	..	62,660 (p < 0,001)	58,517 (p < 0,001)	17,866 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0   β̂ <sub>Cox</sub> = 1	..	62,652 (p < 0,001)	55,230 (p < 0,001)	17,861 (p = 0,001)
H <sub>0</sub> : β̂ <sub>Cox</sub> = 1   α̂ <sub>Cox</sub>	..	0,008 (p = 0,931)	3,287 (p = 0,070)	0,005 (p = 0,945)

A<sub>ROC</sub>: área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

O maior valor do  $\bar{B}$  escalado do índice NNIS pode ser explicado pela influência do componente  $H_0: \hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0 \mid \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ , cujos valores indicam que o índice NNIS forneceu uma estimativa da prevalência global de ISC ( $\approx 1,29\%$  de acordo com o relatório do índice NNIS de 2004) na amostra de validação mais próxima da observada (1,49%), apesar do pior desempenho do componente  $H_0: \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1 \mid \hat{\alpha}_{\text{Cox}}$ . O escore alternativo 1 não apresentou vantagens aparentes em relação ao escore alternativo NNIS. Na comparação direta das  $A_{\text{ROC}}$ , os escores alternativos NNIS, 1 e 2 mostraram maior discriminação que o índice NNIS, tanto os não ponderados quanto os ponderados ( $p < 0,001$  para todas as comparações) (TAB. 28).

Quanto à ponderação dos escores alternativos, ela tampouco parece ter trazido benefícios manifestos, exceto para o escore alternativo 2 (TAB. 28).

### 5.3 OUTRAS OPERAÇÕES DO SISTEMA MUSCULOESQUELÉTICO

Ao todo, 16205 operações se enquadraram na categoria **outras operações do sistema musculoesquelético**. Houve 491 registros (3%) com dados faltantes, assim distribuídos: potencial de contaminação (5), escore da ASA (465) e duração da cirurgia (35). Estes registros foram excluídos da análise.

Nas 15714 operações restantes, foram diagnosticadas 368 ISC, sendo 275 (74,7%) incisionais superficiais, 69 (18,8%) incisionais profundas e 24 (6,4%) de órgão/cavidade. A vigilância extra-hospitalar detectou 228 (62%) infecções.

#### 5.3.1 Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos

A amostra de desenvolvimento compôs-se de 11000 operações realizadas entre janeiro de 1993 e outubro de 2003, sendo detectadas 259 ISC (risco global = 2,35%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC é mostrada na TAB. 29. Nesta categoria de procedimento, não houve ponto de corte alternativo para o potencial de contaminação. O percentil 75 da duração da cirurgia da

amostra de desenvolvimento foi de 120 minutos, e o tempo  $T$  do índice NNIS (180 minutos) correspondeu ao percentil aproximadamente 91-94 da amostra.

**TABELA 29**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	valor p <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ $T$ (180 minutos)	10125 (97,72)	236 (2,28)	10361	0,032
> $T$ (180 minutos)	616 (96,40)	23 (3,60)	639	
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	10256 (97,72)	239 (2,28)	10495	0,015
C ou I	485 (96,04)	20 (3,96)	505	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	10476 (97,79)	237 (2,21)	10713	<0,001
≥ 3	265 (92,33)	22 (7,67)	287	
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ 120 minutos	8886 (97,90)	191 (2,10)	9077	<0,001
> 120 minutos	1855 (96,46)	68 (3,54)	1923	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	8643 (97,95)	181 (2,05)	8824	<0,001
≥ 2	2098 (96,42)	78 (3,58)	2176	
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	6877 (98,88)	78 (1,12)	6955	<0,001
Sim	3864 (95,53)	181 (4,47)	4045	

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Teste qui-quadrado

### 5.3.1.1 Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS são mostrados na TAB. 30. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 2432,6 e BIC = 2461,8, e associou-se com considerável sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,885$ ). Dos testes de adequação do ajuste, o desvio residual e o teste de Farrington sugeriram falta de calibração do modelo aos dados (Pearson,  $p = 0,106$ ; desvio residual,  $p = 0,039$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,536$ ; McCullagh,  $p = 0,110$ ; Farrington,  $p = 0,026$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,106$ ; Copas,  $p = 0,066$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes do potencial de contaminação e da duração da cirurgia revelaram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 31).

TABELA 30

Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				
$> T$	0,419	0,224	1,520 (0,980 – 2,358)	0,061 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: $< 3$ )				
$\geq 3$	1,208	0,236	3,346 (2,108 – 5,310)	$<0,001^a$
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,436	0,242	1,547 (0,962 – 2,486)	0,072 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-3,840	0,070	..	$<0,001^a$
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				
$> T$	0,438	0,223	..	0,050
<b>Escore da ASA</b> (ref.: $< 3$ )				
$\geq 3$	1,225	0,244	..	$<0,001$
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,457	0,252	..	0,070
<b>Intercepto</b>	-3,837	0,069	..	$<0,001$
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				
$> T$	0,419	0,224	1,520 (0,935 – 2,366)	0,091 <sup>b</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: $< 3$ )				
$\geq 3$	1,206	0,236	3,342 (2,003 – 5,335)	$<0,001^b$
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,436	0,242	1,546 (0,911 – 2,495)	0,106 <sup>b</sup>

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Dois vezes a menor cauda

O MMVC aumentou a magnitude dos coeficientes da duração da cirurgia (4,5%), do escore da ASA (1,4%) e do potencial de contaminação (4,9%), bem como os erros padrão destes dois últimos coeficientes em 3,3% e 4,2%, respectivamente. Também reduziu o erro padrão do intercepto em 1,3% (TAB. 30). As previsões conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram  $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,086$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,978$  em relação aos coeficientes não corrigidos.

O modelo que utilizou o MCE não mostrou desajuste aos dados [Tang (probabilidade condicional),  $p = 0,103$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 31.

TABELA 31

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	Valores $p$					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0613	0,0595	0,0757	0,0552	0,0552	0,0752
Escore da ASA	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Potencial de contaminação	0,0716	0,0696	0,0876	0,0725	0,0725	0,1040

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte do índice NNIS possibilitou criar um **escore alternativo NNIS** não ponderado e outro ponderado (TAB. 32).

TABELA 32

Escores alternativos NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	9475 (97,94)	199 (2,06)	9674
1	1168 (95,50)	55 (4,50)	1223
2-3	98 (95,15)	5 (4,85)	103
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0	9475 (97,94)	199 (2,06)	9674
1	980 (96,27)	38 (3,73)	1018
≥ 2	286 (92,86)	22 (7,14)	308

<sup>a</sup>Duração da cirurgia >  $T = 1$ ; escore da ASA ≥ 3 = 1; potencial de contaminação C ou I = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia >  $T = 1$ ; escore da ASA ≥ 3 = 3; potencial de contaminação C ou I = 1



### 5.3.1.2 Escore prognóstico alternativo 1

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos são mostrados na TAB. 33. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

**TABELA 33**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos, outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,504	0,145	1,655 (1,246 – 2,197)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,507	0,139	1,66 (1,264 – 2,181)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,520	0,240	1,681 (1,051 – 2,690)	0,030 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-3,989	0,084	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,508	0,142	..	<0,001
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,510	0,138	..	<0,001
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,541	0,241	..	0,025
<b>Intercepto</b>	-3,985	0,085	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,503	0,145	1,654 (1,227 – 2,208)	0,001 <sup>b</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,507	0,139	1,660 (1,247 – 2,193)	<0,001 <sup>b</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,519	0,240	1,681 (0,995 – 2,699)	0,052 <sup>b</sup>

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 2431 e BIC = 2460,2 (menores que para o modelo que usou os pontos de corte do índice NNIS), mas associou-

se com sobreajuste aos dados levemente superior ( $\hat{C}_{cal} = 0,878$ ). A maior parte dos testes de adequação do ajuste revelou problemas com a calibração do modelo (Pearson,  $p = 0,034$ ; desvio residual,  $p = 0,018$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,273$ ; McCullagh,  $p = 0,012$ ; Farrington,  $p = 0,004$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,034$ ; Copas,  $p = 0,726$ ). Isto pode explicar a aparente tendência à menor reprodutibilidade ( $\hat{C}_{cal}$ ) deste modelo, quando comparado ao que usou os pontos de corte do índice NNIS, apesar dos valores menores dos critérios de informação. Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes do modelo revelaram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo, especialmente para o potencial de contaminação (TAB. 34).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 4,1% e seu erro padrão em 0,7%. Também aumentou o erro padrão do intercepto em 1,4% e reduziu o da duração da cirurgia (2%) e o do escore da ASA (0,7%) (TAB. 33). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,054$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,987$ ), quando comparadas às predições dos modelos que usaram os pontos de corte do índice NNIS.

O modelo que utilizou o MCE também mostrou desajuste aos dados [Tang (probabilidade condicional),  $p = 0,040$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 34.

**TABELA 34**

Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos, outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	Valores $p$					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0005	0,0004	0,0008	0,0006	0,0005	0,0008
Escore da ASA	0,0003	0,0002	0,0004	0,0004	0,0002	0,0005
Potencial de contaminação	0,0302	0,0285	0,0422	0,0315	0,0315	0,0481

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte alternativos possibilitou criar um **escore alternativo 1** não ponderado (TAB. 35).

**TABELA 35**  
 Escore alternativo 1 não ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	6982 (98,12)	134 (1,88)	7116
1	3103 (97,36)	84 (2,64)	3187
2-3	656 (94,12)	41 (5,88)	697

<sup>a</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA  $\geq 2$  = 1; potencial de contaminação C ou I = 1

### 5.3.1.3 Escore prognóstico alternativo 2

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e a variável indicadora de vigilância extra-hospitalar são mostrados na TAB. 36. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou os menores valores dos critérios de informação (AIC = 2307,7 e BIC = 2344,2) e o menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,965$ ). Já os testes de adequação do ajuste evidenciaram desarranjo significativo do modelo aos dados pela incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar (Pearson,  $p < 0,001$ ; desvio residual,  $p < 0,001$ ; Osius & Rojek,  $p < 0,001$ ; McCullagh,  $p < 0,001$ ; Farrington,  $p < 0,001$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p < 0,001$ ; Copas,  $p < 0,001$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes do potencial de contaminação e da duração da cirurgia revelaram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 37).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente do potencial de contaminação em 2,8% e seu erro padrão em 1,4%. Também aumentou o coeficiente da duração da cirurgia (1%) e reduziu o erro padrão do escore da ASA (1,3%), do indicador de vigilância extra-hospitalar (2%) e do intercepto (15,3%) (TAB. 36). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram a menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,011$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 1,000$ ), quando comparadas aos modelos anteriores.

**TABELA 36**

Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,430	0,146	1,537 (1,154 – 2,047)	0,003 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,604	0,141	1,830 (1,388 – 2,412)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,718	0,244	2,051 (1,273 – 3,306)	0,003 <sup>a</sup>
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,463	0,138	4,320 (3,295 – 5,663)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-4,788	0,129	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,434	0,146	..	0,003
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,607	0,139	..	<0,001
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,739	0,247	..	0,003
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,459	0,135	..	<0,001
<b>Intercepto</b>	-4,779	0,110	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,430	0,146	1,537 (1,136 – 2,058)	0,005 <sup>b</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,604	0,141	1,829 (1,369 – 2,425)	<0,001 <sup>b</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	0,718	0,243	2,050 (1,204 – 3,322)	0,009 <sup>b</sup>
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	1,462	0,138	4,316 (3,273 – 5,734)	<0,001 <sup>b</sup>

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MCE também revelou desajuste aos dados [Tang (escore condicional),  $p < 0,001$ ; Tang (razão de verossimilhanças exata),  $p < 0,001$ ]. A comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 37.

TABELA 37

Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	Valores p					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0033	0,0030	0,0044	0,0039	0,0031	0,0039
Escore da ASA	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Potencial de contaminação	0,0032	0,0026	0,0067	0,0044	0,0034	0,0082
Vigilância extra-hospitalar	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte alternativos e do indicador de vigilância extra-hospitalar possibilitou criar um **escore alternativo 2** não ponderado e outro ponderado (TAB. 38).

TABELA 38

Escores alternativos 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	4414 (99,62)	17 (0,38)	4431
1	4600 (96,84)	150 (3,16)	4750
≥ 2	1727 (94,94)	92 (5,06)	1819
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0	4414 (99,62)	17 (0,38)	4431
1-2	2303 (97,67)	55 (2,33)	2358
3-4	3726 (95,64)	170 (4,36)	3896
≥ 5	298 (94,60)	17 (5,40)	315

<sup>a</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação C ou I = 1; vigilância extra-hospitalar = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação C ou I = 2; vigilância extra-hospitalar = 3

### 5.3.2 Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento

A TAB. 39 mostra o desempenho de todos os escores alternativos na amostra de desenvolvimento. Houve gradiente a melhor desempenho do escore alternativo 1 e,

especialmente, do alternativo 2 em relação ao escore alternativo NNIS, com exceção da estatística  $G$ . As  $A_{ROC}$  dos escores alternativos 2, não ponderado e ponderado, foram maiores que as do respectivo escore alternativo NNIS ( $p < 0,001$  para as duas comparações). Já a diferença nas  $A_{ROC}$  do escore alternativo 1 e alternativo NNIS não ponderados não foi estatisticamente significativa (0,579 vs. 0,557,  $\chi^2 = 2,5$ ,  $p = 0,209$ ) (TAB. 39).

A ponderação dos escores alternativos NNIS e 2 associou-se com melhoria discreta nas medidas de desempenho (TAB. 39).

**TABELA 39**  
Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, outras operações do sistema musculoesquelético

Medida ou teste	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	25,39 ( $p < 0,001$ )	35,24 ( $p < 0,001$ )	170,50 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	31,12 ( $p < 0,001$ )	..	178,90 ( $p < 0,001$ )
<b><math>A_{ROC}</math> (IC 95%)</b> (valor ideal: $A_{ROC} = 1$ , $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,557 (0,548 - 0,566) ( $p < 0,001$ )	0,579 (0,570-0,589) ( $p < 0,001$ )	0,702 (0,694 - 0,711) ( $p < 0,001$ )
Ponderado	0,559 (0,550 - 0,568) ( $p < 0,001$ )	..	0,713 (0,704 - 0,721) ( $p < 0,001$ )
<b>Goodman-Kruskal (<math>G</math>)</b> (valor ideal: $G = 1$ , $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,381 ( $p < 0,001$ )	0,283 ( $p < 0,001$ )	0,605 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	0,384 ( $p < 0,001$ )	..	0,609 ( $p < 0,001$ )
<b>Cuzick</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	5,43 ( $p < 0,001$ )	6,01 ( $p < 0,001$ )	12,00 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	6,41 ( $p < 0,001$ )	..	12,44 ( $p < 0,001$ )

$A_{ROC}$ : área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

### 5.3.3 Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos

A amostra de validação compôs-se de 4714 operações realizadas entre outubro de 2003 e maio de 2006, sendo detectadas 109 ISC (risco global = 2,31%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC, bem como o risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento, são mostrados na TAB. 40. O

percentual de operações que recebeu acompanhamento extra-hospitalar na amostra de validação (35,87%) foi similar ao da amostra de desenvolvimento (36,77%) (TAB. 29 e 40).

**TABELA 40**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, outras operações do sistema musculoesquelético

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC (%) na amostra de desenvolvimento <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ T(180 minutos)	4336 (98,26)	77 (1,74)	4413	2,28
> T(180 minutos)	269 (89,37)	32 (10,63)	301	3,60
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	4385 (97,90)	94 (2,10)	4479	2,28
C ou I	220 (93,62)	15 (6,38)	235	3,96
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	4434 (97,97)	92 (2,03)	4526	2,21
≥ 3	171 (90,96)	17 (9,04)	188	7,67
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ 120 minutos	3832 (98,38)	63 (1,62)	3895	2,10
> 120 minutos	773 (94,38)	46 (5,62)	819	3,54
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	3135 (98,21)	57 (1,79)	3192	2,05
≥ 2	1470 (96,58)	52 (3,42)	1522	3,58
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	2975 (98,41)	48 (1,59)	3023	1,12
Sim	1630 (96,39)	61 (3,61)	1691	4,47

ISC: infecção do sítio cirúrgico; L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Vide TAB. 29

O índice NNIS para **outras operações do sistema musculoesquelético** é composto das mesmas faixas de risco que o escore alternativo NNIS não ponderado (0, 1, 2-3). Difere deste último nas taxas de ISC atribuídas a cada estrato. Em 2004, essas taxas eram de 0,63%, 0,94% e 1,78%, respectivamente (NNIS, 2004). O índice NNIS e os escores alternativos na amostra de validação são mostrados na TAB. 41.

**TABELA 41**  
Índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema musculoesquelético

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC prognosticado (%)
	Não	Sim		
<b>Índice NNIS [n (%)]</b>				
0	4027 (98,63)	56 (1,37)	4083	0,63 <sup>a</sup>
1	498 (92,05)	43 (7,95)	541	0,94 <sup>a</sup>
2-3	80 (88,89)	10 (11,11)	90	1,78 <sup>a</sup>
<b>Escore alternativo NNIS</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	4027 (98,63)	56 (1,37)	4083	2,06 <sup>b</sup>
1	498 (92,05)	43 (7,95)	541	4,50 <sup>b</sup>
2-3	80 (88,89)	10 (11,11)	90	4,85 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0	4027 (98,63)	56 (1,37)	4083	2,06 <sup>b</sup>
1	394 (91,84)	35 (8,16)	429	3,73 <sup>b</sup>
≥ 2	184 (91,09)	18 (8,91)	202	7,14 <sup>b</sup>
<b>Escore alternativo 1</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	2592 (98,93)	28 (1,07)	2620	1,88 <sup>b</sup>
1	1583 (96,94)	50 (3,06)	1633	2,64 <sup>b</sup>
2-3	430 (93,28)	31 (6,72)	461	5,88 <sup>b</sup>
<b>Escore alternativo 2</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	1669 (99,64)	6 (0,36)	1675	0,38 <sup>b</sup>
1	1949 (97,89)	42 (2,11)	1991	3,16 <sup>b</sup>
≥ 2	987 (94,18)	61 (5,82)	1048	5,06 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0	1669 (99,64)	6 (0,36)	1675	0,38 <sup>b</sup>
1-2	1218 (97,05)	37 (2,95)	1255	2,33 <sup>b</sup>
3-4	1539 (96,67)	53 (3,33)	1592	4,36 <sup>b</sup>
≥ 5	179 (93,23)	13 (6,77)	192	5,40 <sup>b</sup>

<sup>a</sup>Fonte: NNIS, 2004; <sup>b</sup>Risco de infecção do sítio cirúrgico prognosticado pelos escores alternativos da amostra de desenvolvimento (vide TAB. 32, 35 e 38)

O desempenho do índice NNIS e dos escores alternativos na amostra de validação é mostrado na TAB. 42. À diferença do observado para outras categorias de procedimentos, as medidas de desempenho não favoreceram consistentemente um escore sobre os outros.

Os escores alternativos NNIS, 1 e 2 mostraram clara tendência a melhora progressiva nas medidas de calibração analisadas em relação ao índice NNIS. No caso do escore alternativo NNIS, esta melhora foi a expensas do componente de prevalência global ( $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0 \mid \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ). Já para os escores alternativos 1 e 2, a melhora foi tanto no componente  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0 \mid \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$  quanto no componente  $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1 \mid \hat{\alpha}_{\text{Cox}}$ . No que concerne à discriminação, só o escore alternativo 2 não ponderado melhorou marginalmente o desempenho do índice NNIS ( $A_{\text{ROC}}: 0,682 \text{ vs. } 0,731, \chi^2 = 4,5, p = 0,068$ ) (TAB. 42).



TABELA 42

Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, outras operações do sistema musculoesquelético

Medida ou teste	Índice NNIS	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valores ideais: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	63,77 ( $p < 0,001$ )	81,74 ( $p < 0,001$ )	46,03 ( $p < 0,001$ )	77,92 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	65,06 ( $p < 0,001$ )	..	57,43 ( $p < 0,001$ )
<b>A<sub>ROC</sub> (IC 95%)</b> (valores ideais: A <sub>ROC</sub> = 1, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	0,682 (0,668 - 0,695) $p < 0,001$	0,682 (0,668 - 0,695) $p < 0,001$	0,681 (0,667 - 0,694) $p < 0,001$	0,731 (0,718 - 0,743) $p < 0,001$
Ponderado	..	0,681 (0,667 - 0,694) $p < 0,001$	..	0,681 (0,667 - 0,694) $p < 0,001$
<b>Goodman-Kruskal (G)</b> (valores ideais: $G = 1$ , $p < 0,05$ )				
Não ponderado	0,718 ( $p < 0,001$ )	0,718 ( $p < 0,001$ )	0,538 ( $p < 0,001$ )	0,662 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	0,701 ( $p < 0,001$ )	..	0,500 ( $p < 0,001$ )
<b>Cuzick</b> (valores ideais: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	10,96 ( $p < 0,001$ )	10,96 ( $p < 0,001$ )	7,70 ( $p < 0,001$ )	9,00 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	..	10,43 ( $p < 0,001$ )	..	6,93 ( $p < 0,001$ )
<b>Escore de Brier (<math>\bar{B}</math>)</b> (valores ideais: $\bar{B}_{\text{escalado}} = 1$ ; $V(Y)/\text{Cov}(Y,p) = 1$ ; $V(p)$ : $V_{\text{exc}}/V_{\text{min}} = 0$ )				
Não ponderado				
$\bar{B}_{\text{escalado}}$	-0,0084	0,0149	0,0109	0,0156
$V(Y)/\text{Cov}(Y,p)$	567,5	110,3	117,6	66,3
$V(p)$ : $V_{\text{exc}}/V_{\text{min}}$	46,0	37,8	80,7	61,6
Ponderado				
$\bar{B}_{\text{escalado}}$	..	0,0151	..	0,0092
$V(Y)/\text{Cov}(Y,p)$	..	97,0	..	86,6
$V(p)$ : $V_{\text{exc}}/V_{\text{min}}$	..	50,1	..	102,4
<b>Regressão de Cox</b> (valores ideais: $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ ; $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$ ; $H_0 p > 0,05$ )				
Não ponderado				
$\hat{\beta}_{\text{Cox}}$	2,5218	2,3072	1,4748	1,1997
$\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	8,7059	4,6353	1,5773	0,5390
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$ , $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	140,950 ( $p < 0,001$ )	28,533 ( $p < 0,001$ )	6,335 ( $p = 0,042$ )	2,710 ( $p = 0,258$ )
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$   $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	114,411 ( $p < 0,001$ )	0,125 ( $p = 0,723$ )	0,979 ( $p = 0,322$ )	1,561 ( $p = 0,212$ )
$H_0$ : $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$   $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	26,539 ( $p < 0,001$ )	28,408 ( $p < 0,001$ )	5,356 ( $p = 0,021$ )	1,149 ( $p = 0,284$ )
Ponderado				
$\hat{\beta}_{\text{Cox}}$	..	1,6984	..	0,8802
$\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	..	2,4308	..	-0,4674
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$ , $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	..	13,224 ( $p = 0,001$ )	..	1,037 ( $p = 0,595$ )
$H_0$ : $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0$   $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$	..	0,270 ( $p = 0,603$ )	..	0,390 ( $p = 0,532$ )
$H_0$ : $\hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$   $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$	..	12,954 ( $p < 0,001$ )	..	0,647 ( $p = 0,421$ )

A<sub>ROC</sub>: área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

Contrariamente, outras medidas de desempenho ( $\chi^2$  do modelo,  $G$ , Cuzick e  $V(p): V_{exc} / V_{min}$ ) parecem ter favorecido o escore alternativo NNIS.

A ponderação dos escores não trouxe benefícios aparentes, afora discreta melhora nos parâmetros de calibração dos escores alternativos NNIS e 2 (TAB. 42).

## 5.4 HISTERECTOMIA ABDOMINAL

Ao todo, 11930 operações se enquadraram na categoria **histerectomia abdominal**. Houve 83 registros (0,7%) com dados faltantes, assim distribuídos: potencial de contaminação (8), escore da ASA (51) e duração da cirurgia (30). Estes registros foram excluídos da análise.

Nas 11847 operações restantes, foram diagnosticadas 548 ISC, sendo 485 (88,5%) incisionais superficiais, 37 (6,8%) incisionais profundas e 26 (4,7%) de órgão/cavidade. A vigilância extra-hospitalar detectou 401 (73,2%) infecções.

### 5.4.1 Desenvolvimento dos escores prognósticos alternativos

A amostra de desenvolvimento compôs-se de 8293 operações realizadas entre janeiro de 1993 e agosto de 2002, sendo detectadas 426 ISC (risco global = 5,14%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC é mostrada na TAB. 43. Nesta categoria de procedimento, não houve ponto de corte alternativo para a duração da cirurgia. O percentil 75 da duração da cirurgia da amostra de desenvolvimento foi de 120 minutos, coincidente com o tempo  $T$  do índice NNIS.

**TABELA 43**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	valor p
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ T(120 minutos)	6371 (95,13)	326 (4,87)	6697	0,023
> T(120 minutos)	1496 (93,73)	100 (6,27)	1596	
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	7852 (94,91)	421 (5,09)	8273	0,003 <sup>a</sup>
C ou I	15 (75,00)	5 (25,00)	20	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	7804 (94,89)	420 (5,11)	8224	0,168 <sup>a</sup>
≥ 3	63 (91,30)	6 (8,70)	69	
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
P	7505 (95,11)	386 (4,89)	7891	<0,001
L, C ou I	362 (90,05)	40 (9,95)	402	
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	6345 (95,14)	324 (4,86)	6669	0,020
≥ 2	1522 (93,72)	102 (6,28)	1624	
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	2243 (96,91)	78 (3,09)	2521	<0,001
Sim	5424 (93,97)	348 (6,03)	5772	

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Teste exato de Fisher. Para o restante das comparações, usou-se o teste qui-quadrado

#### 5.4.1.1 Escore prognóstico alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance)

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS são mostrados na TAB. 44. Baseado na sua significância estatística, o escore da ASA não foi admitido nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 3351,8 e BIC = 3372,9, e associou-se com considerável sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,807$ ). A maior parte dos testes de adequação do ajuste sugeriu falta de calibração do modelo aos dados (Pearson,  $p = 0,063$ ; desvio residual,  $p = 0,058$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,579$ ; McCullagh,  $p = 0,044$ ;

Farrington,  $p = 0,046$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,327$ ; Copas,  $p = 0,063$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes da duração da cirurgia e, especialmente, do potencial de contaminação, revelaram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 45).

O MMVC aumentou a magnitude dos coeficientes da duração da cirurgia e do potencial de contaminação em 1,2% e 3,6%, reduzindo os erros padrão em 0,6% e 2,6%, respectivamente (TAB. 44). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram  $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,085$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,972$  em relação aos coeficientes não corrigidos.

**TABELA 44**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), histerectomia abdominal

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor $p$
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				
$> T$	0,256	0,118	1,291 (1,024 – 1,628)	0,031 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	1,775	0,520	5,900 (2,129 – 16,352)	0,001 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-2,980	0,057	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				
$> T$	0,259	0,118	..	0,028
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	1,839	0,507	..	<0,001
<b>Intercepto</b>	-2,978	0,057	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq T$ )				
$> T$	0,255	0,118	1,291 (1,013 – 1,633)	0,039 <sup>b</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: L ou P)				
C ou I	1,774	0,520	5,892 (1,663 – 17,210)	0,007 <sup>b</sup>

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Dois vezes a menor cauda

O modelo que utilizou o MCE não mostrou desajuste aos dados [Tang (probabilidade condicional),  $p = 0,079$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 45.

TABELA 45

Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), histerectomia abdominal

Variável	Valores p					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0306	0,0302	0,0341	0,0300	0,0300	0,0348
Potencial de contaminação	0,0006	0,0001	0,0038	0,0020	0,0020	0,0020

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte do índice NNIS possibilitou criar um **escore alternativo NNIS** não ponderado e outro ponderado (TAB. 46).

TABELA 46

Escore alternativo NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	6360 (95,14)	325 (4,86)	6685
1-2	1507 (93,72)	101 (6,28)	1608
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0	6360 (95,14)	325 (4,86)	6685
1	1492 (93,95)	96 (6,05)	1588
> 1	15 (75,00)	5 (25,00)	20

<sup>a</sup>Duração da cirurgia > T = 1; potencial de contaminação C ou I = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia > T = 1; potencial de contaminação C ou I = 7

#### 5.4.1.2 Escore prognóstico alternativo 1

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos são mostrados na TAB. 47. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou AIC = 3340,6 e BIC = 3368,7 (menores que para o modelo que usou os pontos de corte do índice NNIS), e associou-se com menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,862$ ). Dos testes de adequação do ajuste, apenas o teste de Copas revelou problemas com a calibração do modelo (Pearson, p = 0,101; desvio residual, p = 0,139; Osius & Rojek, p = 0,523; McCullagh, p = 0,093;

Farrington,  $p = 0,183$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,101$ ; Copas,  $p = 0,011$ ). Os valores  $p$  assintóticos dos coeficientes da duração da cirurgia e do escore da ASA mostraram diferenças de magnitude dependendo do método de cálculo (TAB. 48).

**TABELA 47**  
Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos, histerectomia abdominal

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,259	0,118	1,296 (1,028 – 1,634)	0,028 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,277	0,117	1,319 (1,048 – 1,661)	0,018 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,780	0,175	2,182 (1,549 – 3,075)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-3,083	0,065	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,262	0,118	..	0,026
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,280	0,117	..	0,017
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,790	0,174	..	<0,001
<b>Intercepto</b>	-3,081	0,066	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,259	0,118	1,296 (1,017 – 1,639)	0,036 <sup>b</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,277	0,117	1,319 (1,037 – 1,667)	0,024 <sup>b</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,780	0,175	2,181 (1,508 – 3,086)	<0,001 <sup>b</sup>

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente da duração da cirurgia (1,2%), do escore da ASA (1,1%) e do potencial de contaminação (1,2%), reduzindo os erros padrão em menos de 0,4%. Também aumentou o erro padrão do intercepto em 1,7% (TAB. 47). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,038$  e

$\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,988$ ), quando comparadas às predições dos modelos que usaram os pontos de corte do índice NNIS.

O modelo que utilizou o MCE não mostrou desajuste aos dados [Tang (probabilidade condicional),  $p = 0,094$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 48.

**TABELA 48**  
Comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos, histerectomia abdominal

Variável	Valores $p$					
	Assintóticos (MMV)			Exatos (MCE, <i>mid-p</i> )		
	Wald	ENC	RV	PC	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0282	0,0278	0,0316	0,0295	0,0295	0,0295
Escore da ASA	0,0182	0,0179	0,0209	0,0183	0,0183	0,0218
Potencial de contaminação	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; PC: probabilidade condicional; EC: escore condicional; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional; MCE: método condicional exato

A utilização dos pontos de corte alternativos possibilitou criar um **escore alternativo 1** não ponderado e outro ponderado (TAB. 49).

**TABELA 49**  
Escore alternativo 1 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	4921 (95,48)	233 (4,52)	5154
1	2520 (94,45)	148 (5,55)	2668
2-3	426 (90,45)	45 (9,55)	471
<b>Escore não ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0	4921 (95,48)	233 (4,52)	5154
1	2263 (94,61)	129 (5,39)	2392
2-3	578 (93,08)	43 (6,92)	621
4-5	105 (83,33)	21 (16,77)	126

<sup>a</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA  $\geq 2$  = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA  $\geq 2$  = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 3

### 5.4.1.3 Escore prognóstico alternativo 2

Os modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e a variável indicadora de vigilância extra-hospitalar são mostrados na TAB. 50. Todas as variáveis candidatas foram admitidas nestes modelos.

O modelo que utilizou o MMV apresentou os menores valores dos critérios de informação (AIC = 3306,5 e BIC = 3341,6) e o menor sobreajuste aos dados ( $\hat{C}_{cal} = 0,919$ ). A maior parte dos testes de adequação do ajuste evidenciou desarranjo significativo do modelo aos dados pela incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar (Pearson,  $p = 0,030$ ; desvio residual,  $p = 0,049$ ; Osius & Rojek,  $p = 0,177$ ; McCullagh,  $p = 0,015$ ; Farrington,  $p = 0,025$ ;  $IM_{diag}$ ,  $p = 0,032$ ; Copas,  $p = 0,170$ ). Os valores  $p$  assintóticos do coeficiente da duração da cirurgia revelaram diferenças de magnitude, dependendo do método de cálculo (TAB. 51). As diferenças dos valores  $p$  do coeficiente do escore da ASA foram de menor magnitude quando comparadas com as do modelo alternativo 1, sugerindo maior estabilidade deste coeficiente (TAB. 51).

O MMVC aumentou a magnitude do coeficiente da duração da cirurgia (1,4%), do escore da ASA (0,7%) e do potencial de contaminação (1,2%), reduzindo a do indicador de vigilância extra-hospitalar (0,7%). Também reduziu a magnitude dos erros padrão do escore da ASA e do potencial de contaminação (0,7%), do indicador de vigilância extra-hospitalar (1%) e do intercepto (0,8%) (TAB. 50). As predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos mostraram a menor variação em relação aos coeficientes não corrigidos ( $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC} = -0,012$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC} = 0,998$ ), quando comparadas aos modelos anteriores.

O modelo que utilizou o MCE não mostrou desajuste aos dados [Tang (escore condicional),  $p = 0,105$ ; Tang (razão de verossimilhanças exata),  $p = 0,185$ ]. A comparação dos valores  $p$  assintóticos e exatos das variáveis dos modelos MMV e MCE é mostrada na TAB. 51.



TABELA 50

Modelos de regressão logística que utilizam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, histerectomia abdominal

Variável	$\hat{\beta}$	E.P. de $\hat{\beta}$	OR (IC 95%)	Valor p
Método de inferência: máxima verossimilhança não condicional				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,227	0,119	1,255 (0,995 – 1,583)	0,056 <sup>a</sup>
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,375	0,119	1,455 (1,153 – 1,837)	0,002 <sup>a</sup>
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,758	0,175	2,134 (1,513 – 3,009)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	0,727	0,129	2,069 (1,607 – 2,664)	<0,001 <sup>a</sup>
<b>Intercepto</b>	-3,646	0,125	..	<0,001 <sup>a</sup>
Método de inferência: máxima verossimilhança corrigido				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,230	0,118	..	0,052
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,378	0,118	..	0,001
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,767	0,174	..	<0,001
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	0,722	0,128	..	<0,001
<b>Intercepto</b>	-3,639	0,124	..	<0,001
Método de inferência: condicional exato, Monte Carlo (IC $\hat{\beta}$ )				
<b>Duração da cirurgia</b> (ref.: $\leq 120$ minutos)				
> 120 minutos	0,228	0,118	1,255 (0,985 – 1,592)	0,070 <sup>b</sup> (E.P = 0,0021)
<b>Escore da ASA</b> (ref.: 1)				
$\geq 2$	0,375	0,118	1,455 (1,142 – 1,846)	0,003 <sup>b</sup> (E.P = 0,0005)
<b>Potencial de contaminação</b> (ref.: P)				
L, C ou I	0,758	0,174	2,134 (1,469 – 3,020)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P = 0,0002)
<b>Vigilância extra-hospitalar</b> (ref.: não)				
Sim	0,727	0,129	2,069 (1,601 – 2,701)	<0,001 <sup>b</sup> (E.P = 0,0002)

L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; E.P.: erro padrão; OR: odds ratio; IC: intervalo de confiança; ASA: American Society of Anesthesiologists; ref.: categoria de referência

<sup>a</sup>Wald; <sup>b</sup>Duas vezes a menor cauda

TABELA 51

Comparação dos valores p assintóticos e exatos das variáveis dos modelos que usam os pontos de corte alternativos e o indicador de vigilância extra-hospitalar, histerectomia abdominal

Variável	Valores p				
	Assintóticos (MMV)			Exatos (método de Monte Carlo) (E.P.)	
	Wald	ENC	RV	EC	RV
Duração da cirurgia	0,0557	0,0552	0,0602	0,0596 (0,0014)	0,0689 (0,0015)
Escore da ASA	0,0016	0,0015	0,0022	0,0021 (0,0003)	0,0024 (0,0003)
Potencial de contaminação	<0,0001	<0,0001	0,0001	<0,0001 (<0,0001)	0,0001 (0,0001)
Vigilância extra-hospitalar	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001 (<0,0001)	<0,0001 (<0,0001)

ENC: escore não condicional; RV: razão de verossimilhanças; EC: escore condicional; E.P.: erro padrão; ASA: American Society of Anesthesiologists; MMV: método de máxima verossimilhança não condicional

A utilização dos pontos de corte alternativos e do indicador de vigilância extra-hospitalar possibilitou criar um **escore alternativo 2** não ponderado e outro ponderado (TAB. 52).

TABELA 52

Escores alternativos 2 não ponderado e ponderado, amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total
	Não	Sim	
<b>Escore não ponderado<sup>a</sup> [n (%)]</b>			
0	1398 (97,49)	36 (2,51)	1434
1	4440 (95,01)	233 (4,99)	4673
2	1727 (93,76)	115 (6,24)	1842
3-4	302 (87,79)	42 (12,21)	344
<b>Escore ponderado<sup>b</sup> [n (%)]</b>			
0-1	1707 (97,43)	45 (2,57)	1752
2-3	4224 (94,90)	227 (5,10)	4451
4-5	1440 (93,87)	94 (6,13)	1534
6	426 (91,03)	42 (8,97)	468
7-9	70 (79,55)	18 (20,45)	88

<sup>a</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA ≥ 2 = 1; potencial de contaminação L, C ou I = 1; vigilância extra-hospitalar = 1

<sup>b</sup>Duração da cirurgia > 120 minutos = 1; escore da ASA ≥ 2 = 2; potencial de contaminação L, C ou I = 3; vigilância extra-hospitalar = 3

#### 5.4.2 Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento

A TAB. 53 mostra o desempenho de todos os escores alternativos na amostra de desenvolvimento. Houve gradiente a melhor desempenho do escore alternativo 1 e,

especialmente, do alternativo 2 em relação ao escore alternativo NNIS. Na comparação direta das  $A_{ROC}$ , os escores alternativos 1 e 2 mostraram maior discriminação que os escores alternativos NNIS, tanto os não ponderados (alternativo NNIS *vs.* alternativo 1: 0,523 *vs.* 0,547,  $\chi^2 = 5,8$ ,  $p = 0,031$ ; alternativo NNIS *vs.* alternativo 2: 0,523 *vs.* 0,586,  $\chi^2 = 36,6$ ,  $p < 0,001$ ) quanto os ponderados (alternativo NNIS *vs.* alternativo 1: 0,524 *vs.* 0,549,  $\chi^2 = 5,7$ ,  $p = 0,034$ ; alternativo NNIS *vs.* alternativo 2: 0,524 *vs.* 0,594,  $\chi^2 = 34,1$ ,  $p < 0,001$ ) (TAB. 53).

A ponderação dos escores alternativos associou-se com melhoria discreta em várias medidas de desempenho (TAB. 53).

TABELA 53

Desempenho dos escores alternativos na amostra de desenvolvimento, histerectomia abdominal

Medida ou teste	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	5,10 ( $p = 0,024$ )	20,30 ( $p < 0,001$ )	55,30 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	12,38 ( $p < 0,001$ )	30,40 ( $p < 0,001$ )	68,53 ( $p < 0,001$ )
<b><math>A_{ROC}</math> (IC 95%)</b> (valor ideal: $A_{ROC} = 1$ , $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,523 (0,512 - 0,534) ( $p = 0,010$ )	0,547 (0,536 - 0,558) ( $p = 0,001$ )	0,586 (0,575 - 0,596) ( $p < 0,001$ )
Ponderado	0,524 (0,513 - 0,535) ( $p = 0,008$ )	0,549 (0,538 - 0,560) ( $p < 0,001$ )	0,594 (0,583 - 0,604) ( $p < 0,001$ )
<b>Goodman-Kruskal (<math>G</math>)</b> (valor ideal: $G = 1$ , $p < 0,05$ )			
Não ponderado	0,135 ( $p = 0,032$ )	0,173 ( $p < 0,001$ )	0,280 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	0,139 ( $p = 0,027$ )	0,173 ( $p < 0,001$ )	0,290 ( $p < 0,001$ )
<b>Cuzick</b> (valor ideal: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )			
Não ponderado	2,31 ( $p = 0,021$ )	4,36 ( $p < 0,001$ )	7,20 ( $p < 0,001$ )
Ponderado	2,76 ( $p = 0,006$ )	5,11 ( $p < 0,001$ )	8,10 ( $p < 0,001$ )

$A_{ROC}$ : área sob a curva receiver operating characteristic; IC: intervalo de confiança

#### 5.4.3 Validação do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores prognósticos alternativos

A amostra de validação compôs-se de 3554 operações realizadas entre agosto de 2002 e maio de 2006, sendo detectadas 122 ISC (risco global = 3,43%). A distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS, das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de ISC, bem como o risco de ISC observado na amostra de desenvolvimento, são mostrados na TAB. 54. O

percentual de operações que recebeu acompanhamento extra-hospitalar na amostra de validação (71,58%) foi similar ao da amostra de desenvolvimento (69,60%) (TAB. 43 e 54).

**TABELA 54**

Distribuição dos valores das variáveis do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance), das variáveis recategorizadas e do indicador de vigilância extra-hospitalar segundo a ocorrência de infecção do sítio cirúrgico na amostra de validação, histerectomia abdominal

Variável	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC (%) na amostra de desenvolvimento <sup>a</sup>
	Não	Sim		
<b>Pontos de corte do índice NNIS</b>				
<b>Duração da cirurgia [n (%)]</b>				
≤ T(120 minutos)	2968 (96,61)	104 (3,39)	3072	4,87
> T(120 minutos)	464 (96,27)	18 (3,73)	482	6,27
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
L ou P	3420 (96,58)	121 (3,42)	3541	5,09
C ou I	12 (92,31)	1 (7,69)	13	25,00
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
< 3	3398 (96,62)	119 (3,38)	3517	5,11
≥ 3	34 (91,89)	3 (8,11)	37	8,70
<b>Pontos de corte alternativos e vigilância extra-hospitalar</b>				
<b>Potencial de contaminação [n (%)]</b>				
P	3218 (96,69)	110 (3,31)	3328	4,89
L, C ou I	214 (94,69)	12 (5,31)	226	9,95
<b>Escore da ASA [n (%)]</b>				
1	2862 (96,82)	94 (3,18)	2956	4,86
≥ 2	570 (95,32)	28 (4,68)	598	6,28
<b>Vigilância extra-hospitalar [n (%)]</b>				
Não	994 (98,42)	16 (1,58)	1010	3,09
Sim	2438 (95,83)	106 (4,17)	2544	6,03

ISC: infecção do sítio cirúrgico; L: limpa; P: potencialmente contaminada; C: contaminada; I: infectada; ASA: American Society of Anesthesiologists

<sup>a</sup>Vide TAB. 43

O índice NNIS para **histerectomia abdominal** é composto por três faixas de risco (0, 1, 2-3). Em 2004, as taxas de ISC atribuídas para cada estrato eram de 1,36%, 2,32% e 5,17%, respectivamente (NNIS, 2004). O índice NNIS e os escores alternativos na amostra de validação são mostrados na TAB. 55.

**TABELA 55**  
Índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e escores alternativos na amostra de validação, histerectomia abdominal

Soma de pontos	Infecção do sítio cirúrgico		Total	Risco de ISC prognosticado (%)
	Não	Sim		
<b>Índice NNIS [n (%)]</b>				
0	2936 (96,61)	103 (3,39)	3039	1,36 <sup>a</sup>
1	482 (96,79)	16 (3,21)	498	2,32 <sup>a</sup>
2-3	14 (82,35)	3 (17,65)	17	5,17 <sup>a</sup>
<b>Escore alternativo NNIS</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	2960 (96,64)	103 (3,36)	3063	4,86 <sup>b</sup>
1-2	472 (96,13)	19 (3,87)	491	6,28 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0	2960 (96,64)	103 (3,36)	3063	4,86 <sup>b</sup>
1	460 (96,23)	18 (3,77)	478	6,05 <sup>b</sup>
> 1	12 (92,31)	1 (7,69)	13	25,00 <sup>b</sup>
<b>Escore alternativo 1</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	2390 (97,00)	74 (3,00)	2464	4,52 <sup>b</sup>
1	850 (95,61)	39 (4,39)	889	5,54 <sup>b</sup>
2-3	192 (95,52)	9 (4,48)	201	9,55 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0	2390 (97,00)	74 (3,00)	2464	4,52 <sup>b</sup>
1	709 (96,07)	29 (3,93)	738	5,39 <sup>b</sup>
2-3	260 (93,86)	17 (6,14)	277	6,92 <sup>b</sup>
4-5	73 (97,33)	2 (2,67)	75	16,77 <sup>b</sup>
<b>Escore alternativo 2</b>				
Não ponderado [n (%)]				
0	657 (99,55)	3 (0,45)	660	2,51 <sup>b</sup>
1	1996 (96,01)	83 (3,99)	2079	4,99 <sup>b</sup>
2	654 (95,89)	28 (4,11)	682	6,24 <sup>b</sup>
3-4	125 (93,98)	8 (6,02)	133	12,21 <sup>b</sup>
Ponderado [n (%)]				
0-1	723 (99,45)	4 (0,55)	727	2,57 <sup>b</sup>
2-3	1969 (95,96)	83 (4,04)	2052	5,10 <sup>b</sup>
4-5	536 (95,89)	23 (4,11)	559	6,13 <sup>b</sup>
6	166 (94,32)	10 (5,68)	176	8,97 <sup>b</sup>
7-9	38 (95,00)	2 (5,00)	40	20,45 <sup>b</sup>

<sup>a</sup>Fonte: NNIS, 2004; <sup>b</sup>Risco de infecção do sítio cirúrgico prognosticado pelos escores alternativos da amostra de desenvolvimento (vide TAB. 46, 49 e 52)

O desempenho do índice NNIS e dos escores alternativos na amostra de validação é mostrado na TAB. 56. O desempenho do índice NNIS e do escore alternativo NNIS foi similar e muito fraco. O escore alternativo NNIS só superou o índice NNIS nas medidas de calibração, especialmente no componente  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}} = 0 \mid \hat{\beta}_{\text{Cox}} = 1$ , indicando que este escore forneceu prevalência global de ISC estimada mais próxima da observada na amostra de validação.

**TABELA 56**  
Desempenho do índice NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) e dos escores alternativos na amostra de validação, histerectomia abdominal

Medida ou teste	Índice NNIS	Escore alternativo NNIS	Escore alternativo 1	Escore alternativo 2
<b><math>\chi^2</math> do modelo</b> (valores ideais: quanto maior melhor, $p < 0,05$ )				
Não ponderado	1,61 (p = 0,201)	0,32 (p = 0,573)	2,46 (p = 0,117)	21,10 (p < 0,001)
Ponderado	..	0,73 (p = 0,393)	1,40 (p = 0,237)	19,39 (p < 0,001)
<b>A<sub>ROC</sub> (IC 95%)</b> (valores ideais: A <sub>ROC</sub> = 1, p < 0,05)				
Não ponderado	0,507 (0,490 - 0,524) p = 0,332	0,509 (0,492 - 0,526) p = 0,283	0,545 (0,529 - 0,562) p = 0,018	0,594 (0,578 - 0,610) p < 0,001
Ponderado	..	0,509 (0,493 - 0,526) p = 0,277	0,549 (0,532 - 0,565) p = 0,012	0,600 (0,584 - 0,616) p < 0,001
<b>Goodman-Kruskal (G)</b> (valores ideais: G = 1, p < 0,05)				
Não ponderado	0,055 (p = 0,678)	0,073 (p = 0,586)	0,183 (p = 0,051)	0,340 (p < 0,001)
Ponderado	..	0,075 (p = 0,575)	0,188 (p = 0,039)	0,351 (p < 0,001)
<b>Cuzick</b> (valores ideais: quanto maior melhor, p < 0,05)				
Não ponderado	0,93 (p = 0,352)	0,57 (p = 0,567)	1,99 (p = 0,047)	3,97 (p < 0,001)
Ponderado	..	0,69 (p = 0,489)	2,15 (p = 0,032)	3,94 (p < 0,001)
<b>Escore de Brier (B̄)</b> (valores ideais: B̄ <sub>escalado</sub> = 1; V(Y)/Cov(Y,p) = 1; V(p): V <sub>exc</sub> /V <sub>min</sub> = 0)				
Não ponderado				
B̄ <sub>escalado</sub>	-0,0100	-0,0082	-0,0090	-0,0046
V(Y)/Cov(Y,p)	1351,3	3869,0	611,1	148,7
V(p): V <sub>exc</sub> / V <sub>min</sub>	951,9	10832,5	1579,9	225,2
Ponderado				
B̄ <sub>escalado</sub>	..	-0,0110	-0,0165	-0,0093
V(Y) / Cov(Y,p)	..	903,8	828,2	143,8
V(p): V <sub>exc</sub> / V <sub>min</sub>	..	3985,2	6891,7	303,0
<b>Regressão de Cox</b> (valores ideais: β̂ <sub>Cox</sub> = 1; α̂ <sub>Cox</sub> = 0; H <sub>0</sub> p > 0,05)				
Não ponderado				
β̂ <sub>Cox</sub>	0,5236	0,5371	0,6667	1,1424
α̂ <sub>Cox</sub>	-1,1489	-1,7608	-1,3783	0,0049
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0, β̂ <sub>Cox</sub> = 1	65,065 (p < 0,001)	22,182 (p < 0,001)	22,800 (p < 0,001)	21,918 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0   β̂ <sub>Cox</sub> = 1	63,494 (p < 0,001)	21,933 (p < 0,001)	22,088 (p < 0,001)	21,585 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : β̂ <sub>Cox</sub> = 1   α̂ <sub>Cox</sub>	1,571 (p = 0,210)	0,250 (p = 0,617)	0,712 (p = 0,399)	0,333 (p = 0,564)
Ponderado				
β̂ <sub>Cox</sub>	..	0,4738	0,4075	0,9822
α̂ <sub>Cox</sub>	..	-1,9482	-2,1413	-0,4693
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0, β̂ <sub>Cox</sub> = 1	..	24,246 (p < 0,001)	28,184 (p < 0,001)	23,376 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : α̂ <sub>Cox</sub> = 0   β̂ <sub>Cox</sub> = 1	..	22,885 (p < 0,001)	24,224 (p < 0,001)	23,369 (p < 0,001)
H <sub>0</sub> : β̂ <sub>Cox</sub> = 1   α̂ <sub>Cox</sub>	..	1,361 (p = 0,243)	3,960 (p = 0,047)	0,007 (p = 0,933)

**A<sub>ROC</sub>**: área sob a curva receiver operating characteristic; **IC**: intervalo de confiança

Já para o escore alternativo 1 e, especialmente, para o escore alternativo 2, houve tendência a desempenho progressivamente melhor. Na comparação direta das  $A_{ROC}$ , apenas o escore alternativo 2 mostrou maior discriminação que o índice NNIS (índice NNIS *vs.* alternativo 2 não ponderado: 0,507 *vs.* 0,594,  $\chi^2 = 27,1$ ,  $p < 0,001$ ; índice NNIS *vs.* alternativo 2 ponderado: 0,507 *vs.* 0,600,  $\chi^2 = 24,4$ ,  $p < 0,001$ ). No caso do escore alternativo 1, a diferença não atingiu a significância estatística após correção para comparações múltiplas (índice NNIS *vs.* alternativo 1 não ponderado: 0,507 *vs.* 0,545,  $\chi^2 = 4,1$ ,  $p$  não corrigido = 0,042,  $p$  corrigido = 0,121; índice NNIS *vs.* alternativo 1 ponderado: 0,507 *vs.* 0,549,  $\chi^2 = 4,3$ ,  $p$  não corrigido = 0,038,  $p$  corrigido = 0,109) (TAB. 56).

A ponderação dos escores alternativos não se associou com benefícios aparentes (TAB. 56).

## 6 DISCUSSÃO

A adesão rigorosa aos métodos e protocolos de vigilância epidemiológica preconizados pelo sistema NNIS não garante, por si só, a comparabilidade das taxas de ISC entre dois ou mais hospitais (COELLO *et al.*, 2001). Esta metodologia deixa diversas questões abertas, notadamente, a falta de método padrão para condução da vigilância extra-hospitalar, que podem impactar significativamente no risco mensurado de ISC e levar a conclusões incorretas sobre o desempenho de um hospital. A utilização das taxas de ISC do sistema NNIS como referenciais de comparação dos nossos hospitais é fortemente questionável. Diferenças no perfil dos procedimentos cirúrgicos realizados, na complexidade dos hospitais e nas metodologias usadas para detecção das ISC tornam altamente improvável que as taxas de ISC publicadas pelo sistema NNIS sejam parâmetros válidos para comparação do desempenho dos hospitais no nosso meio.

Neste estudo, exploraram-se questões metodológicas não abordadas pelo índice NNIS, visando à construção de sistemas de estratificação do risco de ISC mais próximos da nossa realidade, que pudessem subsidiar comparações internas mais pertinentes do desempenho dos prestadores hospitalares. Considerando o delineamento utilizado para desenvolver e validar os modelos, reconhecem-se limites para objetivos mais ambiciosos, como o de desenvolver escores prognósticos de risco de ISC válidos para uso em outras populações. É conhecido o fato de que o conjunto específico de variáveis selecionadas para o desenvolvimento de um modelo de risco pode mudar em função do binômio específico escolhido para o desenvolvimento e validação do modelo, mesmo quando a escolha desse binômio é feita de forma aleatória e com reposição a partir de um conjunto de dados (HARRELL *et al.*, 1984). As conclusões deste estudo devem ser interpretadas neste mesmo contexto pois, por terem sido utilizadas amostras de desenvolvimento e de validação pertencentes às mesmas instituições, a validade fora dos nossos hospitais não é garantida, nem mesmo visada.

Merece menção à parte o processo de coleta de dados utilizado pelos hospitais deste estudo (vide seção 4.3). A coordenação dessa atividade por equipe médica única, a aplicação padronizada de definições e protocolos de busca, a coleta prospectiva por profissionais treinados com verificação das informações no prontuário do paciente e a condução de vigilância extra-hospitalar garantiram condições, embora



não suficientes por si só, necessárias para a consistência interna dos dados e nem sempre encontradas em estudos epidemiológicos da área.

## 6.1 CONSIDERAÇÕES SOBRE A INTERPRETAÇÃO DOS PRINCIPAIS COMPONENTES DO DESEMPENHO DOS ESCORES: DISCRIMINAÇÃO E CALIBRAÇÃO

A importância relativa dos diferentes componentes do desempenho de um modelo de risco depende diretamente do uso para o qual o modelo está destinado (JUSTICE *et al.*, 1999). Entretanto, parece consenso que, para a maior parte das aplicações em medicina, os componentes mais importantes do desempenho são a calibração e a discriminação, e que, entre modelos alternativos igualmente calibrados e discriminantes, outros aspectos do desempenho, como a variância das probabilidades prognosticadas, podem surgir como medidas de interesse (RAKOW *et al.*, 2005).

Quando um modelo de risco é usado para ajustar a comparação entre diferentes grupos de pacientes (*e.g.*, provenientes de diferentes instituições), a adequada calibração do modelo é característica essencial (HARRISON *et al.*, 2006). Um modelo calibrado deficientemente irá predizer que a probabilidade prognosticada de ocorrência de um evento é maior ou menor que a frequência observada e, se a calibração do modelo diferir conforme o risco predito, qualquer comparação da razão do risco observado sobre o risco predito entre dois ou mais grupos de observações estará inevitavelmente enviesada (HARRISON *et al.*, 2006). Nesta situação, por causa do erro na calibração do modelo, hospitais ou cirurgiões irão apresentar taxas de ocorrência de um evento excessivamente altas ou baixas em relação ao prognosticado (JUSTICE *et al.*, 1999). Calibração adequada é também necessária quando a probabilidade numérica fornecida pelo modelo é usada para orientar o aconselhamento a um paciente ou para guiar uma conduta médica (JUSTICE *et al.*, 1999; STEYERBERG *et al.*, 2010).

Em outras situações, uma boa capacidade de discriminação pode ser a propriedade mais desejável de um modelo. A discriminação de um modelo descreve sua capacidade para predizer a ocorrência *versus* a não ocorrência de um evento. Assim, modelos com maior discriminação são instrumentos mais poderosos para o ajuste do risco dentro de uma amostra (HARRISON *et al.*, 2006; STEYERBERG *et al.*, 2010). Este é o caso quando se pretende, por exemplo, estimar a magnitude do efeito de uma variável

no risco de ISC após o controle por potenciais fatores de confusão. Quando as predições são usadas para identificar estratos de risco dentro de uma amostra, de forma a comparar, por exemplo, a eficácia de uma intervenção preventiva ou terapêutica, o aspecto mais importante da predição será a sua habilidade para discriminar, na ordem correta, grupos de pacientes com risco similar de apresentar o desfecho que pretende-se evitar ou tratar com a intervenção (JUSTICE *et al.*, 1999).

Esta discussão serve para ilustrar o conceito de que a qualidade das predições de um modelo de risco não pode ser avaliada como aspecto unívoco.

A importância relativa da calibração e da discriminação de um modelo pode ser medida, também, em termos de modelagem estatística. Harrell *et al.* (1984) argumentam que, na presença de um modelo com discriminação deficiente, é pouco o que a modelagem estatística pode oferecer para corrigir o desempenho. Contrariamente, em modelos com boa discriminação, a calibração global pode em geral ser melhorada com modelagens relativamente simples, sem sacrificar a discriminação (HARRELL *et al.*, 1984). Note-se que os coeficientes  $\hat{\beta}_{\text{Cox}}$  obtidos pela aplicação dos escores nas amostras de validação são fatores de redução *post hoc* das predições. É esperado, portanto, que melhores predições, em termos de calibração, sejam obtidas para amostras futuras se o vetor de coeficientes dos modelos logísticos desenvolvidos fosse reduzido por este coeficiente (HARRELL *et al.*, 1996). Sendo assim, tanto boa discriminação quanto boa calibração são qualidades desejáveis de um modelo prognóstico, mas a discriminação deficiente implica na necessidade de revisão geralmente extensa do modelo.

## 6.2 CONSIDERAÇÕES SOBRE A INTERPRETAÇÃO DOS COMPONENTES DA VALIDAÇÃO DOS MODELOS: VALIDAÇÃO INTERNA

Mesmo que bem calibrado e discriminante, um modelo de risco será completamente inútil para fins prognósticos se consegue bom desempenho apenas na amostra específica que lhe deu origem. Para que seja generalizável a outras realidades, sua acurácia (*i.e.*, discriminação e calibração) deve ser **reproduzível** e **transportável** (JUSTICE *et al.*, 1999).

A **reprodutibilidade** se refere à acurácia do modelo para replicar seu desempenho em pacientes não incluídos no seu desenvolvimento, mas que pertencem à

mesma população subjacente que deu origem ao modelo. Testar a reprodutibilidade de um modelo é **validar internamente** o grau em que ele ajusta padrões reais dos dados, ao invés de ajustar ruído aleatório, fenômeno tecnicamente conhecido como sobreajuste (JUSTICE *et al.*, 1999). O sobreajuste dos modelos aos dados usados para o seu desenvolvimento é fenômeno nem sempre reconhecido na pesquisa biomédica. A literatura cirúrgica não tem sido a exceção. Da multiplicidade de estudos que já propuseram modelos alternativos ao índice NNIS, apenas um validou internamente seu desempenho (GEUBBELS *et al.*, 2006b) (seção 2.6).

Devemos a Mosteller & Tukey<sup>6,7</sup> (1977 *apud* BRAITMAN; DAVIDOFF, 1996, p. 411) esta magnífica definição do sobreajuste dos modelos (tradução do autor):

Pôr à prova [um modelo] nos mesmos dados que lhe deram origem é quase certo que irá superestimar o desempenho, pois o processo de otimização que seleciona este modelo dentre todos os vários possíveis [modelos para esses dados] faz o máximo uso possível de todas e cada uma das idiosincrasias desses dados em particular. Como resultado, o modelo funcionará melhor nesses dados, às vezes produzindo associações espúrias, que em quase qualquer outro conjunto de dados que possa vir a surgir na prática.

Conjuntos de dados são só amostras de uma população subjacente. O objetivo de qualquer inferência estatística não é apenas descrever a amostra o melhor possível, mas conhecer o máximo possível acerca do comportamento da população. Embora conhecer mais sobre a amostra possa parecer, em aparência, conhecer mais sobre a população, isto não é necessariamente verdade. De fato, a especificação de modelos estatísticos baseada completamente em decisões conduzidas pelos próprios dados implica em melhor ajuste do modelo aos dados em mão, mas não garante, em igual medida, o mesmo comportamento na população, podendo levar a desempenho aparente superotimista (STEYERBERG *et al.*, 2000). Exemplos de decisões baseadas nos dados incluem os métodos automáticos de seleção passo-a-passo de variáveis, a análise univariada de preditores, e o reagrupamento de variáveis baseado na associação com o desfecho (STEYERBERG *et al.*, 2000). Os efeitos do sobreajuste são mais manifestos em amostras pequenas, quando são ajustados muitos preditores no modelo, ou na presença de pequeno número de eventos por variável explicativa (em modelos logísticos, tipicamente  $< 10$ ), mesmo quando em modelos completamente pré-especificados (*i.e.*, sem utilização de decisões baseadas nos dados) (STEYERBERG *et al.*, 2000).

---

<sup>6</sup> MOSTELLER, F.; TUKEY, J. W. Data Analysis and Regression. Reading, MA: Addison-Wesley; 1977:37.

<sup>7</sup> Documento original em inglês.

A validação interna põe à prova o papel que a variação aleatória dos dados pode ter tido durante a construção de um modelo de predição (HIRSCH, 1991). Existem, em essência, três formas através das quais a variação aleatória dos dados pode interferir na decisão sobre quais variáveis incluir ou excluir durante o desenvolvimento de um modelo: o erro tipo I, o erro tipo II e o grau em que ela determina a presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes, o que pode conduzir à seleção de uma variável em detrimento de outra(s) (HIRSCH, 1991). Por ser a validação interna usada para avaliar o desempenho de modelos previamente definidos, ela geralmente pode fazer pouco para avaliar a presença de multicolinearidade. Também é pouco o que pode fazer para detectar variáveis independentes associadas com o evento de interesse na população, porém erroneamente ignoradas durante a construção do modelo (*i.e.*, erro tipo II) (HIRSCH, 1991). Entretanto, a validação interna força o pesquisador a reconhecer a presença de variáveis erroneamente consideradas significativas e retidas durante a construção do modelo, quando, de fato, elas não estão associadas com o evento de interesse na população (*i.e.*, erro tipo I) (HIRSCH, 1991). A flutuação aleatória dos dados também pode interferir na estimação dos coeficientes de regressão das variáveis retidas no modelo, determinando a distribuição dos valores das variáveis dependente e independentes na amostra e a magnitude da sua interassociação (HIRSCH, 1991). Quando a variação aleatória dos dados determina erros na construção do modelo, é esperado que o seu desempenho durante a validação interna seja pior do que na amostra original. O motivo disto é o conhecido fenômeno de regressão à média: distribuições de dados atípicas, extremas ou não representativas da população tendem a não ser reproduzidas pelo método de construção das amostras de validação interna (HIRSCH, 1991).

Nesta pesquisa, o grau de sobreajuste dos modelos de regressão logística foi quantificado pelo cálculo de  $\hat{C}_{cal}$  por validação cruzada tipo “deixe um de fora” (seção 4.7.4.1). Embora esta técnica teste o sobreajuste do modelo logístico (e não propriamente do correspondente score prognóstico), espera-se que o grau de sobreajuste do modelo logístico seja transferido diretamente para o score prognóstico que tem seus fatores ponderados pelos coeficientes do modelo logístico (*i.e.*, os scores alternativos ponderados). É interessante notar que, pelas TAB. 11, 25, 39 e 53, a ponderação dos scores pareceu associar-se, **nas amostras de desenvolvimento**, com desempenho discretamente melhor que os scores não ponderados. Entretanto, a magnitude de  $\hat{C}_{cal}$  adverte que parte do que sabemos acerca do score ponderado na

amostra de desenvolvimento pode de fato ser mero ruído aleatório não replicável. Isto é fortemente sugerido pelo fato de que o desempenho dos escores ponderados foi quase sempre pior que o dos não ponderados **nas amostras de validação** (TAB. 14, 28, 42, 56). A explicação mais plausível para este fenômeno é o sobreajuste dos modelos às amostras de desenvolvimento.

Outra constatação interessante é que a magnitude de  $\hat{C}_{cal}$  foi menor para os modelos logísticos alternativos 1 e 2 do que para os modelos alternativos NNIS. Isto indica que a quantidade de sobreajuste foi de fato reduzida pela revisão, e ainda mais, pela extensão dos modelos. A magnitude de  $\hat{C}_{cal}$  indica que, comparado aos escores alternativos NNIS e 1, menor proporção do ajuste dos modelos logísticos alternativos 2 pode ser atribuída ao ruído aleatório que é próprio da modelagem e, portanto, pouco replicável em amostras de validação. De acordo com Harrell *et al.* (1996), se  $\hat{C}_{cal}$  indica a proporção do ajuste do modelo devido a tendências reais dos dados, em oposição às tendências aleatórias, pode esperar-se que os coeficientes das variáveis dos modelos alternativos 2 carreguem menos sobreajuste, e que apresentem comportamento mais estável e menos típico de amostras desbalanceadas e esparsas, levando à maior replicabilidade do modelo em amostras externas de características similares.

Conclusão similar é sugerida quando é analisada a magnitude da correção introduzida pela macro *ReLogit* nos coeficientes de máxima verossimilhança. Observou-se que a variação das predições conjuntas baseadas nos coeficientes corrigidos pelo MMVC, em relação às predições baseadas nos coeficientes do MMV, foi maior para os modelos alternativos NNIS que para os modelos alternativos 1 e 2, fato corroborado pelos valores de  $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC}$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC}$  mais próximos de 0 e 1, respectivamente.

O benefício outorgado pela revisão e pela extensão dos modelos, quanto à redução do sobreajuste, pode ser atribuído ao aumento global no seu poder de explicação. Além de ser calculado por validação cruzada ou reamostragem tipo bootstrap, o fator de redução dos modelos pode ser estimado por argumentos heurísticos. No caso dos estimadores de máxima verossimilhança do modelo de regressão logística, este fator heurístico de redução ( $\hat{C}_{heur}$ ) pode ser estimado como  $[(\chi^2 \text{ do modelo} - p) / \chi^2 \text{ do modelo}]$  (VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990) ou também como  $\{1 - [(p - 2) / \chi^2 \text{ do modelo}]\}$  (COPAS, 1983), onde  $p$  é o número de graus de liberdade dos regressores do modelo (COPAS, 1983; VAN HOUWELINGEN; LE CESSIE, 1990), embora Copas (1983) argumente que, quando o modelo é construído por seleção

passo-a-passo de variáveis,  $p$  está conceitualmente mais próximo do número total de graus de liberdade candidatos a entrarem no modelo durante a etapa de sua construção do que do número efetivamente selecionado para o modelo final. Assim, quanto maior o  $\chi^2$  do modelo (e maior seu poder de explicação), mais próximo  $\hat{C}_{heur}$  tende a ficar de 1. Note-se que  $\hat{C}_{heur}$  é calculado usando-se os mesmos parâmetros usados pelos critérios de informação AIC e BIC, cujos valores foram sempre menores para os modelos alternativos 1 e 2 do que para os modelos alternativos NNIS.

O benefício da extensão e da revisão dos modelos também é explicado analisando-se individualmente as variáveis retidas nos modelos. Em modelos de regressão logística, Moons *et al.* (2004) observaram que preditores mais fortes (*i.e.*, com valores  $p$  baixos) tendem a carregar pouco sobreajuste, resultando em fatores de redução mais próximos da unidade. Contrariamente, os coeficientes dos preditores mais fracos (*i.e.*, com valores  $p$  relativamente mais altos) e os preditores com prevalência baixa na casuística (que apresentam comumente comportamento mais instável) tendem a mostrar maior sobreajuste (MOONS *et al.*, 2004). Ao comparar os pontos de corte alternativos escolhidos para os modelos alternativos 1 e 2 com os pontos de corte das variáveis do índice NNIS (TAB. 1, 15, 29, 43), é possível observar que, geralmente, resultaram em maior prevalência do fator de risco na casuística (*e.g.*, prevalência de escore da ASA  $\geq 3 = 1,3\%$  *vs.* escore da ASA  $\geq 2 = 13,9\%$  em outras operações do aparelho geniturinário, TAB. 1) e em valores  $p$  menores, justificando assim o menor sobreajuste dos modelos revisados e dos estendidos.

É interessante notar que o escore da ASA não foi admitido nos modelos de **outras operações do aparelho geniturinário** (TAB. 2) e de **histerectomia abdominal** (TAB. 44) quando foram usados os pontos de corte do índice NNIS. Já após a recategorização, o escore da ASA foi admitido nos modelos alternativos 1 (TAB. 5 e 47). A recategorização do escore da ASA aumentou a prevalência deste fator de risco na amostra (TAB. 1 e 43), tornando a distribuição dos seus valores menos desbalanceada e trazendo maior estabilidade e significância estatística para esta variável, o que resultou, por fim, na seleção do fator para os modelos.

### 6.3 CONSIDERAÇÕES SOBRE A INTERPRETAÇÃO DOS COMPONENTES DA VALIDAÇÃO DOS MODELOS: VALIDAÇÃO EXTERNA

A **transportabilidade** se refere à acurácia do modelo para reproduzir seu desempenho em pacientes que diferem, em uma ou mais características sistemáticas, dos pacientes da amostra de desenvolvimento do modelo. Testar a transportabilidade de um modelo é **validar externamente** o grau em que ele prediz acuradamente um evento em uma amostra retirada de uma população diferente daquela que originou a amostra de desenvolvimento do modelo, ou em dados coletados por métodos diferentes aos usados na amostra de desenvolvimento (JUSTICE *et al.*, 1999).

Enquanto a falta de reprodutibilidade decorre do sobreajuste aos dados, a falta de transportabilidade é produto do subajuste do modelo (JUSTICE *et al.*, 1999). O subajuste ocorre quando preditores importantes do desfecho são omitidos durante a etapa de construção do modelo, ou quando outros perdem seu poder de predição em amostras vindas de populações com comportamento diferente ao da amostra de desenvolvimento (JUSTICE *et al.*, 1999). O subajuste dos modelos clínicos é fenômeno frequente na prática.

Horwitz & Ferleger<sup>8,9</sup> (1980 *apud* BRAITMAN; DAVIDOFF, 1996, p. 412) notaram que “a maior parte das predições tem como pressuposto básico ‘se as tendências atuais continuassem...’ Infelizmente, não é isso que geralmente acontece”. Para que um modelo apresente bom desempenho em contextos diversos, todos os fatores que influenciam o desfecho devem ser incluídos no modelo ou ter a mesma distribuição que na amostra usada para o seu desenvolvimento. Diferenças entre os países e/ou através do tempo tornam esta condição pouco provável na prática (HARRISON *et al.*, 2006). O modo específico em que a amostra de validação difere da amostra de desenvolvimento determina o componente da transportabilidade que é desafiado, sendo os mais frequentes os componentes histórico, geográfico e metodológico (JUSTICE *et al.*, 1999).

No presente estudo, ao avaliar os escores prognósticos em conjuntos de dados coletados em época mais recente que a amostra de desenvolvimento, o principal componente da transportabilidade desafiado foi o **histórico**. Nas últimas décadas, o

---

<sup>8</sup> HORWITZ, L.; FERLEGER, L. *Statistics for Social Change*. Boston: South End Press; 1980:20.

<sup>9</sup> Documento original em inglês.

melhor entendimento da patogenia das ISC e o conhecimento de novos fatores de risco levaram à definição de protocolos de prevenção das ISC baseados em evidências, especialmente de profilaxia antibiótica e de esterilização de instrumental cirúrgico (MANGRAM *et al.*, 1999). A aplicação destes protocolos, diretamente ligada à qualidade dos cuidados assistenciais dispensados pelos hospitais, representa importante diferença no risco extrínseco de ISC entre os pacientes das amostras de desenvolvimento e de validação. As implicações no desempenho dos escores nas amostras de validação são discutidas na próxima seção.

Outro componente desafiado foi o **metodológico**. Ao longo dos anos do estudo, a vigilância das ISC nas instituições participantes foi sempre realizada por pessoas treinadas, sem que tenham acontecido mudanças nos métodos de busca das ISC nem nas definições das variáveis do índice NNIS. Entretanto, a vigilância das ISC está intrinsecamente sujeita a erros de classificação dos fatores de risco e a diferenças na interpretação dos critérios diagnósticos das infecções, especialmente em estudos com tempos de seguimento prolongados, nos quais participam diferentes examinadores em momentos diferentes do acompanhamento (CARDO *et al.*, 1993). Os erros de classificação causam maior impacto quando ocorrem de forma sistemática. Mas, mesmo quando o erro de classificação acontece de modo aleatório, atenua as associações entre os fatores de risco e o desfecho em direção à hipótese nula de não associação.

Dos estudos que já propuseram modificações ao índice NNIS, ou ainda modelos alternativos de ajuste do risco de ISC (vide seção 2.6), apenas dois tiveram seu desempenho avaliado em amostras diferentes das usadas para o desenvolvimento. O escore alternativo de infecção da esternotomia em pacientes revascularizados descrito na Austrália por Friedman *et al.* (2007b) (vide seção 2.6, p. 69) foi recentemente avaliado nos Estados Unidos em pequeno estudo caso-controle aninhado (CHEN *et al.*, 2010). Esta avaliação atestou menor discriminação do escore alternativo ( $A_{ROC}$  0,62) e maior discriminação do índice NNIS ( $A_{ROC}$  0,57) (CHEN *et al.*, 2010) que no estudo original ( $A_{ROC}$  0,64 e 0,52, respectivamente) (FRIEDMAN *et al.*, 2007b). Também em estudo caso-controle, Batista *et al.* (2006) avaliaram o benefício da estratégia proposta em 2001 por Kaye *et al.* (2001) (vide seção 2.6, p. 73), que consistia em retirar do índice NNIS o escore da ASA e substituí-lo por escore de doença crônica, definido pelo padrão de prescrição de medicações para tratamento de doenças crônicas no dia da admissão hospitalar. Aplicando o escore alternativo em pacientes submetidos a cirurgia de revascularização do miocárdio entre 1999 e 2001, no mesmo hospital usado para o



desenvolvimento do escore, observaram coeficiente  $G$  de 0,19 para o escore alternativo e 0,07 para o índice NNIS (BATISTA *et al.*, 2006).

Pela comparação do desempenho dos escores alternativos nas amostras de desenvolvimento (TAB. 11, 25, 39 e 53) e de validação (TAB. 14, 28, 42 e 56), é possível observar que muitos escores se desempenharam significativamente pior ao serem aplicados em amostras diferentes, mesmo que vindas dos mesmos hospitais. Isto reforça a necessidade de avaliações mais abrangentes dos modelos antes de serem propostos como alternativos ao índice NNIS.

#### **6.4 CONSIDERAÇÕES SOBRE A INTERPRETAÇÃO DO DESEMPENHO DOS ESCORES PROGNÓSTICOS DE INFECÇÃO DO SÍTIO CIRÚRGICO**

A análise do QUADRO 3 permite distinguir dois grupos de medidas aplicadas ao índice NNIS e aos escores prognósticos alternativos para avaliar seu desempenho nas amostras de validação. Num primeiro grupo, formado pelo coeficiente  $G$ , o escore de Brier, a  $A_{ROC}$  e a calibração de Cox, o desempenho é medido em função da proximidade do valor da estatística em relação a um “valor ideal” de referência. Pode-se dizer que o modelo apresenta uma meta a ser alcançada, e que seu desempenho pode ser julgado em função da proximidade a essa meta, que nunca pode ser transposta. Já no segundo grupo de medidas, formado pela estatística  $\chi^2$  e pelo teste de Cuzick, o modelo deve superar um limiar inferior para que seu desempenho seja considerado diferente da hipótese nula. Entretanto, a partir deste limiar inferior, não existe valor máximo a ser atingido, e o desempenho só pode ser definido em termos comparativos, confrontando-se os valores das estatísticas com os de outro(s) modelo(s).

Em termos gerais, se comparados os valores do coeficiente  $G$ , do escore de Brier, das  $A_{ROC}$  e da calibração de Cox do índice NNIS e dos escores prognósticos alternativos nas amostras de validação (TAB. 14, 28, 42 e 56) com os valores considerados ideais (QUADRO 3), a conclusão mais imediata sugeriria baixo desempenho dos modelos, mesmo para os escores alternativos 2. Porém, no caso específico do índice NNIS e dos escores prognósticos alternativos, a interpretação do desempenho é bem mais complexa e merece considerações adicionais. Conceitualmente, o baixo desempenho de um modelo de risco pode ser atribuído a dois fatores principais:

a) ao baixo poder de explicação das variáveis incorporadas nos modelos; e b) à não inclusão de variáveis importantes para explicar a ocorrência do evento de interesse (JUSTICE *et al.*, 1999; MILLER *et al.*, 1991). Esta conceituação pode ser aplicada para entender o aparente baixo desempenho dos modelos de risco de ISC.

Sobre o primeiro ponto, é fundamental, para a correta interpretação do desempenho do índice NNIS e dos escores prognósticos alternativos de ISC, consignar a proporção de ISC diagnosticadas pela vigilância extra-hospitalar (GASTMEIER, 2006; MANNIËN *et al.*, 2006; THIBON *et al.*, 2002). A proporção de ISC diagnosticadas após a alta hospitalar do paciente impacta no desempenho dos escores através de um fator que não diz respeito ao mérito propriamente dito dos escores, pois está mais ligado à eficiência da metodologia de vigilância das ISC usada pela CCIH. É importante lembrar que os índices SENIC e NNIS foram criados e validados numa época em que a ocorrência das ISC fora do hospital não era amplamente reconhecida. O índice SENIC foi inteiramente derivado a partir de ISC que se manifestaram durante a permanência hospitalar dos pacientes (HALEY *et al.*, 1985b), e a validação original do índice básico NNIS foi feita em amostra de hospitais em que apenas 30% tinham algum tipo de programa de vigilância extra-hospitalar das ISC (CULVER *et al.*, 1991). Para participar do sistema NNIS, não era exigida dos hospitais a condução de qualquer tipo de vigilância extra-hospitalar das ISC (GAYNES *et al.*, 2001). Conseqüentemente, a vigilância extra-hospitalar no sistema NNIS não era padronizada, e a completude e precisão destas informações eram irregulares (GAYNES *et al.*, 2001; KLEVENS *et al.*, 2007). Isto resultou, certamente, em considerável subdetecção das ISC que se manifestam fora do hospital (KLEVENS *et al.*, 2007), como corroborado pelo fato de que apenas 16% de todas as ISC diagnosticadas entre 1994 e 1998 no sistema NNIS foram detectadas pela vigilância extra-hospitalar (GAYNES *et al.*, 2001). Assim, a validade dos índices SENIC e NNIS para as ISC de início tardio nunca foi abordada pelo sistema NNIS. Estudos mostram que o potencial de contaminação, o escore da ASA e a duração da cirurgia, junto com outros fatores de risco tradicionais de ISC, como o diabetes mellitus, a cirurgia de urgência e o uso de drenos, têm associação fraca com as ISC de desenvolvimento tardio, detectadas por vigilância extra-hospitalar (BYRNE *et al.*, 1994; DANEMAN *et al.*, 2010; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2001b; MEDINA-CUADROS *et al.*, 1996; OLIVEIRA; CARVALHO, 2004; REID *et al.*, 2002; WEIGELT *et al.*, 1992). Delgado-Rodríguez *et al.* (2006) observaram  $A_{ROC}$  0,52 e 0,69 quando o índice NNIS foi usado para prognosticar a ocorrência de ISC após a alta hospitalar e durante a permanência hospitalar do paciente, respectivamente.

A vigilância extra-hospitalar identifica ISC que tendem a localizar-se mais frequentemente em estratos de risco NNIS baixos, e estudos atestam ausência de associação, ou até mesmo redução, das taxas de ISC pós-alta hospitalar conforme o aumento da faixa de risco NNIS (AVATO; LAI, 2002; DANEMAN *et al.*, 2010; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2001b; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2006; PROSPERO *et al.*, 2006). As ISC que se manifestam em pacientes com fatores de risco “clássicos” são mais frequentemente infecções que se apresentam mais cedo após a cirurgia ou em pacientes clinicamente mais graves e com maior permanência hospitalar, tendo, conseqüentemente, maior chance de serem detectadas por meio da vigilância intra-hospitalar (MANNIËN *et al.*, 2006). Assim, em relação à presença ou ausência dos fatores de risco “clássicos” de ISC, os pacientes que desenvolvem ISC após a alta hospitalar são mais parecidos com os que não desenvolvem qualquer infecção do que com os que desenvolvem no hospital (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2001b). Em consequência, é esperado que o índice NNIS e os escores alternativos tenham seu desempenho prejudicado em proporção direta à porcentagem de ISC diagnosticadas após a alta hospitalar. Na análise aqui apresentada, 71% das infecções foram diagnosticadas fora do hospital, sendo esperado que isto reduza o desempenho dos modelos prognósticos estudados.

Em relação à não incorporação de outras variáveis importantes nos escores prognósticos, deve-se enfatizar que modelos de ajuste do risco de ISC estão destinados a controlar só os efeitos das características intrínsecas do paciente ou do procedimento cirúrgico nas taxas de infecção. Fatores de risco que refletem processos de cuidados (*i.e.*, extrínsecos aos pacientes) devem ser deliberadamente excluídos dos modelos, pois o controle por estes fatores irá mascarar, ao invés de revelar, diferenças na qualidade dos cuidados entre instituições ou cirurgiões (GEUBBELS *et al.*, 2006b; KWAAN, 2010). Um destes fatores é, por exemplo, o uso correto de antibióticos profiláticos. O uso de profilaxia antibiótica conforme protocolo reduz a incidência de ISC e a emergência de bactérias resistentes aos antibióticos, e é essencialmente dependente de processos hospitalares (TURNBULL *et al.*, 2005). Assim, é um reconhecido indicador da qualidade do processo assistencial (BRATZLER *et al.*, 2005; DÍAZ-AGERO PÉREZ *et al.*, 2009; PRADO *et al.*, 2002). Neste sentido, a consideração do uso de profilaxia antibiótica como variável candidata para melhorar o desempenho do índice NNIS, defendido por Culver *et al.* (1991) e por outros autores (KAGEN *et al.*, 2007; KIVI *et al.*, 2008; VERNET *et al.*, 2004), é conceitualmente incorreta (KWAAN, 2010).

Se o ajuste do risco de ISC deve ser feito apenas por fatores intrínsecos, então a capacidade de predição do índice NNIS e dos escores prognósticos alternativos nunca poderá ser perfeita (GEUBBELS *et al.*, 2006b). Conseqüentemente, as metas de “valores ideais” de desempenho listadas no QUADRO 3 nunca poderão ser atingidas. Ora, é naturalmente impossível saber que proporção do “risco total de ISC” é determinada por fatores intrínsecos ou por fatores extrínsecos. Assim, quando lidamos com modelos que ajustam deliberadamente apenas uma parte do risco de ISC, não é possível afirmar que o desempenho dos modelos é bom ou é ruim só pela comparação com um “valor ideal” de referência, pois este desempenho será, sempre, necessariamente incompleto. Por isto, todas as medidas de desempenho detalhadas devem ser interpretadas em termos comparativos (*i.e.*, melhor ou pior desempenho em relação a outro modelo).

O observado com as medidas de calibração dos escores alternativos nas amostras de validação (TAB. 14, 28, 42 e 56) serve para ilustrar pontos importantes da discussão precedente. Embora, genericamente falando, a boa calibração de um modelo seja característica desejável, é importante notar que para um escore prognóstico que pretende ajustar o risco de ISC apenas por fatores intrínsecos ao paciente, deixando livres fatores dependentes da qualidade dos cuidados assistenciais, a falta de calibração nas amostras de validação deve ser interpretada com muita cautela. Para que um escore prognóstico apresente boa calibração, todos os fatores que influenciam no desfecho (incluindo fatores associados ao paciente e à qualidade dos cuidados) devem ou bem ser incluídos no modelo, ou bem ter a mesma distribuição e comportamento nas amostras de desenvolvimento e de validação (HARRISON *et al.*, 2006). Por este motivo, quando um hospital inicia um programa de garantia da qualidade hospitalar, incorpora processos de cuidados (extrínsecos aos pacientes) que reduzem o risco de ISC e podem se manifestar em falta de calibração de modelos construídos em hospitais que não usam estes programas. Durante os anos transcorridos de coleta de dados para este estudo, os hospitais participantes consolidaram programas de garantia da qualidade hospitalar cujo principal foco era o controle das IACS. Em particular, afiançaram-se protocolos de antibioticoprofilaxia e técnicas de controle de qualidade da esterilização do instrumental cirúrgico, sendo este, certamente, um dos motivos para a ausência de calibração dos escores prognósticos alternativos nas amostras de validação. Apoia esta hipótese o fato de que as taxas de ISC foram sempre menores nas amostras de validação do que nas amostras de desenvolvimento, bem como a observação de que o componente  $\hat{\alpha}_{\text{Cox}}$  foi o maior responsável pela falta de calibração de muitos escores prognósticos. Neste

particular sentido, a ausência de calibração é desejável, pois não necessariamente reflete um aspecto negativo do modelo de ajuste, mas aspecto positivo dos hospitais.

A calibração inadequada do índice NNIS nas amostras de validação também pode ser interpretada em sentidos diametralmente opostos. Decidir qual destes sentidos é o que explica realmente o comportamento observado requer alto grau de introspecção por parte do pesquisador. A aceitação do pressuposto de que as taxas de ISC publicadas pelo sistema NNIS representam o melhor parâmetro de comparação possível para nossos hospitais, reflexo dos mais altos padrões de qualidade assistencial, metodológico e de vigilância epidemiológica, obriga a aceitar que o desempenho deficiente do índice NNIS em termos de calibração (e de outras medidas que usam probabilidades, como o  $\bar{B}$  escalado) é fruto da má qualidade assistencial dispensada nos hospitais locais. Isto implicaria que a procura por referenciais internos de comparação (*i.e.*, os escores prognósticos alternativos) nada mais seria do que um artifício estatístico para burlar o melhor referencial, mudando o patamar para padrão de pior qualidade em que se encaixam os hospitais locais. Para Burke (2003), o sistema NNIS pode ser visto como referencial válido só quando é assumido que seus hospitais possuem programas de controle das IACS com todos os componentes de efetividade necessários. O conjunto das evidências publicadas, entretanto, acode numa direção que conduz a interpretação diferente. A documentação do desempenho fraco do índice NNIS numa variedade de situações no Brasil e mundo afora (vide seções 2.5 e 2.6) e o papel desconhecido da vigilância extra-hospitalar no sistema NNIS (KLEVENS *et al.*, 2007) sugerem que o índice, tal como é definido pelo sistema NNIS, não ajusta eficientemente o risco de ISC na nossa população, tornando questionável seu uso como parâmetro de comparação do desempenho hospitalar no nosso meio (BISCIONE, 2008, 2009; NOGUEIRA, 2009) e em muitos outros contextos (VANDENBROUCKE-GRAULS; SCHULTSZ, 2002). De acordo com Gastmeier (2004), para que conclusões apressadas não sejam tiradas, “[...] é crucial que os hospitais se mantenham flexíveis e usem os padrões de vigilância mais apropriados para sua própria situação individual”.<sup>10</sup> Em suma, a observação de que os escores alternativos 1 melhoraram o desempenho do índice NNIS sugere que a fraca performance do índice NNIS nas amostras de validação não se deveu apenas à exclusão do componente de risco extrínseco de ISC, mas também à especificação deficiente do componente de risco intrínseco de ISC dos nossos hospitais.

---

<sup>10</sup> Documento original em inglês.

Durante a etapa de construção dos modelos logísticos e dos escores alternativos, diversas medidas de desempenho foram usadas para avaliar os benefícios relativos fornecidos pela revisão e pela extensão das variáveis do índice NNIS. Observou-se que a extensão dos modelos logísticos pela incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar esteve associada com desajuste aos dados dos modelos de **outras operações do aparelho geniturinário, outras operações do sistema musculoesquelético e histerectomia abdominal**. Contudo, isto não impediu que, com poucas exceções, outras medidas de desempenho mostrassem benefícios consistentes dos modelos e dos escores alternativos 2 em relação aos escores alternativos NNIS e 1. Isto vem reforçar um conceito já conhecido na literatura epidemiológica, frisado por Altman & Royston (2000, p. 454, tradução do autor), sobre a interpretação do desempenho dos modelos prognósticos: “A utilidade [de um modelo] é determinada por quão bem ele se desempenha na prática, e não pela quantidade de zeros presentes nos valores p associados”.<sup>11</sup> Aqui, reconhece-se uma concepção pragmática da validade: um modelo “estatisticamente inválido” pode ainda proporcionar informação clínica útil e ser considerado “cl clinicamente válido”, mas, certamente, um modelo “estatisticamente válido” não terá qualquer utilidade se não for “cl clinicamente válido” (ALTMAN & ROYSTON, 2000). Nada impede que um bom preditor possa incluir variáveis “não significativas”, excluir outras que são “significativas” e, ainda, incluir coeficientes sistematicamente viciados (COPAS, 1983). Neste sentido, Stone (1974, p. 113) (tradução do autor) lembra: “Uma predição não é nem verdadeira nem falsa; seria mais correto dizer que, num sentido amplo, ela se desempenha bem ou mal”.<sup>11</sup> Por este motivo, embora os pressupostos e limitações dos modelos multivariados sejam importantes, eles podem ser considerados de importância secundária quando os modelos são usados com o propósito de fornecer predições conjuntas sobre a ocorrência de um evento (CONCATO *et al.*, 1993).

Outro aspecto importante do desempenho dos modelos prognósticos é ilustrado nos resultados da TAB. 42, referente a **outras operações do sistema musculoesquelético**. A comparação dos valores do coeficiente  $G$  e do teste de Cuzick do índice NNIS e do escore alternativo 2 não ponderado pareceria sugerir que o índice NNIS se desempenhou melhor que o escore alternativo 2. Entretanto, os valores da discriminação, do  $\bar{B}$  escalado, da estatística  $\chi^2$  do modelo e, especialmente, da calibração, favorecem o escore alternativo 2, sugerindo uma conclusão, bem mais robusta, em

---

<sup>11</sup> Documento original em inglês.

sentido oposto ao anterior. Isto demonstra que a avaliação do desempenho de um modelo prognóstico é multidimensional, e que a consideração de aspectos isolados pode levar a conclusões errôneas quanto ao seu desempenho (HARRISON *et al.*, 2006). Pela forma como o coeficiente  $G$  trata os empates (vide seção 4.7.4), faixas de risco dominantes localizadas nos extremos da distribuição de valores do escore tendem a aumentar a magnitude da estatística  $G$  (GOODMAN; KRUSKAL, 1954; MAIMON, 1978), sem que isto se associe necessariamente com maior discriminação ou calibração do escore. Comparando-se a distribuição dos valores do índice NNIS e do escore alternativo 2 em questão (TAB. 41), é possível perceber que este último dispersou mais suavemente os valores ao longo das faixas de risco, melhorando a discriminação e a calibração, mas reduzindo seu coeficiente  $G$ . Ao analisar os estudos publicados que avaliaram o desempenho do índice NNIS e de modelos alternativos de risco de ISC (vide seções 2.5 e 2.6), observa-se que a maioria deles utilizou ou bem uma abordagem qualitativa (*i.e.*, o aumento do risco de ISC com cada faixa de risco), ou bem apenas uma medida de desempenho, sendo quase sempre o coeficiente  $G$  ou a  $A_{ROC}$ , com escassos estudos que usaram as duas medidas simultaneamente ou ainda outras medidas de desempenho. Os resultados aqui apresentados mostram ser essa uma estratégia de avaliação insuficiente e simplista, pois teria conduzido a interpretação diferente daquela sugerida quando foram consideradas todas as medidas de desempenho de forma conjunta.

Esta ausência de avaliações abrangentes torna muito difícil a comparação dos benefícios dos modelos prognósticos alternativos de ISC propostos na literatura em relação aos benefícios observados dos escores alternativos desta pesquisa. Em dados da rede PREZIES (QUADRO 2 e seção 2.6), a incorporação de preditores do risco de ISC adicionais às variáveis do índice NNIS resultou, frequentemente, em modelos significativamente mais complexos. Apesar desta maior complexidade, o aumento da  $A_{ROC}$  variou discretamente entre 0,01 e 0,20 (GEUBBELS *et al.*, 2006b; KIVI *et al.*, 2008). Outros exemplos, sempre mostrando incrementos discretos ( $\leq 0,16$ ) na  $A_{ROC}$ , podem ser consultados na seção 2.6. No presente estudo, a melhora na discriminação dos escores alternativos 2 não ponderados, em relação ao índice NNIS, manifestou-se em incrementos das  $A_{ROC}$  que variaram entre 0,05 e 0,24 nas amostras de validação. Já para a estatística  $G$ , o escore alternativo 2 não ponderado de outras operações do sistema musculoesquelético apresentou magnitude 0,056 menor que o índice NNIS (TAB. 42), mas o de outras operações do aparelho geniturinário (TAB. 14) e o de histerectomia abdominal (TAB. 56) aumentaram sua magnitude em 0,204 e 0,285, respectivamente. A

estatística  $G$  de outras operações do sistema tegumentar, não calculável para o índice NNIS por apresentar apenas uma faixa de risco, foi de 0,628 (TAB. 28). Estes incrementos se comparam favoravelmente em relação a outros modelos alternativos descritos na literatura (seção 2.6).

## 6.5 CONSIDERAÇÕES SOBRE AS VARIÁVEIS DO ÍNDICE NNIS (NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE)

O ideal seria que sistemas de estratificação do risco de ISC, usados para ajustar comparações entre instituições ou cirurgiões, usassem fatores de risco pré-operatórios intrínsecos aos pacientes e aos procedimentos. Naturalmente, modelos que incluem fatores intraoperatórios tendem a mostrar maior acurácia nas suas predições. Entretanto, como subproduto, podem introduzir incidentalmente fatores de risco extrínsecos aos pacientes. Ao fazer isto, o fator de risco extrínseco é controlado pelo modelo, ao invés de denunciado (FRIEDMAN *et al.*, 2007b). Este ponto é crítico para o sucesso do modelo, mas foi negligenciado por muitos autores que propuseram sistemas alternativos ao índice NNIS. Mais crítico ainda, este ponto é abordado de forma liberal no próprio índice NNIS. O grau de contaminação do sítio cirúrgico usado no índice NNIS é definido após terminada a cirurgia, e quebras maiores da técnica cirúrgica ou asséptica são incluídas (ANEXO C). Portanto, a intervenção do cirurgião **durante** o procedimento pode aumentar a classificação de um sítio cirúrgico por falta de técnica adequada, mascarando, ao invés de evidenciando, a falha no processo assistencial. É desconhecido em que medida as quebras nas técnicas operatória ou asséptica podem afetar a classificação dos sítios cirúrgicos e as taxas de ISC. Cardo *et al.* (1993) observaram que uma ou mais quebras maiores da técnica asséptica ocorrem com frequência relativamente baixa (4,8%) na sala cirúrgica e, portanto, a exclusão destes eventos teria pouco efeito na classificação dos sítios cirúrgicos e nas taxas de ISC. Entretanto, a incidência de quebras maiores é desconhecida em nosso meio, e sua exclusão da definição do potencial de contaminação parece prudente e coerente do ponto de vista teórico. Assim, visando ao ajuste do risco de ISC apenas por fatores de risco intrínsecos, nesta pesquisa usou-se o potencial de contaminação presente no início da cirurgia, ainda



sem intervenção do cirurgião (vide seção 4.4), a exemplo de outros autores (LEAPER *et al.*, 2004).

Alguns autores questionam o uso da duração da cirurgia como variável de ajuste do risco de ISC. Um estudo de Muilwijk *et al.* (2007) mostrou que a chance ajustada de que um cirurgião superasse o percentil 75 da duração de uma determinada cirurgia guardava relação inversa com o volume de cirurgias que ele realizava. Isto sugere que a duração da cirurgia poderia intermediar a associação entre volume operatório do cirurgião e risco de ISC: cirurgiões com baixo volume operatório (que é um fator de risco extrínseco para ISC, pois depende dos processos de cuidados assistenciais) levariam a durações prolongadas dos procedimentos, aumentando o risco de ISC (MUILWIJK *et al.*, 2007; WURTZ *et al.*, 2001). Assim, o ajuste pela duração prolongada do procedimento esconderia, ao invés de evidenciar, a associação existente entre a falta de experiência do cirurgião e o risco de ISC (MUILWIJK *et al.*, 2007). Esta possibilidade já tinha sido reconhecida por Culver *et al.* (1991) na descrição original do índice NNIS.

## **6.6 CONSIDERAÇÕES SOBRE A CONSTRUÇÃO DOS ESCORES ALTERNATIVOS DE RISCO DE INFECÇÃO DO SÍTIO CIRÚRGICO**

O principal determinante da disseminação mundial do índice NNIS é sua simplicidade. Ela torna viável a aplicação do índice na vigilância epidemiológica rotineira, e até mesmo em bases de dados administrativos populacionais, por meio da identificação de variáveis substitutivas (DANEMAN *et al.*, 2009). Para manter ao máximo possível a simplicidade, reprodutibilidade e credibilidade clínica dos escores prognósticos descritos neste estudo, duas estratégias, usadas na construção do próprio índice NNIS, foram mantidas: a construção de modelos de efeitos principais e a categorização das variáveis preditoras.

A primeira destas implica na decisão de não incorporar nos modelos interações entre variáveis explicativas, potencialmente importantes para explicar o risco de ISC. A incorporação de termos de interação nos modelos de regressão logística é equivalente a testar o pressuposto de aditividade das variáveis explicativas na escala log odds (STEYERBERG *et al.*, 2001a). Dito de outro modo, não investigar termos de

interação em modelos de regressão logística assume que o efeito das variáveis preditoras no logito da variável resposta é rigorosamente linear. Este pressuposto não é necessariamente verdadeiro, especialmente em sistemas biológicos, em que a interação entre as variáveis explicativas pode ser complexa. O uso de termos de interação pode melhorar o ajuste de um modelo de regressão logística. Nesta pesquisa, interações entre o indicador de vigilância extra-hospitalar e outros preditores melhoraram significativamente o ajuste dos modelos de **outras operações do aparelho geniturinário e outras operações do sistema musculoesquelético** (dados não mostrados). Entretanto, a interpretação clínica das interações nem sempre é intuitiva e, ao mesmo tempo em que podem melhorar o ajuste, também podem comprometer a credibilidade clínica.

A categorização das variáveis explicativas do índice NNIS aumenta não só a simplicidade na aplicação rotineira, como também a reprodutibilidade. Em estudo clássico, Cardo *et al.* (1993) estudaram a acurácia com a qual enfermeiras circulantes do Centro Médico Regional de Memphis alocavam os sítios cirúrgicos em uma das quatro categorias do potencial de contaminação. Observaram maior concordância com a classificação feita por um observador independente quando o potencial de contaminação era dicotomizado (*i.e.*, sítios limpos ou potencialmente contaminados *vs.* contaminados ou infectados) que quando era usado com quatro categorias. Fato análogo pode esperar-se com a classificação do estado físico dos pacientes segundo o escore da ASA. O escore da ASA é baseado em critérios clínicos subjetivos, e diversos estudos atestaram baixa concordância interobservador na alocação de pacientes a uma das cinco categorias do escore (ARONSON *et al.*, 2003; MAK *et al.*, 2002; OWENS *et al.*, 1978), fato que pode conspirar contra sua precisão para refletir a suscetibilidade intrínseca do paciente. Foram citadas como principais fontes dessa variabilidade a idade, a obesidade, o tabagismo, a gravidez, a natureza da cirurgia e as lesões ou doenças agudas de início próximo à cirurgia em pacientes previamente hígidos (ARONSON *et al.*, 2003; OWENS *et al.*, 1978). Salemi *et al.* (1997) constataram que o erro de classificação mais frequente é a alocação do paciente à categoria 3 em lugar da categoria 2 do escore da ASA. Isto reflete discrepâncias ou erros de interpretação sobre o que deve ser considerado “doença sistêmica grave” ou “doença sistêmica moderada” (ANEXO D). Estas discrepâncias entre observadores são potencialmente importantes, pois podem afetar a estratificação das taxas de ISC pelo índice básico NNIS (SALEMI *et al.*, 1997).

Entretanto, sabe-se que tanto o uso de efeitos principais quanto a categorização de preditores podem sacrificar o poder de predição dos modelos. No

primeiro caso, porque interações biológicas potencialmente importantes são ignoradas pelo pesquisador. No segundo, porque a compressão de variáveis categóricas ou a categorização de preditores numéricos implica necessariamente em perda de informação (STEYERBERG *et al.*, 2001a). Assim, a construção de modelos de predição clínica implica sempre num compromisso entre simplicidade, reprodutibilidade, credibilidade clínica, e rigor estatístico e metodológico (ALTMAN; ROYSTON, 2000).

Outra questão metodológica importante se refere à escolha dos pontos de corte alternativos. Embora fossem sempre priorizados pontos de corte alternativos definidos no sentido ordinal das variáveis, isto não foi possível para o potencial de contaminação dos procedimentos **outras operações do aparelho geniturinário e histerectomia abdominal**. Nestas operações, os sítios potencialmente contaminados apresentaram menor risco de ISC que os limpos, contaminados e infectados, nas amostras de desenvolvimento (TAB. 1 e 43) e nas de validação (TAB. 12 e 54). A ausência de aumento do risco de ISC com cada aumento do potencial de contaminação não é observação inédita deste estudo, tendo sido já observada por outros autores (ARIAS *et al.*, 2003; DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2001a; ERCOLE, 2006; GEUBBELS *et al.*, 2000; HERNANDEZ *et al.*, 2005; KASATPIBAL *et al.*, 2006; NGUYEN *et al.*, 2001; OLIVEIRA *et al.*, 2006; ROUMBELAKI *et al.*, 2008; WEISS *et al.*, 1999). Em particular, outros autores já reportaram menor risco de ISC em sítios potencialmente contaminados em relação aos limpos, contaminados ou infectados (DELGADO-RODRÍGUEZ *et al.*, 2001a; GEUBBELS *et al.*, 2000; KASATPIBAL *et al.*, 2006; NGUYEN *et al.*, 2001; WEISS *et al.*, 1999). O fato de esta associação ter se apresentado nas amostras de desenvolvimento e de validação, e em procedimentos clinicamente relacionados (*i.e.*, outras operações do aparelho geniturinário e histerectomia abdominal), sugere que possa tratar-se de associação real, decorrente de característica comum a estes procedimentos, e não de associação espúria decorrente da variação aleatória dos dados. O uso diferencial de antibióticos profiláticos e/ou terapêuticos de acordo com o potencial de contaminação é mecanismo que pode explicar o aumento não ordinal do risco de ISC. Pacientes com feridas limpas ou potencialmente contaminadas tendem a receber antibióticos profiláticos, enquanto pacientes com feridas contaminadas ou infectadas recebem geralmente antibióticos em regimes de tratamento (Di LEO *et al.*, 2009).

Quanto aos pontos de corte alternativos da duração da cirurgia, eles pareceram refletir o comportamento das casuísticas de forma mais estável que os

pontos de corte  $T$  do sistema NNIS. De acordo com Moro *et al.* (2005), o perfil específico de procedimentos incluídos em cada categoria de procedimento NNIS explica as diferenças nas distribuições da duração da cirurgia entre o sistema NNIS e os hospitais que não participam deste sistema.

Uma preocupação abordada durante a construção dos modelos prognósticos se refere à natureza desbalanceada dos dados e à ocorrência esparsa de ISC. Sabe-se que estas configurações dos dados podem retornar resultados inconsistentes quando os coeficientes dos modelos logísticos são estimados pelo MMV. O MCE surge, nestas situações, como alternativa metodológica razoável (AGRESTI, 2001; MEHTA; PATEL, 1995). Infelizmente, afora conjuntos de dados com separação completa ou quase completa, não existe recomendação formal referente a quando deva optar-se por um método de estimação ou por outro (KING; RYAN, 2002; MATIN, 2006; MEHTA; PATEL, 1995). Nesse contexto, optou-se por conduzir análise da sensibilidade dos coeficientes a diferentes métodos de estimação, como recomendado por alguns autores (CORCORAN *et al.*, 2001; KING; RYAN, 2002; MATIN, 2006; MEHTA; PATEL, 1995). Para todos os modelos prognósticos estudados, os coeficientes de regressão estimados pelo MMV e pelo MCE foram muito similares entre si, enquanto os estimados pelo MMVC mostraram algumas diferenças em relação àqueles, mais marcadas para os coeficientes dos modelos alternativos NNIS e 1 que para os coeficientes dos modelos alternativos 2. King & Ryan (2002) mostraram que as conclusões sugeridas pelo MMV e pelo MCE em regressão logística podem de fato ser muito similares ou muito diferentes dependendo da particular configuração dos dados. Entretanto, não existem estudos que tenham avaliado de forma sistemática a questão do viés na estimação exata dos coeficientes logísticos. Em experimento de simulação, os mesmos autores observaram que, para configurações de dados nas quais os resultados do MMV são inconsistentes, o desempenho do MCE nem sempre é necessariamente satisfatório (KING; RYAN, 2002). A comparação dos resultados dos diferentes métodos de estimação nesta pesquisa mostra que o MMVC trouxe informação adicional, não sugerida pelo MCE, quanto à estabilidade dos coeficientes de regressão do MMV, medida pela variação percentual dos coeficientes e pelas estatísticas  $\hat{\alpha}_{MMV/MMVC}$  e  $\hat{\beta}_{MMV/MMVC}$ . As diferenças observadas entre os diferentes métodos de estimação dos coeficientes e dos valores  $p$  dos modelos nunca indicaram a necessidade de se incluírem ou excluírem variáveis dos modelos em função do particular método de inferência usado, e só esporadicamente sugeriram ponderação diferente para as variáveis dos escores prognósticos. Entretanto, é preciso que pesquisadores que

lidam com eventos raros ou com amostras pequenas ou desbalanceadas reconheçam o impacto potencial da natureza esparsa e desbalanceada dos dados nos resultados dos coeficientes dos modelos de risco.

## 6.7 CONSIDERAÇÕES SOBRE OS ESCORES ALTERNATIVOS ESTENDIDOS

Estudos mostram que entre 32% e 94% das ISC se manifestam após o paciente ter abandonado o hospital, sendo que a maior parte delas é diagnosticada e tratada completamente em regime ambulatorial (BARNES *et al.*, 2006; FERRAZ *et al.*, 1995; MARTINS *et al.*, 2008; NOY; CREEDY, 2002; PETROSILLO *et al.*, 2008; REID *et al.*, 2002; SANDS *et al.*, 1996; WEISS *et al.*, 1999; YOKOE *et al.*, 2001). Assim, a restrição da vigilância epidemiológica ao período de internação do paciente subestima consideravelmente a verdadeira taxa de ISC. Em razão disto, a vigilância extra-hospitalar constitui ferramenta fundamental que possibilita a construção de taxas de ISC mais precisas. Atualmente, os CDC recomendam, mas não exigem, que a vigilância epidemiológica das ISC seja complementada com algum tipo de estratégia de detecção pós-alta hospitalar (NHSN, 2009). No Brasil, entretanto, a maioria dos hospitais interrompe a vigilância das ISC no momento em que o paciente abandona o hospital (MARTINS *et al.*, 2008; OLIVEIRA *et al.*, 2002). A vigilância das ISC após a alta hospitalar não é compulsória na Inglaterra, Alemanha e Holanda (COELLO *et al.*, 2001), e inquérito conduzido em 2004 no Reino Unido indicou que 29% dos hospitais pesquisados realizavam algum tipo de vigilância pós-alta hospitalar, a maior parte deles em especialidades cirúrgicas específicas, usando métodos variados de vigilância (PETHERICK *et al.*, 2006). Na Holanda, grandes esforços estão sendo conduzidos pelo sistema PREZIES na tentativa de padronizar os métodos de vigilância pós-alta hospitalar das ISC. Em 2003, cerca de 70% dos hospitais da rede PREZIES utilizavam algum tipo de vigilância ativa pós-alta hospitalar (MANNIËN *et al.*, 2006). De acordo com Gastmeier (2006), a heterogeneidade na metodologia e, principalmente, na intensidade da vigilância pós-alta hospitalar nos países da rede europeia HELICS dificultam muito comparações pertinentes das taxas de ISC.

O atrito<sup>12</sup> da vigilância extra-hospitalar é problema inerente a qualquer método de vigilância, pois o acompanhamento efetivo depende de características não só do método escolhido e do procedimento realizado, como também de fatores externos ao método (*e.g.*, condição sócio-econômica e nível de educação dos pacientes, disponibilidade de transporte, mobilidade populacional etc.) (KENT *et al.*, 2001). A proporção global de contato telefônico efetivo com o paciente observada neste estudo foi de 54,8%, enquanto em diversos estudos variou de 38% a 93% (KOLUK; JOFFE, 1997; MANIAN; MEYER, 1993; TAYLOR *et al.*, 2003).

O atrito da vigilância extra-hospitalar impõe enormes desafios tanto na interpretação do ajuste de modelos de risco existentes quanto na criação de modelos novos. Muito embora o sistema NNIS tenha enfatizado que, para que a comparação das taxas de ISC entre instituições ou cirurgiões seja válida, é necessário conhecer se foi usada vigilância extra-hospitalar e se o método usado foi o mesmo (GAYNES *et al.*, 2001; MANGRAM *et al.*, 1999), os próprios relatórios do sistema NNIS e do sistema NHSN não fornecem informação a respeito dos métodos de vigilância extra-hospitalar usados pelos hospitais, nem da proporção de pacientes alcançados por essa vigilância (EDWARDS *et al.*, 2009; NNIS, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004). O índice NNIS assume que os pacientes sem ISC detectada durante a permanência hospitalar, e que não são alcançados pela vigilância extra-hospitalar, não desenvolveram de fato a infecção. Nenhum ajuste é incorporado no índice para controlar os efeitos da vigilância extra-hospitalar incompleta. Em franco contraste com esta visão, é amplamente aceito que comparações de taxas de ISC entre hospitais ou entre países só deveriam ser feitas quando é possível considerar a informação sobre a intensidade e a qualidade da vigilância extra-hospitalar (GASTMEIER, 2006; MANNIËN *et al.*, 2006; THIBON *et al.*, 2002).

O problema causado pelo acompanhamento pós-alta hospitalar incompleto nos modelos de risco de ISC tem sido escassamente abordado na literatura. Em coorte de 3075 pacientes cirúrgicos, dos quais 58,8% não receberam acompanhamento pós-alta hospitalar, Thibon *et al.* (2002) observaram diferença absoluta de 0,9% no risco de ISC mensurado quando comparada a taxa de ataque (2,2%) com a incidência de infecção calculada pelo método de sobrevivência de Kaplan-Meier (3,1%), que incorporou a

---

<sup>12</sup> Aqui, atrito se refere à interrupção do acompanhamento do paciente antes de completado o período de seguimento estipulado pelo protocolo de vigilância.

informação dos pacientes censurados<sup>13</sup> ao longo do acompanhamento de 30 dias pós-operatórios. Outros autores têm utilizado uma variável indicadora de vigilância pós-alta hospitalar para derivar estimativas mais precisas em modelos logísticos de risco de ISC, de forma análoga à utilizada neste estudo (ASTAGNEAU *et al.*, 2009; BISCIONE *et al.*, 2007a, 2007b, 2009; GEUBBELS *et al.*, 2006a, 2006b; REILLY *et al.*, 2006; RIOUX *et al.*, 2006). Na França, Rioux *et al.* (2006) avaliaram a incidência de ISC em pacientes cirúrgicos usando modelos de regressão logística ajustados pela duração do acompanhamento pós-operatório (*i.e.*, menor ou maior que 15 dias), observando que o acompanhamento maior que 15 dias esteve associado com chance 1,8 vezes (IC 95% = 1,4-2,2) maior de ter uma ISC detectada. Em dados da rede holandesa PREZIES, Geubbels *et al.* (2006b) descreveram modelos de risco de ISC para diferentes procedimentos, incorporando uma variável indicadora de vigilância pós-alta hospitalar e de vigilância pós-alta hospitalar por métodos não recomendados. Entretanto, existe apenas uma avaliação formal na literatura sobre o impacto desta estratégia no desempenho dos modelos de predição (BISCIONE *et al.*, 2009).

A incorporação de uma variável indicadora de vigilância extra-hospitalar nos modelos de risco permite estimar o risco adicional aproximado de ter uma ISC detectada nos pacientes alcançados pela vigilância extra-hospitalar em relação aos pacientes não alcançados, controlando simultaneamente por outras variáveis presentes no modelo. Este risco está representado, nos modelos logísticos, pela magnitude do coeficiente de regressão ajustado da variável indicadora. Em diversos estudos, a chance de um paciente ter ISC detectada foi entre 1,3 e 5,6 vezes maior quando foi realizada vigilância extra-hospitalar (BISCIONE *et al.*, 2007a, 2007b, 2009; GEUBBELS *et al.*, 2006a; REILLY *et al.*, 2006; RIOUX *et al.*, 2006). O indicador de vigilância extra-hospitalar busca amenizar o efeito do acompanhamento extra-hospitalar incompleto nas taxas de ISC. Assim, protege os hospitais que realizam vigilância extra-hospitalar intensiva de comparações injustas com hospitais que realizam vigilância extra-hospitalar inconsistente (que terão, conseqüentemente, menor risco mensurado de ISC).

A incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar, entretanto, levanta questionamentos sobre o mecanismo que leva à perda do acompanhamento, pois assume que o seguimento extra-hospitalar efetivo teria, nos pacientes não contatados, o mesmo efeito que nos pacientes efetivamente contatados, após o controle

---

<sup>13</sup> Em análise de sobrevivência, entende-se por censura a perda de acompanhamento do paciente antes de ter se manifestado o evento.

por outras variáveis significativas no modelo (BISCIONE *et al.*, 2009). Já foi mencionado que os hospitais deste estudo não realizam qualquer seleção de pacientes candidatos a receber o acompanhamento pós-alta hospitalar. Contudo, isto não elimina a possibilidade de que pacientes não alcançados pela vigilância extra-hospitalar sejam sistematicamente diferentes dos pacientes efetivamente alcançados, configurando um viés de seleção (KENT *et al.*, 2001; POULSEN; MEYER, 1996). Quando estas diferenças se dão na distribuição de variáveis **não observadas** que afetam o risco de ISC, o mecanismo da perda de dados é dito não aleatório (missing not-at-random, em inglês) (LITTLE, 1992). Nessa situação, a incorporação do indicador de vigilância extra-hospitalar (ou qualquer outro recurso baseado nos dados observados) não conseguirá contornar o viés. Infelizmente, na presença de dados ausentes, os dados observados não podem ser usados para distinguir se o mecanismo de perda de informações é aleatório ou não aleatório. Apenas os próprios dados ausentes, que são naturalmente desconhecidos, podem fazer esta distinção (KENWARD; CARPENTER, 2007). Assim, o uso deste indicador descansa em pressupostos não verificáveis nos dados. Contudo, como mencionado na seção 6.4 (p. 181), nada disto invalida o uso deste indicador em modelos de predição, após a constatação de que seu uso de fato melhora o poder de predição do índice NNIS.

Esta mesma preocupação é aplicável também aos demais estudos que usaram o indicador de vigilância extra-hospitalar (ASTAGNEAU *et al.*, 2009; BISCIONE *et al.*, 2007a, 2007b; GEUBBELS *et al.*, 2006a, 2006b; KIVI *et al.*, 2008; RIOUX *et al.*, 2006) e ao estudo de Thibon *et al.* (2002), pois um pressuposto básico da análise de sobrevivência é que a probabilidade de censura do acompanhamento é independente do desfecho. Note-se, também, que quando a informação sobre a vigilância pós-alta hospitalar é manuseada como no índice NNIS (*i.e.*, considerando como não infectados os pacientes não contatados), além de subestimar-se o risco de ISC e de prejudicar aos hospitais que realizam vigilância extra-hospitalar intensiva, o mecanismo de perda do seguimento também é assumido como aleatório (BISCIONE *et al.*, 2009).



## 7 LIMITAÇÕES

A principal limitação deste estudo se refere à validade das ISC diagnosticadas através do contato telefônico. Apesar da reconhecida necessidade de se ter sistemas de vigilância extra-hospitalar das ISC para a correta interpretação e comparação das taxas de ISC, a forma como esta vigilância deve ser conduzida é ainda objeto de intenso debate (PETHERICK *et al.*, 2006).

À diferença das ISC diagnosticadas no hospital, o diagnóstico e tratamento das infecções que se manifestam fora do hospital são dispersos no tempo e no espaço e, especialmente em hospitais privados, desligados dos registros hospitalares, colocando enormes desafios à condução da vigilância epidemiológica. A literatura é abundante na descrição de estratégias utilizadas para a detecção das ISC que se manifestam fora do hospital. Elas incluem, entre outras, o acompanhamento ambulatorial do paciente (COUTO *et al.*, 1998; FERRAZ *et al.*, 1995; OLIVEIRA *et al.*, 2002), a procura por indicadores de ISC em dados administrativos, prontuários eletrônicos automatizados ou prescrições farmacêuticas ambulatoriais de planos de saúde (MINER *et al.*, 2004; SANDS *et al.*, 1996; SANDS *et al.*, 1999; YOKOE *et al.*, 2001), o envio de questionário postal (*i.e.*, carta-resposta) para contato com o paciente e/ou cirurgião (GRAVEL-TROPPER *et al.*, 1995; MANIAN; MEYER, 1997; MITCHELL *et al.*, 1999; SANDS *et al.*, 1996; WHITBY *et al.*, 2002), e o contato telefônico com o paciente (MANIAN; MEYER, 1993; REILLY *et al.*, 2005; STOCKLEY *et al.*, 2001; TAYLOR *et al.*, 2003), usadas de forma isolada ou combinadas de forma sequencial ou simultânea (KENT *et al.*, 2001; MARTINS *et al.*, 2008; NOY; CREEDY, 2002). Infelizmente, as evidências acumuladas na literatura até então não identificaram nenhum método que se mostrasse ao mesmo tempo eficaz, custo-efetivo e universalmente aplicável fora de protocolos clínicos (PETHERICK *et al.*, 2006). Nem mesmo a observação direta em ambulatório de egresso cirúrgico, pois a avaliação geralmente acontece num dia pontual, em que os sinais e sintomas de infecção já podem ter resolvido (BREAM; BLACK, 2009), e porque a taxa de retorno dos pacientes costuma ser incompleta (COUTO *et al.*, 1998; FERRAZ *et al.*, 1995; OLIVEIRA *et al.*, 2002).

Uma das estratégias mais utilizadas para a vigilância epidemiológica extra-hospitalar das ISC tem sido a procura de evidências de ISC com base no relato de sinais e sintomas de infecção por pacientes e/ou cirurgiões, através de contato telefônico e/ou

questionário postal. Entretanto, os dados sobre a precisão do diagnóstico de ISC baseado na interpretação do relato dos pacientes são escassos e conflitantes, e dependem, em grande medida, de diferenças metodológicas (BREAM; BLACK, 2009; PETHERICK *et al.*, 2006). Estudos têm questionado a capacidade dos pacientes para reconhecer sinais e sintomas de ISC. Em estudo publicado por Seaman & Lammers (1991), profissionais de saúde solicitaram a 433 pacientes com lacerações traumáticas suturadas no departamento de urgência, e que retornaram ao hospital para reavaliação, que autoavaliassem o estado das feridas e se pronunciassem sobre a presença de ISC ou sinais individuais de infecção. Para isso, questões simples e diretas destinadas a identificar sinais de infecção foram formuladas. A avaliação dos pacientes reconheceu a presença de ISC com sensibilidade (S) de 52%, especificidade (E) de 92%, valor de predição positivo (VPP) de 26% e valor de predição negativo (VPN) de 97%. Para sinais individuais de infecção (purulência, rubor, tumefação, calor e sensibilidade), os respectivos valores de S, E, VPP e VPN oscilaram entre 42%-68%, 80%-97%, 13%-39% e 88%-98% (SEAMAN; LAMMERS, 1991). Em estudo clássico conduzido entre beneficiários do Harvard Pilgrim Health Care, operados no Brigham and Women's Hospital de Boston, Sands *et al.* (1996) compararam o desempenho de questionário postal enviado ao paciente e ao cirurgião atuante para o diagnóstico de ISC após a alta hospitalar. Os itens do questionário enviado ao paciente eram baseados em questões relativas a tratamento e uso de serviços de saúde por suspeita de ISC, e não na percepção de sinais e sintomas de infecção. O índice de retorno dos questionários foi de 33% para os pacientes e de 79% para os cirurgiões. Mesmo quando os questionários não retornados foram considerados como ausência de ISC, o diagnóstico de ISC baseado na resposta do paciente apresentou melhor desempenho (S = 28%, E = 99%, VPP = 36%, VPN = 99%) que o diagnóstico baseado na resposta do cirurgião (S = 15%, E = 99%, VPP = 28%, VPN = 98%). Quando os questionários não retornados foram excluídos da análise, a S da resposta do paciente aumentou para 68%, enquanto a do cirurgião passou para 17%, mantendo-se os outros parâmetros essencialmente sem alterações (SANDS *et al.*, 1996). Outros estudos confirmaram que os cirurgiões mostram, em geral, maior tendência ( $\geq 70\%$ ) do que os pacientes a retornar os questionários postais, mas omitem com elevada frequência diagnosticar ou declarar as ISC, reduzindo assim a concordância entre o diagnóstico feito pelo paciente e pelo cirurgião (GRAVEL-TROPPER *et al.*, 1995; MANIAN; MEYER, 1997). Os principais motivos para a baixa S do questionário postal enviado ao cirurgião são o acompanhamento pós-operatório do paciente por outro

profissional de saúde, a falta de registro ou esquecimento, e até mesmo o receio de não ter as metas de qualidade assistencial atingidas (NOY; CREEDY, 2002; SANDS *et al.*, 1996). Já em outros estudos, a concordância observada entre pacientes e cirurgiões foi superior (KEELING; MORGAN, 1995; MITCHELL *et al.*, 1999). Mitchell *et al.* (1999) relataram índice de retorno dos questionários > 50% tanto do paciente quanto dos cirurgiões, com elevada concordância ( $\kappa = 0,73$ ) entre ambos no diagnóstico das ISC após cirurgias limpas e contaminadas.

Whitby *et al.* (2007) compararam o diagnóstico de ISC baseado na interpretação do relato do paciente, através de questionário postal padronizado, com a observação direta das feridas no domicílio do paciente por enfermeiras experientes. O diagnóstico de ISC era aceito na presença (autoferida) de febre e tumefação ou rubor, ou secreção purulenta pela ferida, ou em caso em que o médico assistente prescrevesse tratamento antibiótico por suspeita de ISC. Observaram que o diagnóstico de ISC com base no relato do paciente forneceu alta S e VPP (83,3%) e alta E e VPN (98,1%), com índice  $\kappa$  0,81. Previamente, os mesmos autores tinham constatado que a validade da informação fornecida pelo paciente dependia do modo como a avaliação era orientada pelo pesquisador (WHITBY *et al.*, 2002). Utilizando a mesma metodologia, tinham observado que o diagnóstico de ISC com base na autoavaliação de sinais e sintomas pelo próprio paciente fornecia correlação fraca ( $r = 0,37$ ) com o diagnóstico feito pela enfermeira por observação direta da ferida, com baixo VPP (28,7%), porém alto VPN (98,2%). Contrariamente, a referência feita pelo paciente de prescrição de tratamento antibiótico pelo médico assistente por suspeita de ISC mostrava elevada correlação ( $r = 0,76$ ) e VPP (75%) (WHITBY *et al.*, 2002).

O contato telefônico com o paciente após a alta hospitalar tem sido estratégia muito utilizada por diversos autores para a aferição de sinais e sintomas de ISC, mas os resultados relatados também têm sido discordantes. O contato telefônico com o paciente permite maior flexibilidade na condução da avaliação de sinais e sintomas do que o questionário autoaplicado (KNAUST *et al.*, 2009; McNEISH *et al.*, 2007). Knaust *et al.* (2009) reavaliaram, através de contato telefônico, os itens de questionário postal de ISC autoaplicado, atribuindo o diagnóstico final de ISC a cerca de 39% dos pacientes inicialmente triados pelo questionário como provavelmente infectados.

Reilly *et al.* (2005) avaliaram, através de contato telefônico, sinais e sintomas de ISC em pacientes submetidos a cirurgia ortopédica de joelho ou quadril, até 30 dias após a cirurgia, e compararam o resultado obtido com a observação direta das feridas no

domicílio do paciente por enfermeiras experientes. Quando as respostas dos pacientes trouxeram dúvidas quanto ao diagnóstico de ISC e foram consideradas como ausência de infecção, o diagnóstico telefônico forneceu  $S = 55\%$ ,  $E = 98\%$ ,  $VPP = 75\%$  e  $VPN = 95\%$ . Quando consideradas como presença de infecção, os valores foram, respectivamente,  $91\%$ ,  $77\%$ ,  $31\%$  e  $99\%$  (REILLY *et al.*, 2005). Em pacientes submetidos a procedimentos cirúrgicos diversos, Stockley *et al.* (2001) notaram que 82% das ISC identificadas com base no relato telefônico do paciente foram posteriormente confirmadas pelo médico assistente, e em outro estudo, 71% dos pacientes que reportaram por telefone apresentar infecção incisional após herniorrafia inguinal tiveram a infecção confirmada por profissional de saúde por observação direta (TAYLOR *et al.*, 2003).

Consideradas em conjunto, as evidências apontam a capacidade dos pacientes para reconhecer consistentemente a ausência de ISC, mas capacidade variável para reconhecer a presença da infecção, o que sugere que o diagnóstico de ISC baseado no relato de sinais e sintomas tende a superestimar o número de ISC (BREAM; BLACK, 2009; SEAMAN; LAMMERS, 1991; WHITBY *et al.*, 2007). O uso do contato telefônico para diagnosticar as ISC após a alta hospitalar pode ser considerada limitação desta pesquisa, mas reflete, também, um fenômeno mais geral. Nas últimas décadas, pressões econômicas e mudanças nos sistemas de saúde têm levado a progressiva redução na permanência pós-operatória dos pacientes, manifestando-se em contínuo aumento da proporção de ISC que se torna aparente após o paciente ter abandonado o hospital (SYKES *et al.*, 2005). Assim, parece inevitável que, conforme a permanência pós-operatória dos pacientes continua a cair, os modelos de ajuste do risco de ISC terão necessariamente que lidar, mais e mais, com o diagnóstico de ISC por métodos indiretos (BISCIONE *et al.*, 2009).

O fato de não terem sido desenvolvidos separadamente escores prognósticos de ISC para infecções incisionais e para infecções de órgão/cavidade pode ser interpretado como outra limitação deste estudo. Como mencionado nas seções 2.1 e 2.2, a profundidade anatômica da infecção pode variar de acordo com a distribuição de fatores de risco presentes nos pacientes, e determina, por sua vez, diferentes efeitos clínicos nos pacientes e diferentes impactos econômicos no sistema de saúde. É visão comum que, à diferença das ISC incisionais superficiais, as ISC profundas (*i.e.*, infecções incisionais profundas e as de órgão/cavidade) tipicamente requerem rehospitalização do paciente, desbridamento cirúrgico e terapia antibiótica prolongada. Tais infecções, portanto, são de inegável significância clínica e dificilmente escapam do alcance dos

sistemas de vigilância epidemiológica limitados ao hospital. Por este motivo, muitos hospitais concentram seus esforços de vigilância epidemiológica apenas nas ISC profundas, e muitos cirurgiões veem as infecções incisionais superficiais mais como acontecimentos incidentais do que como fenômenos com significado clínico real (ANDERSON *et al.*, 2008).

O principal impedimento para a distinção de modelos para infecções superficiais e para infecções profundas partiu de uma limitação empírica prática. Como na maior parte das casuísticas publicadas no mundo, o número de infecções incisionais profundas e de órgão/cavidade diagnosticadas nos nossos hospitais foi pequeno em comparação com o volume de infecções incisionais superficiais, o impediria exercício de modelagem e validação consistente dos dados. Note-se que, sendo necessários muitos anos de seguimento para detectar número suficiente de ISC profundas, a disponibilidade de escore prognóstico específico para ISC profundas seria de limitada aplicabilidade prática nos nossos hospitais, e a limitação do escopo às ISC profundas inviabilizaria a vigilância das ISC como instrumento de avaliação rotineira do desempenho na maior parte das instituições individuais. Já a visão de que as infecções incisionais superficiais são de duvidosa importância clínica não é compartilhada por todos. Em estudo recente, Henriksen *et al.* (2010) observaram que, em pacientes submetidos a cirurgia abdominal, 53% das infecções incisionais superficiais diagnosticadas pelos critérios dos CDC de 1992 (HORAN *et al.*, 1992) foram consideradas infecções clinicamente relevantes pelos cirurgiões. Entretanto, mesmo que as infecções incisionais superficiais possam ser consideradas pouco importantes do ponto de vista clínico, isto não invalida seu uso **como indicador de qualidade assistencial**. Deve-se lembrar que, enquanto instrumento de avaliação de desempenho, a importância de uma ISC não está no efeito clínico que ela determina no paciente, mas na sua sensibilidade aos fatores extrínsecos de infecção, determinados pelos processos de cuidados dispensados aos pacientes pelos cirurgiões e pelos hospitais. Não existem, até o momento, evidências de que as ISC profundas sejam mais sensíveis que as ISC superficiais às variações nos fatores extrínsecos de infecção, e que sejam, portanto, mais válidas como indicadores da qualidade assistencial.

## 8 CONCLUSÕES

Pelos resultados apresentados, é possível concluir que:

a) quando aplicado aos dados dos hospitais participantes deste estudo, o índice básico NNIS apresentou baixa discriminação, inadequada calibração e predições com alta variabilidade. No que diz respeito à calibração, o componente de prevalência global de ISC foi o que mais influenciou a falta de calibração do índice NNIS, exceto para **outras operações do sistema tegumentar**;

b) os escores alternativos NNIS não ponderados associaram-se com desempenho variável em relação ao índice NNIS, dependendo da medida e do procedimento considerados. O benefício mais consistente foi em termos da calibração global e dos componentes de prevalência global ( $\hat{\alpha}_{Cox}$ ) e de dispersão ( $\hat{\beta}_{Cox}$ ) da calibração. Já no modelo de **outras operações do sistema tegumentar**, o escore alternativo NNIS foi sensivelmente melhor que o índice NNIS em todas as medidas analisadas, mas, no que tange à calibração, apenas o componente  $\hat{\beta}_{Cox}$  apresentou vantagens. Estes dados sugerem que o uso de faixas de risco e taxas de ISC locais melhora a calibração do índice NNIS;

c) globalmente, os escores alternativos 1 não ponderados apresentaram desempenho discretamente melhor que o índice NNIS, na maioria dos procedimentos e medidas analisados, especialmente em termos de calibração. Os escores de **outras operações do sistema musculoesquelético** e de **histerectomia abdominal** não melhoraram a discriminação do índice NNIS, e se associaram com predições com maior variabilidade. Estes dados sugerem que a recategorização das variáveis do índice NNIS e o uso de taxas de ISC próprias podem melhorar a especificação do componente de risco intrínseco de ISC;

d) os escores alternativos 2 não ponderados apresentaram desempenho sensivelmente melhor ao índice NNIS em todos os procedimentos analisados e em quase todas as medidas avaliadas, em termos de calibração, discriminação e desempenho global. As

predições dos escores alternativos 2 apresentaram menor variabilidade. Estes dados sugerem que o controle pela ausência de vigilância extra-hospitalar das ISC é necessário para descrever de forma mais acurada o risco de ISC de uma amostra;

e) a ponderação das variáveis explicativas melhorou discretamente, mas de forma consistente, o desempenho dos escores prognósticos alternativos nas amostras de desenvolvimento. Entretanto, esta tendência não se confirmou nas amostras de validação, em que apenas o escore alternativo 2 de **outras operações do sistema tegumentar** parece ter herdado os benefícios desta estratégia. Este comportamento superotimista sugere sobreajuste dos escores prognósticos ponderados às amostras de desenvolvimento;

f) durante a etapa de construção dos modelos logísticos alternativos, variáveis com distribuição desbalanceada deram às amostras e aos modelos comportamento instável. Isto resultou em modelos com significativo sobreajuste e até mesmo em valores de significância estatística que levaram à não admissão de algumas variáveis nos modelos. A recategorização destas variáveis, ao aumentar a prevalência do fator na amostra (e, com frequência, sua significância estatística) levou a comportamento mais estável do modelo e à admissão destas variáveis;

g) a condução de análise da sensibilidade dos coeficientes logísticos aos diferentes métodos de estimação usados não ocasionou impacto quanto às variáveis selecionadas para os escores prognósticos alternativos. Entretanto, por ser a ocorrência de ISC um evento raro na maioria dos hospitais, o viés na estimação assintótica dos coeficientes dos modelos logísticos é uma possibilidade que deve ser reconhecida pelos pesquisadores.

## 9 PROPOSIÇÕES

Em casuísticas em que a proporção de ISC que se manifesta fora do hospital é alta, adaptações dos modelos de ajuste do risco de ISC são necessárias para se atingir comparações mais justas entre instituições ou cirurgiões. É preciso estudar mais extensamente os alcances da incorporação de indicadores de vigilância extra-hospitalar e de variáveis que reflitam diretamente o risco de ISC de início tardio.

Para garantir o ajuste do risco de ISC apenas por fatores intrínsecos aos pacientes, é preciso criar escores prognósticos com variáveis passíveis de definição antes do procedimento (*e.g.*, idade, sexo, tipo de procedimento, motivo da operação, natureza urgente *vs.* eletiva, obesidade, potencial de contaminação ideal etc.), pois o que acontece no decorrer da operação (*e.g.*, duração da cirurgia, potencial de contaminação etc.) pode impactar no risco extrínseco de ISC dos pacientes e mascarar problemas de qualidade assistencial. Para refletir mais fielmente as diferenças entre instituições ou cirurgiões, estas variáveis deveriam ser ou bem não passíveis de intervenção terapêutica direta (*e.g.*, idade, sexo, tipo de procedimento, motivo da operação, natureza urgente *vs.* eletiva, obesidade) ou bem definidas antes de tal intervenção (*e.g.*, o sítio cirúrgico que se apresenta como infectado, mas que pela intervenção antibiótica oportuna e eficaz passa para potencialmente contaminado, continua contando como infectado), pois isto irá gerar oportunidade e incentivo no prestador hospitalar para garantir a qualidade dos cuidados assistenciais.

Enquanto novos modelos de ajuste do risco de ISC são estudados para nossa realidade, os hospitais participantes deste estudo poderão encontrar benefícios consistentes utilizando, ao invés do índice publicado pelo sistema NNIS, os escores prognósticos alternativos 2 descritos neste estudo. Especificamente, o escore alternativo 2 não ponderado descrito na TAB. 10 para **outras operações do aparelho geniturinário**, na TAB. 38 para **outras operações do sistema musculoesquelético** e na TAB. 52 para **histerectomia abdominal**, e o escore alternativo 2 ponderado descrito na TAB. 24 para **outras operações do sistema tegumentar**.



## REFERÊNCIAS

- AGRESTI, A. Exact inference for categorical data: recent advances and continuing controversies. *Stat. Med.*, New York, v. 20, n. 17-18, p. 2709-2722, Sept. 2001.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans. Automat. Contr.*, New York, v. 19, n. 6, p. 716-723, Dec. 1974.
- ALBERT, A.; ANDERSON, J. A. On the existence of maximum likelihood estimates in logistic regression models. *Biometrika*, Oxford, v. 71, n. 1, p. 1-10, Apr. 1984.
- ALTEMEIER, W. A.; CULBERTSON, W. R. The prevention and control of surgical infections. *Surg. Clin. North Am.*, Philadelphia No., p. 1645-1661, Dec. 1955.
- ALTEMEIER, W. A. The problem of postoperative wound infection and its significance. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 147, n. 5, p. 770-774, May 1958.
- ALTEMEIER, W. A. Symposium on hospital acquired *Staphylococcus* infections. Part III: recommendations for control of epidemic spread of staphylococcal infections in surgery. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 150, n. 4, p. 774-778, Oct. 1959.
- ALTMAN, D. G.; ROYSTON, P. What do we mean by validating a prognostic model? *Stat. Med.*, New York, v. 19, n. 4, p. 453-473, Feb. 2000.
- AMERICAN SOCIETY OF ANESTHESIOLOGISTS. New classification of physical status. *Anesthesiology*, Philadelphia, v. 24, n. 1, p. 111, Jan.-Feb. 1963.
- ANDERSON, D. J. *et al.* Complex surgical site infections and the devilish details of risk adjustment: important implications for public reporting. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 29, n. 10, p. 941-946, Oct. 2008.
- ARIAS, C. A. *et al.* Surveillance of surgical site infections: decade of experience at a Colombian tertiary care center. *World J. Surg.*, New York, v. 27, n. 5, p. 529-533, May 2003.
- ARKES, H. R. *et al.* The covariance decomposition of the probability score and its use in evaluating prognostic estimates. *Med. Decis. Making*, Cambridge, v. 15, n. 2, p. 120-131, June 1995.
- ARONSON, W. L.; McAULIFFE, M. S.; MILLER, K. Variability in the American Society of Anesthesiologists physical status classification scale. *AANA J.*, Park Ridge, v. 71, n. 4, p. 265-274, Aug. 2003.
- ASENSIO, A.; TORRES, J. Quantifying excess length of postoperative stay attributable to infections: a comparison of methods. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 52, n. 12, p. 1249-1256, Dec. 1999.
- ASSOCIATION FOR PROFESSIONALS IN INFECTION CONTROL AND EPIDEMIOLOGY (APIC). *Mandatory public reporting of healthcare-associated infections*. Washington D.C., 2007.
- ASTAGNEAU, P. *et al.* Morbidity and mortality associated with surgical site infections: results from the 1997-1999 INCISO surveillance. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 48, n. 4, p. 267-274, Aug. 2001.

- ASTAGNEAU, P. *et al.* Reducing surgical site infection incidence through a network: results from the French ISO-RAISIN surveillance system. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 72, n. 2, p. 127-134, Jun. 2009.
- AVATO, J. L.; LAI, K. K. Impact of postdischarge surveillance on surgical-site infection rates for coronary artery bypass procedures. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 23, n. 7, p. 364-367, July 2002.
- BALAGUÉ PONZ, C.; TRÍAS, M. Laparoscopic surgery and surgical infection. *J. Chemother.*, Florence, v. 13, Spec. No. 1, p. 17-22, Nov. 2001.
- BARNES, S. *et al.* An enhanced benchmark for prosthetic joint replacement infection rates. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 34, n. 10, p. 669-672, Dec. 2006.
- BATISTA, R.; KAYE, K.; YOKOE, D. S. Admission-specific chronic disease scores as alternative predictors of surgical site infection for patients undergoing coronary artery bypass graft surgery. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 8, p. 802-808, Aug. 2006.
- BERARD, F.; GANDON, J. Postoperative wound infections: the influence of ultraviolet irradiation of the operative room and various other factors. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 160, Suppl. 2, p. S1-S192, Aug. 1964.
- BISCIONE, F. M. Reply to Chen *et al.* *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 29, n. 1, p. 94-95, Jan. 2008.
- BISCIONE, F. M. Rates of surgical site infection as a performance measure: are we ready? *World J. Gastrointest. Surg.*, Beijing, v. 1, n. 1, p. 11-15, Nov. 2009.
- BISCIONE, F. M. *et al.* Comparison of the risk of surgical site infection after laparoscopic cholecystectomy and open cholecystectomy. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 28, n. 9, p. 1103-1106, Sept. 2007a.
- BISCIONE, F. M. *et al.* Factors influencing the risk of surgical site infection following diagnostic exploration of the abdominal cavity. *J. Infect.*, Kent, v. 55, n. 4, p. 317-323, Oct. 2007b.
- BISCIONE, F. M.; COUTO, R. C.; PEDROSA, T. M. Accounting for incomplete postdischarge follow-up during surveillance of surgical site infection by use of the National Nosocomial Infections Surveillance System's risk index. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 30, n. 5, p. 433-439, May 2009.
- BISCIONE, F. M.; COUTO, R. C.; PEDROSA, T. M. In the search of alternative cut-off points for the variables of the National Nosocomial Infections Surveillance system's surgical site infection risk index. *Biostatistics, Bioinformatics and Biomathematics*, Allahabad, 2011 (no prelo).
- BRADY, A. R. *et al.* Assessment and optimization of mortality prediction tools for admissions to pediatric intensive care in the United Kingdom. *Pediatrics*, Elk Grove Village, v. 117, n. 4, p. e733-742, Apr. 2006.
- BRAITMAN, L.; DAVIDOFF, F. Predicting clinical states in individual patients. *Ann. Intern. Med.*, Philadelphia, v. 125, n. 5, p. 406-412, Sept. 1996.
- BRANDT, C. *et al.* Finding a method for optimizing risk adjustment when comparing surgical-site infection rates. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 25, n. 4, p. 313-318, Apr. 2004.
- BRANDT, C. *et al.* Reduction of surgical site infection rates associated with active surveillance. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1347-1351, Dec. 2006.

BRATZLER, D. W. *et al.* Use of antimicrobial prophylaxis for major surgery: baseline results from the National Surgical Infection Prevention Project. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 140, n. 2, p. 174-182, Feb. 2005.

BREAM, E.; BLACK, N. What is the relationship between patients' and clinicians' reports of the outcomes of elective surgery? *J. Health Serv. Res. Policy*, London, v. 14, n. 3, p. 174-182, July 2009.

BRENNAN, T. A. *et al.* Incidence of adverse events and negligence in hospitalized patients: results of the Harvard Medical Practice Study 1, 1991. *Qual. Saf. Health Care*, London, v. 13, n. 2, p. 145-151, Apr. 2004.

BRIER, G. W. Verification of forecasts expressed in terms of probability. *Monthly Weather Review*, Boston, v. 78, n. 1, p. 1-3, Jan. 1950.

BROEX, E. C. *et al.* Surgical site infections: how high are the costs? *J. Hosp. Infect.*, London, v. 72, n. 3, p. 193-201, July 2009.

BROWN, S. *et al.* Prevalence and predictors of surgical site infection in Tbilisi, Republic of Georgia. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 66, n. 2, p. 160-166, June 2007.

BRUCE, J.; RUSSELL, E. M.; MOLLISON, J. The measurement and monitoring of surgical adverse events. *Health Technol. Assess.*, Alton, v. 5, n. 22, July 2001.

BRÜMMER, S. *et al.* Does stratifying surgical site infection rates by the National Nosocomial Infection Surveillance risk index influence the rank order of the hospitals in a surveillance system? *J. Hosp. Infect.*, London, v. 69, n. 3, p. 295-300, July 2008.

BURKE, J. P. Infection control – A problem for patient safety. *N. Engl. J. Med.*, Boston, v. 348, n. 7, p. 651-656, Feb. 2003.

BYRNE, D. J. *et al.* Wound infection rates: the importance of definition and post-discharge wound surveillance. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 26, n. 1, p. 37-43, Jan. 1994.

CAMPOS, M. L.; CIPRIANO, Z. M.; FREITAS, P. F. Suitability of the NNIS index for estimating surgical-site infection risk at a small university hospital in Brazil. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 22, n. 5, p. 268-272, May 2001.

CARDO, D. M.; FALKS, P. S.; MAYHALL, C. G. Validation of surgical wound classification in the operating room. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 14, n. 5, p. 255-259, May 1993.

CARLET, J. *et al.* French national program for prevention of healthcare-associated infections and antimicrobial resistance, 1992–2008: positive trends, but perseverance needed. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 30, n. 8, p. 737-745, Aug. 2009.

CASTRO SOUZA, M. C. F. *Regressão logística exata para dados de resposta binária*. 2000. 162 f. Dissertação (Mestrado em estatística) – Instituto de Ciências Exatas, Departamento de Estatística, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2000.

CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION. Updated guidelines for evaluating public health surveillance systems: recommendations from the Guidelines Working Group. *MMWR Recomm. Rep.*, Atlanta, v. 50, n. RR-13, p. 1-35, July 2001.

CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION. National Nosocomial Infections Surveillance system manual: surgical patient surveillance component. Atlanta: CDC, 2003.

CENTERS FOR DISEASE CONTROL AND PREVENTION. National Nosocomial Infections Surveillance system manual: surgical patient surveillance component. Atlanta: CDC, 2004.

CENTERS FOR MEDICARE & MEDICAID SERVICES. Conversion table of new ICD-9-CM codes. 2007. Disponível em: [http://www.cdc.gov/ncidod/dhqp/nhsn\\_documents.html](http://www.cdc.gov/ncidod/dhqp/nhsn_documents.html). Acesso em: 15 jan. 2008.

CENTERS FOR MEDICARE & MEDICAID SERVICES. Updates and revisions to ICD-9-CM procedure codes (addendum). 2008. Disponível em: [http://www.cms.hhs.gov/ICD9ProviderDiagnosticCodes/04\\_addendum.asp#TopOfPage](http://www.cms.hhs.gov/ICD9ProviderDiagnosticCodes/04_addendum.asp#TopOfPage). Acesso em: 20 fev. 2008.

CHASSIN, M. R.; GALVIN, R. W.; NATIONAL ROUNDTABLE ON HEALTH CARE QUALITY. The urgent need to improve health care quality: Institute of Medicine National Roundtable on Health Care Quality. *JAMA*, Chicago, v. 280, n. 11, p. 1000-1005, Sept. 1998.

CHEN, L. F. *et al.* Surgical site infections after laparoscopic and open cholecystectomies in community hospitals. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 29, n. 1, p. 92-94, Jan. 2008.

CHEN, L. F. *et al.* Validating a 3-point prediction rule for surgical site infection after coronary artery bypass surgery. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 31, n. 1, p. 64-68, Jan. 2010.

CHRISTENSEN, M.; JEPSEN, O. B. Reduced rates of hospital-acquired UTI in medical patients. Prevalence surveys indicate effect of active infection control programmes. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 47, n. 1, p. 36-40, Jan. 2001.

COELLO, R.; GASTMEIER, P.; DE BOER, A. S. Surveillance of hospital-acquired infection in England, Germany and The Netherlands: will international comparison of rates be possible? *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 22, n. 6, p. 393-397, June 2001.

COELLO, R. *et al.* Adverse impact of surgical site infections in English hospitals. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 60, n. 2, p. 93-103, June 2005.

CONCATO, J.; FEINSTEIN, A. R.; HOLFORD, T. R. The risk of determining risk with multivariable models. *Ann. Intern. Med.*, Philadelphia, v. 118, n. 3, p. 201-210, Feb. 1993.

COPAS, J. B. Regression, prediction and shrinkage. *J. R. Stat. Soc. B (Methodological)*, London, v. 45, n. 3, p. 311-354, Dec. 1983.

COPAS, J. B. Unweighted sum of squares test for proportions. *J. R. Stat. Soc. C (Applied Statistics)*, London, v. 38, n. 1, p. 71-80, Apr. 1989.

CORCORAN, C. *et al.* Computational tools for exact conditional logistic regression. *Stat. Med.*, New York, v. 20, n. 17-18, p. 2723-2739, Sept. 2001.

COSTA, L. A.; LOUREIRO, S.; DE OLIVEIRA, M. G. Errores de medicação de dos hospitales de Brasil. *Farm. Hosp.*, Madrid, v. 30, n. 4, p. 235-239, jul.-ago. 2006.

COUTO, R. C. *et al.* Post-discharge surveillance and infection rates in obstetric patients. *Int. J. Gynaecol. Obstet.*, Limerick, v. 61, n. 3, p. 227-231, June 1998.

COX, D. R. Two further applications of a model for binary regression. *Biometrika*, Oxford, v. 45, n. 3-4, p. 562-565, Dec. 1958.

COX, D. R. A note on data-splitting for the evaluation of significance levels. *Biometrika*, Oxford, v. 62, n. 2, p. 441-444, Aug. 1975.

CRUSE, P. J.; FOORD, R. A five-year prospective study of 23,649 surgical wounds. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 107, n. 2, p. 206-210, Aug. 1973.

CRUSE, P. J.; FOORD, R. The epidemiology of wound infection: a 10-year prospective study of 62,939 wounds. *Surg. Clin. North Am.*, Philadelphia, v. 60, n. 1, p. 27-40, Feb. 1980.

CULVER, D. H. *et al.* Surgical wound infection rates by wound class, operative procedure and patient risk index. *Am. J. Med.*, New York, v. 91, n. 3, Suppl. 2, p. S152-S157, Sept. 1991.

CUZICK, J. A Wilcoxon-type test for trend. *Stat. Med.*, New York, v. 4, n. 1, p. 87-90, Jan.-Mar. 1985.

DANEMAN, N.; SIMOR, A. E.; REDELMEIER, D. A. Validation of a modified version of the National Nosocomial Infections Surveillance System risk index for health services research. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 30, n. 6, p. 563-569, June 2009.

DANEMAN, N.; LU H.; REDELMEIER, D. A. Discharge after discharge: predicting surgical site infections after patients leave hospital. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 75, n. 3, p. 188-194, Jul. 2010.

DEFEZ, C. *et al.* Additional direct medical costs of nosocomial infections: an estimation from a cohort of patients in a French university hospital. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 68, n. 2, p. 130-136, Feb. 2008.

DELGADO-RODRÍGUEZ, M. *et al.* Usefulness of intrinsic infection risk indexes as predictors of in-hospital death. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 25, n. 5, p. 365-370, Oct. 1997a.

DELGADO-RODRÍGUEZ, M. *et al.* Usefulness of intrinsic surgical wound infection risk indices as predictors of postoperative pneumonia risk. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 35, n. 4, p. 269-276, Apr. 1997b.

DELGADO-RODRÍGUEZ, M. *et al.* Nosocomial infection, indices of intrinsic risk and in-hospital mortality in general surgery. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 41, n. 3, p. 203-211, Mar. 1999.

DELGADO-RODRÍGUEZ, M. *et al.* Efficacy of surveillance in nosocomial infection control in a surgical service. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 29, n. 5, p. 289-294, Oct. 2001a.

DELGADO-RODRÍGUEZ, M. *et al.* Epidemiology of surgical-site infections diagnosed after hospital discharge: a prospective cohort study. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 22, n. 1, p. 24-30, Jan. 2001b.

DELGADO-RODRÍGUEZ, M. *et al.* Indices of surgical site infection risk and prediction of other adverse outcomes during hospitalization. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 8, p. 825-828, Aug. 2006.

DeLONG, E. R.; DeLONG, D. M.; CLARKE-PEARSON, D. L. Comparing the areas under two or more correlated receiver operating characteristic curves: a nonparametric approach. *Biometrics*, Oxford, v. 44, n. 3, p. 837-845, Sept. 1988.

DIAMOND, G. A. What price perfection? Calibration and discrimination of clinical prediction models. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 45, n. 1, p. 85-89, Jan. 1992.

DÍAZ-AGERO PÉREZ, C.; RODELA, A.R.; JODRÁ, V. M.; Quality Control Indicator Working Group. The Spanish national health care-associated infection surveillance network (INCLIMECC): data summary January 1997 through December 2006 adapted to the new National Healthcare Safety Network Procedure-associated module codes. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 37, n. 10, p. 806-812, Dec. 2009.

Di LEO, A. *et al.* Surgical site infections in an Italian surgical ward: a prospective study. *Surg. Infect. (Larchmt.)*, Larchmont, v. 10, n. 6, p. 533-538, Dec. 2009.

DIMICK, J. B. *et al.* Hospital costs associated with surgical complications: a report from the Private-Sector National Surgical Quality Improvement Program. *J. Am. Coll. Surg.*, New York, v. 199, n. 4, p. 531-537, Oct. 2004.

DiPIRO, J. T. *et al.* Infection in surgical patients: effects on mortality, hospitalization and postdischarge care. *Am. J. Health Syst. Pharm.*, Bethesda, v. 55, n. 8, p. 777-781, Apr. 1998.

EDWARDS, J. R. *et al.* National Healthcare Safety Network (NHSN) report: data summary for 2006, issued June 2007. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 35, n. 5, p. 290-301, June 2007.

EDWARDS, J. R. *et al.* National Healthcare Safety Network (NHSN) report: data summary for 2006 through 2008, issued December 2009. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 37, n. 10, p. 783-805, Dec. 2009.

EMMERSON, A. M. *et al.* The Second National Prevalence Survey of Infections in Hospitals: overview of the results. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 32, n. 3, p. 175-190, Mar. 1996.

EMORI, T.G. *et al.* National Nosocomial Infections Surveillance system (NNIS): description of surveillance methods. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 19, n. 1, p. 19-35, Feb. 1991.

EMORI, T. G.; GAYNES, R. P. An overview of nosocomial infections, including the role of the microbiology laboratory. *Clin. Microbiol. Rev.*, Washington D. C., v. 6, n. 4, p. 428-442, Oct. 1993.

ERCOLE, F. F. *Avaliação da aplicabilidade do índice de risco de infecção cirúrgica do sistema NNIS em pacientes submetidos a procedimentos ortopédicos: um estudo multicêntrico em hospitais de Belo Horizonte, Minas Gerais.* 2006. 209 f. Tese (Doutorado em Ciências da Saúde) – Instituto de Ciências Biológicas, Departamento de Parasitologia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

ERCOLE, F. F. *et al.* Applicability of the National Nosocomial Infections Surveillance System risk index for the prediction of surgical site infections: a review. *Braz. J. Infect. Dis.*, Salvador, v. 11, n. 1, p. 134-141, Feb. 2007.

ERIKSEN, H. M.; IVERSEN, B. G.; AAVITSLAND, P. Prevalence of nosocomial infections in hospitals in Norway, 2002 and 2003. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 60, n. 1, p. 40-45, May 2005.

FARIÑAS-ÁLVAREZ, C. *et al.* Applicability of two surgical-site infection risk indices to risk of sepsis in surgical patients. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 21, n. 10, p. 633-638, Oct. 2000.

FARRINGTON, C. P. On assessing goodness-of-fit of generalized linear models to sparse data. *J. R. Stat. Soc. B (Methodological)*, London, v. 58, n. 2, p. 349-360, June 1996.

FEHR, J. *et al.* Risk factors for surgical site infection in a Tanzanian district hospital: a challenge for the traditional National Nosocomial Infections Surveillance system index. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1401-1404, Dec. 2006.

FERRAZ, E. M.; VASCONCELOS, D. M.; VIANA, V. P. Infecção da ferida cirúrgica: avaliação do custo e da permanência hospitalar. *Rev. Col. Bras. Cir.*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 6, p. 253-255, nov.-dez. 1989.

FERRAZ, E. M. *et al.* Wound infection rates in clean surgery: a potentially misleading risk classification. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 13, n. 8, p. 457-462, Aug. 1992.

FERRAZ, E. M. *et al.* Postdischarge surveillance for nosocomial wound infection: does judicious monitoring find cases? *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 23, n. 5, p. 290-294, Oct. 1995.

FERRAZ, E. M. *et al.* Controle de infecção em cirurgia geral: resultado de um estudo prospectivo de 23 anos e 42.274 cirurgias. *Rev. Col. Bras. Cir.*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 17-25, jan.-fev. 2001.

FOWLER, V. G. Jr. *et al.* Clinical predictors of major infections after cardiac surgery. *Circulation*, Hagerstown, v. 112, Suppl. 9, p. S358-S365, Aug. 2005.

FRANÇA, J. L.; VASCONCELLOS, A. C. Manual para normalização de publicações técnico-científicas. 8. ed. rev. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2009. 258 p.

FREITAS, P. F.; CAMPOS, M. L.; CIPRIANO, Z. M. Aplicabilidade do índice de risco do sistema NNIS na predição da incidência de infecção do sítio cirúrgico (ISC) em um hospital universitário no sul do Brasil. *Rev. Assoc. Med. Bras.*, São Paulo, v. 46, n. 4, p. 359-362, out.-dez. 2000.

FRIEDMAN, N. D. *et al.* Performance of the National Nosocomial Infections Surveillance risk index in predicting surgical site infection in Australia. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 28, n. 1, p. 55-59, Jan. 2007a.

FRIEDMAN, N. D. *et al.* An alternative scoring system to predict risk for surgical site infection complicating coronary artery bypass graft surgery. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 28, n. 10, p. 1162-1168, Oct. 2007b.

FUNG, C. H. *et al.* Systematic review: the evidence that publishing patient care performance data improves quality of care. *Ann. Intern. Med.*, Philadelphia, v. 148, n. 2, p. 111-123, Jan. 2008.

GARIBALDI, R. A.; CUSHING, D.; LERER, T. Risk factors for postoperative infection. *Am. J. Med.*, New York, v. 91, n. 3, Suppl. 2, p. S158-S163, Sept. 1991.

GARNER, J. S. *et al.* Surveillance of nosocomial infections. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON NOSOCOMIAL INFECTIONS, 1970, Atlanta. *Proceedings...* BRACHMAN, P. S.; EICKHOFF, T. C. (Ed.). Chicago: American Hospital Association, 1971:171-181.

GARNER, J. S. *et al.* CDC definitions for nosocomial infections, 1988. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 16, n. 3, p. 128-140, June 1988.

GASTMEIER, P. *et al.* Converting incidence and prevalence data of nosocomial infections: results from eight hospitals. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 22, n. 1, p. 31-34, Jan. 2001.

GASTMEIER, P. *et al.* Five years working with the German Nosocomial Infection Surveillance System (Krankenhaus Infektions Surveillance System). *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 31, n. 5, p. 316-321, Aug. 2003.

GASTMEIER, P. Nosocomial infection surveillance and control policies. *Curr. Opin. Infect. Dis.*, Hagerstown, v. 17, n. 4, p. 295-301, Aug. 2004.

GASTMEIER, P. *et al.* Effectiveness of a nationwide nosocomial infection surveillance system for reducing nosocomial infections. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 64, n. 1, p. 16-22, Sept. 2006.

GASTMEIER, P. Postdischarge surveillance for surgical site infection: the continuing challenge. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1287-1290, Dec. 2006.

GAYNES, R. P. Surgical-site infections and the NNIS SSI risk index: room for improvement. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 21, n. 3, p. 184-185, Mar. 2000.



- GAYNES, R. P. *et al.* Surgical site infection (SSI) rates in the United States, 1992-1998: the National Nosocomial Infections Surveillance system basic SSI risk index. *Clin. Infect. Dis.*, Chicago, v. 33, Suppl. 2, p. S69-S77, Sept. 2001.
- GEUBBELS, E. L. *et al.* An operating surveillance system of surgical site infections in The Netherlands: results of the PREZIES national surveillance network. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 21, n. 5, p. 311-318, May 2000.
- GEUBBELS, E. L. *et al.* Reduced risk of surgical site infections through surveillance in a network. *Int. J. Qual. Health Care*, Oxford, v. 18, n. 2, p. 127-133, Apr. 2006a.
- GEUBBELS, E. L. *et al.* Improved risk adjustment for comparison of surgical site infection rates. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1330-1339, Dec. 2006b.
- GIKAS, A. *et al.* Repeated multi-centre prevalence surveys of hospital-acquired infection in Greek hospitals. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 41, n. 1, p. 11-18, Jan. 1999.
- GIL, P. *et al.* Tasa de infección en cirugía limpia: seguimiento hasta 30 días tras la intervención. *Cir. Esp.*, Madrid, v. 77, n. 4, p. 226-229, abr. 2005.
- GOFF, B. H. An analysis of wound union in 3,000 incisions based on the woman's hospital classification of wounds and wound union. *Surg. Gynecol. Obstet.*, Chicago, v. 41, n. 6, p. 728-739, Dec. 1925.
- GOODMAN, L. A.; KRUSKAL, W. H. Measures of association for cross classifications. *J. Am. Stat. Assoc.*, New York, v. 49, n. 268, p. 732-764, Dec. 1954.
- GORDIS, L. Medidas da ocorrência de doenças. In: GORDIS, L. (Ed.). *Epidemiologia, segunda edição*. Rio de Janeiro: Livraria e Editora Revinter Ltda., 2004. p. 31-62.
- GRAVEL-TROPPER, D. *et al.* Underestimation of surgical site infection rates in obstetrics and gynecology. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 23, n. 1, p. 22-26, Feb. 1995.
- GRAVES, N. *et al.* The prevalence and estimates of the cumulative incidence of hospital-acquired infections among patients admitted to Auckland District Health Board hospitals in New Zealand. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 24, n. 1, p. 56-61, Jan. 2003.
- GRAVES, N. *et al.* Who bears the cost of healthcare-acquired surgical site infection? *J. Hosp. Infect.*, London, v. 69, n. 3, p. 274-282, July 2008.
- GROVER, F. L.; CLEVELAND, J. C.; SHROYER, L. W. Quality improvement in cardiac care. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 137, n. 1, p. 28-36, Jan. 2002.
- GULÁCSI, L. *et al.* Risk-adjusted infection rates in surgery: a model for outcome measurement in hospitals developing new quality improvement programmes. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 44, n. 1, p. 43-52, Jan. 2000.
- HALEY, R. W. *et al.* Study on the efficacy of nosocomial infection control (SENIC Project): summary of study design. Appendix E. Algorithms for diagnosing infections. *Am. J. Epidemiol.*, Baltimore, v. 111, n. 5, p. 642-643, May 1980.
- HALEY, R. W. *et al.* The efficacy of infection surveillance and control programs in preventing nosocomial infections in US hospitals. *Am. J. Epidemiol.*, Baltimore, v. 121, n. 2, p. 182-205, Feb. 1985a.



HALEY, R. W. *et al.* Identifying patients at high risk of surgical wound infection: a simple multivariate index of patient susceptibility and wound contamination. *Am. J. Epidemiol.*, Baltimore, v. 121, n. 2, p. 206-215, Feb. 1985b.

HALEY, R. W. *et al.* The financial incentive for hospitals to prevent nosocomial infections under the prospective payment system. An empirical determination from a nationally representative sample. *JAMA*, Chicago, v. 257, n. 12, p. 1611-1614, Mar. 1987.

HALEY, R. W. The vicissitudes of prospective multihospital surveillance studies: the Israeli study of surgical infections. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 9, n. 6, p. 228-231, June 1988.

HALEY, R. W. The scientific basis for using surveillance and risk factor data to reduce nosocomial infection rates. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 30, Suppl. 1, p. S3-S14, June 1995.

HANLEY, J.; McNEIL, B. The meaning and use of the area under a receiver-operating-characteristic curve. *Radiology*, Easton, v. 143, n. 1, p. 29-36, Apr. 1982.

HANNAN, E. L. *et al.* Improving the outcomes of coronary artery bypass surgery in New York State. *JAMA*, Chicago, v. 271, n. 10, p. 761-766, Mar. 1994.

HARRELL, F. E. Jr. *et al.* Evaluating the yield of medical tests. *JAMA*, Chicago, v. 247, n. 18, p. 2541-2546, May 1982.

HARRELL, F. E. Jr. *et al.* Regression modelling strategies for improved prognostic prediction. *Stat. Med.*, New York, v. 3, n. 2, p. 143-152, Apr.-June 1984.

HARRELL, F. E. Jr.; LEE, K. L.; MARK, D. B. Multivariable prognostic models: issues in developing models, evaluating assumptions and adequacy, and measuring and reducing errors. *Stat. Med.*, New York, v. 15, n. 4, p. 361-387, Feb. 1996.

HARRISON, D. A. *et al.* Recalibration of risk prediction models in a large multicenter cohort of admissions to adult, general critical care units in the United Kingdom. *Crit. Care Med.*, Philadelphia, v. 34, n. 5, p. 1378-1388, May 2006.

HEALTH PROTECTION AGENCY. Surgical site infection surveillance in England. *CDR Wkly. (Online)*, London, v. 14, n. 21, May 2004. Disponível em: [http://www.hpa.org.uk/CDR/archives/2004/hcai\\_2104.pdf](http://www.hpa.org.uk/CDR/archives/2004/hcai_2104.pdf). Acesso em: 20 mar. 2010.

HENRIKSEN, N. A. *et al.* Clinical relevance of surgical site infection as defined by the criteria of the Centers for Disease Control and Prevention. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 75, n. 3, p. 173-177, July 2010.

HERNANDEZ, K. *et al.* Incidence of and risk factors for surgical-site infections in a Peruvian hospital. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 26, n. 5, p. 473-477, May 2005.

HERWALDT, L. A. *et al.* Prospective study of outcomes, healthcare resource utilization and costs associated with postoperative nosocomial infections. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1291-1298, Dec. 2006.

HIRSCH, R. P. Validation samples. *Biometrics*, Oxford, v. 47, n. 3, p. 1193-1194, Sept. 1991.

HOLLENBEAK, C. S. *et al.* The clinical and economic impact of deep surgical site infections following coronary artery bypass graft surgery. *Chest*, Northbrook, v. 118, n. 2, p. 397-402, Aug. 2000.

HOLLENBEAK, C. S. *et al.* Nonrandom selection and the attributable cost of surgical-site infections. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 23, n. 4, p. 177-182, Apr. 2002.

HOOTON, T. M. *et al.* The joint associations of multiple risk factors with the occurrence of nosocomial infection. *Am. J. Med.*, New York, v. 70, n. 4, p. 960-970, Apr. 1981.

HORAN, T. C. *et al.* Nosocomial infection surveillance, 1984. *MMWR CDC Surveill. Summ.*, Atlanta, v. 35, n. SS-1, p. 17-29, Dec. 1986.

HORAN, T. C. *et al.* CDC definitions of nosocomial surgical site infections, 1992: a modification of CDC definitions of surgical wound infections. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 13, n. 10, p. 606-608, Oct. 1992.

HORAN, T. C.; GAYNES, R. P.; CULVER, D. H. Development of predictive risk factors for nosocomial surgical site infections. In: 4<sup>TH</sup> ANNUAL MEETING OF THE SOCIETY FOR HEALTHCARE EPIDEMIOLOGY OF AMERICA, 1994, New Orleans.

HORAN, T. C.; EMORI, T. G. Definitions of key terms used in the NNIS system. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 25, n. 2, p. 112-116, Apr. 1997.

HORAN, T. C.; GAYNES, R. P. Surveillance of nosocomial infections. In: MAYHALL, C. G. (Ed.). *Hospital Epidemiology and Infection Control*, 3<sup>rd</sup> ed. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 2004. p. 1659-1702.

HORAN, T. C.; ANDRUS, M.; DUDECK, M. A. CDC/NHSN surveillance definition of health care-associated infection and criteria for specific types of infections in the acute care setting. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 36, n. 5, p. 309-332, June 2008.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1989.

HOSPITALS IN EUROPE LINK FOR INFECTION CONTROL THROUGH SURVEILLANCE (HELICS). HELICS Protocol: surgical wound infection surveillance. Brussels: Institute of Hygiene and Epidemiology, 1994. Disponível em: <[http://helics.univ-lyon1.fr/about/swi\\_prt95.PDF](http://helics.univ-lyon1.fr/about/swi_prt95.PDF)>. Acesso em: 5 mar. 2008.

HOSPITALS IN EUROPE LINK FOR INFECTION CONTROL THROUGH SURVEILLANCE (HELICS). Surveillance of surgical site infections. Protocol version 9.1, September 2004. Disponível em: <[http://helics.univ-lyon1.fr/documents/ssi\\_protocol.pdf](http://helics.univ-lyon1.fr/documents/ssi_protocol.pdf)>. Acesso em: 5 mar. 2008.

HOSPITALS IN EUROPE LINK FOR INFECTION CONTROL THROUGH SURVEILLANCE (HELICS). Surveillance of surgical site infections. SSI statistical report: surgical site infections 2004, March 2006. Disponível em: <<http://helics.univ-lyon1.fr/Documents/HELICS-SSI%20Stat%20Report%202004%20Final%20Version%20180406.pdf>>. Acesso em: 5 mar. 2008.

ÍÑIGO, J. J. *et al.* Infección de sitio quirúrgico en un servicio de cirugía general: análisis de cinco años y valoración del índice National Nosocomial Infection Surveillance (NNIS). *Cir. Esp.*, Madrid, v. 79, n. 4, p. 224-230, abr. 2006.

IMAI, E. *et al.* Surgical site infection surveillance after open gastrectomy and risk factors for surgical site infection. *J. Infect. Chemother.*, Tokyo, v. 11, n. 3, p. 141-145, June 2005.

INSTITUTE OF MEDICINE. *Statement on Quality of Care*. DONALDSON, M. S. (Ed.). Washington D. C.: National Academies Press, 1998. 26 p.

INSTITUTE OF MEDICINE. *To Err Is Human: Building a Safer Health System*. KOHN, L. T.; CORRIGAN, J. M.; DONALDSON, M.S. (Ed.). Washington D. C.: National Academies Press, 2000. 312 p.

INSTITUTE OF MEDICINE. *Crossing the quality chasm: A New Health System For The Twenty-First Century*. Washington D. C.: National Academies Press, 2001. 364 p.

JULIOUS, S. A.; NICHOLL, J.; GEORGE, S. Why do we continue to use standardized mortality ratios for small area comparisons? *J. Public Health Med.*, Oxford, v. 23, n. 1, p. 40-46, Mar. 2001.

JUSTICE, A. C.; COVINSKY, K. E.; BERLIN, J. A. Assessing the generalizability of prognostic information. *Ann. Intern. Med.*, Philadelphia, v. 130, n. 6, p. 515-524, Mar. 1999.

KAGEN, J. *et al.* Risk adjustment for surgical site infection after median sternotomy in children. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 28, n. 4, p. 398-405, Apr. 2007.

KAMP-HOPMANS, T. E. *et al.* Surveillance for hospital-acquired infections on surgical wards in a Dutch university hospital. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 24, n. 8, p. 584-590, Aug. 2003.

KAOUTAR, B. *et al.* Nosocomial infections and hospital mortality: a multicentre epidemiological study. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 58, n. 4, p. 268-275, Dec. 2004.

KASATPIBAL, N. *et al.* Extra charge and extra length of postoperative stay attributable to surgical site infection in six selected operations. *J. Med. Assoc. Thai.*, Bangkok, v. 88, n. 8, p. 1083-1091, Aug. 2005.

KASATPIBAL, N. *et al.* Impact of surgeon-specific feedback on surgical site infection rates in Thailand. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 63, n. 2, p. 148-155, June 2006.

KASS, G. V. An exploratory technique for investigating large quantities of categorical data. *J. R. Stat. Soc. C (Applied Statistics)*, London, v. 29, n. 2, p. 119-127, Aug. 1980.

KAYE, K. S. *et al.* Preoperative drug dispensing as predictor of surgical site infection. *Emerg. Infect. Dis.*, Atlanta, v. 7, n. 1, p. 57-65, Jan.-Feb. 2001.

KEELING, N. J.; MORGAN, M. W. Inpatient and post-discharge wound infections in general surgery. *Ann. R. Coll. Surg. Engl.*, London, v. 77, n. 4, p. 245-247, July 1995.

KENT, P. *et al.* Post-discharge surgical wound infection surveillance in a provincial hospital: follow-up rates, validity of data and review of the literature. *ANZ J. Surg.*, Carlton, v. 71, n. 10, p. 583-589, Oct. 2001.

KENWARD, M. G.; CARPENTER, J. Multiple imputation: current perspectives. *Stat. Methods Med. Res.*, London, v. 16, n. 3, p. 199-218, June 2007.

KHURI, S. F. *et al.* The Department of Veterans Affairs' NSQIP. The first national, validated, outcome-based, risk-adjusted and peer-controlled program for the measurement and enhancement of the quality of surgical care. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 228, n. 4, p. 491-507, Oct. 1998.

KHURI, S. F.; DALEY, J.; HENDERSON, W. G. The comparative assessment and improvement of quality of surgical care in the Department of Veterans Affairs. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 137, n. 1, p. 20-27, Jan. 2002.

- KING, G.; ZENG, L. Logistic regression in rare events data. *Political Analysis*, Oxford, v. 9, n. 2, p. 137-163, Feb. 2001a.
- KING, G.; ZENG, L. Explaining rare events in international relations. *International Organization*, Cambridge, v. 55, n. 3, p. 693-715, Aug. 2001b.
- KING, E. N.; RYAN, T. P. A preliminary investigation of maximum likelihood logistic regression versus exact logistic regression. *Am. Stat.*, Washington D. C., v. 56, n. 3, p. 163-170, Aug. 2002.
- KIRKLAND, K. B. *et al.* The impact of surgical-site infection in the 1990s: attributable mortality, excess length of hospitalization and extra costs. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 20, n. 11, p. 725-730, Nov. 1999.
- KIVI, M. *et al.* Surgical site infection surveillance and the predictive power of the National Nosocomial Infection Surveillance index as compared with alternative determinants in The Netherlands. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 36, n. 3, Suppl. 1, p. S27-S31, Apr. 2008.
- KLAUS, I. *et al.* Slovenian Hospital-Acquired Study Group. Prevalence of and risk factors for hospital-acquired infections in Slovenia-results of the first national survey, 2001. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 54, n. 2, p. 149-157, June 2003.
- KLEVENS, R. M. *et al.* Estimating health care-associated infections and deaths in U.S. hospitals, 2002. *Public Health Rep.*, Rockville, v. 122, n. 2, p. 160-166, Mar.-Apr. 2007.
- KNAUST, A. *et al.* Three questions to screen for postdischarge surgical site infections. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 37, n. 5, p. 420-422, June 2009.
- KOLUK, J.; JOFFE, A. M. Post-discharge surveillance of surgical site infections in patients undergoing cesarean sections. In: APIC 24<sup>TH</sup> ANNUAL EDUCATIONAL CONFERENCE AND INTERNATIONAL MEETING, 1997, Louisiana. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 25, n. 2, p. 159, Apr. 1997.
- KOMPATSCHER, P. *et al.* Comparison of the incidence and predicted risk of early surgical site infections after breast reduction. *Aesth. Plast. Surg.*, New York, v. 27, n. 4, p. 308-314, Aug. 2003.
- KRAISSL, C. J.; CIMIOTTI, J. G.; MELENEY, F. L. Considerations in the use of ultraviolet radiation in operating rooms. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 111, n. 2, p. 161-185, Feb. 1940.
- KUSS, O. A SAS/IML macro for goodness-of-fit testing in logistic regression models with sparse data. In: 26<sup>TH</sup> ANNUAL SAS USERS GROUP INTERNATIONAL CONFERENCE, 2001, Long Beach.
- KUSS, O. Global goodness-of-fit tests in logistic regression with sparse data. *Stat. Med.*, New York, v. 21, n. 24, p. 3789-3801, Dec. 2002.
- KWAAN, M. Surgical site infection in colorectal surgery: a new look at an old risk adjustment tool. *Dis. Colon Rectum*, Philadelphia, v. 53, n. 5, p. 709-710, May 2010.
- LANINI, S. *et al.* Healthcare-associated infection in Italy: annual point-prevalence surveys, 2002-2004. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 30, n. 7, p. 659-665, July 2009.
- LANSKY, S.; FRANÇA, E.; KAWACHI, I. Social inequalities in perinatal mortality in Belo Horizonte, Brazil: the role of hospital care. *Am. J. Public Health*, Washington D. C., v. 97, n. 5, p. 867-873, May 2007.
- LARSON, E.; ORAM, L.F.; HEDRICK, E. Nosocomial infection rates as an indicator of quality. *Med. Care*, Philadelphia, v. 26, n. 7, p. 676-684, July 1988.

- LAUPACIS, A.; SEKAR, N.; STIELL, I. G. Clinical prediction rules: a review and suggested modifications of methodological standards. *JAMA*, Chicago, v. 277, n. 6, p. 488-494, Feb. 1997.
- LEAPE, L. L. Reporting of adverse events. *N. Engl. J. Med.*, Boston, v. 347, n. 20, p. 1633-1638, Nov. 2002.
- LEAPER, D. J. *et al.* Surgical site infection: a European perspective of incidence and economic burden. *Int. Wound J.*, Oxford, v. 1, n. 4, p. 247-273, Dec. 2004.
- LEONG, G.; WILSON, J.; CHARLETT, A. Duration of operation as a risk factor for surgical site infection: comparison of English and US data. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 63, n. 3, p. 255-262, July 2006.
- LIETARD, C. *et al.* Surveillance for surgical site infection (SSI) after neurosurgery: influence of the US or Brest (France) National Nosocomial Infection Surveillance risk index on SSI rates. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 29, n. 11, p. 1084-1087, Nov. 2008.
- LITTLE, R. J. A. Regression with missing X's: a review. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington D. C., v. 87, n. 420, p. 1227-1237, Dec. 1992.
- LIZIOLI, A. *et al.* Prevalence of nosocomial infections in Italy: result from the Lombardy survey in 2000. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 54, n. 2, p. 141-148, June 2003.
- LOPES, J. M. *et al.* Prospective surveillance applying the National Nosocomial Infection Surveillance methods in a Brazilian pediatric public hospital. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 30, n. 1, p. 1-7, Feb. 2002.
- LUCET, J. C.; THE PARISIAN MEDIASTINITIS STUDY GROUP. Surgical site infection after cardiac surgery: a simplified surveillance method. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1393-1396, Dec. 2006.
- LYYTIKÄINEN, O. *et al.* Healthcare-associated infections in Finnish acute care hospitals: a national prevalence survey, 2005. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 69, n. 3, p. 288-294, July 2005.
- MACKILLOP, W. J.; QUIRT, C. F. Measuring the accuracy of prognostic judgments in oncology. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 50, n. 1, p. 21-29, Jan. 1997.
- MAIMON, Z. The choice of ordinal measures of association. *Qual. Quant.*, Dordrecht, v. 12, n. 3, p. 255-264, Sept. 1978.
- MAK, P. H.; CAMPBELL, R. C.; IRWIN, M. G.; American Society of Anesthesiologists. The ASA physical status classification: inter-observer consistency. *Anaesth. Intensive Care*, Edgecliff, v. 30, n. 5, p. 633-640, Oct. 2002.
- MANGRAM, A. J. *et al.* The HICPAC. Guideline for the prevention of surgical site infection, 1999. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 20, n. 4, p. 247-280, Apr. 1999.
- MANIAN, F. A.; MEYER, L. Comparison of patient telephone survey with traditional surveillance and monthly physician questionnaires in monitoring surgical wound infection. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 14, n. 4, p. 216-218, Apr. 1993.
- MANIAN, F. A.; MEYER, L. Adjunctive use of monthly physician questionnaires for surveillance of surgical site infections after hospital discharge and in ambulatory surgical patients: report of a seven-year experience. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 25, n. 5, p. 390-394, Oct. 1997.

- MANNIËN, J. *et al.* Impact of postdischarge surveillance on surgical site infection rates for several surgical procedures: results from the nosocomial surveillance network in The Netherlands. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 8, p. 809-816, Aug. 2006.
- MARTINS, M. A. *et al.* Vigilância pós-alta das infecções de sítio cirúrgico em crianças e adolescentes em um hospital universitário de Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil. *Cad. Saude Publica*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 5, p. 1033-1041, maio 2008.
- MARTONE, W. J. *et al.* Incidence and nature of endemic and epidemic nosocomial infections. In: BENNETT J. V.; BRACHMAN P. S. (Ed.). *Hospital Infections*, 4<sup>th</sup> ed. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 1998. p. 577-596.
- MATIN, M. A. Effect of using bias-corrected estimators in logistic regression model in small samples: prostate-specific antigen (PSA) data. *Data Science Journal*, [S.l.], v. 5, p. 100-107, June 2006.
- McCALL, J. L. *et al.* A method to track surgical site infections. *Qual. Manag. Health Care*, Hagerstown, v. 6, n. 3, p. 52-62, 1998.
- McCULLAGH, P. On the asymptotic distribution of Pearson's statistic in linear exponential-family models. *Int. Stat. Rev.*, The Hague, v. 53, n. 1, p. 61-67, Apr. 1985.
- McKIBBEN, L. *et al.* The Healthcare Infection Control Practices Advisory Committee. Guidance on public reporting of healthcare-associated infections: recommendations of the Healthcare Infection Control Practices Advisory Committee. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 33, n. 4, p. 217-226, May 2005.
- McKIBBEN, L. *et al.* Ensuring rational public reporting systems for health care-associated infections: systematic literature review and evaluation recommendations *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 34, n. 3, p. 142-149, Apr. 2006.
- McLAWS, M. L.; TAYLOR, P. C. The Hospital Infection Standardised Surveillance (HISS) programme: analysis of a two-year pilot. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 53, n. 4, p. 259-267, Apr. 2003.
- McNEISH, J. *et al.* Post-discharge surgical site infection surveillance by automated telephony. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 66, n. 3, p. 232-236, July 2007.
- MEDEIROS, A. C. *et al.* Surgical site infection in a University Hospital in Northeast Brazil. *Braz. J. Infect. Dis.*, Salvador, v. 9, n. 4, p. 310-314, Aug. 2005.
- MEDINA-CUADROS, M. *et al.* Surgical wound infections diagnosed after discharge from hospital: epidemiologic differences with in-hospital infections. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 24, n. 6, p. 421-428, Dez. 1996.
- MEHTA, C. R.; PATEL, N. R. Exact logistic regression: theory and examples. *Stat. Med.*, New York, v. 14, n. 19, p. 2143-2160, Oct. 1995.
- MEHTA, C. R.; PATEL, N. R.; SENCHAUDHURI, P. Efficient Monte Carlo methods for conditional logistic regression. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington D. C., v. 95, n. 449, p. 99-108, Mar. 2000.
- MELENEY, F. L. The study of the prevention of infection in contaminated accidental wounds, compound fractures and burns. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 118, n. 2, p. 171-183, Aug. 1943.
- MILLER, M. E.; HUI, S. L.; TIERNEY, W. M. Validation techniques for logistic regression models. *Stat. Med.*, New York, v. 10, n. 8, p. 1213-1226, Aug. 1991.

MILLER, M. E. *et al.* Validation of probabilistic predictions. *Med. Decis. Making*, Cambridge, v. 13, n. 1, p. 49-58, Feb. 1993.

MINER, A. L. *et al.* Enhanced identification of postoperative infections among outpatients. *Emerg. Infect. Dis.*, Atlanta, v. 10, n. 11, p. 1931-1937, Nov. 2004.

MITCHELL, D. H.; SWIFT, G.; GILBERT, G. L. Surgical wound infection surveillance: the importance of infections that develop after hospital discharge. *ANZ J. Surg.*, Carlton, v. 69, n. 2, p. 117-120, Feb. 1999.

MONGE-JODRÁ, V. *et al.* Quality Control Indicator Working Group. Standardized infection ratios for three general surgery procedures: a comparison between Spanish hospitals and U.S. centers participating in the National Nosocomial Infections Surveillance system. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 24, n. 10, p. 744-748, Oct. 2003.

MONGE-JODRÁ, V. *et al.* Excess length of stay attributable to surgical site infection following hip replacement: a nested case-control study. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1299-1303, Dec. 2006a.

MONGE-JODRÁ, V. *et al.* Quality Control Indicator Working Group. Results of the Spanish national nosocomial infection surveillance network (VICONOS) for surgery patients from January 1997 through December 2003. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 34, n. 3, p. 134-141, Apr. 2006b.

MOONS, K. G.; HARRELL, F. E.; STEYERBERG, E. W. Should scoring rules be based on odds ratios or regression coefficients? *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 55, n. 10, p. 1054-1055, Oct. 2002.

MOONS, K. G. *et al.* Penalized maximum likelihood estimation to directly adjust diagnostic and prognostic prediction models for overoptimism: a clinical example. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 57, n. 12, p. 1262-1270, Dec. 2004.

MORO, M. L. *et al.* Rates of surgical-site infection: an international comparison. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 26, n. 5, p. 442-448, May 2005.

MORTON, A. P. *et al.* Surveillance of healthcare-acquired infections in Queensland, Australia: data and lessons from the first 5 years. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 29, n. 8, p. 695-701, Aug. 2008.

MUILWIJK, J.; VAN DEN HOF, S.; WILLE, J. C. Associations between surgical site infection risk and hospital operation volume and surgeon operation volume among hospitals in the Dutch Nosocomial Infection Surveillance Network. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 28, n. 5, p. 557-563, May 2007.

NARONG, M. N. *et al.* Surgical site infections in patients undergoing major operations in a university hospital: using standardized infection ratio as a benchmarking tool. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 31, n. 5, p. 274-279, Aug. 2003.

NATIONAL HEALTHCARE SAFETY NETWORK (NHSN). The NHSN manual, patient safety component protocol, chapter 9: surgical site infection (SSI) event. Atlanta, March 2009. Disponível em: <<http://www.cdc.gov/nhsn/PDFs/pscManual/9pscSSICurrent.pdf>>. Acesso em: 3 out. 2009.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. Nosocomial infection rates for interhospital comparison: limitations and possible solutions. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 12, n. 10, p. 609-621, Oct. 1991.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System semiannual report, May 1995. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 23, n. 6, p. 377-385, Dec. 1995.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from October 1986-April 1996, issued May 1996. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 24, n. 5, p. 380-388, Oct. 1996.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from October 1986-April 1997, issued May 1997. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 25, n. 6, p. 477-487, Dec. 1997.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) system report, data summary from October 1986-April 1998, issued June 1998. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 26, n. 5, p. 522-533, Oct. 1998.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from January 1990-May 1999, issued June 1999. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 27, n. 6, p. 520-532, Dec. 1999.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from January 1992-April 2000, issued June 2000. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 28, n. 6, p. 429-448, Dec. 2000.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from January 1992-June 2001, issued August 2001. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 29, n. 6, p. 404-421, Dec. 2001.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from January 1992 to June 2002, issued August 2002. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 30, n. 8, p. 458-475, Dec. 2002.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from January 1992 through June 2003, issued August 2003. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 31, n. 8, p. 481-498, Dec. 2003.

NATIONAL NOSOCOMIAL INFECTIONS SURVEILLANCE (NNIS) SYSTEM. National Nosocomial Infections Surveillance (NNIS) System report, data summary from January 1992 through June 2004, issued October 2004. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 32, n. 8, p. 470-485, Dec. 2004.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. Generalized linear models. *J. R. Stat. Soc. A (General)*, London, v. 135, n. 3, p. 370-384, Sept. 1972.

NGUYEN, D. *et al.* Incidence and predictors of surgical-site infections in Vietnam. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 22, n. 8, p. 485-492, Aug. 2001.

NICHOLS, R. L. Preventing surgical site infections. *Clin. Med. Res.*, Marshfield, v. 2, n. 2, p. 115-118, May 2004.

NOGUEIRA, J. M. *Reprodutibilidade do Índice de Risco para Infecção em Sítio Cirúrgico do National Nosocomial Infections Surveillance System (CDC, USA) em Hospitais de Belo Horizonte MG.* 2009. 75 f. Dissertação (Mestrado em Ciências da Saúde) – Faculdade de Medicina, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

NOMAN, T. A. *et al.* Rate of wound infection after clean surgery. *Saudi. Med. J.*, Riyadh, v. 22, n. 1, p. 58-60, Jan. 2001.



- NOY, D.; CREEDY, D. Postdischarge surveillance of surgical site infections: a multi-method approach to data collection. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 30, n. 7, p. 417-424, Nov. 2002.
- O'CONNOR, G. T. *et al.* The Northern New England Cardiovascular Disease Study Group. A regional intervention to improve the hospital mortality associated with coronary artery bypass graft surgery. *JAMA*, Chicago, v. 275, n. 11, p. 841-846, Mar. 1996.
- OLIVEIRA, T. C.; BRANCHINI, M. L. Infection control in a Brazilian regional multihospital system. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 27, n. 3, p. 262-269, June 1999.
- OLIVEIRA, A. C. *et al.* Estudo comparativo do diagnóstico da infecção do sítio cirúrgico durante e após a internação. *Rev. Saude Publica*, São Paulo, v. 36, n. 6, p. 717-722, dez. 2002.
- OLIVEIRA, A. C.; CARVALHO, D. V. Postdischarge surveillance: the impact on surgical site infection incidence in a Brazilian university hospital. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 32, n. 6, p. 358-361, Oct. 2004.
- OLIVEIRA, A. C. *et al.* Surgical site infection in patients submitted to digestive surgery: risk prediction and the NNIS risk index. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 34, n. 4, p. 201-207, May 2006.
- OSIUS, G.; ROJEK, D. Normal goodness-of-fit tests for multinomial models with large degrees of freedom. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington D. C., v. 87, n. 420, p. 1145-1152, Dec. 1992.
- OWENS, W. D.; FELTS, J. A.; SPITZNAGEL, E. L. Jr. ASA physical status classifications: a study of consistency of ratings. *Anesthesiology*, Philadelphia, v. 49, n. 4, p. 239-243, Oct. 1978.
- OWENS, W. D. American Society of Anesthesiologists physical status classification system is not a risk classification system. *Anesthesiology*, Philadelphia, v. 94, n. 2, p. 378, Feb. 2001.
- PALMA, S. *et al.* Use of the National Nosocomial Infection Surveillance system risk index for prediction of mortality: results of a 6-year postdischarge follow-up study. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 28, n. 4, p. 489-492, Apr. 2007.
- PASSARELLI, M. C.; JACOB-FILHO, W.; FIGUERAS, A. Adverse drug reactions in an elderly hospitalized population: inappropriate prescription is a leading cause. *Drugs Aging*, Auckland, v. 22, n. 9, p. 767-777, Sept. 2005.
- PATTERSON, C. H. Perceptions and misconceptions regarding the Joint Commission's view of quality monitoring. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 17, n. 5, p. 231-240, Oct. 1989.
- PEDUZZI, P. *et al.* A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 49, n. 12, p. 1373-1379, Dec. 1996.
- PELLIZZER, G. *et al.* Prevalence and risk factors for nosocomial infections in hospitals of the Veneto region, north-eastern Italy. *Infection*, Munich, v. 36, n. 2, p. 112-119, Apr. 2008.
- PERENCEVICH, E. N. *et al.* Health and economic impact of surgical site infections diagnosed after hospital discharge. *Emerg. Infect. Dis.*, Atlanta, v. 9, n. 2, p. 196-203, Feb. 2003.
- PESSAUX, P. *et al.* Risk factors for postoperative infectious complications in noncolorectal abdominal surgery: a multivariate analysis based on a prospective multicenter study of 4718 patients. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 138, n. 3, p. 314-324, Mar. 2003.
- PETHERICK, E. S. *et al.* Methods for identifying surgical wound infection after discharge from hospital: a systematic review. *BMC Infect. Dis.*, London, v. 6, p. 170, Nov. 2006.

PETROSILLO, N. *et al.* Surgical site infections in Italian hospitals: a prospective multicenter study. *BMC Infect. Dis.*, London, v. 8, p. 34, Mar. 2008.

PICARD, R. R.; BERK, K. N. Data splitting. *Am. Stat.*, Washington D. C., v. 44, n. 2, p. 140-147, May 1990.

PLOWMAN, R. *et al.* The rate and cost of hospital-acquired infections occurring in patients admitted to selected specialties of a district general hospital on England and the national burden imposed. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 47, n. 3, p. 198-209, Mar. 2001.

POULSEN, K. B.; MEYER, M. Infection registration underestimates the risk of surgical wound infections. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 33, n. 3, p. 207-215, July 1996.

PRADE, S. S. *et al.* Estudo brasileiro da magnitude das infecções hospitalares em hospitais terciários. *Revista do Controle de Infecção Hospitalar*, [S.l.], v. 2, n. 1, p. 11-24, jan. 1995.

PRADO, M. A. *et al.* The implementation of a surgical antibiotic prophylaxis program: the pivotal contribution of the hospital pharmacy. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 30, n. 1, p. 49-56, Feb. 2002.

PROSPERO, E. *et al.* Surveillance for surgical site infection after hospital discharge: a surgical procedure-specific perspective. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1313-1317, Dec. 2006.

PROSPERO, E. *et al.* Surgical site infections: might a longer locally defined T time affect the benchmarking? *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 35, n. 9, p. 582-584, Nov. 2007.

RAKOW, T. *et al.* Assessing the likelihood of an important clinical outcome: new insights from a comparison of clinical and actuarial judgment. *Med. Decis. Making*, Cambridge, v. 25, n. 3, p. 262-282, May-June 2005.

REID, R. *et al.* Postdischarge clean wound infections: incidence underestimated and risk factors overemphasized. *ANZJ. Surg.*, Carlton, v. 72, n. 5, p. 339-343, May 2002.

REILLY, J. S.; BAIRD, D.; HILL, R. The importance of definitions and methods in surgical wound infection audit. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 47, n. 1, p. 64-66, Jan. 2001a.

REILLY, J. *et al.* An economic analysis of surgical wound infection. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 49, n. 4, p. 245-249, Dec. 2001b.

REILLY, J. *et al.* A study of telephone screening and direct observation of surgical wound infections after discharge from hospital. *J. Bone Joint Surg. Br.*, London, v. 87, n. 7, p. 997-999, July 2005.

REILLY, J. *et al.* Procedure-specific surgical site infection rates and postdischarge surveillance in Scotland. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 12, p. 1318-1323, Dec. 2006.

REZENDE, E. M. *et al.* Prevalence of nosocomial infections in general hospitals in Belo Horizonte. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 19, n. 11, p. 872-876, Nov. 1998.

RICHARDS, C. *et al.* Characteristics of hospitals and infection control professionals participating in the National Nosocomial Infections Surveillance System 1999. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 29, n. 6, p. 400-403, Dec. 2001.

RICHARDS, C. *et al.* Does using a laparoscopic approach to cholecystectomy decrease the risk of surgical site infection? *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 237, n. 3, p. 358-362, Mar. 2003.

RIOUX, C.; GRANDBASTIEN, B.; ASTAGNEAU, P. The standardized incidence ratio as a reliable tool for surgical site infection surveillance. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 27, n. 8, p. 817-824, Aug. 2006.

RIOUX, C.; GRANDBASTIEN, B.; ASTAGNEAU, P. Impact of a six-year control programme on surgical site infections in France: results of the INCISO surveillance. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 66, n. 3, p. 217-223, July 2007.

ROMY, S. *et al.* Laparoscope use and surgical site infections in digestive surgery. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 247, n. 4, p. 627-632, Apr. 2008.

RONVEAUX, O.; MERTENS, R.; DUPONT, Y. Surgical wound infection surveillance: results from the Belgian hospital network. *Acta Chir. Belg.*, Brussels, v. 96, n. 1, p. 3-10, Feb. 1996.

ROUMBELAKI, M. *et al.* Surveillance of surgical site infections at a tertiary care hospital in Greece: incidence, risk factors, microbiology and impact. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 36, n. 10, p. 732-738, Dec. 2008.

ROY, M. C.; PERL, T. M. Basics of surgical-site infection surveillance. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 18, n. 9, p. 659-668, Sept. 1997.

ROY, M. C. *et al.* Does the Centers for Disease Control's NNIS system risk index stratify patients undergoing cardiothoracic operations by their risk of surgical-site infection? *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 21, n. 3, p. 186-190, Mar. 2000.

RUSSO, P. L.; SPELMAN, D. W. A new surgical-site infection risk index using risk factors identified by multivariate analysis for patients undergoing coronary artery bypass graft surgery. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 23, n. 7, p. 372-376, July 2002.

SAKLAD, M. Grading of patients for surgical procedures. *Anesthesiology*, Philadelphia, v. 2, n. 3, p. 281-284, May 1941.

SALEMI, C.; ANDERSON, D.; FLORES, D. American Society of Anesthesiology scoring discrepancies affecting the National Nosocomial Infection Surveillance System: surgical-site-infection risk index rates. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 18, n. 4, p. 246-247, Apr. 1997.

SANDS, K.; VINEYARD, G.; PLATT, R. Surgical site infection occurring after hospital discharge. *J. Infect. Dis.*, Chicago, v. 173, n. 4, p. 963-970, Apr. 1996.

SANDS, K. *et al.* Efficient identification of postdischarge surgical site infection: use of automated pharmacy dispensing information, administrative data and medical record information. *J. Infect. Dis.*, Chicago, v. 179, n. 2, p. 434-441, Feb. 1999.

SANTOS, K. R. *et al.* Surgical site infections: rates, etiology and resistance patterns to antimicrobials among strains isolated at Rio de Janeiro University Hospital. *Infection*, Munich, v. 25, n. 4, p. 217-220, July-Aug. 1997.

SAX, H.; PITTET, D. The Swiss-NOSO Network. Interhospital differences in nosocomial infection rates: importance of case-mix adjustment. *Arch. Intern. Med.*, Chicago, v. 162, n. 21, p. 2437-2442, Nov. 2002.

SCHAEFER, R. L. Bias correction in maximum likelihood logistic regression. *Stat. Med.*, New York, v. 2, n. 1, p. 71-78, Jan.-Mar. 1983.

SCHULGEN, G. *et al.* Estimation of extra hospital stay attributable to nosocomial infections: heterogeneity and timing of events. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 53, n. 4, p. 409-417, Apr. 2000.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *Ann. Stat.*, San Francisco, v. 6, n. 2, p. 461-464, Mar. 1978.

SEAMAN, M.; LAMMERS, R. Inability of patients to self-diagnose wound infections. *J. Emerg. Med.*, New York, v. 9, n. 4, p. 215-219, July-Aug. 1991.

SEILLIER-MOISEWITSCH, F. Predictive diagnostics for logistic models. *Stat. Med.*, New York, v. 15, n. 20, p. 2149-2160, Oct. 1996.

SMYTH, E. T. M. *et al.* Four country healthcare associated infection prevalence survey 2006: overview of the results. *J Hosp Infect.*, London, v. 69, n. 3, p. 230-248, July 2008.

SOHN, A. N. *et al.* Prevalence of surgical-site infections and patterns of antimicrobial use in a large tertiary-care hospital in Ho Chi Minh city, Vietnam. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 23, n. 7, p. 382-387, July 2002.

SOLETO, L. *et al.* Incidence of surgical-site infections and the validity of the National Nosocomial Infections Surveillance system risk index in a general surgical ward in Santa Cruz, Bolivia. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 24, n. 1, p. 26-30, Jan. 2003.

STARLING, C. E. F.; COUTO, B. R. G.; PINHEIRO, S. M. C. Applying the Centers for Disease Control and Prevention and National Nosocomial Infections Surveillance system methods in Brazilian hospitals. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 25, n. 4, p. 303-311, Aug. 1997.

STARLING, C. E. F. *et al.* Performance do índice de risco NNIS para infecção do sítio cirúrgico em diferentes procedimentos cirúrgicos: estudo multicêntrico em 64.158 pacientes de 5 hospitais brasileiros. In: XXVII CONGRESO ANUAL DE LA ASOCIACIÓN MEXICANA DE INFECTOLOGÍA Y MICROBIOLOGÍA CLÍNICA, 2002, México D. F. *Enfermedades Infecciosas y Microbiología*, México D. F., 2002. v. 22, n. 3. p. 136.

STEYERBERG, E. W. *et al.* Prognostic modelling with logistic regression analysis: a comparison of selection and estimation methods in small data sets. *Stat. Med.*, New York, v. 19, n. 8, p. 1059-1079, Apr. 2000.

STEYERBERG, E. W. *et al.* Prognostic modeling with logistic regression analysis: in search of a sensible strategy in small data sets. *Med. Decis. Making*, Thousand Oaks, v. 21, n. 1, p. 45-56, Feb. 2001a.

STEYERBERG, E. W. *et al.* Internal validation of predictive models: efficiency of some procedures for logistic regression analysis. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 54, n. 8, p. 774-781, Aug. 2001b.

STEYERBERG, E. W. *et al.* Internal and external validation of predictive models: a simulation study of bias and precision in small samples. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 56, n. 5, p. 441-447, May 2003.

STEYERBERG, E. W. *et al.* Validation and updating of predictive logistic regression models: a study on sample size and shrinkage. *Stat. Med.*, New York, v. 23, n. 16, p. 2567-2586, Aug. 2004.

- STEYERBERG, E. W. *et al.* Assessing the performance of prediction models: a framework for traditional and novel measures. *Epidemiology*, Baltimore, v. 21, n. 1, p. 128-138, Jan. 2010.
- STOCKLEY, J. M. *et al.* A district general hospital's method of post-operative infection surveillance including post-discharge follow-up, developed over a five-year period. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 49, n. 1, p. 48-54, Sept. 2001.
- STONE, M. Cross-validatory choice and assessment of statistical predictions. *J. R. Stat. Soc. B (Methodological)*, London, v. 36, n. 2, p. 111-147, Aug. 1974.
- SWETS, J. A. Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, Washington D. C., v. 240, n. 4857, p. 1285-1293, June 1988.
- SYKES, P. K. *et al.* When continuous surgical site infection surveillance is interrupted: the Royal Hobart Hospital experience. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 33, n. 7, p. 422-427, Sept. 2005.
- SZILÁGYI, E. *et al.* The national nosocomial surveillance network in Hungary: results of two years of surgical site infection surveillance. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 71, n. 1, p. 74-80, Jan. 2009.
- TANG, M. L. Exact goodness-of-fit test for binary logistic model. *Stat. Sin.*, Taipei, v. 11, n. 1, p. 199-211, Jan. 2001.
- TANG, R., *et al.* Risk factors for surgical site infection after elective resection of the colon and rectum: a single-center prospective study of 2,809 consecutive patients. *Ann. Surg.*, Philadelphia, v. 234, n. 2, p. 181-189, Aug. 2001.
- TAYLOR, E. W. *et al.* Telephone call contact for post-discharge surveillance of surgical site infections: a pilot, methodological study. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 55, n. 1, p. 8-13, Sept. 2003.
- TEUTSCH, S. M.; THACKER, S. B. Planning a public health surveillance system. *Epidemiol. Bull.*, Washington D. C., v. 16, n. 1, p. 1-6, Mar. 1995.
- THIBON, P. *et al.* Use of censored data to monitor surgical-site infections. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 23, n. 7, p. 368-371, July 2002.
- TOKARS, J. I. *et al.* The changing face of surveillance for health care-associated infections. *Clin. Infect. Dis.*, Chicago, v. 39, n. 9, p. 1347-1352, Nov. 2004.
- TOMZ, M.; KING, G.; ZENG, L. *RELOGIT: Rare Events Logistic Regression*, Version 1.1. Cambridge, MA: Harvard University, October 1, 1999. Disponível em: <<http://gking.harvard.edu/>>. Acesso em: 7 nov. 2008.
- TOPALOGLU, S. *et al.* Correlation of risk and postoperative assessment methods in wound surveillance. *J. Surg. Res.*, New York, v. 146, n. 2, p. 211-217, May 2008.
- TURNBULL, B. R.; ZOUTMAN, D. E.; LAM, M. Evaluation of hospital and patient factors that influence the effective administration of surgical antimicrobial prophylaxis. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 26, n. 5, p. 478-485, May 2005.
- UMSCHEID, C. A. *et al.* Mortality from reasonably-preventable hospital-acquired infections. 2008. Disponível em: <[http://www.shea-online.org/Assets/files/0408\\_Penn\\_Study.pdf](http://www.shea-online.org/Assets/files/0408_Penn_Study.pdf)>. Acesso em: 23 set. 2009.
- VALENZUELA-FLORES, A. A. *et al.* Efecto de la retroalimentación de tasas en las infecciones de sitio quirúrgico. In: XXVII CONGRESO ANUAL DE LA ASOCIACIÓN MEXICANA DE INFECTOLOGÍA

Y MICROBIOLOGÍA CLÍNICA, 2002, México D. F. *Enfermedades Infecciosas y Microbiología*, México D. F., 2002. v. 22, n. 3. p. 137.

VALLS, V. *et al.* Evaluation of the SENIC risk index in a Spanish university hospital. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 20, n. 3, p. 196-199, Mar. 1999.

VANDENBROUCKE-GRAULS, C.; SCHULTSZ, C. Surveillance in infection control: are we making progress? *Curr. Opin. Infect. Dis.*, Hagerstown, v. 15, n. 4, p. 415-419, Aug. 2002.

VAN HOUWELINGEN, J. C.; LE CESSIE, S. Predictive value of statistical models. *Stat. Med.*, New York, v. 9, n. 11, p. 1303-1325, Nov. 1990.

VAQUÉ, J.; ROSSELLÓ, J.; ARRIBAS, J. L. EPINE Working Group. Prevalence of nosocomial infections in Spain: EPINE study 1990-1997. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 43, Suppl. 1, p. S105-S111, Dec. 1999.

VASUDEVAN, A.; LEE, C. N.; TAMBYAH, P. A. The DEO score: a new scoring system to better risk stratify post coronary artery bypass graft (CABG) surgical site infection (SSI) risk. In: 18<sup>TH</sup> ANNUAL MEETING OF THE SOCIETY FOR HEALTHCARE EPIDEMIOLOGY OF AMERICA, 2008, Orlando.

VEGAS, A.; JODRA, V.M.; GARCÍA, M. L. Nosocomial infection in surgery wards: a controlled study of increased duration of hospital stays and direct costs of hospitalization. *Eur. J. Epidemiol.*, Dordrecht, v. 9, n. 5, p. 504-510, Sept. 1993.

VELASCO, E. *et al.* Risk index for prediction of surgical site infection after oncology operations. *Am. J. Infect. Control*, St. Louis, v. 26, n. 3, p. 217-223, June 1998.

VERGOUWE, Y. *et al.* Substantial effective sample sizes were required for external validation studies of predictive logistic regression models. *J. Clin. Epidemiol.*, New York, v. 58, n. 5, p. 475-483, May 2005.

VERNET, E. *et al.* Utilidad de los índices compuestos de riesgo para predecir el desarrollo de infección quirúrgica en neurocirugía. *Med Clin*, Barcelona, v. 122, n. 3, p. 92-95, ene. 2004.

VILLAS BÔAS, P. J.; RUIZ, T. Ocorrência de infecção hospitalar em idosos internados em hospital universitário. *Rev. Saude Publica*, São Paulo, v. 38, n. 3, p. 372-378, jun. 2004.

WAGNER, M. B. *et al.* Hospital-acquired infections among surgical patients in a Brazilian hospital. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 35, n. 4, p. 277-285, Apr. 1997.

WASSON, J. H. *et al.* Clinical prediction rules: applications and methodological standards. *N. Engl. J. Med.*, Boston, v. 313, n. 13, p. 793-799, Sept. 1985.

WEBER, W. P. *et al.* Economic burden of surgical site infections at a European university hospital. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 29, n. 7, p. 623-629, July 2008.

WEIGELT, J. A.; DRYER, D.; HALEY, R. W. The necessity and efficiency of wound surveillance after discharge. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 127, n. 1, p. 77-82, Jan. 1992.

WEISS, C. A. *et al.* Six years of surgical wound infection surveillance at a tertiary care center: review of the microbiologic and epidemiological aspects of 20,007 wounds. *Arch. Surg.*, Chicago, v. 134, n. 10, p. 1041-1048, Oct. 1999.

WENZEL, R. P. The Lowbury lecture: the economics of nosocomial infections. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 31, n. 2, p. 79-87, Oct. 1995.

- WHITBY, M. *et al.* Post-discharge surveillance: can patients reliably diagnose surgical wound infections? *J. Hosp. Infect.*, London, v. 52, n. 3, p. 155-160, Nov. 2002.
- WHITBY, M. *et al.* Post-discharge surgical site surveillance: does patient education improve reliability of diagnosis? *J. Hosp. Infect.*, London, v. 66, n. 3, p. 237-242, July 2007.
- WHITE, H. Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica*, Chicago, v. 50, n. 1, p. 1-25, Jan. 1982.
- WHITEHOUSE, J. D. *et al.* The impact of surgical-site infections following orthopedic surgery at a community hospital and a university hospital: adverse quality of life, excess length of stay and extra cost. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 23, n. 4, p. 183-189, Apr. 2002.
- WILSON, J. *et al.* Reduction in wound infection rates by wound surveillance with postdischarge follow-up and feedback. *Br. J. Surg.*, Chichester, v. 93, n. 5, p. 630-638, May 2006.
- WILSON, J.; RAMBOER, I.; SUETENS, C. Hospitals in Europe Link for Infection Control through Surveillance (HELICS). Inter-country comparison of rates of surgical site infection – opportunities and limitations. *J. Hosp. Infect.*, London, v. 65, Suppl. 2, p. S165-S170, June 2007.
- WONG, E. S. Surgical Site Infections. In: MAYHALL, C. G. (Ed.). *Hospital Epidemiology and Infection Control*, 2<sup>nd</sup> ed. Philadelphia: Lippincot Williams & Wilkins, 1999. p. 189-210.
- WONG, E. S. *et al.* Public disclosure of healthcare associated infections: the role of the Society for Healthcare Epidemiology of America. *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 26, n. 2, p. 210-212, Feb. 2005.
- WURTZ, R. Do new surgeons have higher surgical-site infection rates? *Infect. Control Hosp. Epidemiol.*, Chicago, v. 22, n. 6, p. 375-377, June 2001.
- XIE, X. J.; PENDERGAST, J.; CLARKE, W. Increasing the power: a practical approach to goodness-of-fit test for logistic regression models with continuous predictors. *Comput. Stat. Data Anal.*, Amsterdam, v. 52, n. 5, p. 2703-2713, Jan. 2008.
- YATES, J. F. External correspondence: decomposition of the mean probability score. *Organ. Behav. Hum. Perform.*, New York, v. 30, n. 1, p. 132-156, Aug. 1982.
- YOKOE, D. S. *et al.* Epidemiology of and surveillance for postpartum infections. *Emerg. Infect. Dis.*, Atlanta, v. 7, n. 5, p. 837-841, Sept.-Oct. 2001.

## ANEXO A

Critérios de definição de infecção do sítio cirúrgico, Centers for Disease Control and Prevention, 1992

### **Infecção do sítio cirúrgico incisional superficial**

A infecção ocorre dentro dos 30 dias após a operação *e* envolve apenas a pele ou tecidos subcutâneos da incisão, *e pelo menos um* dos seguintes:

- a. Drenagem purulenta pela incisão superficial, com ou sem confirmação laboratorial.
- b. Cultura positiva de fluido ou tecido obtidos assepticamente da incisão superficial.
- c. *Pelo menos um* dos seguintes sinais ou sintomas de infecção: dor ou sensibilidade, tumefação localizada, rubor, ou calor local, *e* a incisão superficial é deliberadamente aberta pelo cirurgião, *a não ser que* a cultura da incisão seja negativa.
- d. Diagnóstico de infecção do sítio cirúrgico incisional superficial pelo cirurgião ou médico assistente.

Não se relatam como infecções do sítio cirúrgico incisionais superficiais as seguintes:

- Abscesso dos pontos (inflamação ou drenagem mínimos confinados aos pontos de sutura).
- Infecção da episiotomia, do sítio da circuncisão, de queimaduras ou de ferimento penetrante por arma branca.
- Se uma infecção do sítio cirúrgico incisional se estende para fâscias e camadas musculares, relata-se como infecção do sítio cirúrgico incisional profunda.

### **Infecção do sítio cirúrgico incisional profunda**

A infecção ocorre dentro dos 30 dias após a operação se não foi colocada prótese,<sup>a</sup> ou até um ano após caso seja colocada prótese durante o ato operatório *e* envolve os tecidos moles profundos (*e.g.*, fâscias e camada muscular) da incisão, *e pelo menos um* dos seguintes:

- a. Drenagem purulenta da incisão profunda, mas não do órgão/cavidade do sítio cirúrgico.
- b. Deiscência espontânea da incisão profunda, ou é deliberadamente aberta pelo cirurgião quando o paciente apresenta ao menos um dos seguintes sinais ou sintomas: febre (> 38°C), dor localizada ou sensibilidade, *a não ser que* a cultura do sítio seja negativa.
- c. Abscesso ou outra evidência de infecção envolvendo a incisão profunda encontrados no exame direto, durante reoperação ou por exame histopatológico ou radiológico.
- d. Diagnóstico de infecção do sítio cirúrgico incisional profunda feito pelo cirurgião ou médico assistente.

Notas:

- A infecção que envolve tanto o sítio incisional superficial quanto o profundo relata-se como infecção do sítio cirúrgico incisional profunda.
- Ocasionalmente, uma infecção de órgão/cavidade pode drenar através da incisão. Uma infecção deste tipo geralmente não precisa de reoperação e é considerada complicação da incisão. É, portanto, classificada como infecção do sítio cirúrgico incisional profunda.

### **Infecção do sítio cirúrgico de órgão/cavidade**

A infecção ocorre dentro dos 30 dias após a operação se não foi colocada prótese, ou até um ano após caso seja colocada prótese durante o ato operatório, *e* envolve qualquer parte da anatomia diferente da incisão de pele, fâscia e camada muscular, que foi aberta ou manipulada durante a operação, *e pelo menos um* dos seguintes:

- a. Drenagem purulenta a partir de um dreno colocado no órgão/cavidade, através de incisão diferente à do sítio cirúrgico.
- b. Cultura positiva de fluido ou tecido obtidos assepticamente do órgão/cavidade.
- c. Abscesso ou outra evidência de infecção envolvendo o órgão/cavidade encontrados no exame direto, durante reoperação ou por exame histopatológico ou radiológico.
- d. Diagnóstico de infecção do sítio cirúrgico de órgão/cavidade feito pelo cirurgião ou médico assistente.

<sup>a</sup> Material implantável de origem não humano (*e.g.*, valva cardíaca protética, enxerto vascular não humano, coração mecânico ou prótese de quadril) que é implantado em um paciente de forma permanente durante a operação.



**ANEXO B**

Classificação das infecções do sítio cirúrgico de órgão/cavidade segundo o sítio envolvido,  
Centers for Disease Control and Prevention, 1992

Infecção arterial ou venosa	Meningite ou ventriculite
Abscesso mamário ou mastite	Miocardite ou pericardite
Cavidade do disco intervertebral	Cavidade oral (boca, língua ou gengiva)
Ouvido, mastoide	Osteomielite
Endocardite	Outras infecções do trato respiratório
Endometrite	inferior ( <i>e.g.</i> , abscesso ou empiema)
Olho, diferente de conjuntivite	Outras do trato reprodutor masculino ou
Trato gastrointestinal	feminino
Intra-abdominal, não incluído em outra	Sinusite
Intracraniano, abscesso encefálico	Abscesso espinhal sem meningite
Articulação ou bursa	Trato respiratório superior
Mediastinite	Cuff vaginal

Fonte: HORAN *et al.*, 1992

**ANEXO C**

Classificação redefinida do sítio cirúrgico segundo o grau de contaminação bacteriana,  
National Research Council/National Academy of Sciences

**Limpo**

Feridas cirúrgicas não infectadas e sem evidência de inflamação. Sem penetração dos tratos respiratório, gastrointestinal ou geniturinário. Sem quebra da técnica asséptica. São fechadas primariamente e, se necessário, drenadas com dreno fechado. São incluídas as feridas cirúrgicas que seguem a trauma fechado, desde que preencham os critérios anteriores.

**Potencialmente contaminado**

Feridas cirúrgicas com penetração controlada e sem contaminação não usual nos tratos respiratório, gastrointestinal ou geniturinário. São incluídas as operações com penetração do trato biliar, apêndice, vagina e orofaringe, na ausência de infecção ou quebra maior na técnica cirúrgica.

**Contaminado**

Feridas traumáticas abertas e recentes (menor que 6 horas) ou operações com quebra maior na técnica asséptica ou com derramamento grosseiro a partir do trato gastrointestinal. São incluídas as cirurgias com entrada no trato geniturinário na presença de urina contaminada ou no trato biliar na presença de bile contaminada, e as incisões com inflamação aguda não purulenta.

**Infectado**

Feridas traumáticas abertas e antigas (maior que 6 horas) com tecido necrótico retido, corpo estranho ou contaminação fecal, e feridas na presença de infecção clínica atual ou víscera perfurada. Esta definição sugere que os agentes causadores da ISC estavam presentes no campo operatório antes da operação.

Fonte: MANGRAM *et al.*, 1999

**ANEXO D**

Classificação do estado físico do paciente, American Society of Anesthesiologists

Código	Estado físico pré-operatório do paciente
1	Paciente hígido
2	Paciente com doença sistêmica moderada
3	Paciente com doença sistêmica grave não incapacitante
4	Paciente com doença sistêmica incapacitante que é ameaça constante para a vida
5	Paciente moribundo, com expectativa de vida menor que 24 horas com ou sem operação

Fonte: MANGRAM *et al.*, 1999

## APÊNDICE A

Procedimentos operatórios incluídos em categorias específicas de procedimentos cirúrgicos NNIS, 1991-2004

Categoria de procedimento cirúrgico NNIS (lista exaustiva de códigos CID-9-MC)	Descrição dos procedimentos
<b>Histerectomia abdominal</b>  (68.3, 68.4, 68.6)	Histerectomia abdominal subtotal (supracervical); histerectomia abdominal total (estendida), inclui eventual remoção de trompas de Falópio e ovários; histerectomia abdominal radical (histerectomia radical modificada e operação de Wertheim-Meigs), inclui eventual linfadenectomia e remoção de trompas de Falópio e ovários.
<b>Outras operações do aparelho geniturinário</b>  (55.53, 55.7-55.89, 56.0-56.2, 56.4-56.89, 57.12, 57.18, 57.19, 57.2-57.22, 57.5-57.89, 58.39, 58.42-58.5, 58.9-58.99, 59.0-59.19, 59.3-59.71, 59.79, 59.91, 59.92, 60.0, 60.7, 60.72-60.82, 60.93, 61.0, 61.2-61.49, 61.92-61.99, 62.0, 62.2-62.99, 63.1-63.99, 64.2-64.99, 65.0-65.09, 65.2-65.89, 65.92-65.99, 66.0-66.02, 66.3-66.79, 66.92-66.94, 66.97, 66.99, 67.4, 67.51, 68.0, 68.2-68.29, 68.8, 68.9, 69.1-69.49, 70.4-70.62, 70.72-70.75, 70.8, 71.0-71.09, 71.5-71.9)	Retirada de rim transplantado ou rejeitado; nefropexia; sutura de laceração renal; encerramento de nefrostomia ou pielostomia; encerramento de outras fístulas renais; redução de torção de pedículo renal; sinfisiotomia de rim em ferradura; anastomoses do rim (nefropieloureterostomia, anastomose pieloureterovesical, anastomose ureterocalicial); correção da junção ureteropélvica; meatotomia ureteral; ureterotomia para drenagem, exploração ou remoção de obstrução; ureterectomia parcial ou total (exclui nefroureterectomia e biópsia); criação de ureteroileostomia cutânea (conduto ileal, ileostomia ureteral externa, neobexiga ileal aberta, operação de alça ileal, ileoureterostomia de Bricker, anastomose de ureter ao íleo com derivação externa); revisão de ureteroileostomia cutânea; criação de outras ureterostomias cutâneas; revisão de outras ureterostomias cutâneas; derivação ou anastomose ureterointestinal, inclui eventual realização de colostomia; revisão de anastomose ureterointestinal; nefrocistanastomose não especificada de outra forma; ureteroneocistostomia (substituição de ureter com retalho de bexiga, anastomose ureterovesical); transureteroureterostomia; lise de aderências intraluminais do ureter; sutura de laceração do ureter; encerramento de ureterostomia; encerramento de outras fístulas do ureter; ureteropexia; remoção de ligadura do ureter; enxerto de ureter; substituição de ureter por segmento ileal implantado na bexiga; ureteroplicatura; lise de aderências intraluminais da bexiga através de incisão da parede; cistostomia suprapúbica (exclui cistostomia percutânea); cistolitotomia (exclui cistostomia percutânea); criação de vesicostomia permanente usando retalho da bexiga; revisão ou encerramento de vesicostomia; outras excisões ou destruições de tecido vesical (exclui aquelas por via transuretral e biópsia) [excisão de úraco persistente com envolvimento vesical, endometrectomia da bexiga ou excisão suprapúbica de lesão vesical]; cistectomia parcial (excisão da cúpula, do trígono ou ressecção em cunha); cistectomia total, inclui eventual linfadenectomia e derivação urinária (cistectomia radical, exenteração pélvica no homem, remoção de bexiga, próstata e vesículas seminais, remoção de bexiga e uretra no homem, outras cistectomias totais); outras reparações da bexiga (exclui laceração obstétrica recente) [sutura de laceração da bexiga, encerramento de cistostomia, ressecção de fístula retovesicovaginal, vesicosigmoidovaginal, cervicovesical, uretroperineovesical, vesicouterina ou vesicovaginal]; plicatura do esfíncter da bexiga; V-Y plastia do colo vesical; correção de extrofia vesical; reconstrução vesical, inclui eventual ressecção intestinal (anastomose da bexiga com segmento isolado de íleo, cistoplastia de aumento, confecção de neobexiga ileal fechada); anastomose da bexiga ao intestino não especificada de outra forma; anastomose colovesical; cistopexia; reconstrução da bexiga por laceração obstétrica antiga; outras excisões ou destruições locais de tecido da uretra (exclui aquelas por via endoscópica) [ressecção de válvula congênita da uretra, ressecção de estenose uretral, ressecção de outras lesões uretrais, uretrectomia]; encerramento de uretostomia; encerramento de outras fístulas uretrais; reanastomose da uretra; correção de hipospádias ou epispádias; construção uretral; meatoplastia uretral; rotação da uretra bulbar (Benenenti); reconstrução da uretra por laceração obstétrica antiga; plicatura da uretra; liberação de estenose uretral por incisão de esfíncter uretral, meatotomia uretral interna ou uretrolise; incisão e drenagem de glândula bulbouretral; excisão de tecido periuretral (exclui biópsia de tecido periuretral); implante de esfíncter urinário (vesical, uretral) artificial inflável; remoção de esfíncter

---

urinário artificial inflável; reparação da bomba e/ou reservatório de esfíncter urinário artificial inflável; ajuste cirúrgico da pressão hidráulica de esfíncter urinário artificial inflável; dissecação do tecido retroperitoneal (dissecção retroperitoneal não especificada de outra forma, lise de aderências perirrenais ou periureterais, exploração do espaço perirrenal, drenagem de abscesso perirrenal); lise de aderências perivesicais; exploração do tecido perivesical; drenagem de hematoma do espaço de Retzius; exploração retropúbica; plicatura da junção uretrovesical (*e.g.*, Kelly-Kennedy, Kelly-Stoeckel etc.); operação de *slings* suprapúbica (*e.g.*, Goebel-Frangenheim-Stoeckel, Millin-Read, Oxford etc.); suspensão uretral retropúbica (*e.g.*, Burch, Marshall-Marchetti-Krantz etc.); suspensão parauretral (*e.g.*, Pereyra, suspensão periuretral etc.); cirurgia no músculo elevador do ânus para suspensão uretrovesical (*e.g.*, cistouretopexia com *slings* do músculo elevador, *slings* pubococcígeo etc.); uretopexia anterior; uretopexia de Tudor; correção da incontinência urinária de esforço não especificada de outra forma; excisão de tecido perirrenal ou perivesical (exclui biópsia de tecido perirrenal ou perivesical); outras operações no tecido perirrenal ou perivesical; incisão e drenagem de abscesso prostático; prostatolitotomia; incisão de vesículas seminais; excisão de vesículas seminais (exclui biópsia de vesículas seminais e prostatovesiculectomia); outras operações nas vesículas seminais; incisão e drenagem de abscesso periprostático; excisão de lesão do tecido periprostático (exclui biópsia do tecido periprostático); outras reparações da próstata; incisão e drenagem do escroto ou túnica vaginalis (aspiração percutânea de hidrocele); excisão de hidrocele da túnica vaginalis; cirurgia corretiva por elefantíase do escroto; escrotoectomia parcial (exclui biópsia escrotal); sutura de laceração do escroto ou túnica vaginalis; ressecção de fístula de escroto; reconstrução de escroto ou túnica vaginalis com retalho; excisão de hematocele da túnica vaginalis; outras cirurgias com incisão no escroto ou túnica vaginalis; incisão nos testículos; excisão de apêndice testicular; excisão de hidátide de Morgagni no homem; orquiectomia (com epididimectomia) unilateral não especificada de outra forma; orquiectomia radical bilateral (com epididimectomia), inclui eventual linfadenectomia; retirada de testículo remanescente; orquiopexia [mobilização e fixação no escroto, orquiopexia com redução de torção do cordão espermático, operação de Torek(-Bevan) (primeiro estágio, segundo estágio)]; sutura de laceração de testículo; enxerto testicular; colocação de prótese testicular; ligadura alta da veia espermática (cirurgia de varicocele); hidrocolectomia do conduto de Nuck; espermatocolectomia; excisão de apêndice epididimário; epididimectomia; sutura de laceração do conduto espermático ou epidídimo; redução de torção do testículo ou cordão espermático; outras reconstruções ou reparações do cordão espermático ou epidídimo; vasostomia; procedimento de esterilização masculina não especificado de outra forma; ligadura dos condutos deferentes; ligadura do cordão espermático; vasectomia; sutura de laceração de condutos deferentes ou epidídimo; reconstrução de condutos deferentes seccionados cirurgicamente; epididimovasostomia; retirada de ligadura de condutos deferentes; extração de válvula de conduto deferente; outras reconstruções ou reparações do conduto deferente ou epidídimo; epididimotomia; incisão do cordão espermático; lise de aderências do cordão espermático; colocação de válvula no conduto deferente; excisão ou destruição local de lesão do pênis (exclui biópsia do pênis); amputação do pênis; sutura de laceração do pênis; liberação de corda peniana ventral (*chordee*); construção peniana; reconstrução peniana; reimplantação de pênis amputado; outras reparações do pênis; operação para mudança de sexo não especificada de outra forma; corte dorsal ou lateral do prepúcio; incisão do pênis; liberação de aderências penianas; colocação de prótese peniana não especificado de outra forma; colocação ou substituição de prótese peniana não inflável; colocação ou substituição de prótese peniana inflável; remoção sem substituição de prótese peniana inflável ou não inflável; confecção de desvio (*shunt*) corpo cavernoso-corpo esponjoso; confecção de desvio corpo cavernoso-veia safena; irrigação de corpo cavernoso; outras operações no pênis (exclui remoção de corpo estranho intraluminal, coleta de esperma para inseminação artificial ou operação para alongamento do prepúcio); ooforotomia; salpingo-ooforotomia; excisão ou destruição local de lesão ou tecido do ovário (exclui biópsia do ovário) [marsupialização de cisto do ovário, ressecção em cunha do ovário, outras excisões ou destruições locais do ovário]; ooforectomia unilateral ou bilateral; salpingo-ooforectomia unilateral ou

---

---

bilateral; remoção de ovário remanescente; remoção de ovário e trompa de Falópio remanescentes; sutura simples do ovário; reimplantação do ovário; outras salpingo-ooforoplastias; ooforopexia; lise de aderências do ovário ou trompas de Falópio; transplante de ovário; ruptura manual de cisto ovariano; denervação do ovário; redução de torção de ovário; diatermia (*drilling*) do ovário; outras operações no ovário; salpingotomia; salpingostomia; destruição ou oclusão unilateral, bilateral ou de trompa de Falópio única (exclui aquela realizada por culdoscopia, endoscopia, histeroscopia, laparoscopia ou peritoneoscopia) [ligadura, operação de Pomeroy, esterilização feminina não especificada de outra forma]; salpingectomia total unilateral ou bilateral; remoção de trompa de Falópio única; excisão ou destruição de lesão da trompa de Falópio (exclui biópsia da trompa de Falópio); salpingectomia por gravidez tubária, inclui eventual ooforectomia; salpingectomia parcial bilateral não especificada de outra forma; outras salpingectomias parciais; sutura simples da trompa de Falópio; salpingo-ooforostomia; salpingo-salpingostomia; salpingo-uterostomia; enxerto de trompa de Falópio; salpingoplastia; reconstrução de trompa de Falópio seccionada; colocação ou substituição de prótese de trompa de Falópio; retirada de prótese de trompa de Falópio; outras operações nas trompas de Falópio; cervicectomia com colporrafia; cerclagem uterina via abdominal; histerotomia por mola hidatiforme; lise de aderências endometriais; incisão ou excisão de septo congênito do útero; ablação endometrial (dilatação e curetagem, histeroscópica); miomectomia uterina; exenteração pélvica (retirada de ovários, trompas de Falópio, útero, vagina, bexiga, uretra, cólon sigmoide e reto), inclui eventual realização de colostomia, linfadenectomia ou derivação urinária; histerectomia não especificada de outra forma; outras excisões ou destruições do útero ou estruturas de sustentação (exclui biópsia do ligamento uterino); operação de interposição (Watkins); histeropexia; operação de Manchester; plicatura do ligamento uterino; correção vaginal de inversão crônica do útero; outras reconstruções ou reparações do útero ou estruturas de sustentação; denervação uterina paracervical; reparação ou reconstrução do útero (exclui reparação de laceração obstétrica recente) [sutura de laceração uterina, encerramento de fístula do útero, reconstrução uterina por laceração obstétrica antiga]; vaginectomia; correção de cistocele ou retocele; colporrafia anterior (com correção de uretrocele); colporrafia posterior; correção de cistocele e/ou retocele com enxerto ou prótese; construção vaginal; reconstrução vaginal; correção de fístula colovaginal; correção de fístula retovaginal; correção de outras fístulas entre a vagina e o intestino; correção de outras fístulas da vagina; colpocleise (LeFort); lise de aderências vulvares; ampliação do introito vaginal não especificado de outra forma; vulvectomia radical, inclui eventual linfadenectomia; vulvectomia unilateral ou bilateral; reconstrução ou reparação de vulva ou períneo (exclui correção de laceração obstétrica recente) [sutura de laceração da vulva ou períneo, correção de fístula da vulva ou períneo, reconstrução da vulva ou períneo por laceração obstétrica antiga]; outras operações na vulva; outras operações no órgãos genitais femininos.

---

**Outras operações do sistema musculoesquelético**

(76.0-76.09, 76.2-76.69,  
76.70, 76.72, 76.74, 76.76,  
76.77, 76.79, 76.91, 76.92,  
76.94, 76.97, 77.0-77.39, 77.5-  
77.59, 77.6-77.99, 78.0-78.09,  
78.1, 78.2-78.79, 78.9-78.99,  
79.10-79.20, 79.23, 79.24,  
79.27-79.30, 79.33, 79.34,

Sequestrectomia de ossos da face; reabertura de local de osteotomia de ossos da face; excisão ou destruição locais de lesão de ossos da face (exclui biópsia e excisão de lesão odontogênica); hemimandibulectomia; hemimaxilectomia (com enxerto de osso ou prótese); mandibulectomia total com reconstrução; outras mandibulectomias totais; outras reconstruções da mandíbula; ostectomia total de outros ossos da face com reconstrução; outras ostectomias totais de outros ossos da face; outras reconstruções de outros ossos da face; artroplastia temporomandibular; outras reparações de ossos da face ou cirurgias ortognáticas, inclui eventual enxerto ósseo ou implante sintético [osteoplastia (osteotomia) fechada de ramo mandibular (osteotomia com serra de Gigli), osteoplastia (osteotomia) aberta de ramo mandibular, osteoplastia (osteotomia) do corpo mandibular, osteoplastia mandibular não especificada de outra forma, osteotomia segmentar ou subapical, osteoplastia (osteotomia) segmentar do maxilar, osteoplastia (osteotomia) total do maxilar, osteoplastia maxilar não especificada de outra forma, mentoplastia de redução, mentoplastia de aumento (com enxerto ou implante), mentoplastia não especificada de outra forma, osteoplastia de ossos da face não especificada de outra forma]; redução de fratura da face não especificada de outra forma; redução aberta de fratura malar ou zigomática; redução aberta de fratura maxilar; redução aberta de fratura mandibular; redução aberta de fratura de osso alveolar

---

79.37-79.39, 79.50, 79.59,  
79.8-79.89, 79.9-79.99, 80.0-  
80.09, 80.1-80.19, 80.4-80.49,  
80.6, 80.7-80.79, 80.8-80.89,  
80.9-80.99, 81.1-81.29, 81.40,  
81.42-81.49, 81.93-81.97,  
82.0-82.91, 83.0-83.19, 83.3-  
83.93, 83.92, 83.93, 84.2-  
84.29, 84.3, 84.40, 84.44,  
84.48, 84.91-84.99)

com estabilização de dentes; redução aberta da parede ou rebordo orbitários (exclui osso nasal); enxerto ósseo (autólogo, homólogo ou heterólogo) nos ossos da face; colocação de implante aloplástico em ossos da face; redução aberta de luxação temporomandibular; retirada de dispositivo de fixação interna de ossos da face; sequestrectomia, reabertura de local de osteotomia ou osteotomia em cunha de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras (exclui laminectomia de descompressão) ou ossos da pelve; osteoartrotomia de local não especificado, escápula, clavícula (exclui clidotomia no feto), costela, esterno (exclui esternotomia incidental em cirurgia do tórax), úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras (exclui laminectomia de descompressão e laminotomia) ou ossos da pelve (exclui pubiotomia para ampliar o trajeto do parto); correção de *hallux valgus* com reparação de tecidos moles e osteotomia do primeiro metatarsiano; correção de *hallux valgus* com reparação de tecidos moles e artrodese; outras correções de *hallux valgus* com reparação de tecidos moles; correção de *hallux valgus* com artroplastia e colocação de prótese; correção de *quintus valgus* (com osteotomia); correção de dedo do pé em martelo (fusão, falangectomia parcial); correção de dedo do pé em garra (fusão, falangectomia parcial, capsulotomia, alongamento de tendão); correção de dedo do pé em hiperextensão (*cockup toe*); correção de dedo do pé sobreposto; outras excisões, fusões ou correções dos dedos do pé com uso de material protético; excisão local de lesão ou tecido ósseo (exclui biópsia e debridamento de fratura exposta) de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras (exclui laminectomia de descompressão) ou ossos da pelve; excisão óssea (destinada para enxerto) de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; condilectomia, epifisectomia ou ressecção da extremidade articular (exclui aquela incidental em outra operação; amputação total ou parcial de extremidades superiores ou inferiores; epifisectomia associada com fusão ou refusão espinhal, vertebroplastia, cifoplastia, artroplastia de extremidades inferiores ou artroplastia de extremidades superiores; excisão ou destruição de disco intervertebral; laminectomia ou hemilaminectomia; amputação parcial de dedo da mão ou pé; ressecção incidental de costela em cirurgia torácica) da escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; ostectomia total (exclui aquela incidental em outra operação e amputação total ou parcial de extremidades superiores ou inferiores) da escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; enxerto ósseo (autólogo, homólogo ou heterólogo) ou transplante ósseo em local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; colocação de fixador ósseo externo em osso de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; procedimentos de encurtamento (grampeamento epifisário, epifisiodese aberta, epifisiodese percutânea ou osteotomia) ou alongamento (enxerto ósseo com ou sem colocação de dispositivo de fixação interna ou osteotomia, ou técnica de distração osteogênica com ou sem corticotomia/osteotomia) de local não especificado, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; correção de pseudoartrose ou consolidação defeituosa após fratura (exclui aplicação de dispositivo de fixação externa e correção de deformidade do *pectus*) de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; fixação óssea interna sem redução de fratura (fixação interna profilática, reinserção ou revisão de dispositivo de fixação óssea interna) de local não especificado, escápula, clavícula,

---

costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; retirada de dispositivo implantado no osso [exclui dispositivo de tração esquelética (fio de Kirschner, prego de Steinmann, tração halo-craniana, pinça de tração craniana)] [fixador externo, fixador interno, dispositivo de estimulação do crescimento ósseo ou dispositivo interno de alongamento de extremidades] de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; osteoclasia de local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; inserção de estimulador do crescimento ósseo (exclui estimulador transcutâneo e superficial) em local não especificado, escápula, clavícula, costela, esterno, úmero, rádio, ulna, carpo, metacarpo, fêmur, patela, tíbia, fíbula, tarso, metatarso, falanges das mãos, falanges dos pés, vértebras ou ossos da pelve; redução fechada com fixação interna de fratura de osso de local não especificado, carpo, metacarpo, mão não especificado de outra forma, falanges das mãos ou pés, tarso, metatarso ou pé não especificado de outra forma; redução aberta, com ou sem fixação interna, de fratura de osso de local não especificado, carpo, metacarpo, mão não especificado de outra forma, falanges das mãos ou pés, tarso, metatarso ou pé não especificado de outra forma; redução aberta, com ou sem fixação interna, da separação epifisária de local não especificado; redução aberta (inclui eventual colocação de fixador interno ou externo) de luxação de local não especificado, ombro, cotovelo, punho, mão, dedos da mão, quadril, joelho, tornozelo, pé ou dedos do pé; operação não especificada por lesão/ferimento ósseo em local não especificado, úmero, rádio, ulna, braço não especificado de outra forma, carpo, metacarpo, mão não especificado de outra forma, falanges da mão, fêmur, tíbia, fíbula, perna não especificado de outra forma, tarso, metatarso, pé não especificado de outra forma ou falanges do pé; artrotomia para retirada de prótese (inclui espaçador de cimento) de local não especificado, ombro, cotovelo, punho, mão, dedos da mão, quadril, joelho, tornozelo, pé, dedos do pé ou espinha; artrostomia (exclui aquela realizada para artrografia, artroscopia ou injeção de drogas na articulação) de local não especificado, ombro, cotovelo, punho, mão, dedos da mão, quadril, joelho, tornozelo, pé, dedos do pé ou espinha; correção de pé equinovaro (Goldner); operação de Heyman-Herndon(-Strong) para correção de *metatarsus varus*; liberação de articulação, ligamento ou cápsula articular aderente ou constrictiva de local não especificado, ombro, cotovelo, punho (exclui síndrome do túnel carpiano), mão, dedos da mão, quadril, joelho, tornozelo (exclui síndrome do túnel tarsiano), pé, dedos do pé ou espinha; meniscectomia; sinovectomia parcial ou total de local não especificado, ombro, cotovelo, punho, mão, dedos da mão, quadril, joelho, tornozelo, pé, dedos do pé ou espinha; outras excisões ou destruições locais da articulação ou lesões da articulação de local não especificado, ombro, cotovelo, punho, mão, dedos da mão, quadril, joelho, tornozelo, pé, dedos do pé ou espinha; artrodese ou artrorrise do pé ou do tornozelo, com ou sem colocação de enxerto ósseo ou fixador externo [fusão tibiotalar, subtalar, mediotársica, tarsometatársica ou metatarsofalângica, outras fusões do pé, artrodese tríplice (talocalcânea, talonavicular e calcaneocuboidea), artrorrise subtalar]; artrodese de outras articulações, com ou sem colocação de enxerto ósseo ou dispositivo de fixação externa (artrodese de articulação não especificada, quadril, joelho, ombro ou cotovelo, fusão carporradial, carpometacarpiana, metacarpofalângica ou interfalângica); operações combinadas do joelho (meniscectomia medial, reparação do ligamento colateral medial, transferência da pata de ganso e avançamento do vasto interno e semitendinoso; meniscectomia medial com reparação dos ligamentos cruzado anterior e colateral medial; operação de O'Donoghue); operação de estabilização patelar (Roux-Goldthwait) por deslocamento recorrente da patela; outras reparações dos ligamentos cruzados; outras reparações dos ligamentos colaterais; outras reparações do joelho; outras reparações do tornozelo; sutura de cápsula articular ou ligamento (exclui aquela associada com artroplastia) de extremidades superiores ou inferiores; outras reparações articulares; revisão de prótese articular de extremidades superiores (parcial, total ou retirada de espaçador de cimento); incisão de bainha tendinosa da mão; miotomia da mão; bursotomia da mão; incisão e drenagem do espaço palmar ou

---

---

tênar; outras incisões de tecidos moles da mão (exclui incisão limitada à pele e tecido celular subcutâneo); tenotomia da mão; fasciotomia da mão; excisão de cisto sinovial de bainha tendinosa da mão (punho); excisão de lesão de músculo da mão; excisão de outras lesões de tecidos moles da mão (exclui incisão limitada à pele e tecido celular subcutâneo); bursectomia da mão; excisão de tendão, músculo ou fáscia da mão para enxerto; tenossinovectomia da mão; liberação de contratatura de Dupuytren; outras miectomias da mão; outras excisões de tecidos moles da mão (exclui excisão limitada à pele e tecido celular subcutâneo); sutura de bainha tendinosa da mão; tenorrafia retardada de tendão flexor da mão; tenorrafia retardada de outros tendões da mão; outras tenorrafias de tendões flexores da mão; outras suturas de outros tendões da mão; sutura de músculo ou fáscia da mão; reposicionamento ou refixação de tendão da mão; refixação de músculo da mão; outras tendinoplastias ou mioplastias de alongamento ou encurtamento na mão; outras transferências, transposições ou transplantes de tendões da mão; outras transferências, transposições ou transplantes de músculos da mão; policização do polegar; outras reconstruções do polegar (enxerto de osso e pedículo cutâneo, retalho cutâneo e osso); reconstrução de polias tendinosas da mão; plastia da mão com enxerto de músculo, fáscia ou tendão; outras transferências de dedos da mão; correção de mão em fenda; correção de macrodactilia (mão); correção de dedo em martelo (mão); outras tenodeses da mão; miotenoplastia da mão; plicatura da fáscia da mão; outras reparações da fáscia da mão; liberação de aderências da fáscia, músculos ou tendões da mão (exclui descompressão de túnel carpiano); incisão de bainha tendinosa, exceto da mão; miotomia, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares, diafragma e cricofaríngeo); bursotomia (remoção de depósito de cristais de cálcio), exceto da mão (exclui também músculos extraoculares); incisão de fáscia, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma); tenotomia do tendão de Aquiles; tenotomia dos adutores da coxa; outras tenotomias, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares) [aponeurotomia, divisão de tendão, liberação de tendão, transeção de tendão, tenotomia para descompressão torácica]; fasciotomia, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma) [divisão ou excisão de fáscia, divisão da banda iliotibial, liberação de contratatura de Volkmann por fasciotomia]; outras divisões de tecidos moles, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma) [divisão, liberação ou transeção de músculo, miotomia para descompressão torácica, miotomia com divisão, escalenotomia]; excisão de cisto sinovial de bainha tendinosa, exceto da mão; excisão de lesão muscular, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma) [osso heterotópico, cicatriz muscular por contratatura de Volkmann, miosite ossificante]; excisão de cisto de Baker; excisão de tendão, músculo ou fáscia para enxerto, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma); outras tenonectomias, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma) [excisão de aponeurose ou bainha tendinosa, tenossinovectomia]; outras fasciectomias, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma); outras miectomias, exceto da mão (debridamento de músculo não especificado de outra forma, escalenectomia); outras excisões de tecidos moles, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma); bursectomia, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares); sutura de bainha tendinosa, exceto da mão; tenorrafia retardada, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares); reparação de manguito rotador; outras tenorrafias, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares e diafragma) [tenorrafia do tendão de Aquiles, aponeurorrafia]; correção de diástase dos retos abdominais; reconstrução de músculo ou tendão, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares, diafragma e aquelas associadas com artroplastia) [reposicionamento de tendão, refixação de tendão ou músculo, transferência ou transplante de tendão, outras transposições tendinosas, transferência ou transplante muscular, outras transposições musculares]; outras cirurgias plásticas no músculo, tendão ou fáscia, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares, diafragma e aquelas associadas com artroplastia) [enxerto de tendão, músculo ou fáscia, reconstrução de polia tendinosa, operação de Evans para correção de pé equinovaro, operação de alongamento dos músculos flexores da perna, operação de encurtamento do tendão de Aquiles, tenotomia plástica do tendão de Aquiles, plicatura tendinosa, plástica do

---

---

quadríceps, outras mioplastias, miotenoplastia, fixação de tendão, tenodese, tenoplastia, operação de alongamento de fáscia, fascioplastia, plicatura de fáscia); lise de aderências de músculo, tendão, fáscia ou bursa, exceto da mão (exclui também músculos extraoculares, diafragma e descompressão de túnel tarsiano); reimplante de dedo da mão ou do pé, antebraço, braço, mão, pé, perna ou coxa; implante ou substituição de estimulador de músculo esquelético; retirada de estimulador de músculo esquelético; de revisão de coto de amputação (reamputação, fechamento secundário ou ressecção); implantação de dispositivo protético de extremidade não especificado de outra forma; implantação de dispositivo protético de extremidade superior ou inferior; amputação, não especificada de outra forma; separação de gêmeos.

---

**Outras operações do sistema tegumentar**

(85.0, 85.24, 85.25, 85.81, 85.85, 85.86-85.89, 85.93-85.99, 86.03-86.07, 86.09, 86.21, 86.26, 86.3-86.59, 86.65-86.69, 86.8-86.89, 86.93)

Mastotomia (pele); excisão de mamilo supranumerário; excisão de mamilo; sutura de laceração da mama; enxerto de retalho muscular na mama; outras reparações e plastias da mama (exclui mamoplastia de aumento, mamoplastia de redução e reconstrução da mama) [transposição de mamilo, outras reconstruções do mamilo, outras mamoplastias]; revisão de implante da mama; remoção de implante da mama; inserção submuscular de expansor tecidual da mama; remoção de expansor tecidual da mama; incisão (exclui marsupialização) de cisto ou fístula pilonidal; outras incisões com drenagem da pele e tecido subcutâneo (exclui ânus, mama, face, boca, orelha, espaços palmar e tênar, períneo feminino, vulva, pênis e escroto); incisão e remoção de implante ou dispositivo da pele e tecido subcutâneo (registrator contínuo de eventos cardíacos, neuroestimulador gerador de pulsos, expansor de tecido diferente da mama); inserção de bomba de infusão totalmente implantável; inserção de acesso vascular totalmente implantável; confecção de bolsa para gerador de pulsos de estimulador talâmico em nova localização; confecção de bolsa de registrator contínuo de eventos cardíacos em nova localização e inserção/reposicionamento do dispositivo; confecção de bolsa de registrator de eventos cardíacos acionado pelo paciente e inserção/reposicionamento do dispositivo; confecção de bolsa subcutânea de dispositivo não especificado de outra forma em nova localização; abertura de bolsa subcutânea para revisão de dispositivo sem substituição (exclui marca-passo); excisão ou marsupialização de cisto ou fístula pilonidal; ligadura de apêndices dérmicos; escarotomia, exploração de trajeto fistuloso da pele ou ressecção com margem de folículo piloso (exclui ânus, mama, face, boca, orelha, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e escroto); outras excisões ou destruições locais (exclui biópsia da pele) de lesões de pele e tecido subcutâneo (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e escroto) [excisão ou destruição por criocirurgia, fulguração ou laser, Z-plastia]; excisão radical de lesão de pele (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e escroto) envolvendo estruturas subjacentes e/ou adjacentes, inclui eventual linfadenectomia; reimplantação de couro cabeludo; sutura da pele e tecido subcutâneo de outro sítio diferente do couro cabeludo (exclui também ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e escroto); enxerto livre de pele (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e construção ou reconstrução de traqueia) [enxerto livre de pele não especificado de outra forma, enxerto de pele de espessura total na mão, outros enxertos de pele na mão, enxerto de pele de espessura total em outros sítios, heteroenxerto na pele, homoenxerto na pele, enxerto dérmico regenerativo, outros enxertos de pele em outros sítios]; enxerto pediculado ou retalho de pele não especificado de outra forma (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e construção ou reconstrução de traqueia); corte e preparo de enxerto pediculado ou retalho (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e construção ou reconstrução de traqueia) [elevação de pedículo, desenho de retalho e elevação, corte parcial de pedículo, pedículo para enxerto posterior]; avançamento de enxerto pediculado (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e construção ou reconstrução de traqueia); implantação de enxerto pediculado ou retalho na mão; implantação de enxerto pediculado ou retalho em outros locais (exclui ânus, mama, orelha,

---



---

pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e construção ou reconstrução de traqueia); revisão de enxerto pediculado ou retalho (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e construção ou reconstrução de traqueia); correção de flacidez facial; ritidectomia facial (exclui ritidectomia das pálpebras); cirurgia plástica redutora [liposucção, operação para remoção de tecido adiposo da parede abdominal, braços, nádegas ou coxas (lipomatose trocantérica)]; Z-plastia da pele; correção de sindactilia; onicoplastia; outras reparações ou reconstruções da pele e tecido subcutâneo (exclui ânus, mama, orelha, pálpebra, sobrancelha, lábios, nariz, espaços palmar ou tênar, períneo feminino, vulva, pênis e mentoplastia); inserção (subcutânea ou em outros tecidos moles) de expansor tecidual em couro cabeludo (espaço subgaleal), face, pescoço, tronco (exclui mama), extremidades superiores ou extremidades inferiores.

---

CID-9-MC: Classificação Internacional de Doenças, versão 9, Modificação Clínica

Fonte: CDC, 2003, 2004; CENTERS FOR MEDICARE & MEDICAID SERVICES (CMMS), 2007, 2008; EMORI *et al.*, 1991; HORAN *et al.*, 1997

**APÊNDICE B**  
Protocolo de denominador cirúrgico

Data: ____/____/____		
Registro:	Idade:	Sexo:
Cirurgiões:	CRM:	
	CRM:	
	CRM:	
Anestesiologista:	CRM:	
Tipo de anestesia:	<input type="checkbox"/> geral <input type="checkbox"/> local <input type="checkbox"/> bloqueio	
Procedimento cirúrgico:		
Tipo de procedimento:	<input type="checkbox"/> urgência <input type="checkbox"/> eletiva <input type="checkbox"/> trauma	
Duração da cirurgia: ____hs ____min		
Estado físico ASA: _____		
Grau de contaminação: <input type="checkbox"/> limpo <input type="checkbox"/> potencialmente contaminado <input type="checkbox"/> contaminado <input type="checkbox"/> infectado		
<input type="checkbox"/> Infecção:    Sítio: _____		
Contato telefônico: <input type="checkbox"/> sim <input type="checkbox"/> não		
Método/s de detecção: <input type="checkbox"/> telefone <input type="checkbox"/> resultado de cultura <sup>a</sup> <input type="checkbox"/> carta resposta		
<input type="checkbox"/> pedido de antibióticos <sup>b</sup> <input type="checkbox"/> comunicação médica		

<sup>a</sup> Vide APÊNDICE D

<sup>b</sup> Vide APÊNDICE E

## APÊNDICE C

Protocolo de notificação de infecção hospitalar (incluindo componente cirúrgico)

Clínica:	Procedimento:
Registro:	Período:
Data de admissão: ____/____/____	
Peso:	
<input type="checkbox"/> Infecção do trato urinário <input type="checkbox"/> IUA – infecção urinária assintomática <input type="checkbox"/> IUS – infecção urinária sintomática <input type="checkbox"/> OIU – outras infecções urinárias (abscesso perinefrético ou retroperitoneal, outras infecções do ureter, uretra e rins)	
Relacionada a sonda vesical de demora: <input type="checkbox"/> sim <input type="checkbox"/> não	
<input type="checkbox"/> PNEU – pneumonia Relacionada a ventilação mecânica: <input type="checkbox"/> sim <input type="checkbox"/> não	
<input type="checkbox"/> Sepses relacionada a uso de cateter venoso central <input type="checkbox"/> dissecado <input type="checkbox"/> puncionado/umbilical	
<input type="checkbox"/> ISC – infecção do sítio cirúrgico <input type="checkbox"/> INC – sítio cirúrgico incisional superficial <input type="checkbox"/> PROF – sítio cirúrgico incisional profundo <input type="checkbox"/> INT – sítio cirúrgico interno (órgão ou cavidade – especificar)	
<input type="checkbox"/> BRON – bronquite, traqueite, bronquiolite <input type="checkbox"/> PUL – abscesso de pulmão, empiema <input type="checkbox"/> OR – oral (língua, boca, gengiva) <input type="checkbox"/> SEI – sinusite <input type="checkbox"/> VAS – faringite, laringite, epiglótite <input type="checkbox"/> CONJ – conjuntivite <input type="checkbox"/> OL – outras infecções do olho <input type="checkbox"/> OUE – otite externa <input type="checkbox"/> OUM – otite média <input type="checkbox"/> OUI – otite interna <input type="checkbox"/> MAST – mastoidite <input type="checkbox"/> PEL – pele <input type="checkbox"/> PM – partes moles (celulite, fasciíte, linfadenite, linfangite, miosite) <input type="checkbox"/> UD – úlcera de decúbito <input type="checkbox"/> QU – queimadura <input type="checkbox"/> ONF – onfalite <input type="checkbox"/> PUST – pústula <input type="checkbox"/> CIRC – circuncisão <input type="checkbox"/> MM – abscesso de mama, mastite <input type="checkbox"/> SPSL – septicemia primária laboratorial <input type="checkbox"/> SPSC – septicemia primária clínica <input type="checkbox"/> VASC – arterial ou venosa	<input type="checkbox"/> ENDO – endocardite <input type="checkbox"/> MIOC – miocardite ou pericardite <input type="checkbox"/> MED – mediastinite <input type="checkbox"/> IC – intracraniana (abscesso) <input type="checkbox"/> MEN – meningite, ventriculite <input type="checkbox"/> AE – abscesso espinhal sem meningite, sem osteomielite <input type="checkbox"/> EN – enterocolite necrosante <input type="checkbox"/> IAB – intra-abdominal não especificada <input type="checkbox"/> TGI – trato gastrintestinal, exceto gastroenterite e apendicite <input type="checkbox"/> HEP – hepatite <input type="checkbox"/> GE – gastroenterite <input type="checkbox"/> ENT – endometrite <input type="checkbox"/> EPIS – episiotomia <input type="checkbox"/> OUTRA – outras infecções do aparelho reprodutor <input type="checkbox"/> VAG – <i>cuff</i> vaginal <input type="checkbox"/> OS – osteomielite <input type="checkbox"/> IT – intervertebral <input type="checkbox"/> JB – junta ou bursa <input type="checkbox"/> IDS – infecção disseminada <input type="checkbox"/> NE – não especificado

**APÊNDICE D**  
Protocolo de resultado de culturas

Registro: _____				Idade: _____			
Clínica: _____				Leito: _____			
Data da coleta: ____/____/____							
Material: _____							
Tipo de infecção: <input type="checkbox"/> comunitária <input type="checkbox"/> hospitalar <input type="checkbox"/> colonização <input type="checkbox"/> sem infecção							
Sítio: _____							
Antibiograma: S= sensível R= resistente							
	1	2	3		1	2	3
Ácido nalidíxico				Clindamicina			
Ácido pipemídico				Cloranfenicol			
Amicacina				Eritromicina			
Amoxicilina				Gentamicina			
Ampicilina				Imipenem			
Aztreonam				Lincomicina			
Carbenicilina				Nitrofurantoina			
Cefalexina				Amoxicilina/clavulanato			
Cefalotina				Teicoplanina			
Ceftazidima				Norfloxacin			
Ceftriaxona				Ofloxacin			
Cefoperazona				Oxacilina			
Cefotaxima				Perfloxacin			
Cefoxitina				Penicilina G			
Ciprofloxacina				Vancomicina			
Microscopia: _____							
Nº de colônias/ml: _____							
Germes isolados: 1- _____							
2- _____							
3- _____							

**APÊNDICE E**

Registro de controle do uso de antibióticos

Registro: _____			Idade: _____		
Clínica: _____			Leito: _____		
Data: ____/____/____					
Médico: _____			CRM: _____		
Antibióticos	Posologia (dose, via, intervalo)	Tempo de uso			
Indicação: <input type="checkbox"/> profilático <input type="checkbox"/> terapêutico					
Infecção: <input type="checkbox"/> hospitalar <input type="checkbox"/> comunitária					
Grau de contaminação: <input type="checkbox"/> limpo <input type="checkbox"/> potencialmente contaminado <input type="checkbox"/> contaminado <input type="checkbox"/> infectado					
<input type="checkbox"/> profilaxia clínica					
Diagnósticos clínicos e/ou microbiológicos (sítio de infecção, denominação da cirurgia), justificativa: _____					



FACULDADE DE MEDICINA  
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO  
Av. Prof. Alfredo Balena 190 / sala 533  
Belo Horizonte - MG - CEP 30.130-100  
Fone: (031) 3409.9641 FAX: (31) 3409.9640



## DECLARAÇÃO

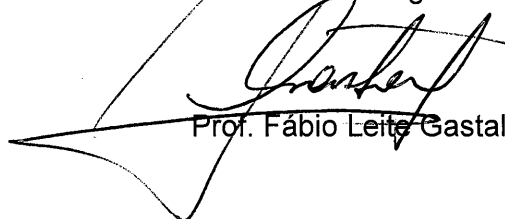
A Comissão Examinadora abaixo assinada, composta pelos professores doutores: Renato Camargos Couto, José Carlos Serufo, Ênio Roberto Pietra Pedroso, Carlos Maurício de Figueiredo Antunes, Fábio Leite Gastal, aprovou a defesa da tese intitulada: **“AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO, REVISÃO E EXTENSÃO DO ESCORE PROGNÓSTICO DE INFECÇÃO DO SÍTIO CIRÚRGICO DO SISTEMA NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) EM HOSPITAIS BRASILEIROS”** apresentada pelo doutorando **FERNANDO MARTÍN BISCIONE** para obtenção do título de Doutor em Ciências da Saúde: Infectologia e Medicina Tropical, pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde: Infectologia e Medicina Tropical da Faculdade de Medicina da Universidade Federal de Minas Gerais, realizada em 10 de dezembro de 2010.

  
Prof. Renato Camargos Couto  
Orientador

  
Prof. José Carlos Serufo

  
Prof. Ênio Roberto Pietra Pedroso

  
Prof. Carlos Maurício de Figueiredo Antunes

  
Prof. Fábio Leite Gastal



FACULDADE DE MEDICINA  
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO  
Av. Prof. Alfredo Batena 190 / sala 533  
Belo Horizonte - MG - CEP 30.130-100  
Fone: (031) 34099640 FAX: (31) 34099641



ATA DA DEFESA DE TESE DE DOUTORADO de **FERNANDO MARTÍN BISCIONE**, nº de registro 2007653774. Às quatorze horas do dia dez do mês de dezembro de dois mil e dez, reuniu-se na Faculdade de Medicina da UFMG, a Comissão Examinadora de tese indicada pelo Colegiado do Programa, para julgar o trabalho final intitulado: **“AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO, REVISÃO E EXTENSÃO DO ESCORE PROGNÓSTICO DE INFEÇÃO DO SÍTIO CIRÚRGICO DO SISTEMA NNIS (National Nosocomial Infections Surveillance) EM HOSPITAIS BRASILEIROS”**, requisito final para a obtenção do grau de Doutor, pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde: Infectologia e Medicina Tropical. Abrindo a sessão, o Presidente da comissão, Prof. Renato Camargos Couto, após dar a conhecer aos presentes o teor das normas regulamentares do trabalho final, passou a palavra ao candidato, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do resultado final. Foram atribuídas as seguintes indicações:

Prof. Renato Camargos Couto/Orientador	Instituição: UFMG	Indicação: <u>Aprovado</u>
Prof. José Carlos Serufo	Instituição: UFMG	Indicação: <u>Aprovado</u>
Prof. Ênio Roberto Pietra Pedroso	Instituição: UFMG	Indicação: <u>APROVADO</u>
Prof. Carlos Maurício de Figueiredo Antunes	Instituição: SCBH	Indicação: <u>APROVADO</u>
Prof. Fábio Leite Gastal	Instituição: UNIFESP	Indicação: <u>APROVADO</u>

Pelas indicações, o candidato foi considerado \_\_\_\_\_

O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Presidente encerrou a sessão e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 10 de dezembro de 2010.

Prof. Renato Camargos Couto \_\_\_\_\_  
 Prof. José Carlos Serufo \_\_\_\_\_  
 Prof. Ênio Roberto Pietra Pedroso \_\_\_\_\_  
 Prof. Carlos Maurício de Figueiredo Antunes \_\_\_\_\_  
 Prof. Fábio Leite Gastal \_\_\_\_\_  
 Prof. Vandack Alencar Nobre Junior/Coordenador \_\_\_\_\_

Obs.: Este documento não terá validade sem a assinatura e carimbo do Coordenador.

Prof. Vandack Alencar Nobre Jr.  
Coordenador do Programa de  
Pós-Graduação em Ciências da Saúde:  
Infectologia e Medicina Tropical  
Faculdade de Medicina - UFMG

CONFERE COMO ORIGINAL  
Centro de Pós-Graduação