



Revista de Saúde Pública

ISSN: 0034-8910

revsp@usp.br

Universidade de São Paulo  
Brasil

Silveira Gomes, Andréa; Machado Klück, Mariza; Riboldi, João; Guimarães Fachel,  
Jandyra Maria

Modelo preditivo de óbito a partir de dados do Sistema de Informações Hospitalares

Revista de Saúde Pública, vol. 44, núm. 5, outubro, 2010, pp. 934-941

Universidade de São Paulo

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67240187019>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Andréa Silveira Gomes<sup>I</sup>

Mariza Machado Klück<sup>II</sup>

João Riboldi<sup>III</sup>

Jandyra Maria Guimarães  
Fachel<sup>III</sup>

# Modelo preditivo de óbito a partir de dados do Sistema de Informações Hospitalares

## Mortality prediction model using data from the Hospital Information System

### RESUMO

**OBJETIVO:** Desenvolver um modelo preditivo de óbito hospitalar com base nos dados do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde.

**MÉTODOS:** Estudo transversal com dados de 453.515 autorizações de internação de 332 hospitais do Rio Grande do Sul no ano de 2005. A partir da razão entre óbitos observados e óbitos esperados elaborou-se um ranking ajustado dos hospitais que foi comparado ao ranking bruto da taxa de mortalidade. Utilizou-se regressão logística para desenvolvimento do modelo preditivo de probabilidade para óbito hospitalar segundo sexo, idade, diagnóstico e uso de unidade de terapia intensiva. Foram obtidos os intervalos com 95% de confiança para 206 hospitais com mais de 365 internações por ano.

**RESULTADOS:** Obteve-se um índice de risco para mortalidade hospitalar. A ordenação dos hospitais utilizando apenas a taxa de mortalidade bruta diferiu da ordenação quando se utiliza o ranking ajustado pelo modelo preditivo de probabilidade. Dos 206 hospitais analisados, 40 hospitais apresentaram mortalidade observada significativamente superior à esperada e 58 hospitais com mortalidade significativamente inferior à esperada. Uso de unidade de terapia intensiva apresentou maior peso para a composição do índice de risco, seguida pela idade e diagnóstico. Quando os hospitais atendem pacientes com perfis muito diferentes, o ajuste de risco não resulta numa indicação definitiva sobre qual prestador é o melhor. Os hospitais de grande porte apresentaram, no conjunto, maior número de óbitos do que seria esperado de acordo com as características das internações.

**CONCLUSÕES:** O índice de risco de óbito hospitalar mostrou-se preditor adequado para o cálculo dos óbitos esperados, podendo ser aplicado na avaliação do desempenho hospitalar. Recomenda-se que, ao comparar hospitais, seja utilizado o ajuste pelo modelo preditivo de probabilidade de risco, estratificando-se pelo porte do hospital.

**DESCRIPTORIOS:** Mortalidade Hospitalar. Sistemas de Informação Hospitalar, utilização. Modelos Logísticos. Avaliação de Resultados (Cuidados de Saúde). Estudos Transversais.

<sup>I</sup> Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia. Faculdade de Medicina. Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Porto Alegre, RS, Brasil

<sup>II</sup> Departamento de Medicina Social. Faculdade de Medicina. UFRGS. Porto Alegre, RS, Brasil

<sup>III</sup> Departamento de Estatística. Instituto de Matemática. UFRGS. Porto Alegre, RS, Brasil

#### Correspondência | Correspondence:

Andréa Silveira Gomes  
Av. Padre Cacique, 372, 3º andar  
Menino Deus  
90810-240 Porto Alegre, RS, Brasil  
E-mail: andreag@terra.com.br

Recebido: 29/8/2009  
Aprovado: 15/4/2010

Artigo disponível em português e inglês em:  
www.scielo.br/rsp

---

## ABSTRACT

**OBJECTIVE:** To develop a hospital mortality prediction model based on data from the Hospital Information System of the Brazilian National Health System.

**METHODS:** This was a cross-sectional study using data from 453,515 authorizations for hospital admission relating to 332 hospitals in Rio Grande do Sul, Southern Brazil in the year 2005. From the ratio between observed and expected deaths, the hospitals were ranked in an adjusted manner, and this was compared with the crude ranking of the mortality rate. Logistic regression was used to develop a predictive model for the likelihood of hospital mortality according to sex, age, diagnosis and use of an intensive care unit. Confidence intervals (95%) were obtained for the 206 hospitals with more than 365 hospital admissions per year.

**RESULTS:** An index for the risk of hospital mortality was obtained. Ranking the hospitals using only the crude mortality rate differed from the ranking when it was adjusted according to the predictive likelihood model. Among the 206 hospitals analyzed, 40 of them presented observed mortality that was significantly greater than what was expected, while 58 hospitals presented mortality that was significantly lower than expected. Use of an intensive care unit presented the greatest weight in making up the risk index, followed by age and diagnosis. When the hospitals attended patients with widely differing profiles, the risk adjustment did not result in a definitive indication regarding which provider was best. Among this group of hospitals, those of large size presented greater numbers of deaths than would be expected from the characteristics of the hospital admissions.

**CONCLUSIONS:** The hospital mortality risk index was shown to be an appropriate predictor for calculating the expected death rate, and it can be applied to evaluate hospital performance. It is recommended that, in comparing hospitals, the adjustment using the predictive likelihood model for the risk should be used, with stratification according to hospital size.

**DESCRIPTORS:** Hospital Mortality. Hospital Information Systems, utilization. Logistic Models. Outcome Assessment (Health Care). Cross-Sectional Studies.

---

## INTRODUÇÃO

A avaliação de desempenho dos sistemas de saúde tem sido focada nos serviços de assistência médica para aprimorar os sistemas de serviços de saúde de forma satisfatória diante dos restritos recursos financeiros.<sup>25</sup>

A mortalidade hospitalar é um indicador tradicional de desempenho hospitalar e, nas condições em que a morte não é evento raro, representa ferramenta útil para indicar serviços com eventuais problemas de qualidade. Diferenças encontradas nas taxas de mortalidade entre hospitais podem ocorrer em função do perfil de gravidade da população atendida. Dessa forma, deve-se controlar e ajustar esse indicador por variáveis que possam afetar o resultado, sendo as diferenças residuais o indicador da qualidade da assistência.<sup>13</sup>

Diversos sistemas de classificação de gravidade têm sido propostos. O Índice de Comorbidade de Charlson (ICC)<sup>4</sup>

e o Diagnosis Related Group (DRG)<sup>19</sup> utilizam dados de diagnósticos secundários para atribuir risco de morte ao paciente e podem ser aplicados em base de dados administrativa. O American Society of Anesthesiology (ASA)<sup>21</sup> é utilizado para classificar o paciente cirúrgico segundo gravidade, a partir do risco pré-operatório.<sup>22</sup> O Acute Physiologic And Chronic Health Evaluation (Apache),<sup>14</sup> Apache II e Apache III medem a severidade das condições clínicas de pacientes admitidos nas unidades de tratamento intensivo (UTI).

Os bancos de dados administrativos são cada vez mais utilizados na avaliação de desempenho hospitalar.<sup>26</sup> No Brasil, o Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) mostra-se uma opção adequada por apresentar grande quantidade de dados em um período próximo ao da internação<sup>9</sup> e por

possuir dados confiáveis para a avaliação do desempenho hospitalar.<sup>6</sup>

Estudos que utilizaram regressão logística para avaliar o risco de óbito na base de dados do SIH-SUS analisaram diagnósticos específicos, como o infarto agudo do miocárdio,<sup>7</sup> cirurgia coronariana,<sup>5,19</sup> fratura proximal de fêmur,<sup>22</sup> diarreia infecciosa,<sup>3</sup> avaliação de eventos-sentinela<sup>9</sup> e faixa etária específica, como o idoso.<sup>1</sup> Outros pesquisadores utilizaram o ICC,<sup>17</sup> que atribui pesos a 17 condições clínicas presentes nos diagnósticos secundários.

O objetivo do presente estudo foi desenvolver um modelo preditivo de óbito hospitalar com base nos dados disponíveis no Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde.

## MÉTODOS

Foram analisadas as Autorizações de Internação Hospitalar (AIH) que registram todas as internações nos hospitais do SUS, referentes ao ano de 2005. As AIH foram obtidas de um banco de dados informatizado, processado nacionalmente pelo Datasus, de domínio público e disponibilizado na Internet.

A criação da variável diagnóstico foi realizada de acordo com a décima versão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10). A base de dados era formada por 739.964 AIHs. Dessas, foram excluídas 25.057 AIHs de psiquiatria, 121.372 de obstetrícia ou referentes à gravidez, parto e puerpério, e 1.338 relativas a pacientes sob cuidados prolongados, por possuírem baixas taxas de mortalidade. Também foram excluídas 710 AIHs da especialidade fisiologia, devido ao baixo número de internações na especialidade, e 137.972 AIHs de indivíduos menores de 18 anos, uma vez que o risco de óbito até essa idade, por questão fisiológica, é menor em comparação à idade adulta.

O banco de dados final foi constituído por 453.515 AIHs do tipo I, das especialidades de clínica médica e cirurgia. Esse banco foi dividido aleatoriamente em amostra de desenvolvimento (2/3 do total) e amostra de validação (1/3 do total). Foi realizada modelagem na primeira amostra. A unidade de observação foi a internação e os dados foram agregados no nível do hospital para comparar os estabelecimentos.

O modelo de regressão logística para a mortalidade hospitalar testou todas as variáveis disponíveis no banco de dados da AIH no ano de 2005. Para compor a variável diagnóstico, os capítulos da CID-10 que apresentaram maior número de óbitos do que seria esperado (capítulos I, II, VI, IX, X e XVIII) foram mantidos em categorias independentes e os demais foram agrupados na categoria de referência.

Foram incluídas as variáveis que apresentaram valor  $p < 0,25$  na análise de regressão logística univariável. A modelagem seguiu a estratégia recomendada por Hosmer & Lemeshow<sup>11</sup> (2000). A retirada de cada variável foi feita após a comparação da razão de verossimilhança ( $-2\log L$ ) dos modelos com e sem a variável em questão. A permanência da variável no modelo deu-se em função de justificativas teóricas e da significância estatística.

O ajuste do modelo final foi feito pelo teste de Hosmer & Lemeshow (H&L).<sup>11</sup> Estudos de sensibilidade do teste H&L realizados por Kramer & Zimmerman<sup>15</sup> (2007) para ajuste de modelos preditivos de mortalidade hospitalar mostraram que, quando  $n = 50.000$ , o teste de H&L rejeitou erroneamente a hipótese nula do teste em 100% dos modelos de seu estudo de simulação. Para amostras de tamanho 5.000, a taxa de rejeição incorreta do teste de H&L foi de apenas um quinto dos modelos. Como o tamanho da menor amostra deste estudo – a amostra de validação – era de aproximadamente 145 mil AIHs, optou-se por testar o ajuste em amostra aleatória de 5.000 AIHs, em concordância com o menor tamanho de amostra utilizado por Kramer & Zimmerman<sup>15</sup> (2007). Para Ory & Mokhtariam<sup>20</sup> (2010), devem-se obter subamostras em grandes bancos de dados para testar a robustez das especificações do modelo e quantificar o viés de grandes amostras da estatística de teste qui-quadrado.

O modelo final foi avaliado segundo sensibilidade, especificidade, acurácia e com base no percentual de melhoria do modelo com relação à *deviance* inicial (razão de verossimilhança).

Para o modelo de regressão logística, obteve-se a área sob a curva ROC e a acurácia. O modelo validado propiciou o desenvolvimento do Índice de Risco (IR) conforme sugerido por Le Gall et al<sup>16</sup> (1993), no qual os coeficientes ( $\beta$ ) de cada variável do modelo são multiplicados por 10 e arredondados para o número inteiro mais próximo. O IR tem como finalidade a facilidade de utilização posterior do modelo aqui gerado, sendo também calculado para as 453.515 AIHs. Foi obtida a área sob a curva ROC e a acurácia também para a amostra de validação.

Obteve-se a probabilidade de óbito hospitalar para cada internação pelo modelo de regressão logística. O número de óbitos esperados (E) foi obtido a partir da soma das probabilidades de ocorrência de óbito para cada hospital.

Na segunda etapa, foi construído um banco de dados dos 332 hospitais com as características do hospital, os óbitos observados (O) e os óbitos esperados (E), e calculou-se a razão O/E. O resultado da razão O/E permite comparar os óbitos observados com os óbitos esperados estimados pelo modelo preditivo utilizando as características das internações. É, portanto, um indicador do desempenho da instituição.

Para a avaliação do desempenho dos hospitais, os intervalos de confiança da razão entre óbitos observados e óbitos esperados foram calculados de acordo com a metodologia proposta por Hosmer & Lemeshow<sup>10</sup> (1995), classificando-se apenas os hospitais com diferenças estatisticamente significantes entre óbitos observados e esperados. Na avaliação final foram mantidos apenas os hospitais que possuíam um número mínimo de 365 internações no ano de 2005, resultando 208 hospitais com o total de 428.701 AIHs. Dessa forma, a seleção e o cálculo dos intervalos de confiança foram feitos apenas para hospitais com no mínimo uma internação por dia em média.

O intervalo com 95% de confiança (IC 95%) pode ser calculado pela expressão

$IC95\% = EXP\left(LN \pm 1,96 \times \sqrt{V2 \div O^2}\right)$ , onde EXP = Função Exponencial; LN = Logaritmo Natural da Razão O/E;  $O^2$  = Número de óbitos observado ao quadrado;  $V2$  = variância da distribuição binomial [ $V2 = \text{prob}(1-\text{prob})$ ]; prob = probabilidade de óbito. Dessa forma, obtêm-se o limite inferior e superior para a razão O/E. Quando o IC 95% contiver o valor 1, a razão O/E não será considerada significativa, ou seja, não há diferença estatisticamente significativa entre óbitos observados e esperados.

Por meio da razão O/E pode-se obter uma ordenação (ranking) ajustada para cada hospital. O ranking ajustado foi comparado com o ranking bruto, definido pela taxa de mortalidade de cada hospital. Quando a razão O/E é maior do que 1, significa que o hospital tem mortalidade observada maior do que a mortalidade ajustada esperada pelo modelo e considerando-se o número de internações. Quanto maior a razão O/E, pior o desempenho do hospital.

A ordenação dos hospitais pela taxa de mortalidade bruta quando comparada à ordenação pela razão O/E permite visualizar a mudança de posição do estabelecimento causada pelo ajuste para as características da internação.

As análises foram realizadas por grupos homogêneos de hospitais, estratificados de acordo com o porte, utilizando-se o ordenamento a partir da taxa de mortalidade bruta dentro de cada estrato. O porte foi definido de acordo com o número de leitos e os hospitais classificados como pequeno (até 49 leitos), médio (50 a 149 leitos) ou grande porte (150 ou mais leitos).

## RESULTADOS

A taxa de mortalidade calculada para os 332 hospitais foi de 6,3%. A Tabela 1 descreve as principais características das internações em estudo e apresenta as variáveis testadas no modelo.

A Tabela 2 apresenta os resultados para o modelo final e a pontuação dos indicadores para a construção do Índice de Risco.

As variáveis sexo e doenças do aparelho circulatório permaneceram no modelo por questões teóricas, pois, tratando-se do desfecho mortalidade hospitalar, faz-se importante o controle para essas variáveis, uma vez que esses fatores têm papel importante na mortalidade proporcional. Essas variáveis melhoraram a sensibilidade e a discriminação do modelo. Uso de UTI foi a variável com maior peso, seguida pela idade de 60 anos ou mais. A informação sobre comorbidades não foi incluída na análise devido ao baixo preenchimento do campo do diagnóstico secundário (12,1%). As variáveis no modelo ajustado foram categorizadas em 0 = não e 1 = sim. A partir do coeficiente de cada variável foi construída a seguinte equação para o cálculo do IR = 2 (Sexo Masculino) + 6 (Idade 40 a 59 anos) + 14 (Idade 60 anos ou mais) + 13 (Cap. I – Infec/parasitárias) + 8 (Cap. II – Neoplasias) + 10 (Cap. VI – Sist. Nervoso) + 1 (Cap. IX – Ap. Circulatório) + 6 (Cap. X – Ap. Respiratório) + 12 (Cap. XVIII – Sinais/sint. Anormais) + 9 (Emergência) + 21 (Uso de UTI: 1 a 2 dias) + 17 (Uso de UTI: 3 a 7 dias) + 23 (Uso de UTI: 8 ou mais dias).

O modelo preditivo final mostrou-se adequado para o cálculo da probabilidade de óbito hospitalar. O modelo de regressão logística apresentou área sob curva ROC = 0,781 (IC 95%: 0,778;0,784) na amostra de desenvolvimento e área sob curva ROC = 0,780 (IC 95%: 0,775;0,785) na de validação. O modelo final foi considerado ajustado pelo teste de H&L ( $p = 0,256$ ) na amostra aleatória de 5.000 AIHs.

Dos 208 hospitais que apresentaram 365 ou mais internações no ano de 2005, dois apresentaram problemas numéricos para o cálculo dos intervalos de confiança, pois não possuíam óbitos observados.

Para os 206 hospitais que tiveram seus IC 95% calculados, 40 mostraram que o desempenho observado é pior quando comparado ao valor esperado. Por outro lado, 58 hospitais tiveram seu desempenho melhorado após ajuste pelo modelo.

A Tabela 3 apresenta o ordenamento pela taxa de mortalidade bruta e o ordenamento pelo critério ajustado para os hospitais de grande porte com razões estatisticamente significativas. Os hospitais de grande porte foram os que apresentaram, no conjunto, maior número de óbitos do que seria esperado de acordo com as características das internações.

Avaliando o conjunto de hospitais na Tabela 3, observam-se modificações nas posições de ordenamento quando as taxas de mortalidade são ajustadas.

**Tabela 1.** Características das internações e óbitos no Sistema de Autorização de Internação Hospitalar. Rio Grande do Sul, 2005.

Característica	Internações	%	Óbito	%
<b>Sexo</b>				
Feminino	232.486	51,3	12.995	5,6
Masculino	221.028	48,7	15.617	7,0
<b>Idade (anos)</b>				
18 a 39	106.130	23,4	2.419	2,3
40 a 59	154.886	34,2	6.958	4,5
60 ou mais	192.499	42,4	19.235	10,0
<b>Diagnóstico (Cap. CID-10)</b>				
Cap I – Infec/parasitárias	27.444	6,0	3.334	12,2
Cap II – Neoplasias	49.341	10,9	4.020	8,2
Cap VI – Sist. nervoso	9.953	2,2	970	9,8
Cap IX – Ap. circulatório	96.209	21,2	6.824	7,1
Cap X – Ap. respiratório	77.814	17,2	6.869	8,8
Cap XVIII – Sinais/Sint. anormais	6.018	1,3	829	13,8
Outros	186.736	41,2	5.766	3,1
<b>Especialidade</b>				
Cirurgia	171.702	37,9	6.162	3,6
Clínica Médica	281.813	62,1	22.450	8,0
<b>Dias de permanência</b>				
Até 14	415.071	91,5	23.955	5,8
15 ou mais	38.444	8,5	4.657	12,1
<b>Tipo de internação</b>				
Eletiva	85.887	18,9	1.738	2,0
Emergência	367.628	81,1	26.874	7,3
<b>Uso de UTI (dias)</b>				
Não usou	419.186	92,4	19.364	4,6
1 a 2	12.335	2,7	3.471	28,1
3 a 7	15.174	3,4	3.362	22,2
8 ou mais	6.820	1,5	2.415	35,4
<b>Internação no município de residência</b>				
Não	125.502	27,7	7.593	6,1
Sim	328.013	72,3	21.019	6,4
<b>Total</b>	<b>453.515</b>	<b>100,0</b>	<b>28.612</b>	<b>6,3</b>

CID-10: Classificação Internacional de Doenças, décima revisão; UTI: unidade de terapia intensiva

## DISCUSSÃO

No presente estudo, a aplicação e validação de um modelo preditivo de óbito hospitalar com variáveis disponíveis na base de dados SIH-SUS permitiu prever a ocorrência do óbito hospitalar adequadamente. As características das internações podem indicar a gravidade do paciente de forma indireta. Pode ser utilizada para a predição do óbito hospitalar e está de acordo com outras propostas da literatura que também utilizaram modelos de regressão logística para prever óbitos hospitalares de acordo com o perfil do paciente.<sup>1,7,17</sup>

O modelo final apresentou bom desempenho preditivo,

com área sob a curva ROC = 0,781, e propõe-se a ser um índice geral. Outros estudos foram realizados para diagnósticos específicos utilizando variáveis do banco de dados do SIH-SUS para prever óbito hospitalar. Tais estudos incluíram atributos do paciente e encontraram áreas sob a curva de ROC = 0,750,<sup>1</sup> ROC = 0,683<sup>17</sup> e ROC = 0,586.<sup>18</sup> Martins et al<sup>17</sup> (2001) atribuíram o baixo poder discriminatório do modelo ao baixo número de informação do diagnóstico secundário. Esses achados mostram a dificuldade de ajuste de um modelo preditivo de óbitos hospitalares a partir de uma base de dados com informações insuficientes sobre a condição clínica dos pacientes, principalmente em relação à comorbidade não informada.

**Tabela 2.** Modelo final e pontuação para o índice de risco de mortalidade hospitalar. Rio Grande do Sul, 2005. (N = 302.344)

Variável	Coeficiente $\beta$	OR	IC 95%	Pontuação <sup>a</sup>
Sexo masculino	0,15	1,17	1,12;1,20	2
Idade 40 a 59 anos	0,59	1,80	1,69;1,91	6
Idade 60 anos ou mais	1,41	4,09	3,87;4,32	14
CID-10 Cap.I – Infec/parasitárias	1,27	3,55	3,34;3,76	13
CID-10 Cap.II – Neoplasias	0,81	2,26	2,14;2,38	8
CID-10 Cap.VI – Sist. nervoso	0,96	2,61	2,38;2,86	10
CID-10 Cap.IX – Ap. circulatório	0,07	1,07	1,01;1,11	1
CID-10 Cap.X – Ap. respiratório	0,59	1,81	1,72;1,89	6
CID-10 Cap.XVIII – Sinais/sint. anormais	1,22	3,39	3,05;3,75	12
Tipo de internação: Emergência	0,94	2,56	2,40;2,73	9
Uso de UTI: 1 a 2 dias	2,13	8,41	7,96;8,88	21
Uso de UTI: 3 a 7 dias	1,74	5,72	5,42;6,02	17
Uso de UTI: 8 ou mais dias	2,27	9,64	9,01;10,3	23

<sup>a</sup> Pontuação = Coeficiente  $\beta$  \* 10 (Le Gall et al<sup>16</sup> 1993)

CID-10: Classificação Internacional de Doenças, décima revisão.

Das variáveis que permaneceram no modelo, a mais importante foi uso de UTI, já que pacientes extremamente graves necessitam de tecnologias mais complexas. Outros estudos encontraram associação entre mortalidade hospitalar e uso de UTI.<sup>5,7</sup>

A variável diagnóstico, referente ao diagnóstico principal, contribuiu de forma significativa no modelo final, da mesma forma que em outros estudos.<sup>1,17</sup> A idade e o diagnóstico principal foram considerados os principais preditores para a mortalidade hospitalar em estudo que utilizou o SIH-SUS.<sup>17</sup> A identificação do diagnóstico principal do paciente é considerada essencial para o ajuste de risco.<sup>23</sup> A variável especialidade não permaneceu no modelo devido à forte correlação com as variáveis diagnóstico e uso de UTI.

A variável urgência, que retrata o caráter da internação, mostrou-se capaz de prever o óbito. Isso era esperado, pois o paciente que é internado em caráter de urgência apresenta maior gravidade no momento da internação do que o paciente eletivo. Autores salientam que essa variável pode ser utilizada como *proxy* da gravidade das condições clínicas do paciente na ausência de variáveis clínicas detalhadas, tendo sido utilizada numa base de dados do SIH-SUS.<sup>17,23</sup> No presente estudo, a variável melhorou a discriminação do modelo e foi mantida, apesar de estudo anterior ter mostrado baixa confiabilidade em AIH na cidade do Rio de Janeiro, RJ.<sup>24</sup>

A variável idade foi a segunda em importância preditiva de óbito hospitalar em nosso estudo. Conforme verificado no modelo ajustado, é esperado que os idosos apresentem condição biológica mais frágil do que indivíduos jovens. Pacientes idosos tendem a apresentar problemas crônicos mais graves, o que pode aumentar as taxas de mortalidade.<sup>1</sup> Outros estudos encontraram associação entre idade e mortalidade hospitalar.<sup>5,7,17,22</sup>

**Tabela 3.** Ordenamento dos hospitais de grande porte com razões estatisticamente significativas (150 ou mais leitos) segundo taxa bruta e critério ajustado. Rio Grande do Sul, 2005.

Hospital	Posição pela taxa de mortalidade bruta	Posição pelo critério ajustado
A	1	1
B	2	4
C	3	2
D	4	8
E	5	17
F	6	5
G	7	3
H	8	10
I	9	9
J	10	7
K	11	16
L	12	6
M	13	15
N	14	14
O	15	18
P	16	25
Q	17	23
R	18	21
S	19	24
T	20	13
U	21	11
V	22	19
W	23	22
X	24	12
Y	25	20

Nota: A posição 1 indica melhor desempenho, enquanto a posição 25 indica pior desempenho.

Observou-se que o sexo masculino apresenta maior chance de óbito do que o feminino; a associação entre sexo e mortalidade hospitalar já foi descrita na literatura.<sup>1,5,18</sup> Ao contrário disso, de Noronha et al<sup>5</sup> (2003), analisando cirurgias de revascularização do miocárdio, encontraram maior probabilidade de óbito para mulheres.

O tempo de permanência do paciente no hospital pode variar em função da gravidade do estado clínico do paciente e da qualidade do atendimento recebido.<sup>23</sup> A variável tempo de permanência foi testada, mas não apresentou associação significativa com a mortalidade hospitalar, contrariamente a outros estudos.<sup>1,18</sup>

Goldstein & Spiegelhalter<sup>8</sup> (1996) enfatizam a necessidade da utilização de intervalos de confiança como forma de diminuir a incerteza associada a uma estimativa pontual. O cálculo dos intervalos de confiança mostra-se útil para identificar hospitais com diferença estatisticamente significativa entre óbitos observados e esperados.

Constatou-se que o ordenamento do desempenho hospitalar baseado apenas nas taxas brutas de mortalidade pode mostrar resultados diferentes daquele produzido quando se considera o ajuste realizado por meio de modelos preditivos. A análise a partir do ordenamento segundo taxas brutas de mortalidade comparada ao ordenamento baseado no critério ajustado poderá mostrar estabelecimentos com baixas taxas brutas de mortalidade e desempenhos inferiores ao desejado em relação ao conjunto de hospitais. Ash et al<sup>2</sup> (2003) mostraram que, quando os hospitais atendem pacientes com perfis muito diferentes, o ajuste de risco não resulta numa indicação definitiva sobre qual prestador é o melhor. Organizar os hospitais de acordo com o seu perfil permite a comparação entre estabelecimentos com características de serviço semelhantes e indica diferenças pelo tipo de estabelecimento.<sup>2</sup> Considerando que o ajuste de risco foi realizado para as características das internações e que o perfil dos estabelecimentos não entrou no modelo de regressão, optou-se por agrupar estabelecimentos com tamanhos semelhantes a fim de melhor comparar a reordenação das taxas ajustadas. Quando os hospitais foram estratificados de acordo com o porte, constatou-se que, em estabelecimentos de grande porte, o número de óbitos foi maior do que o esperado para as características das internações. Em

contrapartida, hospitais de pequeno porte apresentaram menor número de óbitos do que seria esperado de acordo com o perfil dos pacientes.

Devido ao baixo preenchimento do campo de diagnóstico secundário, as principais limitações do estudo foram não ter sido possível incluir a comorbidade que os pacientes podem ter apresentado nas internações no ajuste de risco, bem como a impossibilidade de utilização do ICC. Quando o diagnóstico secundário é usado como variável de ajuste do risco, a falha na documentação dessa informação afeta diretamente o cálculo da mortalidade esperada.<sup>23</sup> Outra limitação a ser considerada é o caráter administrativo-financeiro do SIH-SUS. Estudos têm observado uma potencial motivação financeira que pode interferir na informação prestada.<sup>12</sup> Desenvolver um índice de risco genérico a partir de modelos preditivos mostrou-se importante para mensurar o risco de óbito hospitalar de acordo com os dados disponíveis.

Em conclusão, foi possível desenvolver um modelo preditivo de óbito hospitalar a partir dos dados disponíveis no SIH-SUS. A análise da mortalidade hospitalar utilizando o índice de risco para óbito hospitalar ajustado a partir das características das internações é útil na avaliação do desempenho hospitalar do SIH-SUS. O índice de risco poderá ser aplicado diretamente na base de dados do SIH-SUS para o cálculo dos óbitos esperados, a fim de promover um *ranking* da taxa de mortalidade ajustado. O ordenamento pela razão óbitos observados/óbitos esperados com intervalos de confiança significativos pode resultar num ordenamento diferente daquele produzido pela taxa bruta de mortalidade, indicando de forma mais fidedigna o desempenho dos estabelecimentos dentro do conjunto de hospitais com portes semelhantes.

A utilização direta dos escores do índice de risco no banco de dados permitirá avaliação mais objetiva do desempenho dos hospitais. Esforços devem ser empregados para melhor caracterizar o risco dos pacientes durante a internação por meio de melhor preenchimento do diagnóstico secundário, aumento do número de informações e inclusão de novas variáveis clínicas. Além disso, a incorporação do perfil dos estabelecimentos de saúde na estimativa de probabilidades de óbito hospitalar pode ser útil na comparação entre os hospitais, considerando características como atividade de ensino, natureza jurídica e porte.

## REFERÊNCIAS

1. Amaral ACS, Coeli CM, Costa MCE, Cardoso VS, Toledo ALA, Fernandes CR. Perfil de morbidade e de mortalidade de pacientes idosos hospitalizados. *Cad Saude Publica*. 2004;20(6):1617-26. DOI:10.1590/S0102-311X2004000600020
2. Ash AS, Shwartz M, Pekoz E, Iezzoni LI. Comparing outcomes across providers. Risk adjustment for measuring health care outcomes. Chicago: Health Administration Press; 2003. p.297-333.
3. Bittencourt SA, Leal MC, Santos MO. Hospitalizações por diarreia infecciosa no Estado do Rio de Janeiro. *Cad Saude Publica*. 2002;18(3):747-54. DOI:10.1590/S0102-311X2002000300023



4. Charlson ME, Pompei P, Ales KL, Mackenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *J Chronic Dis*. 1987;40(5):373-83. DOI:10.1016/0021-9681(87)90171-8
5. Noronha JC, Travassos C, Martins M, Campos MR, Maia P, Panezzuti R. Avaliação da relação entre volume de procedimentos e a qualidade do cuidado: o caso de cirurgia coronariana no Brasil. *Cad Saude Publica*. 2003;19(6):1781-9. DOI:10.1590/S0102-311X2003000600022
6. Escosteguy CC, Portela MC, Medronho RA, Vasconcellos MT. AIH versus prontuário médico no estudo do risco de óbito hospitalar no infarto agudo do miocárdio no Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saude Publica*. 2005;21(4):1065-76. DOI:10.1590/S0102-311X2005000400009
7. Evangelista PA, Barreto SM, Guerra HL. Acesso à internação e fatores associados ao óbito hospitalar por doenças isquêmicas do coração no SUS. *Arq Bras Cardiol*. 2008;90(2):130-8. DOI:10.1590/S0066-782X2008000200009
8. Goldstein H, Spiegelhalter DJ. League Tables and their limitations: statistical issues in comparisons of institutional performance. *J R Stat Soc A*. 1996;159(3):385-443. DOI:10.2307/2983325
9. Gouvêa CSD, Travassos C, Fernandes C. Produção de serviços e qualidade da assistência hospitalar no Estado do Rio de Janeiro, Brasil - 1992 a 1995. *Rev Saude Publica*. 1997;31(6):601-17. DOI:10.1590/S0034-89101997000700009
10. Hosmer DL, Lemeshow S. Applied logistic regression. 2 ed. New York: John Wiley & Sons; 2000.
11. Hosmer DW, Lemeshow S. Confidence interval estimates of an index of quality performance based on logistic regression models. *Stat Med*. 1995;14(19):2161-72. DOI:10.1002/sim.4780141909
12. Iezzoni LI. Risk adjustment for medical effectiveness research: an overview of conceptual and methodological considerations. *J Investig Med*. 1995;43(2):136-50.
13. Iezzoni LI. Risk adjustment - measuring health care outcomes. Chicago: Health Administration Press; 2003.
14. Knaus WA, Zimmerman JE, Wagner DP, Draper EA, Lawrence DE. APACHE-acute physiology and chronic health evaluation: a physiologically based classification system. *Crit Care Med*. 1981;9(8):591-7. DOI:10.1097/00003246-198108000-00008
15. Kramer AA, Zimmerman JE. Assessing the calibration of mortality benchmarks in critical care: The Hosmer-Lemeshow test revisited. *Crit Care Med*. 2007;35(9):2052-6. DOI:10.1097/01.CCM.0000275267.64078.B0
16. Le Gall J, Lemeshow S, Saulnier F. A new Simplified Acute Physiology Score (SAPS II) based on a European/North American multicenter study. *JAMA*. 1993;270(24):2957-63. DOI:10.1001/jama.270.24.2957
17. Martins M, Travassos C, Noronha JC. Sistema de Informações Hospitalares como ajuste de risco em índices de desempenho. *Rev Saude Publica*. 2001;35(2):185-92. DOI:10.1590/S0034-89102001000200013
18. Noronha JC, Martins M, Travassos C, Campos MR, Maia P, Panezzuti R. Aplicação da mortalidade hospitalar após a realização de cirurgia de revascularização do miocárdio para monitoramento do cuidado hospitalar. *Cad Saude Publica*. 2004;20(Suppl 2):322-30. DOI:10.1590/S0102-311X2004000800025
19. Noronha MF, Portela MC, Lebrão ML. Potenciais usos dos AP-DRG para discriminar o perfil da assistência de unidades hospitalares. *Cad Saude Publica*. 2004;20(Suppl 2):242-55. DOI:10.1590/S0102-311X2004000800019
20. Ory D, Mokhtarian P. The impact of non-normality, sample size and estimation technique on goodness-of-fit measures in structural equation modeling: evidence from ten empirical models of travel behavior. *Qual Quant*. 2010;44(3):427-45. DOI:10.1007/s11135-008-9215-6
21. Saklad M. Grading of patients for surgical procedures. *Anesthesiology*. 1941;2(3):281-4. DOI:10.1097/00000542-194105000-00004
22. Souza RC, Pinheiro RS, Coeli CM, Camargo Jr KR, Torres TZG. Aplicação de medidas de ajuste de risco para a mortalidade após fratura proximal de fêmur. *Rev Saude Publica*. 2007;41(4):625-31. DOI:10.1590/S0034-89102007000400017
23. Travassos C, Noronha JC, Martins MS. Mortalidade hospitalar como indicador de qualidade: uma revisão. *Cienc Saude Coletiva*. 1999;4(2):367-81. DOI:10.1590/S1413-81231999000200011
24. Veras CMT, Martins MS. A confiabilidade dos dados nos formulários de Autorização de Internação Hospitalar (AIH), Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saude Publica*. 1994;10(3):339-55. DOI:10.1590/S0102-311X1994000300014
25. Viacava F, Almeida C, Caetano R, Fausto M, Macinko J, Martins M, et al. Uma metodologia de avaliação do desempenho do sistema de saúde brasileiro. *Cienc Saude Coletiva*. 2004;9(3):711-24. DOI:10.1590/S1413-81232004000300021
26. Wray NP, Hollingsworth JC, Peterson NJ, Ashton CM. Case-mix adjustment using administrative databases: a paradigm to guide future research. *Med Care Res Rev*. 1997;54(3):326-56. DOI:10.1177/107755879705400306