

Sistema de Informações Hospitalares como ajuste de risco em índices de desempenho* Brazilian Hospital Database System as risk adjustment in performance indicators

Mônica Martins^a, Claudia Travassos^b e José Carvalho de Noronha^c

^aDepartamento de Administração e Planejamento em Saúde da Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro, RJ, Brasil. ^bDepartamento de Informações em Saúde, Centro de Informação Científica e Tecnológica, Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro, RJ, Brasil. ^cInstituto de Medicina Social, Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Descritores

Risco ajustado.[#] Avaliação de resultados (cuidados de saúde).[#] Mortalidade hospitalar.[#] Índice de gravidade da doença.[#] Sistemas de informação hospitalar, utilização.[#] Comorbidade. Coeficiente de mortalidade. Medição do risco.

Keywords

Risk adjustment.[#] Outcome assessment (health care).[#] Hospital mortality.[#] Severity of illness index.[#] Hospital information systems, utilization.[#] Risk assessment. Comorbidity. Mortality rate.

Resumo

Objetivo

Analisar o uso do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS) no ajuste de risco das taxas de mortalidade hospitalar e avaliar a utilidade do índice de comorbidade de Charlson (ICC) no ajuste de risco de indicadores de desempenho.

Métodos

Foram selecionadas 40.299 internações ocorridas no Município do Rio de Janeiro entre dezembro de 1994 e dezembro de 1996. A medida de gravidade foi testada pelo ICC, que atribui pesos a 17 condições clínicas presentes nos diagnósticos secundários, a fim de obter a carga de morbilidade do paciente (gravidade) independentemente do diagnóstico principal. Utilizou-se a regressão logística para avaliar o impacto do ICC na estimativa da chance de morrer no hospital.

Resultados

Nas internações selecionadas, observou-se que o ICC foi igual ou superior a um em apenas 5,7 % dos casos. Quando se aplicou o ICC combinado à idade, o percentual de casos com pontuação diferente de zero aumentou substancialmente. Os modelos testados apresentaram reduzida sensibilidade.

Conclusões

Apesar de a presença de comorbidade ser importante na predição do risco de morrer, essa variável pouco discriminou a gravidade dos casos na base de dados do SIH/SUS, o que é explicado pela qualidade da informação diagnóstica nessa base de dados, na qual a idade é o preditor mais importante do risco de morrer, afora o diagnóstico principal. Apesar das limitações ainda existentes na qualidade da informação diagnóstica disponível no SIH/SUS, sugere-se o uso do ICC combinado como medida para ajuste do risco de morrer nas taxas calculadas a partir desses dados.

Abstract

Objective

To analyze the use of the Brazilian Hospital Database (SIH/SUS) on risk adjustment of hospital mortality, and to evaluate the usefulness of the Charlson comorbidity index (CCI) for risk adjustment of indicators calculated with the available data from the SIH/SUS.

Correspondência para/Correspondence to:

Mônica Martins
DAPS/Escola Nacional de Saúde Pública
(FIOCRUZ)
Rua Leopoldo Bulhões, 1480, 7º andar,
Manguinhos
21042-210 Rio de Janeiro, RJ, Brasil
E-mail: martins@ensp.fiocruz.br

*Subvencionado pelo Programa de Apoio à Pesquisa Estratégica/PAPES, Fundação Oswaldo Cruz. (Projeto n. 113).
Recebido em 12/1/2000. Reapresentado em 24/10/2000. Aprovado em 1/11/2000.

Methods

The comorbidity index was applied on 40,299 patients admitted in hospital in Rio de Janeiro, Brazil. CCI determines specific values to 17 clinical conditions to measure the burden of the patient's comorbidity, not taking into consideration the main diagnosis. Multiple logistic regression was applied to assess the impact of CCI in estimating the probability of dying.

Results

CCI was greater than zero in only 5.7% admissions. When combined with age (combined CCI), the percentage of cases with a value greater than zero increased considerably. These models, however, showed to have a low sensitivity.

Conclusions

Despite comorbidity is an important predictor for the risk of dying, it was observed that this is not a good discriminatory variable of case severity in the studied database. This maybe due to incomplete diagnostic information in the database. In the SIH/SUS data, age is the most important predictor of the risk of dying. However, despite the limited quality of diagnostic information in SIH/SUS, the use of CCI combined with age for adjustment of the risk of dying is recommended in measures using this database.

INTRODUÇÃO

A análise comparativa de indicadores de resultado dos cuidados de saúde constitui importante instrumento para o monitoramento do desempenho dos prestadores de serviços, sobretudo daqueles que prestam cuidado hospitalar. O resultado do cuidado é consequência do somatório das características dos pacientes, da adequação do tratamento e de efeitos aleatórios. Variações no cuidado hospitalar explicam-se primeiramente por diferenças no perfil de pacientes atendidos, na comparação de indicadores de resultados, nos custos ou no consumo de recursos entre prestadores de serviços e requerem a caracterização e mensuração do perfil de casos atendidos (*case mix*) e da gravidade destes.^{1,7-9} Desta forma, no uso de medidas de desempenho é imprescindível a adoção de estratégias específicas de ajuste do risco, a fim de controlar variáveis (características do paciente) que, independentemente da qualidade do cuidado prestado, afetam o resultado.²²

O conceito de risco é multidimensional, incluindo diversos atributos do paciente: idade, sexo, instabilidade clínica, diagnóstico principal, extensão e gravidade das comorbidades, estado funcional do paciente, funcionamento psicológico, cognitivo e psicossocial, comportamentos e atributos culturais, étnicos e socioeconômicos, situação de saúde e qualidade de vida, atitudes e preferências do paciente.⁹

Grandes bancos de dados administrativos vêm sendo cada vez mais empregados na avaliação do desempenho dos serviços de saúde. Esses bancos possuem vantagens e desvantagens,^{15,23} sendo a

reduzida disponibilidade de dados clínicos dos pacientes uma das importantes desvantagens, na medida em que restringe o número de variáveis de risco a serem computadas para o ajuste de medidas de desempenho.

Embora, atualmente, poucos discordem da necessidade de ajustar os indicadores de resultado por diferenças quanto ao perfil de gravidade dos casos, todas as estratégias de ajuste desenvolvidas até o presente momento apresentam problemas de validade.^{10-13,20}

A intensidade (número e gravidade) das doenças coexistentes constitui importante preditor de complicações e de resultados desfavoráveis. Os métodos de ajuste de risco que se baseiam na presença de comorbidade podem ser aplicados quando se dispõe apenas de dados de bases administrativas, pois, apesar de não conterem outras informações clínicas, sempre fornecem informação diagnóstica. Contudo, sua utilidade depende da completitude e precisão dessas informações.

O índice de comorbidade de Charlson (ICC)² é uma classificação de gravidade que pode ser aplicada em dados de bases administrativas. Esse método emprega condições clínicas selecionadas, registradas como diagnóstico secundário – comorbidades – no cálculo do risco de morrer. O índice calcula a carga de morbidade do paciente, independentemente do diagnóstico principal. Considerações sobre a validade desse método estão presentes em vários artigos.^{3-6,17,18,19}

No que diz respeito ao Brasil, o uso de medidas de risco para o ajuste de indicadores de resultado dos cuidados de saúde é pouco freqüente, sendo também

recente o emprego de base de dados administrativos para avaliar a qualidade dos serviços de saúde. O presente artigo avalia o emprego dos dados do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS) no ajuste de risco das taxas de mortalidade hospitalar e a utilidade do ICC para o ajuste de risco de indicadores de desempenho.

MÉTODOS

O universo de estudo correspondeu às hospitalizações financiadas pelo SUS no Município do Rio de Janeiro ocorridas entre dezembro de 1994 e dezembro de 1996. Utilizou-se a base de dados do SIH/SUS, mais especificamente o arquivo "Movimento Mensal das Autorizações de Internação Hospitalar", que contém a variável diagnóstico secundário. O SIH/SUS permite apenas o registro de um único diagnóstico secundário cujo registro não é obrigatório para o reembolso dos hospitais, finalidade principal desse sistema de informação.

Foram consideradas somente as internações de pacientes agudos – os registros classificados como Autorização de Internação Hospitalar (AIH) de tipo um ou principal nas especialidades de cirurgia, clínica médica, obstetrícia e pediatria. Internações de pacientes menores de 19 anos foram excluídas da análise.

As seguintes variáveis foram selecionadas: ano e mês de apresentação, especialidade médica, Cadastro Geral Contribuinte do hospital, número e tipo da AIH, código de endereçamento postal (e) da moradia do paciente, sexo, procedimento solicitado e realizado, caráter da internação, dias de uso da unidade de terapia intensiva (UTI) total e no mês da internação e valor pago, valor total pago pela internação, diagnósticos

principal e secundário, cobrança ou tipo de saída, natureza jurídica do hospital, idade do paciente, dias de permanência e número do prontuário.

Foram selecionadas 40.299 internações, correspondentes às internações com diagnóstico principal de pneumonia, insuficiência cardíaca congestiva, doença isquêmica do coração e doença cerebrovascular. Os critérios de seleção foram a alta frequência e a ocorrência de óbito.

A medida de gravidade testada foi o ICC.² Charlson et al² definiram 17 condições clínicas (comorbidades) que fazem parte do ICC (Tabela 1). O peso de cada condição clínica foi calculado com base no risco relativo de morrer e posteriormente listado com os seguintes valores: 0, 1, 2, 3 e 6. Esse índice foi concebido empiricamente com base numa coorte de 604 pacientes de um hospital de Nova Iorque (EUA) e também pode ser calculado combinando-se a idade e a comorbidade em um único índice. Nesse caso, o risco de morrer relacionado à idade do paciente é incorporado da seguinte forma: à pontuação descrita na Tabela 1 para as comorbidades, agrega-se uma ponderação específica correspondente à idade, que atribui um peso para cada período de 10 anos de vida a partir dos 50 anos. Por exemplo, a um paciente com 70 anos é atribuído peso 3 no ICC, independentemente da classificação que lhe seria atribuída caso apresentasse uma ou mais comorbidades dentre as listadas na Tabela 1.

Em geral, a utilização do ICC considera as comorbidades existentes em internações anteriores, pois foi originalmente construído para estudos longitudinais de doenças crônicas.^{2,3} Entretanto, existem estudos que utilizaram com sucesso esse índice na análise de uma única hospitalização.^{4-6,18,19}

Tabela 1 - Índice de Comorbidade de Charlson (ICC) – ponderação de condições clínicas presentes entre os diagnósticos secundários.

| Peso | Condição clínica | CID-9* |
|------|-------------------------------------|--------------------------|
| 1 | Infarto do miocárdio | 410, 411 |
| | Insuficiência cardíaca congestiva | 398, 402, 428 |
| | Doença vascular periférica | 440-447 |
| | Demência | 290, 291, 294 |
| | Doença cerebrovascular | 430-433, 435 |
| | Doença pulmonar crônica | 491-493 |
| | Doença tecido conjuntivo | 710, 714, 725 |
| | Úlcera | 531-534 |
| | Doença crônica do fígado ou cirrose | 571, 573 |
| | Hemiplegia | 342, 434, 436, 437 |
| 2 | Doença renal severa ou moderada | 403, 404, 580-586 |
| | Diabetes | 250 |
| | Tumor | 140-195 |
| | Leucemia | 204-208 |
| | Linfoma | 200, 202, 203 |
| 3 | Doença do fígado severa ou moderada | 070, 570, 572 |
| | 6 | Tumor maligno, metástase |

*Tradução das condições clínicas propostas por Charlson² para a CID-9 realizada por D'Hoore et al⁴
Exemplo: Um paciente tendo como diagnósticos secundários de doença pulmonar crônica (1) e linfoma (2) tem pontuação total de 3; se este paciente tem 70 anos de idade (pontuação=3), o ICC final equivaleria a 5.u

Tabela 2 - Distribuição de frequência e percentual de óbitos pelo Índice de Comorbidade de Charlson (ICC). Rio de Janeiro, Brasil, 1994-1996.

| ICC simples (pontuação)* | N. Total | % Total | N. óbitos | % Mortes |
|---------------------------------------|----------|---------|-----------|----------|
| 0 | 38.018 | 94,3 | 7.118 | 18,7 |
| 1 | 948 | 2,4 | 170 | 17,9 |
| >1 | 1.333 | 3,3 | 363 | 27,2 |
| Total | 40.299 | 100 | 7.651 | 19,0 |
| ICC combinado com idade (pontuação)** | N. Total | % Total | N. óbitos | % Mortes |
| 0 | 9.351 | 23,2 | 1.182 | 12,6 |
| 1 | 7.425 | 18,4 | 1.090 | 14,7 |
| 2 | 9.805 | 24,3 | 1.821 | 18,6 |
| 3 | 8.110 | 20,1 | 1.808 | 22,3 |
| 4 | 4.318 | 10,7 | 1.298 | 30,1 |
| >4 | 1.290 | 3,2 | 452 | 35,0 |
| Total | 40.299 | 100 | 7.651 | 19,0 |

Nota: *Qui-quadrado 61,32, grau de liberdade =2, p<,00000

**Qui-quadrado 953,49, grau de liberdade =5, p<,00000

Charlson et al^{2,3} não identificam os códigos específicos da Internacional Classification of Diseases (ICD) para os diagnósticos selecionados como comorbidades no ICC. Alguns autores^{6,18,19} classificaram esses diagnósticos em códigos da ICD – 9th edition – Clinical Modifications (ICD-9-CM), usada nos EUA. Romano^{15,16} sublinhou que as traduções de diferentes autores para os códigos da ICD-9-CM variam. O presente artigo, entretanto, não se propõe a discutir as discrepâncias entre diferentes traduções para os códigos de doença. Desta forma, a versão empregada aqui foi aquela realizada por D'Hoore et al,⁴ que se aplica à tradução para o português – Classificação Internacional de Doenças, nona revisão (CID-9) – adotada no Brasil no período estudado (Tabela 1). Utilizou-se a regressão logística para avaliar o impacto do ICC na estimativa da chance de morrer no hospital. O ajuste do modelo de previsão de óbito foi julgado com base no percentual de melhoria do modelo com relação à *deviance* inicial (razão de verossimilhança), nas estatísticas C e Sommer's D e na sensibilidade do modelo. Testou-se o impacto da introdução da idade (modelo 2), do ICC simples (modelo 3) e do ICC combinado à idade (modelo 4) no ajuste do modelo inicial composto pelas variáveis sexo e diagnóstico principal, variáveis-controle. Do modelo 4, que testa o impacto do ICC combinado no ajuste, foi retirada a variável idade, por já estar esta incorporada ao índice.

A variável diagnóstico principal foi tratada com uma variável *dummy* com 17 categorias discriminadas na Tabela 5, cuja categoria de referência foi Doença Cardíaca Hipertensiva (CID-402), por apresentar essa doença/síndrome a menor letalidade. A variável sexo tomou o sexo masculino como categoria de referência. A variável idade foi tratada como *dummy*, com as seguintes categorias: menor de 50 anos; 50-59 anos; 60-69 anos; 70-79 anos; 80-89 anos; e 90-99 anos, sendo a categoria de referência a faixa de menores de

50 anos. O ICC foi trabalhado como variável *dummy*, com pontuação igual a zero como categoria de referência. Em função da distribuição de frequência, as categorias do ICC foram reagrupadas.

RESULTADOS

A taxa de mortalidade hospitalar nos casos estudados foi de 19% (n=40.299), sendo 16,3% para doença isquêmica do coração, 14,0% para insuficiência cardíaca congestiva, 21,1% para doença cerebrovascular e 14,4% para pneumonia.

Cerca de 52% das internações ocorreram em homens, variando entre 32,1% e 69,9%, segundo o diagnóstico. Metade dos óbitos (50,5%) ocorreram entre os homens. Entretanto, a taxa de mortalidade variou entre as mulheres (19,7%) e os homens (18,4%). A idade média foi de 60,7 anos, com a população idosa correspondendo a 54,5% das internações.

As admissões eletivas corresponderam a 12,9% dos casos. Os pacientes permaneceram em média 11,59 dias no hospital e 10,4% dos casos utilizaram UTI. Procedimentos cirúrgicos foram realizados em 2,5% dos casos. Foram transferidos 3,5% dos casos e 77,4% tiveram alta. Entre os casos que resultaram em óbito (19,0%), 6,0% foram submetidos a necrópsia e 3,6% ocorreram nas primeiras 48 horas após a admissão. O valor médio de reembolso foi de R\$ 368,00 por internação. Essas internações ocorreram preponderantemente em hospitais não universitários, públicos e privados. Nas 40.299 internações selecionadas, observou-se que somente 18,6% dos casos tiveram diagnóstico secundário registrado, sendo que entre os casos de óbito esse percentual correspondeu a 23,1%.

O ICC foi igual ou superior a um em apenas 5,7% dos casos. Quando se aplicou o ICC combinado à

idade, o percentual de casos com pontuação diferente de zero aumentou substancialmente, observando-se 76,8% dos casos nessa pontuação (Tabela 2).

As taxas de mortalidade apresentam uma evolução ascendente, tanto com relação à faixa etária como com relação ao ICC combinado à idade. Entretanto, esse padrão não foi observado nas taxas de mortalidade referentes ao ICC simples (Tabela 2). Esse resultado indica ausência de associação do ICC simples com a idade.

Dentre as condições clínicas incluídas no ICC, observou-se que 55% das comorbidades registradas eram referentes a duas comorbidades: diabetes e insuficiência cardíaca congestiva (Tabela 3). As doenças crônicas do fígado, rins e pulmão foram relatadas como comorbidades em cerca de 17% das internações. Entre as 40.299 internações, somente sete tinham registrados diagnósticos secundários cuja pontuação atribuída pelo ICC equivale a 3 ou 6; portanto, trata-se de casos mais graves ou com maior risco de evoluir para o óbito.

Tabela 3 - Distribuição de freqüência das condições clínicas do Índice de Comorbidade de Charlson (ICC) presentes nos casos estudados.

| Condição clínica do ICC | N (% dos casos com ICC>0) |
|------------------------------------|---------------------------|
| Diabetes | 858 (37,62%) |
| Insuficiência cardíaca congestiva | 410 (17,97%) |
| Doença vascular periférica | 195 (8,55%) |
| Doença renal severa ou moderada | 179 (7,85%) |
| Hemiplegia | 167 (7,32%) |
| Doença pulmonar crônica | 134 (5,87%) |
| Tumor | 118 (5,17%) |
| Doença crônica do fígado e cirrose | 88 (3,86%) |
| Infarto do miocárdio | 61 (2,67%) |
| Subtotal | 2.210 (96,89%) |
| Outras categorias | 71 (3,11%) |
| Total casos ICC>0 | 2.281 (100,00%) |

Dos modelos testados para a predição do óbito hospitalar, utilizando-se como variáveis-controle sexo e diagnóstico principal, o melhor ajuste obtido em comparação à *deviance* inicial foi de 7,1% no modelo 3, que incorpora de forma independente as variáveis idade e ICC. O efeito da incorporação da idade (modelo 2) no modelo contendo apenas as

variáveis-controle (modelo 1) melhora o ajuste em 33,4% e a incorporação do ICC (modelo 3) no modelo 2 melhora o ajuste em apenas 2,4%. Assim, a substituição da idade e do ICC no modelo 4 pelo ICC combinado à idade teve pouco impacto no ajuste obtido no modelo 3 (Tabela 4).

As estatísticas C e Sommers' D, usadas para avaliar o poder de predição dos modelos, foram baixas. A sensibilidade máxima obtida foi de 6,7% (modelo 4). Por outro lado, o exame dos *odds ratio* evidencia a existência de um risco diferenciado e crescente, diretamente proporcional a uma maior idade e ao aumento do ICC (Tabela 5).

DISCUSSÃO

Apesar de a presença de comorbidade ser importante na predição do risco de morrer,⁹ seguindo a metodologia proposta por Charlson et al² observou-se que essa variável discrimina pouco a gravidade dos casos na base de dados do SIH/SUS. Esse resultado explica-se, primeiramente, pelo limitado espaço para informação diagnóstica – apenas um diagnóstico principal e um único campo para anotação de diagnóstico secundário – na base de dados do Ministério da Saúde.

Também, o sub-registro tem influência na capacidade de discriminação do ICC nessa base de dados. Em somente 18,6% das internações (n=40.299) havia anotação de diagnóstico secundário, enquanto estudo anterior mostrou que em 42% das internações havia ao menos um diagnóstico secundário registrado no prontuário do paciente.²¹ Iezonni et al¹³ constataram que 60,5% das internações de pacientes submetidos a cirurgia coronariana tinham cinco ou mais diagnósticos secundários registrados na base de dados, 14,4% apresentavam 10 ou mais diagnósticos secundários e somente 3,5% das internações apresentavam um único diagnóstico secundário.

As taxas de mortalidade mostraram-se associadas positivamente à idade e ao ICC combinado, mas não

Tabela 4 - Medidas de ajuste dos modelos testados para predizer óbito utilizando o Índice de Comorbidade de Charlson (ICC).*

| Modelo Inicial – Ajuste | Modelo 2 – Ajuste | Modelo 3 – Ajuste | Modelo 4 – Ajuste |
|--|--|--|--|
| Teste da razão de verossimilhança: 1.824,38 gl=18** (p=0,0001) | Teste da razão de verossimilhança: 2.737,89 gl=23** (p=0,0001) | Teste da razão de verossimilhança: 2.800,73 gl=25** (p=0,0001) | Teste da razão de verossimilhança: 2.786,47 gl=23** (p=0,0001) |
| % Melhoria: 4,7% | % Melhoria: 7,0% | % Melhoria: 7,1% | % Melhoria: 7,1% |
| Sommers' D=0,283 | Sommers' D=0,362 | Sommers' D=0,365 | Sommers' D=0,365 |
| C=0,641 | C=0,681 | C=0,683 | C=0,683 |
| Sensibilidade =2,8 | Sensibilidade =5,9 | Sensibilidade =6,4 | Sensibilidade =6,7 |

*Utiliza somente a informação sobre diagnóstico secundário disponível no SIH/SUS

**graus de liberdade (gl)

Nota: Verossimilhança somente para o intercepto =39.171,744

Tabela 5 - Modelos de regressão logística para prever morte ajustada pelo Índice de Comorbidade de Charlson (ICC).

| Modelo 3 | Coeficiente (β) | Erro-padrão (β) | Odds ratio | Verossimilhança χ^2 |
|--|--------------------------|-------------------------|------------|-------------------------------------|
| Idade | | | | |
| 50-59 | (1) 0,1508 | 0,0461 | (1) 1,163 | 2.800,73 (gl=25) (p=0,0001) |
| 60-69 | (2) 0,4479 | 0,0418 | (2) 1,565 | |
| 70-79 | (3) 0,7490 | 0,0425 | (3) 2,115 | |
| 80-89 | (4) 1,1935 | 0,0483 | (4) 3,298 | |
| 90-99 | (5) 1,4121 | 0,0891 | (5) 4,105 | |
| Sexo feminino | -0,00681 | 0,0270 | 0,993 | |
| Diagnóstico principal* | | | | |
| 410 | (1) 1,1186 | 0,2568 | (1) 3,061 | |
| 411 | (2) 0,1216 | 0,2972 | (2) 1,129 | |
| 414 | (3) 0,2852 | 0,3776 | (3) 1,330 | |
| 428 | (4) 0,6993 | 0,2537 | (4) 2,012 | |
| 430 | (5) 1,4235 | 0,2806 | (5) 4,152 | |
| 431 | (6) 2,8490 | 0,2723 | (6) 17,270 | |
| 432 | (7) 2,2421 | 0,2653 | (7) 9,413 | |
| 433 | (8) 0,7539 | 0,4450 | (8) 2,125 | |
| 434 | (9) 1,9915 | 0,2545 | (9) 7,327 | |
| 435 | (10) 1,3844 | 0,2822 | (10) 3,992 | |
| 436 | (11) 1,2593 | 0,2552 | (11) 3,523 | |
| 481 | (12) 0,5141 | 0,5075 | (12) 1,672 | |
| 482 | (13) 0,9346 | 0,2573 | (13) 2,546 | |
| 483 | (14) 2,0784 | 0,4796 | (14) 7,991 | |
| 484 | (15) 1,0144 | 0,6692 | (15) 2,758 | |
| 485 | (16) 1,7958 | 0,2820 | (16) 6,024 | |
| 486 | (17) 0,6197 | 0,2575 | (17) 1,858 | |
| ICC simples | | | | |
| ICC=1 | | | | |
| ICC>1 | (1) 0,0283 | 0,0885 | (1) 1,029 | |
| | (2) 0,5404 | 0,0658 | (2) 1,717 | |
| Modelo 4 | Coeficiente, (β) | Erro-padrão (β) | Odds ratio | Verossimilhança χ^2 |
| Sexo feminino | -0,0139 | 0,0269 | 0,986 | 2.786,47 (gl=23)** (p=0,0001) |
| Diagnóstico principal* | | | | |
| 410 | (1) 1,1170 | 0,2569 | (1) 3,056 | |
| 411 | (2) 0,1181 | 0,2973 | (2) 1,125 | |
| 414 | (3) 0,2912 | 0,3777 | (3) 1,338 | |
| 428 | (4) 0,7126 | 0,2538 | (4) 2,039 | |
| 430 | (5) 1,4349 | 0,2807 | (5) 4,199 | |
| 431 | (6) 2,8649 | 0,2724 | (6) 17,548 | |
| 432 | (7) 2,2585 | 0,2653 | (7) 9,569 | |
| 433 | (8) 0,7744 | 0,4447 | (8) 2,169 | |
| 434 | (9) 2,0091 | 0,2545 | (9) 7,456 | |
| 435 | (10) 1,3998 | 0,2823 | (10) 4,054 | |
| 436 | (11) 1,2710 | 0,2553 | (11) 3,564 | |
| 481 | (12) 0,5226 | 0,5070 | (12) 1,686 | |
| 482 | (13) 0,9447 | 0,2574 | (13) 2,572 | |
| 483 | (14) 2,0873 | 0,4797 | (14) 8,063 | |
| 484 | (15) 1,0327 | 0,6691 | (15) 2,809 | |
| 485 | (16) 1,8073 | 0,2821 | (16) 6,094 | |
| 486 | (17) 0,6328 | 0,2576 | (17) 1,883 | |
| ICC combinado com Idade (5 <i>dummy</i>): | | | | |
| 1 | (1) 0,1583 | 0,0471 | (1) 1,172 | |
| 2 | (2) 0,4578 | 0,0427 | (2) 1,581 | |
| 3 | (3) 0,7282 | 0,0433 | (3) 2,071 | |
| 4 | (4) 1,1619 | 0,479 | (4) 3,196 | |
| >4 | (5) 1,4236 | 0,0689 | (5) 4,152 | |

*CID-9, Quando todas as 17 variáveis *dummy* são 0, o diagnóstico principal é CID-9: 402

**Graus de liberdade (gl)

ao ICC simples. Isto é, a capacidade preditiva do ICC melhorou de forma significativa quando associada à variável idade (ICC combinado).

D'Hoore et al,⁴ empregando uma base de dados que permite o registro de até 15 diagnósticos para testar o efeito do ICC, utilizaram modelo semelhante ao modelo 3 (idade, sexo, diagnóstico principal e ICC) e obtiveram melhor ajuste (cerca de três vezes superior) do que o obtido no presente estudo. Em estudo anterior,¹⁴ observou-se que a incorporação

de informação diagnóstica complementar melhora a capacidade preditiva do ICC na base de dados do SIH/SUS. Esses citados estudos^{4,14} confirmam que a baixa capacidade do ICC de discriminar o risco de morrer, observada na presente pesquisa, deve ser atribuída à baixa qualidade da informação diagnóstica no SIH/SUS.

Conclui-se que, nos dados atualmente disponíveis no SIH/SUS, a idade é o mais importante preditor do risco de morrer, com exceção do diagnóstico

principal. O efeito da variável idade ganhou maior peso em função da distribuição etária da população em estudo, na qual 75,9% de pacientes tinham mais de 50 anos de idade.

Por outro lado, os modelos com idade e ICC independentes (modelo 3) e com ICC combinado à idade (modelo 4) pouco variaram. Porém, considera-se como o melhor modelo aquele que incorpora o ICC combinado (modelo 4), pois este reduz o número de co-variáveis no modelo. Assim, apesar das limitações ainda existentes na qualidade da informação diagnóstica disponível no SIH/SUS, sugere-se o uso do ICC combinado como medida para ajuste do risco de morrer nas taxas calculadas a partir desses dados.

O debate em torno da adequação dos bancos de dados administrativos para analisar o uso e os resultados do cuidado hospitalar tem produzido recomendações de ampliação da informação sobre as características da doença do paciente e dos procedimentos médicos. Essas recomendações enfatizam a necessidade de aumento do número de campos para o registro de diagnósticos e procedimentos médicos. Atualmente, nos EUA, os resu-

mos de alta possibilitam o registro de um número bastante superior aos cinco diagnósticos e três procedimentos cirúrgicos adotados no início da década de 80.⁹

Melhorias na qualidade da informação diagnóstica são relevantes e desejáveis para melhor controle da gravidade dos casos a partir da informação sobre comorbidades. Como estratégias para melhorar a qualidade da informação diagnóstica no SIH/SUS sugere-se: (i) a ampliação do número de campos disponíveis para o seu registro; (ii) a adoção e a padronização de definições precisas para diagnóstico principal e secundário; (iii) o treinamento de codificadores; e (iv) a implementação de atividades que venham a estimular o registro dessas informações no prontuário do paciente e nos resumos de alta. Dada a importância das comorbidades na avaliação do desempenho dos indicadores, recomenda-se também a inclusão da variável diagnóstico secundário no banco de dados resumido, colocado à disposição pelo Ministério da Saúde em CD-ROM. Essas mudanças podem melhorar a validade das medidas de desempenho e a eficiência na produção desses indicadores.

REFERÊNCIAS

1. Aronow DB. Severity-of-illness measurement: applications in quality assurance and utilization review. *Med Care Rev* 1988;45:339-66.
2. Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *J Chron Dis* 1987;40:373-83.
3. Charlson ME, Szatrowski TP, Peterson J, Gold J. Validation of a combined comorbidity index. *J Clin Epidemiol* 1994;47:1245-51.
4. D'Hoore W, Sicotte C, Tilquin C. Risk adjustment in outcome assessment: the Charlson Comorbidity index. *Meth Inform Med* 1993;32:382-7.
5. D'Hoore W, Bouckaert A, Tilquin C. Practical considerations on the use of the Charlson Comorbidity Index with administrative data bases. *J Clin Epidemiol* 1996;42:1429-33.
6. Deyo RA, Cherkin DC, Ciol MA. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative databases. *J Clin Epidemiol* 1992;45:613-9.
7. Green J, Wintfeld N, Sharkey P, Passman LD. The importance of severity of illness in assessing hospital mortality. *JAMA* 1990;263:241-6.
8. Hornbrook M, Monheit AC. The contribution of case-mix severity to the hospital cost-output relation. *Inquiry* 1985;22:259-71.
9. Iezzoni L. *Risk adjustment for measuring health care outcomes*. Ann Arbor, MI: Health Administration Press; 1994.
10. Iezzoni LI, Ash AS, Schwartz M, Daley J, Hughes JS, Mackiernan YD. Judging hospitals by severity-adjusted mortality rates: the influence of the severity-adjustment method. *Am J Public Health* 1996;86:1379-87.
11. Iezzoni LI, Ash AS, Schwartz M, Mackiernan YD. Differences in procedure use, in-hospital mortality, and illness severity by gender for acute myocardial infarction patients: are answers affected by data source and severity measure? *Med Care* 1997;35:158-71.
12. Iezzoni LI. The risks of risk adjustment. *JAMA* 1997;278:1600-7.
13. Iezzoni LI, Ash AS, Schwartz M, Landon BE, Mackierman BA. Predicting in-hospital deaths from coronary artery bypass graft surgery, do different severity measures give different predictions? *Med Care* 1998;36:28-39.

14. Martins MS, Travassos Veras CM. Assessing the availability of casemix information in hospital database systems in Rio de Janeiro, Brazil. *Int J Quality Health Care* 1998;10:125-33.
15. Romano PS. Can administrative data be used to compare the quality of health care? *Med Care Rev* 1993;50:451-77.
16. Romano PS, Roos LL, Jollis JG. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data: differing perspectives. *J Clin Epidemiol* 1993;46:1075-9.
17. Romano PS, Roos LL, Jollis JG. Further evidence concerning the use of a clinical comorbidity index with ICD-9-CM administrative data. *J Clin Epidemiol* 1993;46:1085-90.
18. Roos LL, Sharp SM, Cohen MM. Comparing clinical information with claims data: some similarities and differences. *J Clin Epidemiol* 1991;44:881-8.
19. Roos LL, Sharp SM, Cohen MM, Wadja A. Risk adjustment in claims-based research: the search for efficient approaches. *J Clin Epidemiol* 1989;42:1193-206.
20. Shapiro MF, Park RE, Keesey J, Brook R. The effect of alternative case mix adjustment on mortality differences between municipal and voluntary hospital in New York City. *Health Serv Res* 1994;29:95-112.
21. Travassos Veras CM, Martins MS. Confiabilidade dos dados nos formulários de internação hospitalar (AIH), Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saúde Pública* 1994;10:339-55.
22. Wray NP, Ashton CM, Kuikenadall DH, Hollingsworth JC. Using administrative databases to evaluate the quality of medical care: a conceptual framework. *Soc Sci Med* 1995;40:1707-15.
23. 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;54:326-56.