

Mortalidade hospitalar e tempo de permanência: comparação entre hospitais públicos e privados na região de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil

Hospital mortality and length of stay: comparison between public and private hospitals in Ribeirão Preto, São Paulo State, Brazil

Mônica Martins ¹
Régis Blais ²
Íuri da Costa Leite ¹

Abstract

Performance assessment in health services is essential. The comparison of performance indicators requires the use of risk adjustment strategies. The objective of this paper was to assess variations in clinical performance, measured by hospital mortality and length of stay, between private and public hospitals, while taking into account the hospital case mix. This study is located in the Ribeirão Preto region in São Paulo State, Brazil. From 1996 to 1998, 32,906 patients admitted with cardiovascular and respiratory diagnoses were studied. Variables used for risk adjustment of performance indicators were: sex, age, principal diagnosis, and severity measures based on co-morbidity. Clinical performance in public hospitals as measured by adjusted hospital mortality (OR = 0.41) was better than in private hospitals. Public and private hospitals were not statistically different concerning patients' length of stay. Although some conceptual and methodological problems persist, hospital mortality and other adjusted performance indicators should be considered as useful tools to identify health services' performance problems.

Health Services; Hospital Mortality; Quality Indicators

¹ Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil.
² Faculté de Médecine, Université de Montreal, Montréal, Canada.

Correspondência

M. Martins
Departamento de Administração e Planejamento em Saúde, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz.
Rua Leopoldo Bulhões 1480, Rio de Janeiro, RJ
21041-210, Brasil.
martins@ensp.fiocruz.br

Introdução

A compreensão da noção de desempenho é importante tanto do ponto de vista teórico como do da gestão das organizações. Desempenho é um conceito complexo, portanto é praticamente impossível mensurá-lo completamente, em todas as suas dimensões ^{1,2,3}. Além disso, a literatura destaca a natureza paradoxal, isto é: uma organização pode ter ao mesmo tempo um desempenho satisfatório segundo um critério ou dimensão, e um desempenho insuficiente segundo outro critério ⁴. Para os estabelecimentos de saúde, essa problemática é ainda mais incerta dada a natureza do seu produto e do processo de trabalho empregado ^{5,6,7}. Por outro lado, a demanda por análises comparativas do desempenho dos estabelecimentos de saúde é crescente, sobretudo daqueles que prestam cuidado hospitalar. Em vários países, agências governamentais, associações de hospitais, companhias de seguro saúde e associações de consumidores realizam e publicam avaliações do desempenho dos hospitais utilizando taxas de mortalidade e outros indicadores ^{8,9}. Essas iniciativas freqüentemente privilegiam a análise dos resultados do cuidado. O resultado do cuidado de saúde é em função das características dos pacientes, da efetividade do tratamento e de eventos randômicos ¹⁰. Variações no cuidado hospitalar explicam-se, primeiramente, por diferenças no perfil de pacientes aten-

didados; portanto, a comparação de indicadores requer a caracterização e mensuração do perfil de casos atendidos e da gravidade dos mesmos.

Organizações de saúde públicas e privadas distinguem-se por diferenças quanto aos objetivos ligados à competição e à lucratividade, à administração e aos mecanismos de controle e regulação, à incorporação tecnológica, à eficiência e ao processo do cuidado prestado aos pacientes^{11,12,13}. Disparidades entre esses dois tipos de hospitais podem ser devido a diferenças no que tange aos recursos da organização e sua relação com o contexto externo. Considera-se que o contexto econômico, político e sócio-cultural influencia o conjunto de funções e processos desenvolvidos em um hospital, em particular a qualidade do cuidado. Esse contexto é um importante determinante da estrutura dos hospitais, do modo de financiamento, da complexidade tecnológica e do modelo de gestão de estabelecimentos com natureza jurídica diferente. Entretanto, o ambiente competitivo coloca limites semelhantes a todos os tipos de organizações, podendo também levar à adoção de estratégias semelhantes¹⁴. Contudo, a comparação dos resultados do cuidado prestado mostra variações. Estudos apontam que hospitais não lucrativos e hospitais com maior estabilidade financeira apresentam melhores resultados do cuidado^{15,16,17,18,19,20}.

A avaliação do desempenho hospitalar apresentada neste artigo se detém em duas dimensões associadas à produção hospitalar: a efetividade do cuidado e a eficiência técnica da produção do cuidado²¹. Privilegia-se aqui o exame de dois indicadores de desempenho clínico: a mortalidade e o tempo de permanência, refletindo, respectivamente, a efetividade e a eficiência técnica dos cuidados aos pacientes (Figura 1). No Brasil, esses indicadores são descritos nas estatísticas globais das unidades e do sistema de saúde; contudo, são raramente utilizados para avaliação e monitoramento dos cuidados hospitalares, devido ao alto nível de agregação em que são construídos. O objetivo deste trabalho é avaliar se variações no desempenho clínico dos hospitais, mensurado pela mortalidade e pelo tempo de permanência, são relacionadas à natureza jurídica (pública ou privada), levando em conta diferenças nas características dos pacientes tratados.

Método

Universo de estudo

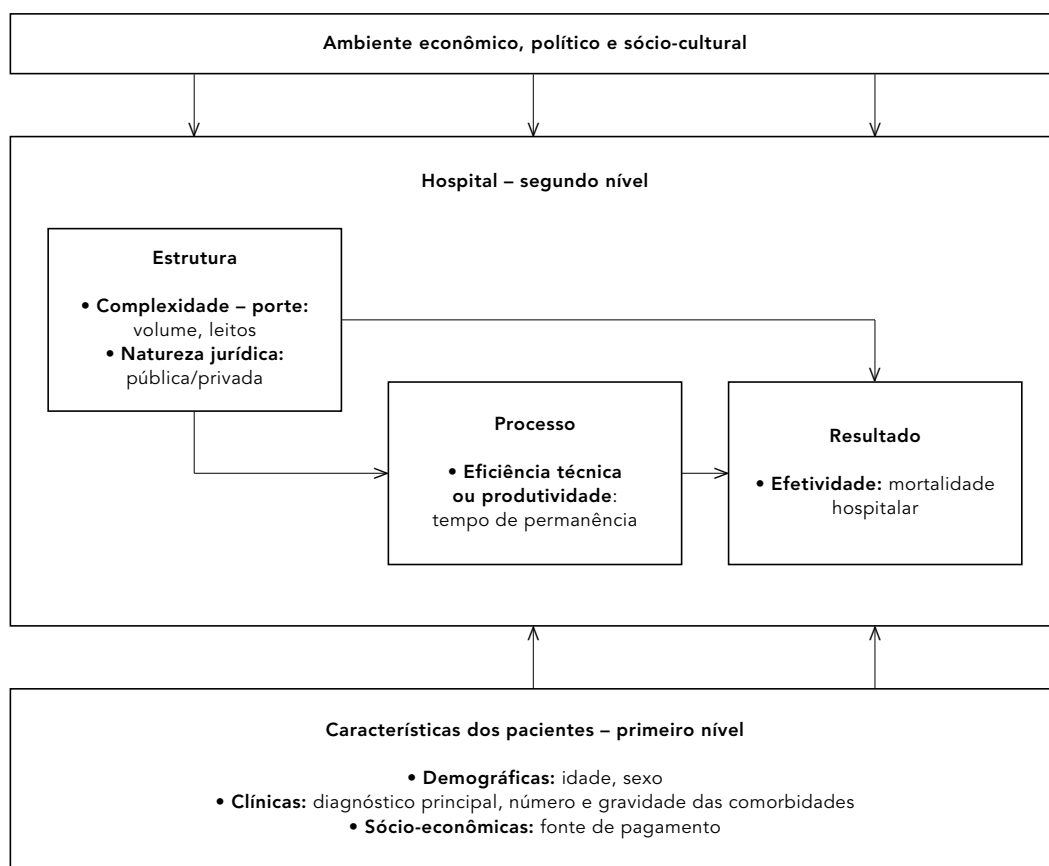
A população estudada é constituída pelos pacientes tratados nos hospitais da região de Ribeirão Preto, São Paulo, no período entre janeiro de 1996 e dezembro de 1998. Motivos de admissão específicos foram selecionados visando a uma maior homogeneidade de casos com vistas à comparação entre estabelecimentos. Os critérios de seleção adotados foram a frequência de internações e a incidência de óbitos (igual ou superior a 3,9%). Os motivos de admissão (diagnóstico principal) selecionados foram: infarto agudo do miocárdio, insuficiência cardíaca congestiva, pneumonia, doenças cerebrovasculares e outras cardiopatias isquêmicas do coração (com exceção do infarto agudo do miocárdio). Foram selecionados hospitais de curta permanência, isto é, tempo médio de permanência máximo de trinta dias. A rede hospitalar da região de Ribeirão Preto conta com trinta hospitais, três destes foram excluídos por apresentarem baixo volume de casos. Foram também excluídos pacientes com idade menor de 18 anos. Com base nesses critérios, selecionaram-se 32.906 internações e 27 hospitais.

Fonte de dados

As informações utilizadas são provenientes da base de dados sobre produção hospitalar do Departamento de Medicina Social da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (DMS-FMRP), que cobre 100% das internações realizadas em Ribeirão Preto e municípios próximos que compõem a região^{22,23,24}. Essa base de dados contém informações sobre o perfil demográfico dos pacientes (sexo e idade); os diagnósticos principais e secundários; os procedimentos cirúrgicos, terapêuticos e diagnósticos; a especialidade médica do caso tratado (cirurgia geral ou especializada, obstétrica etc); as datas de entrada e saída; o tipo de alta e a fonte de pagamento. Essas informações, embora estejam disponíveis para cada paciente, são anônimas, de modo que é impossível identificar os pacientes. A escolha de trabalhar com a base de dados desenvolvida pelo DMS-FMRP justifica-se por esta apresentar, comparativamente ao Sistema de Informações Hospitalares (SIH) do SUS, duas grandes vantagens: (a) cobertura universal de todas as hospitalizações, seja esta financiada

Figura 1

Quadro conceitual do estudo: desempenho do cuidado hospitalar.



Fonte: adaptado de Donabedian ⁴⁸ e Iezzoni ¹⁰.

ou não pelo Estado; (b) maior possibilidade de registro de informação sobre os diagnósticos secundários. A base de dados dispunha de espaço para o registro de informação sobre dois diagnósticos secundários até 1997; após esta data, esse número passou para quatro. A maior disponibilidade de informação sobre diagnósticos torna esse banco mais adequado à necessidade de ajustar os indicadores de desempenho pelo risco do paciente.

Análise dos dados

Conforme ressaltado anteriormente, os indicadores de desempenho clínico analisados foram a mortalidade hospitalar e o tempo de permanência. Este estudo privilegia, em particular, a natureza jurídica (hospital público ou privado)

como variável independente relacionada à estrutura.

No estudo sobre o desempenho hospitalar, identifica-se uma estrutura hierárquica com dois níveis de análise: o primeiro nível constituído pelos pacientes e o segundo pelos hospitais. Nesse tipo de estrutura, pode-se supor que pacientes de um mesmo hospital apresentem características mais semelhantes do que pacientes de hospitais diferentes. Este pressuposto vai de encontro ao postulado de independência entre as observações, exigido nos modelos de regressão tradicional. A violação do pressuposto de independência faz com que os erros padrão associados aos parâmetros dos modelos sejam subestimados, implicando que variáveis, principalmente as do nível hospitalar, que não sejam estatisticamente significativas, pos-

sam ser selecionadas pelo modelo ^{25,26,27,28}. Para resolver o problema de correlação entre as observações, modelos de regressão multinível são empregados. Nesse tipo de abordagem, variáveis nos níveis individual e hospitalar podem ser estimadas sem viés.

Modelos específicos foram desenvolvidos para cada um dos indicadores de desempenho analisados, isto é, para análise da mortalidade e do tempo de permanência.

Mortalidade hospitalar

O modelo logístico multinível, utilizado para analisar a mortalidade hospitalar, pode ser descrito da seguinte forma:

$$\ln \left(\frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}} \right) = \beta'x_{ij} + \gamma'z_j + u_j,$$

onde $\ln \left(\frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}} \right)$

é o logaritmo neperiano da chance de um paciente *i* falecer no hospital *j*; x_{ij} é a matriz de co-variáveis no nível individual; e z_j a matriz de co-variáveis no nível hospitalar. β e γ são vetores de parâmetros associados, respectivamente, com as variáveis de níveis individual e hospitalar. O efeito aleatório u_j , que captura o efeito da correlação entre as observações, é assumido ser normalmente distribuído com média zero e variância σ_u^2 .

O modelo de regressão multinível fornece uma estatística, denominada de coeficiente de correlação intraclasse, que mede o quanto da variação total é explicado pelo segundo nível. O coeficiente de correlação intraclasse, ρ , é definido como:

$$\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_e^2 + \sigma_u^2},$$

onde σ_e^2 e σ_u^2 representam as variâncias do primeiro e segundo níveis, respectivamente. No modelo logístico, assume-se que a variância do nível 1 é igual a $\pi^2/3$ ²⁹. Neste estudo, o programa MIWin ³⁰ foi utilizado para estimar os modelos multinível.

A mensuração de diferenças no perfil de casos tratados é fundamental para comparar o desempenho de hospitais, busca-se assim evitar tratar como semelhantes unidades com perfis assistenciais diferenciados. Os fatores de risco dos pacientes são variáveis utilizadas para o ajuste dos indicadores de desempenho clínico dos hospitais pela gravidade dos casos. Com este propósito, no nível individual, as va-

riáveis explicativas incluídas para ajustar pelas características dos pacientes relativas ao perfil de gravidade dos casos tratados foram as seguintes: idade, sexo, diagnóstico principal e um índice de comorbidade.

A idade foi empregada como três variáveis *dummies*: menos de 50 anos (categoria de referência), entre 50 e 64 anos e mais de 64. O sexo utilizou como categoria de referência as mulheres. Os diagnósticos principais retidos foram: infarto agudo do miocárdio, insuficiência cardíaca congestiva, pneumonia, doenças cerebrovasculares e outras cardiopatias isquêmicas do coração (com exceção do infarto agudo do miocárdio). Cada categoria diagnóstica foi empregada no modelo como variável *dummy*. A categoria de referência foi constituída pelas outras cardiopatias isquêmicas do coração, por apresentarem a taxa de mortalidade mais baixa.

As medidas de gravidade desenvolvidas especificamente para uma patologia ou procedimentos médicos, podem ser mais precisas e adequadas ao ajuste de risco de indicadores de desempenho ao aumentar o poder de predição dos modelos. Deste modo, alguns trabalhos sublinham a importância de gerar empiricamente índices de comorbidade adaptados à população de estudo e de incluir outras comorbidades além daquelas empregadas por Charlson e colaboradores ^{31,32,33}. O índice de comorbidade utilizado neste estudo foi desenvolvido empiricamente com base nas 30 condições clínicas preditoras do prognóstico do paciente, examinadas originariamente por Charlson et al. ³⁴; e em outras 15 comorbidades cuja frequência na população estudada era igual ou superior a 1,0%. Para cada comorbidade um peso é atribuído utilizando o valor absoluto do risco relativo (superior a 1,2 e p-valor $\leq 0,10$) associado à ocorrência de óbito. O novo índice é, portanto, composto por 23 condições clínicas ou comorbidades (Tabela 1). O escore de gravidade do paciente é produto da soma dos pesos de todas as comorbidades componentes do índice que foram registradas no campo dos diagnósticos secundários. A validade deste novo índice foi avaliada comparando sua capacidade de predição de óbito com aquela obtida quando utilizava o índice de comorbidade de Charlson et al. ³⁴. Para maior detalhamento desta metodologia ver Martins ³⁵. Para avaliar o efeito do índice de comorbidade, cinco variáveis *dummies* foram criadas segundo o escore obtido: escore de comorbidade igual a 0 (categoria de referência), escore de comorbidade igual a 1, escore igual a 2, escore igual a 3, escore de comorbidade maior que 3.

Ainda no nível do paciente, visando a melhor mensuração do perfil de gravidade dos ca-

Tabela 1

Novo índice de comorbidade desenvolvido.

Diagnósticos secundários	Risco relativo	Peso**
Condição clínica de Charlson*		
Arritmia	1,743	2
Infarto do miocárdio	1,976	2
Insuficiência cardíaca congestiva	1,525	2
Doença vascular periférica	3,228	3
Doença cerebrovascular	2,795	3
Doença pulmonar crônica	1,355	1
Doença pulmonar grave e moderada	3,123	3
Outra doença endócrina	3,043	3
Doença renal grave e moderada	2,783	3
Doença do fígado crônica e cirrose	2,467	2
Hemorragia digestiva	2,728	3
Tumor	2,530	3
Leucemia	2,898	3
AIDS	2,861	3
Metástase	2,877	3
Coagulopatias	3,689	4
Outras comorbidades freqüentes na população estudada		
Pneumonia (CID-9: 486)	2,029	2
Sintomas relativos ao aparelho respiratório (CID-9: 786)	3,089	3
Cardiomiopatias (CID-9: 425)	2,351	2
Problemas do equilíbrio hidroeletrólítico (CID-9: 276)	1,999	2
Sintomas gerais (CID-9: 780)	1,760	2
Síndrome de dependência do álcool (CID-9: 303)	1,800	2
Sintomas relativos ao aparelho cardiovascular (CID-9: 785)	4,227	4

* Cada uma das condições clínicas examinadas por Charlson et al.³⁴ foram traduzidas para a Classificação Internacional de Doenças⁴⁹ seguindo as definições e categorias de inclusão e exclusão adotadas no trabalho destes autores.

** O peso equivale ao valor absoluto do risco relativo entre óbito e presença de comorbidade ajustado pela presença de outra comorbidade.

OBS: Escore de gravidade, por exemplo, paciente com doença cerebrovascular e coagulopatia como diagnósticos secundários apresenta um escore com base no índice de comorbidade igual a 7.

tos, incluiu-se uma variável referente à fonte de pagamento. Essa variável exprime uma dimensão da condição social do paciente, na medida em que as pessoas em condição social mais desfavorável utilizam mais o sistema de saúde financiado pelo Estado. A fonte de pagamento foi incluída como uma variável *dummy*, indicando se o pagamento foi efetuado pelo SUS ou não.

As variáveis do segundo nível, isto é, do nível hospitalar, foram as seguintes: natureza jurídica, volume de internações e tamanho. A natureza jurídica do hospital foi tratada de forma dicotômica (hospital público sim/não). Um outro atributo do hospital estudado foi o volume de internações no ano de 1997, considerando-se todos os motivos de admissão e não somente os diagnósticos principais selecionados. Essa variável é considerada como indicativa da com-

plexidade do hospital e foi tratada como variável contínua. O tamanho do hospital, medido pelo número de leitos, foi empregado como variável contínua que também é compreendida como associada à complexidade dos hospitais.

Neste estudo, algumas variáveis agregadas foram criadas e incluídas no modelo: idade média dos casos estudados de cada hospital, a soma dos escores de comorbidade dos pacientes de cada hospital (*case mix* do hospital), o tempo médio de internação dos pacientes e a porcentagem de casos com financiamento do SUS.

Considerando o quadro conceitual (Figura 1), a modelagem dessas variáveis para analisar a mortalidade hospitalar foi feita em quatro etapas. As variáveis foram incluídas no modelo na seguinte ordem: (1) características dos pacientes relacionadas ao perfil de gravidade (idade, sexo, diagnóstico principal e índice de co-

morbidade), essas variáveis são utilizadas como fatores de confundimento do risco do paciente; (2) características dos pacientes relacionadas à condição social (fonte de pagamento); (3) características dos hospitais (volume de casos, tamanho, tempo médio de permanência, idade média dos pacientes, soma do escore de comorbidade do hospital e porcentual de fonte de financiamento público); (4) natureza jurídica do hospital. No modelo final, encontram-se apenas as variáveis estatisticamente significativas (p -valor $< 0,05$), com exceção da variável sexo, que foi mantida no modelo pela necessidade de ajustar a mortalidade hospitalar por variáveis demográficas, que são, em geral, dimensões do risco dos pacientes e fatores de confusão em estudos epidemiológicos. As interações entre as variáveis explicativas estatisticamente significativas também foram testadas.

Tempo de permanência

Tendo em vista que o tempo de permanência, definido pelo número de dias que o paciente ficou internado no hospital, não tem distribuição normal, o modelo linear multinível utilizado para analisar o tempo de permanência foi expresso em função do seu logaritmo:

$$\ln(y_{ij}) = \beta' x_{ij} + \gamma' z_j + u_j,$$

onde $\ln(y_{ij})$ é o logaritmo neperiano do número de dias de internação do paciente i no hospital j . x_{ij} é a matriz de co-variáveis no nível individual e z_j a matriz de co-variáveis no nível hospitalar. β e γ são vetores de parâmetros associados, respectivamente, com as variáveis de níveis individual e hospitalar. O efeito aleatório u_j , que captura o efeito da correlação entre as observações, é assumido ser normalmente distribuído com média zero e variância σ_u^2 . As variáveis explicativas do primeiro e segundo níveis, incluídas no modelo para explicar as variações entre hospitais, são as mesmas avaliadas na análise da mortalidade hospitalar, com exceção obviamente da variável tempo médio de permanência. O processo de modelagem implementado nesta análise seguiu as mesmas etapas descritas anteriormente. Foram excluídos os casos cujo tempo de permanência foi superior a 30 dias; estes casos estão no percentil 99 da distribuição de frequência do tempo de permanência e correspondem a menos de 1,0% dos casos (260), que foram analisados separadamente. Logo, esta análise foi realizada com 32.646 internações. Para a análise bivariada, o tempo de permanência foi transformado em variável categórica (1-7 dias; 8-15; ≥ 16 dias).

Resultados

Foram analisadas 32.906 internações ocorridas entre 1996 e 1998. Para esses casos a idade média foi de 61 anos e havia uma predominância de homens (55,0%). O escore médio do índice de comorbidade foi de 0,64 (Tabela 2).

Essas internações ocorreram principalmente em hospitais privados (79,0%). Aproximadamente 58,0% das internações foram financiadas pelo SUS (Tabela 2). Entre as internações financiadas por planos de saúde ou pelo próprio paciente, 97,0% foram realizadas em hospitais privados. Os hospitais diferenciam-se pelo número de leitos (de 17 a 686 leitos), volume de internações por todos os motivos de admissão em 1997 (de 91 a 36.698) e perfil de casos, seja pela variação da idade média (de 44 a 62 anos) ou pelo escore médio do índice de comorbidade do hospital (de 0 a 0,93). O número de casos tratados para o conjunto dos diagnósticos selecionados variou, segundo o hospital, de 88 a 6.291.

Mortalidade hospitalar

A taxa de mortalidade foi de 10,4%, variando, segundo os hospitais, de 3,1% a 15,9%. A taxa bruta de mortalidade foi de 14,7% nos hospitais públicos e de 9,3% nos privados. A chance de morrer dos pacientes nos hospitais públicos foi superior a dos pacientes dos hospitais privados (razão de chance: 1,69 (1,56-1,83); p -valor = 0,000). Também o perfil de casos foi, em média, diferente no que diz respeito à idade (hospitais públicos: 59 anos e hospitais privados: 62 anos), ao número de comorbidades (hospitais públicos: 1,54 e hospitais privados: 0,51) e ao escore do índice de comorbidade (hospitais públicos: 1,08 e hospitais privados: 0,52).

As taxas brutas de mortalidade por diagnóstico principal foram as seguintes: 18,5% para as doenças cerebrovasculares; 18,0% para o infarto agudo do miocárdio; 10,9% para a pneumonia; 7,7% para a insuficiência cardíaca congestiva e 3,9% para outras cardiopatias isquêmicas do coração. Comparando os óbitos (3.433 casos) e saídas (29.473 casos), observaram-se diferenças com relação ao perfil de gravidade: idade média de 68,2 anos nos óbitos contra 60,3 nas saídas; número médio de comorbidade de 1,3 (óbitos) contra 0,7 (saídas); e escore médio do índice de comorbidade de 1,5 (óbitos) contra 0,5 (saídas). A correlação entre tempo de permanência e óbito foi fraca (Spearman = 0,06; p -valor $< 0,000$). Os pacientes que morreram apresentaram um tempo médio de permanência (6,4 dias, desvio padrão = 8,2) um pou-

Tabela 2

Características da população de estudo.

Características da população de estudo	n	
Número de casos	32.906	
Demográficas		
Idade média (anos)	61,1 (dp: 17,53)	
18-49	8.091	24,6%
50-64	9.068	27,6%
65-99	15.747	47,9%
Homens	18.108	55,0%
Diagnóstico principal		
Infarto agudo do miocárdio	1.657	5,0%
Outras doenças isquêmicas do coração	7.002	21,3%
Doença cerebrovascular	5.674	17,2%
Insuficiência cardíaca congestiva	6.692	20,3%
Pneumonia	11.881	36,1%
Comorbidade		
Casos sem anotação de diagnóstico secundário	17.381	52,8%
Anotação de um diagnóstico secundário	8.611	26,2%
Anotação de dois diagnósticos secundários	6.914	21,0%
Numero médio de comorbidade	0,73	
Índice de comorbidade		
Escore = 0	24.562	74,6%
Escore = 1	1.232	3,7%
Escore = 2	3.554	10,8%
Escore = 3	2.483	7,5%
Escore > 3	1.075	3,3%
Escore médio do índice de comorbidade	0,64	
Tipo de pagamento		
SUS	19.221	58,4%
Plano de Saúde/Particular	13.685	41,6%
Procedimento cirúrgico		
Dias de permanência	4.352	13,2%
Média		
Mediana	5,63 (dp: 6)	
Varição	4	
Hospital	1-295	
Natureza Jurídica		
Público	6.918	21,0%
Privado	25.988	79,0%
Leitos		
Média	240 (dp: 224,57)	
Varição (leitos)	17-686 leitos	
Resultado do cuidado		
Saídas	29.473	89,6%
Óbitos	3.433	10,4%

co maior que aqueles que não morreram (5,5 dias, desvio padrão = 5,7). A distribuição dos óbitos ao longo do tempo indica que 72,9% destes ocorreram na primeira semana e cerca de 38% durante as primeiras 48 horas (Figura 2).

O modelo logístico multinível incluiu os atributos dos pacientes relacionados à gravidade do caso: sexo, idade, diagnóstico principal e índice de comorbidade (Tabela 3). Entre essas variáveis, somente o sexo e o escore do índice de comorbidade igual a 1 não foram estatisticamente significativas ($p > 0,05$). A chance de óbito por diagnóstico principal variou entre 2,00 e 5,99. Os pacientes com idade entre 50 e 64 anos apresentaram chance de morrer 65,0% mais elevada que aqueles com menos de 49 anos. A chance de morrer aumentou paralelamente ao índice de comorbidade. Não foram observadas diferenças na probabilidade de morrer entre homens e mulheres (Tabela 3). A fonte de pagamento mostrou-se significativa, demonstrando que os pacientes cuja internação foi financiada pelo SUS apresentaram um risco de morrer 65,0% mais elevado que os outros pacientes.

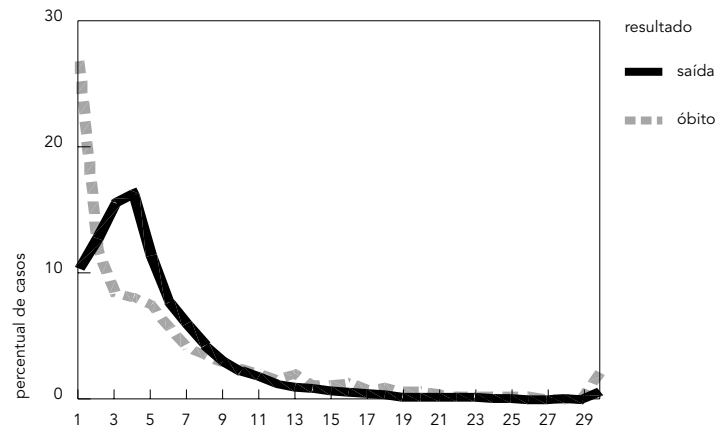
A natureza jurídica do hospital mostrou um efeito protetor (razão de chance = 0,41) sobre o risco de morrer para pacientes dos hospitais públicos (Tabela 3). Isso equivale a dizer que a chance de óbito dos pacientes admitidos nos hospitais privados é 144,0% (1/0,44) daquela observada entre pacientes dos hospitais públicos.

Uma série de variáveis do nível hospitalar foi excluída do modelo, pois não foi estatisticamente significativa: volume de casos, soma do escore do índice de comorbidade dos pacientes (*case mix* do hospital), idade média dos casos e tempo médio de permanência. As interações entre as variáveis foram testadas, mas nenhuma apresentou significância estatística. Entre as outras variáveis do hospital testadas neste modelo, somente o tamanho do hospital (número de leitos) foi estatisticamente significativo. Esta variável indicativa da complexidade da estrutura hospitalar modificou o efeito da natureza jurídica. Entretanto, a interação entre natureza jurídica e número de leitos não foi estatisticamente significativa.

A variância do efeito aleatório referente ao nível hospitalar no modelo nulo, isto é, no modelo sem variáveis explicativas, é igual a 0,262. Conseqüentemente, o coeficiente de correlação intraclasse é igual a 7,38%. Isso quer dizer que aproximadamente 7,4% de toda variação inexplicada da variável resposta é devido ao hospital. A variância do efeito aleatório declinou para 0,161 com a inclusão das variáveis apresentadas no modelo final, ou seja, explicou 63,0%

Figura 2

Percentual de casos segundo o tempo de permanência e o resultado da internação (óbito e saída).



da variabilidade inexplicada no nível hospitalar. Embora o valor da variância do efeito aleatório seja baixo, ele pode ter um efeito importante sobre a chance de morte dos pacientes. Com base no resultado, sabe-se que o efeito aleatório tem distribuição normal e variância igual a 0,161. Imagine um paciente internado num hospital situado a dois desvios padrão acima da média. Neste caso, sua chance de morrer é multiplicada por ($e^{2 \times \sqrt{0,161}} = 2,23$, ou seja, um aumento de 123,0%.

Tempo de permanência

O tempo médio de permanência dos pacientes foi de 5,63 dias, variando entre 1 e 295 dias; a moda foi de 4 dias. Entre os hospitais, o tempo médio de permanência variou entre 3,11 e 7,25 dias. Nos hospitais públicos a média foi de 6,7 dias e nos hospitais privados de 5,34. O coeficiente de variação do tempo de permanência foi de 107 para o conjunto das internações, de 93 para as internações em hospital privado e 131 para as internações em hospital público. Comparativamente aos hospitais privados, os públicos apresentam uma maior proporção de casos que permanecem mais de 16 dias (10,0% contra 3,3% nos hospitais privados). As medidas de associação entre essas duas variáveis foram fracas: correlação de Spearman entre tempo de permanência e natureza jurídica foi de 0,12 (p -valor < 0,000) e o índice D de Sommers foi de 0,12 (p -valor < 0,000).

Tabela 3

Modelo logístico multinível da mortalidade hospitalar em hospitais públicos e privados: parâmetros estimados e erro padrão.

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Razão de chance (IC95%)
Constante	- 5,046	0,153	-
Sexo			
Mulher ^a	-	-	1
Homem	0,052*	0,039	1,05 (0,98-1,14)
Idade (anos)			
< 50 ^a	-	-	1
50-64	0,500**	0,065	1,65 (1,45-1,87)
65-99	0,982**	0,058	2,67(2,38-2,99)
Diagnóstico principal			
Outras cardiopatias isquêmicas ^a	-	-	1
Doenças cerebrovasculares	1,790**	0,076	5,99 (5,16-6,95)
Insuficiência cardíaca congestiva	0,691**	0,083	2,00 (1,70-2,35)
Infarto agudo do miocárdio	1,673**	0,094	5,33 (4,43-6,41)
Pneumonia	1,284**	0,076	3,61(3,11-4,19)
Índice de comorbidade			
Índice = 0 ^a	-	-	1
Índice = 1	0,135*	0,104	1,14 (0,93-1,40)
Índice = 2	0,270**	0,029	1,31 (1,24-1,39)
Índice = 3	0,405**	0,019	1,50 (1,44-1,56)
Índice > 3	0,488**	0,019	1,63 (1,57-1,69)
Fonte de pagamento			
Seguro saúde ou próprio paciente ^a	-	-	1
SUS	0,503**	0,057	1,65 (1,48-1,85)
Tamanho – número de leitos (variável contínua)	0,002***	0,001	1,00 (1,00-1,00)
Natureza jurídica			
Hospital privado ^a	-	-	1
Hospital público	-0,887****	0,351	0,41 (0,21-0,82)
Variância do efeito aleatório			
σ^2_h variância nível hospital com co-variáveis	0,161	0,051	
σ^2_h variância nível hospital com variáveis da gravidade dos casos	0,179	0,056	
σ^2_h variância nível hospital sem variáveis	0,262		
ρ coeficiente de correlação intraclasses com co-variáveis	4,67		
ρ coeficiente de correlação intraclasses sem variável	7,38		

^a Categoria de referência

* Não significativo, $p > 0,05$

** $p < 0,005$

*** $p < 0,025$

**** $p < 0,01$

σ^2_{total} variância total = σ^2_h (variância hospital) + $\pi^2/3$, onde $\pi^2/3 = 3,2899$

O grau de associação com as características dos pacientes também foi baixo: para o índice de comorbidade, a correlação de Pearson foi 0,09 (p -valor $< 0,000$); para idade, foi 0,003 (não significativa). A maior correlação observada foi com a variável realização de procedimento cirúrgico (Spearman = 0,21; p -valor $< 0,000$).

O tempo de permanência variou segundo os motivos de internação: pacientes com infarto agudo do miocárdio apresentaram a maior média (8,14 dias) e pacientes com insuficiência cardíaca congestiva a menor média (4,91 dias).

O modelo multinível linear incluiu os mesmos atributos dos pacientes associados à gravidade do caso, utilizados na análise da mortalidade (idade, sexo, diagnóstico principal e índice de comorbidade) (Tabela 4). Dessas variáveis, somente o sexo não apresentou significância estatística (p -valor $> 0,10$). Neste modelo, as variâncias referentes aos níveis hospitalar e dos pacientes são, respectivamente, iguais a 0,022 e 0,557; portanto, o coeficiente de correlação intraclasse é 96,2%. O modelo final excluiu as seguintes variáveis: volume de caso, número de leitos, soma do escore do índice de comorbidade (*case mix* do hospital) e idade média. Estas exclusões deveram-se à falta de significância estatística. Também a natureza jurídica não foi significativa. O efeito aleatório estimado pelo segundo nível (hospitalar) foi mínimo.

Comparando os casos extremos (tempo de permanência maior que trinta dias) com os casos não extremos, não foram observadas diferenças com relação às características demográficas (idade e sexo). Por outro lado, esses dois grupos diferenciam-se em relação à patologia principal, ao número de comorbidades e ao índice de comorbidade. Entre os casos que permanecem mais de trinta dias, observaram-se: (a) maior proporção de casos com doença cerebrovascular e menor proporção de casos com insuficiência cardíaca congestiva; (b) número médio de comorbidade maior (1,61 contra 0,72); e (c) escore médio do índice de comorbidade de 1,19 contra 0,63 entre os casos com permanência menor que 30 dias. Os casos que permaneceram mais de 30 dias apresentaram diferença com relação ao tipo de tratamento: eles foram submetidos a mais procedimentos cirúrgicos (0,58 contra 0,14 procedimentos). Nos casos extremos, 44,6% foram tratados cirurgicamente contra 13,0% dos casos não extremos. Finalmente, observaram-se diferenças com relação à fonte de pagamento e à natureza jurídica: maior proporção de internações financiadas pelo SUS nos casos extremos (77,0% contra 58,0% dos casos não extremos) e maior proporção de internações em hospitais públicos (57,0% contra 21,0%).

Discussão

Poucos trabalhos analisaram o efeito da natureza jurídica dos hospitais sobre os indicadores de desempenho. Os estudos anteriores, em geral, compararam hospitais universitários e não universitários ou hospitais privados com fins lucrativos e sem fins lucrativos; portanto, é difícil estabelecer comparações com os resultados aqui apresentados^{16,17,18,19,20,36,37,38,39,40,41}. A falta de informação sobre a realização e a magnitude das atividades de ensino nos hospitais estudados impossibilitou a classificação destes e o uso deste tipo de informação.

O desempenho clínico dos hospitais públicos estudados, mensurado pela mortalidade hospitalar, é superior ao dos hospitais privados. Os hospitais públicos tratam de pacientes mais graves, mas oferecem maior chance de atingir resultado desejável. Entretanto, a variância explicada pelo nível do hospital representa somente 7,4% da variância total. Os resultados observados podem ser devido às características da estrutura dos hospitais públicos (equipamento, recursos humanos e serviços especializados, como unidades de cuidado intensivo), do corpo clínico (especialidade e habilidade de médicos e enfermeiros) e dos pacientes (preferências ou perfil do caso), à qualidade do processo de cuidado ou a particularidades da rede hospitalar da região de Ribeirão Preto. Essas questões sem respostas deveriam ser objeto de pesquisas futuras. A hipótese a examinar para explicar os resultados aqui descritos é que hospitais públicos têm, em geral, uma estrutura organizacional mais complexa, maior disponibilidade de tecnologia médica, de cuidado de enfermagem e mesmo maior integração e comunicação entre os membros da equipe de cuidado.

Nos modelos multinível, uma variável não diretamente relacionada à gravidade do caso foi incluída: a fonte de pagamento da internação. O ajuste de indicadores por fatores sócio-econômicos é um ponto controverso porque é necessário saber se pacientes de um nível sócio-econômico menos elevado recebem atendimento com estado de saúde mais grave^{42,43}. O ajuste pelo perfil dos casos deve incluir todas as variações que escapam ao controle dos hospitais, sem ajustar por aquelas que estão sob controle de hospitais ou profissionais de saúde. Assim, a fonte de pagamento é, em um certo grau, controlada pelos hospitais, na medida em que pacientes sem seguro saúde podem ter sua admissão recusada. Além disso, se o objetivo é avaliar a qualidade do cuidado, o ajuste

Tabela 4

Modelo linear multinível do tempo de permanência em hospitais públicos e privados: parâmetros estimados e erro padrão.

Variável	Coefficiente	Erro padrão
Constante	1,115	0,034
Sexo		
Mulher ^a	-	-
Homem	0,007*	0,008
Idade (anos)		
< 50 ^a	-	-
50-64	0,049**	0,012
65-99	0,036**	0,011
Diagnóstico principal		
Outras cardiopatias isquêmicas ^a	-	-
Doenças cerebrovasculares	0,069**	0,014
Insuficiência cardíaca congestiva	0,068**	0,014
Infarto agudo do miocárdio	0,464**	0,021
Pneumonia	0,183**	0,013
Índice de comorbidade		
Índice = 0 ^a	-	-
Índice = 1	0,114**	0,022
Índice = 2	0,071**	0,007
Índice = 3	0,040**	0,005
Índice > 3	0,039**	0,006
Fonte de pagamento		
Seguro saúde ou próprio paciente ^a	-	-
SUS	0,182**	0,011
Natureza jurídica		
Hospital privado ^a	-	-
Hospital público	-0,118*	0,095
Variância do efeito aleatório		
σ^2_h variância nível hospital com co-variáveis ^b	0,022	0,006
σ^2_h variância nível hospital com variáveis da gravidade dos casos ^c	0,022	0,006
σ^2_h variância nível hospital sem variáveis ^d	0,020	
-2 loglikelihood do modelo com co-variáveis	73 384,40	
-2 loglikelihood do modelo com variáveis da gravidade dos casos	73 648,94	
-2 loglikelihood do modelo sem co-variáveis	74 443,20	

^a Categoria de referência.

^b σ^2_p (variância dos pacientes) = 0,553 (0,004).

^c σ^2_p (variância dos pacientes) = 0,557 (0,004).

^d σ^2_p (variância dos pacientes) = 0,571 (0,004).

* NS – não significativo, $p > 0,10$.

** $p < 0,005$.

σ^2_{total} variância total = σ^2_h (variância do hospital) + σ^2_p (variância dos pacientes).

por características outras que não aquelas associadas à gravidade dos casos pode gerar estimativas controladas por variações relacionadas à qualidade do cuidado, o que não se justifica. Por outro lado, no estudo de Kahn et al.⁴⁴, observou-se que a falta de ajuste para o fato de ser ou não beneficiário dos programas Medicare e Medicaid poderia conduzir a subestimação do impacto da natureza jurídica. No presente estudo, foi feito o ajuste pela fonte de pagamento com a finalidade de minimizar o efeito de imprecisões no ajuste pelo perfil de casos sobre a variabilidade observada entre hospitais. Comparativamente à base de dados de outros países, a disponibilidade de informação diagnóstica é insuficiente. No que diz respeito à fonte de pagamento, observou-se que pacientes financiados pelo SUS têm um risco de morrer 65,0% maior que os outros pacientes. Entretanto, esta evidência também indica a necessidade de outros estudos que possam examinar se o risco de morrer mais elevado entre pacientes do SUS é efeito do nível social, que impacta na maior gravidade do caso, ou se há desigualdade no cuidado em função de quem o financia.

Entre as variáveis do primeiro nível agregadas ao nível do hospital, nenhuma foi estatisticamente significativa. Outras variáveis do hospital aqui não incluídas, como a organização e a qualificação do corpo clínico, os mecanismos de controle da qualidade, o desenvolvimento de atividades de ensino e a eficiência dos serviços não médicos^{45,46}, seriam talvez mais importantes para distinguir os dois tipos de hospitais.

Com relação ao tempo de permanência, não foi verificada a hipótese de variabilidade entre hospitais privados e públicos. O impacto da natureza jurídica do hospital, controlada pelas variáveis dos pacientes, não foi significativo. A variação total foi bastante reduzida e o segundo nível não contribuiu na explicação desta. Este resultado explica-se, provavelmente, pela pequena variabilidade do tempo de permanência entre os hospitais. Quando os casos extremos são retirados, o tempo médio de permanência entre hospitais públicos (5,9 dias) e privados (5,2 dias) é semelhante. Por outro lado, este resultado diz que hospitais públicos não mostraram ter menor eficiência técnica que os hospitais privados. Pode-se supor que a modalidade de pagamento e o controle de despesas empregados, respectivamente, pelo governo federal e pelas operadoras de planos de saúde, desempenham um papel sobre as variações observadas. Contudo, a explicação do padrão de tempo de permanência é complexa na medida em que é difícil precisar a importância de cada

um dos determinantes do tempo de permanência (disponibilidade de leitos para cuidados prolongados, políticas organizacionais, gravidade do caso, processo de cuidado, modalidade de pagamento ou eficiência técnica) e até mesmo seu efeito sobre a mortalidade intra-hospitalar.

Os limites deste trabalho devem-se ao objeto e ao desenho do estudo e à qualidade das variáveis concernentes aos pacientes. Com relação ao objeto, a análise de indicadores de desempenho clínico consiste em uma abordagem indireta da qualidade; o processo de cuidado aos pacientes não foi avaliado. O desempenho é um conceito multidimensional e paradoxal; organizações podem ter bom desempenho numa dimensão e mau desempenho em outra. Desta forma, quanto mais pluralista a abordagem e mais diversificado o leque de indicadores utilizados, mais robusta será a avaliação do desempenho. Neste sentido, este estudo deve-se na análise de duas dimensões e no emprego de somente dois indicadores.

O desenho deste estudo não permite a generalização das evidências encontradas. Este estudo é circunscrito à rede hospitalar localizada na região de Ribeirão Preto e a análise realizada limitou-se a problemas de saúde específicos. Os indicadores utilizados podem apresentar variações e fatores explicativos diferentes dos aqui observados quando se selecionam outros diagnósticos principais ou pacientes menores de 18 anos.

Os resultados da análise entre os tipos de hospitais são limitados pelas informações disponíveis na base de dados. A utilização de informações provenientes de base de dados secundários coloca restrição quando ao tipo de variável existente, assim, é necessário reconhecer que falhas no ajuste dos fatores de risco dos pacientes podem ter influência nas diferenças observadas. O procedimento de ajuste utilizado baseou-se em diagnósticos secundários que constituem aproximações imperfeitas da gravidade do caso. Entretanto, para minimizar isso, variáveis demográficas e todos os diagnósticos secundários mais frequentes foram utilizados, apesar das dificuldades de separar as condições pré-existent das complicações^{10,47}. Considerando as características dessa base de dados, que são, aliás, similares às de várias outras bases de dados administrativos hospitalares, foi impossível identificar as comorbidades que haviam sido diagnosticadas antes da hospitalização. Enfim, apesar do procedimento estatístico confiável, o impacto da natureza jurídica pode ainda ser devido a lacunas na medida do risco dos pacientes. Além disso, não foi possível analisar o papel de outros tipos de serviços

de saúde. Por exemplo, seria importante examinar o efeito da disponibilidade de leitos de cuidado prolongado sobre a variação tanto da mortalidade como do tempo de permanência.

Conseqüentemente, outros estudos devem ser desenvolvidos a fim de melhor explorar a questão da variação do desempenho dos hospitais públicos e privados, o que exigirá informações mais detalhadas sobre outros aspectos da estrutura dos hospitais e mesmo do processo de cuidado. Avaliar a existência de variabilidade entre hospitais com a mesma natureza jurídica faz-se também necessário. Provavelmente existe grande heterogeneidade no interior de cada grupo, privado e público, que pode explicar diferenças no desempenho. Além disso, seria importante retomar este estudo comparando hospitais públicos e privados em âmbito nacional, já que o universo de estudo é limitado. Outros estudos poderiam examinar também diferenças entre hospitais privados lucrativos e não lucrativos e a relação entre fonte de pagamento, natureza jurídica e qualidade do cuidado.

Apesar dos limites inerentes a este estudo, sobretudo aqueles relacionados à falta de informações detalhadas sobre os prestadores e ao reduzido número de unidades hospitalares públicas, os resultados obtidos neste estudo sublinham: (a) a necessidade de desenvolver

sistemas de informação válidos, com indicadores adequados; (b) a importância de um monitoramento contínuo do desempenho dos hospitais, tanto públicos como privados. Contudo, é necessário dar continuidade a este tipo de avaliação. Os cuidados de saúde podem ser melhorados se avaliações rigorosas são utilizadas como informação pedagógica para modificação da prática. Particularmente, no que diz respeito aos dados empregados na comparação de indicadores de desempenho, a melhoria na qualidade da informação diagnóstica é importante para maior controle da gravidade dos casos, mensurada com base nas comorbidades. Para tal, recomenda-se a inclusão de todos os diagnósticos secundários no SIH-SUS do Ministério da Saúde. Essa mudança pode melhorar a validade das medidas de desempenho dos serviços de saúde.

Para concluir, ainda que problemas conceituais e metodológicos devam ser resolvidos, a taxa de mortalidade e outros indicadores devem ser considerados como instrumentos úteis para distinguir os prestadores de serviços cujo desempenho varie. A utilização desses permite a identificação preliminar de situações onde o desempenho está abaixo do esperado e a adoção de medidas apropriadas para evitar mortes e outros eventos adversos.

Resumo

A avaliação de desempenho dos serviços de saúde é essencial. A comparação de indicadores de desempenho requer o uso de estratégias de ajuste de risco. O objetivo deste artigo é avaliar variações no desempenho clínico, mensurado pela mortalidade e pelo tempo de permanência, entre hospitais públicos e privados, levando em conta diferenças nas características dos pacientes tratados. Este estudo é limitado à região de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil. Entre os anos de 1996 e 1998, 32.906 pacientes admitidos com diagnósticos cardiovasculares e respiratórios foram estudados. As variáveis usadas para o ajuste de risco dos indicadores de desempenho foram: sexo, idade, diagnóstico principal e medidas de gravidade baseada em comorbidade. Os resultados mostraram que o desempenho clínico

dos hospitais públicos, mensurado pela mortalidade hospitalar ajustada (razão de chance = 0,41), é superior ao dos privados. Os hospitais públicos e privados não foram estatisticamente diferentes com relação ao tempo de permanência dos pacientes. Ainda que problemas conceituais e metodológicos devam ser resolvidos, taxa de mortalidade e outros indicadores de desempenho ajustados devem ser considerados como instrumentos úteis para identificar problemas de desempenho dos serviços de saúde.

Serviços de Saúde; Mortalidade Hospitalar; Indicadores de Qualidade

Colaboradores

M. Martins colaborou em todas as etapas de execução do estudo e redação do texto. R. Blais colaborou na elaboração do estudo, discussão dos resultados e redação do texto. I. C. Leite colaborou no desenho metodológico, análise estatística e redação da metodologia.

Agradecimentos

Ao Prof. Dr. Juan Stuardo Yazle Rocha, coordenador do Centro de Processamento de Dados Hospitalares da Faculdade de Medicina da Universidade de Ribeirão Preto, e sua equipe, por nos facultar acesso a esta base de dados, sem a qual este trabalho seria inviabilizado. À Priscila Mouta Marques pela revisão do texto. Aos pareceristas pelas valiosas contribuições.

Referências

1. Cameron KS. Effectiveness as paradox: consensus and conflicts in conceptions of organizational effectiveness. *Manage Sci* 1986; 32:539-56.
2. Quinn RE, Rohrbaugh J. A spatial model of effectiveness criteria: towards a competing values approach to organizational analyses. *Manage Sci* 1983; 29:363-77.
3. Perryman-Starkey M, Rivers PA, Munchus G. The effects of organizational structure on hospital performance. *Health Serv Manage Res* 1999; 12:232-45.
4. Sicotte C, Champagne F, Contandriopoulos AP. La performance organisationnelle des organismes publics de santé. *Ruptures* 1999; 6:34-46.
5. Fottler MD. Health care organization performance: present and future research. *Journal of Management* 1987; 13:367-91.
6. Leggat SG, Narine L, Lemieux-Charles L, Barnsley J, Baker GR, Sicotte C, et al. A review of organizational performance assessment in health care. *Health Serv Manage Res* 1998; 11:3-23.
7. Sicotte C, Champagne F, Contandriopoulos A-P, Barnsley J, Beland F, Leggat SG, et al. A conceptual framework for the analysis of health care organizations' performance. *Health Serv Manage Res* 1998; 11:24-41.
8. Thomas JW, Hofer TP. Research evidence on the validity of risk-adjusted mortality rates as a measure of hospital quality of care. *Med Care Res Rev* 1998; 55:371-404.
9. Sheldon T. Promoting health care quality: what role performance indicators? *Qual Health Care* 1998; 7 Suppl:S45-S50.
10. Iezzoni L. Risk adjustment for measuring health care outcomes. Ann Arbor: Health Administration Press; 1994.
11. Perrin JM. The distinctive roles of private and public sector planners. In: Sloan FA, Blumstein JMP, editors. Cost, quality, and access in health care. New roles for health planning in a competitive environment. San Francisco: Josey-Bass Publishers; 1988. p. 44-70.
12. Payette A. Éléments pour une conception du management public. In: Parenteau R, Éthier G, editors. Management public comprendre et gérer les institutions de l'État. Québec: Presses de l'Université du Québec; 1992. p. 3-24.
13. Séguin F. La performance des organisations. In: Champagne F, editor. Efficacité de gestion et performance des organisations de santé. Ottawa: Les Presses de l'Association des Hôpitaux du Canada; 1990. p. 9-15.
14. Khoury AJ, Jarjoura CM. Ownership type and community benefits of women's health center. *Med Care Res Rev* 2001; 58:76-99.
15. Office of Technology Assessment. Quality of medical care – information for consumers, OTA – H-386. Washington DC: Office of Technology Assessment, Congress of the United States; 1988.
16. Burns R, Nichols LO, Graney MJ, Applegate WB. Mortality in a public and a private hospital compared: the severity of antecedent disorders in Medicare patients. *Am J Public Health* 1993; 83: 966-71.
17. Kuhn EM, Hartz AJ, Krakauer H, Bailey RC, Rimm AA. The relationship of hospital ownership and

- teaching status to 30 and 80 day adjusted mortality rates. *Med Care* 1994; 32:1098-108.
18. Shapiro MF, Park RE, Keesey J, Brook RH. Mortality differences between New York City municipal and voluntary hospital, for selected conditions. *Am J Public Health* 1993; 83:1024-6.
 19. Yuan Z, Cooper G, Einstadter D, Randall C, Rimm AA. The association between hospital type and mortality and length of stay: a study of 16.9 million hospitalized Medicare beneficiaries. *Med Care* 2000; 38:231-45.
 20. Devereaux PJ, Schunemann HJ, Ravindran N, Bhandari M, Garg AX, Choi PT, et al. A systematic review and meta-analysis of studies comparing mortality rates of private for-profit and private not-for-profit hospitals. *CMAJ* 2002; 166:1399-406.
 22. Rocha JSY, Rufino Neto J, Nogueira JL. Quarenta anos da F.M.R.P. – USP – O Departamento de Medicina Social. *Medicina (Ribeirão Preto)* 1992; 25: 74-84.
 23. Rocha JSY, Simões BJ, Forster AC. Estudos de demanda e utilização de serviços de saúde: uma experiência regional. *Medicina (Ribeirão Preto)* 1993; 26:636-42.
 24. Rocha JSY, Simões BJ, Guedes GL. Assistência hospitalar como indicador de desigualdade social. *Rev Saúde Pública* 1997; 31:479-87.
 25. Duncan G, Jones K, Moon G. Health-related behavior in context: a multilevel modeling approach. *Soc Sci Med* 1996; 42:817-30.
 26. Diez-Roux AV. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *Am J Public Health* 1998; 88:216-22.
 27. Goldstein H. *Multilevel statistical models*. New York: Halstead Press; 1995.
 28. Bryk A, Raudenbush S. *Hierarchical linear models: application and data analysis methods*. New Park: Sage Publications; 1992.
 29. Pebley AR, Goldman N, Rodriguez G. Prenatal and delivery care and childhood immunization in Guatemala: do family and community matter? *Demography* 1996; 33:231-47.
 30. Rasbash J, Browne W, Goldstein H, Yang M, Plewis I, Healy M, et al. *A user's guide to MLwiN*. London: Institute of Education, University of London; 2000.
 31. Cleves M, Sanchez N, Draheim M. Evaluation of two competing methods for calculating Charlson Comorbidity Index when analyzing short-term mortality using administrative data. *J Clin Epidemiol* 1997; 50:903-8.
 32. Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM. Comorbidity measures for use with administrative data. *Med Care* 1998; 36:8-27.
 33. Polanczyk CA, Rohde LE, Philben EA, Disalvo TG. A new casemix adjustment index for hospital mortality among patients with congestive heart failure. *Med Care* 1998; 36:1489-99.
 34. 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; 40:373-83.
 35. Martins MS. *Durée de séjour et mortalité hospitalière au Brésil: comparaison entre hôpitaux publics et privés [PhD Thesis]*. Montreal: Faculté de Médecine, Université de Montréal; 2002.
 36. Shapiro MF, Park RE, Keesey J, Brook RH. The effect of alternative case mix adjustments on mortality differences between municipal and voluntary hospital in New York City. *Health Serv Res* 1994; 29:95-112.
 37. Kuhn EM, Hartz AJ, Gottlieb MS, Rimm AA. The relationship of hospital characteristics and the results of peer review in six large states. *Med Care* 1991; 21:1028-38.
 38. Silber JH, Williams SV, Krakauer H, Schwartz S. Hospital and patient characteristics associated with death after surgery. *Med Care* 1992; 30:615-29.
 39. Alison JJ, Kiefe CI, Weissman NW, Person SD, Rousculp M, Canto JG. Relationship of hospital teaching status with quality of care and mortality for Medicare patients with acute MI. *JAMA* 2002; 284:1256-62.
 40. Khuri SF, Najar SF, Daley J, Krasnicka B, Hossain M, Henderson WG, et al. Comparison of surgical outcomes between teaching and nonteaching hospitals in the department of veterans affairs. *Ann Surg* 2001; 234:370-83.
 41. Polanczyk CA, Lane A, Cobrun M, Philbin EF, Dec WG, Disalvo TG. Hospital outcomes in major teaching, minor teaching, and nonteaching hospitals in New York State. *Am J Med* 2002; 112:255-61.
 42. Hofer TP. Adjustment of physician profiles for patients socioeconomic status using aggregate geographic data. *Med Care* 2001; 39:4-7.
 43. Alter DA, Austin PC, Naylor CD, Tu JV. Factoring socioeconomic status into cardiac performance profiling for hospital: does it matter? *Med Care* 2002; 40:60-7.
 44. Kahn KL, Pearson ML, Harrison ER, Desmond KA, Rogers WH, Rubenstein LV, et al. Health care for black and poor hospitalized Medicare patients. *JAMA* 1994; 271:1169-74.
 45. Flood AB, Scott WR. *Hospital structure and performance*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press; 1987.
 46. Aiken LH, Sloane DM, Sochalski J. Hospital organization and outcomes. *Qual Health Care* 1998; 7:222-6.
 47. Brailer DJ, Goldfarb S, Horgan M, Katz F, Paulus RA, Zakrewski K. Improving performance with clinical decision support. *Jt Comm J Qual Improv* 1996; 22:443-56.
 48. Donabedian A. *The definition of quality and approaches to its assessment*. Ann Arbor: Health Administration Press; 1980.
 49. Organização Mundial da Saúde. *Manual da Classificação Estatística Internacional de doenças, lesões e causas de óbitos – nona conferência de revisão*. São Paulo: Centro Brasileiro de Classificação de Doenças em Português; 1985.

Recebido em 21/Jan/2004

Versão final reapresentada em 16/Jun/2004

Aprovado em 29/Jul/2004