

Variação no custo de internações hospitalares por lesões: os casos dos traumatismos cranianos e acidentes por armas de fogo

Cost variation of hospitalization due to injuries: head trauma and fire arm accidents

Maria Cristina C. Feijó ¹
Margareth Crisóstomo Portela ²

¹ Centro Latino-Americano de Estudos de Violência em Saúde, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz. C. P. 37805, Barra da Tijuca, Rio de Janeiro, RJ 22642-970, Brasil. cfeijo@gbl.com.br
² Departamento de Administração e Planejamento em Saúde, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz. Rua Leopoldo Bulhões 1480, Rio de Janeiro, RJ 21045-900 Brasil. mportela@ensp.fiocruz.br

Abstract This article proposes two linear regression models on cost variation of hospitalization (based on data from the Brazilian National Unified Health System - SUS) for two types of injuries: head trauma and related cases ($n = 98,156$); fire arm injuries and related cases ($n = 8,970$). Data were collected from the 1997 standardized Hospital Admittance Forms covering all of Brazil. Explanatory variables were gender, age, hospital administration model (public, private, etc.), region of the country, hospitalization in a capital city, use of ICU, surgery, death, duration of hospitalization, most frequent procedures, special procedures, and interaction among certain variables. The two models adjusted well, with $R^2 = 0.7264$ for the first and 0.7663 for the second. Explanatory variables in the first model were all significant, and only three variables in the second failed to show statistical significance. The two main variables in both models were use of ICU and surgery. Diagnostics for detection of outliers, multicollinearity, model specification error, and homoscedasticity were performed.

Key words Hospital Costs; Wounds and Injuries; Violence; Linear Models

Resumo Este artigo objetiva propor dois modelos de regressão linear para o estudo da variação no custo das internações hospitalares, coletadas pelo SUS, para procedimentos relacionados a duas classes de lesões: traumatismos crânio-encefálicos e afins ($n = 98.156$); acidentes por armas de fogo e afins ($n = 8.970$). Utilizou-se os dados das AIHs de 1997 de todo país, disponibilizados pelo SIH-SUS. As variáveis explicativas empregadas foram sexo, idade, natureza jurídica dos hospitais, regiões do país, internações em capitais, uso de UTI, realização de cirurgia, ocorrência de morte, dias de permanência, procedimentos mais frequentes, procedimentos especiais e interações entre algumas variáveis. Os dois modelos mostraram-se bem ajustados, revelando R^2 iguais a $0,7264$ para o primeiro modelo e $0,7663$ para o segundo. As variáveis explicativas do primeiro modelo foram todas significativas e apenas três do segundo modelo não apresentaram significância estatística. As variáveis mais expressivas nos dois modelos foram uso de UTI e realização de cirurgia. Foram efetuados diagnósticos para a verificação de pontos extremos, multicolinearidade, forma funcional e homoscedasticidade.

Palavras-chave Custos Hospitalares; Ferimentos e Lesões; Violência; Modelos Lineares

Introdução

Os acidentes por armas de fogo, armas brancas e os acidentes de trânsito, bem como suas consequências, constituem formas de violência que vêm assumindo um vulto cada vez maior e se mostrando como um grave problema de saúde pública. A atenção às suas vítimas significa um alto custo para os serviços de saúde. Na década de 1980, o perfil brasileiro da mortalidade por violência compunha-se, essencialmente, pelos acidentes de trânsito e pelos homicídios (Souza, 1994). Em 1990, pesquisa realizada no Rio de Janeiro, através do levantamento de dados de ocorrências policiais, mostra que estes tipos de causas externas foram as principais formas de violência cometidas contra crianças e adolescentes (Souza & Assis, 1996). Em termos de custos, nos Estados Unidos, por exemplo, os cofres públicos são responsáveis por aproximadamente 80% dos gastos com tratamento de traumas e lesões por causas violentas, resultando no fechamento de 70 centros de trauma só em 1992 (Clancy et al., 1994). Em estudo sobre ferimentos por armas de fogo, que se tornou a sétima causa de morte nos Estados Unidos, Ordog et al. (1995) concluíram que 96% dos pagamentos para este tipo de lesão saíram direta ou indiretamente do dinheiro público, sendo que 5% dos pacientes com gastos acima de US\$100.000,00 foram responsáveis por 42% de todos os gastos. Semelhantemente, Wintemute & Wright (1992) verificaram que 250 casos de ferimentos por armas de fogo estudados custaram um montante de US\$3.745.496,00 (sem contar encargos profissionais), dos quais 80% saíram de fundos públicos.

No Brasil, Lebrão et al. (1997) verificaram que as lesões foram responsáveis por 5 a 6% das internações do país no mês de novembro de 1994, predominando no sexo masculino e nas faixas etárias mais jovens (15 a 29 anos). Lima & Ximenes (1998) encontraram, em dados de Recife de 1991, um coeficiente de mortalidade de 90,9 por 100.000 habitantes, sendo as principais causas de morte os homicídios e os acidentes de trânsito, nas faixas etárias de 10 a 39 anos e 60 ou mais anos aquelas de maior risco. Verificaram, também, que a maior incidência se dá entre as pessoas do sexo masculino em todas as faixas etárias.

Num estudo no Hospital Municipal Miguel Couto (HMMC) e no Hospital Municipal Salgado Filho (HMSF) no Rio de Janeiro, Deslandes et al. (1998) apontam que os acidentes de trânsito foram responsáveis, respectivamente, por 74,3% e 48,4% dos custos. No HMMC, 46,5%

dos custos foram destinados a cirurgias devido a acidentes de trânsito. O longo tempo de internação também é um dos elementos que encaixam o tratamento: Dalossi (1993) relata que as vítimas de acidentes por armas de fogo ou armas brancas ficaram internadas em média 18,7 dias, semelhantemente ao que acontece com as vítimas de acidentes de trânsito.

Levando-se em conta que estes casos de violência têm crescido (Souza, 1994; Souza & Assis, 1996) nas emergências dos hospitais, é necessário estudar formas de avaliação e controle de custos.

O objetivo deste trabalho é analisar a variação no custo de internações hospitalares relacionadas a procedimentos em função de lesões, mais especificamente por armas brancas e de fogo, e por politraumatismos e traumatismos crânio-encefálicos (mais relacionados a acidentes de trânsito), procurando fatores que expliquem a variação destes custos.

Material e métodos

Dados

Neste trabalho foi utilizada a base de dados em CD-ROM do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) (MS, 1997) de todo Brasil do ano de 1997, na sua versão reduzida, com informações sobre hospitalizações incluídas nos formulários de Autorização de Internação Hospitalar (AIH). A AIH consiste em um resumo de alta que é preenchido para cada internação realizada em hospitais conveniados ao SUS para fins de reembolso financeiro e o seu preenchimento é feito diretamente em microcomputador. Este banco de dados reúne informações sobre aproximadamente 70% das internações ocorridas no país. Existem dois tipos de AIHs. A AIH 1, que contém o número de identificação da autorização de internação, dados de identificação do paciente, registro do conjunto de procedimentos médicos e serviços de diagnose e terapia nele realizados e do código da(s) doença(s) diagnosticada(s). A AIH 5 ou de continuidade é utilizada para pacientes psiquiátricos ou crônicos após esgotado o tempo de internação permitido para a apresentação da AIH 1 e contém o mesmo número da AIH 1. As AIHs são constituídas por 5 blocos de informações distintas de preenchimento obrigatório: o bloco de identificação da AIH, o do órgão emissor, o do campo médico auditor, o de serviços profissionais e o do hospital. Críticas relacionadas à consistência e à compatibilidade das informações são

feitas tanto de forma eletrônica quanto de forma manual, nas três esferas do governo.

A princípio, foi construído um banco das ocorrências de lesões, incorporando ou códigos de diagnóstico principal, segundo a CID-9, de 800.0/4 a 959.9/0, ou códigos de procedimentos de 90300041 a 91500125. Em um segundo momento, foram feitos dois recortes para a construção de dois novos bancos. Um deles (banco 1) trata-se de procedimentos para politraumatismos, laceração e ferimentos de localizações diversas, tratamento conservador do traumatismo crânio-encefálico, traumatismos crânio-encefálicos, contusão-concussão cerebral, fraturas de crânio, craniotomia descompressiva, tratamento cirúrgico de hematoma intra-cerebral, cranioplastia ($n = 98.156$). O outro (banco 2) refere-se a procedimentos com relação a acidentes por armas de fogo, instrumentos cortantes e penetrantes, retirada de corpo estranho: da coluna, intra-ósseo, na intimidade dos ossos da face, intra-muscular, intra-articular e craniotomia para remoção de corpo estranho intra-craniano ($n = 8.970$).

Variáveis e procedimentos

As variáveis originais do banco de AIHs se apresentam na forma de variáveis *string*, por isso necessitam uma primeira manipulação para seu uso se fazer possível. Algumas variáveis que julgamos importantes para entrar nos modelos, pois poderiam trazer informação para a questão do estudo, precisaram ser criadas a partir da manipulação de variáveis existentes. Assim, foram criadas as variáveis: *Idade* (a partir da data de internação e da data de nascimento); *Dias de Permanência* (data de saída – data de internação); *Hospital Federal, Municipal, Estadual, Filantrópico, Contratado* (a partir da variável natureza; hospitais por região do país (a partir da variável *munic_mo*, que é a cidade onde se localiza o hospital); *Nãocirurgia* (a partir de especialidade); *Capitais* (a partir de *munic_mo*); *Masculino* (a partir de sexo); *Morte* (a partir de cobrança); *Uso de UTI* (a partir de *uti_tota*, que é o total de dias de permanência em UTI). Algumas variáveis foram transformadas para se buscar a melhor forma funcional dos modelos: por exemplo, *Dias de Permanência* e *Valor Total do Custo de Internação* foram transformadas para logaritmo; *Idade* foi categorizada em faixas etárias e, também, utilizada na forma exponencial. Algumas variáveis foram criadas a partir da manipulação de duas outras: por exemplo, foi feita a interação das variáveis *Masculino* e *Total de Dias de Permanência em UTI*. Foi também agregado o banco

de procedimentos especiais do ano de 1997, através do número das AIHs, para a criação das variáveis *Procedimentos Especiais* e de *Interação Uso de UTI com Procedimentos Especiais*. Todas as utilizadas nos modelos (o que significam e as categorias de referência) são apresentadas nas tabelas na sessão de resultados. Para interpretação das variáveis *dummy* usa-se a fórmula proposta por Kennedy (1981):

$$g^* = \exp\left[\beta - \frac{1}{2} e.p.(\hat{\beta})^2\right] - 1 \rightarrow g^* \times 100\%.$$

A partir de cada banco, foram criados dois modelos, inicialmente, com algumas variáveis originais dos bancos, sendo a variável dependente o logaritmo natural do custo total de internação. A transformação logarítmica reduz a assimetria da distribuição e aproxima sua curvatura da distribuição normal. É, também, uma das maneiras de se lidar com o problema da heteroscedasticidade, ou seja, a distribuição desigual das variâncias dos erros aleatórios da função de regressão. Foi efetuada análise multivariada através da técnica de regressão linear, utilizando o método dos *mínimos quadrados ordinários* (MQO). Todos os procedimentos foram realizados com o *Statistical Analysis System* (SAS), versão 6.12 para *MS-Windows 95* (SAS Institute, 1990).

Nos passos seguintes, foram aplicadas técnicas de diagnóstico para nos certificarmos de que as pressuposições dos MQO estavam sendo obedecidas.

O primeiro teste realizado foi sobre especificação dos modelos, no qual se verifica a possível existência de algum tipo de erro (omissão de uma variável relevante; inclusão de outras desnecessárias; escolha de uma forma funcional equivocada; erros de medida nas variáveis envolvidas no modelo). O teste utilizado foi o RESET (*Regression Specification Error Test*) de Ramsey. Estima-se um modelo com novas variáveis e compara-se o valor do R^2 novo com aquele do modelo original, por meio da estatística:

$$F_{obs} = \frac{(R^2_{novo} - R^2_{original}) / n_{de\ variáveis\ novas}}{(1 - R^2_{novo}) / (N - n_{de\ param.mod.novo})}$$

Se o valor do F calculado for significativo ao nível de 5%, não se rejeita a hipótese de que há erro de especificação do modelo. Foram aplicadas duas versões do teste: primeiro foram introduzidos o quadrado e o cubo do valor predito; segundo, foram introduzidas potências e interações das variáveis, assim como novas variáveis que foram criadas por manipulação.

Após selecionada a forma final dos modelos, realizou-se testes para a detecção de pontos extremos (*outliers*) e influentes. Pontos ex-

tremos são observações que são distintas da maior parte dos dados de uma amostra, enquanto pontos influentes referem-se a observações que, sendo extremas, têm um impacto demonstravelmente grande nos valores de várias estimativas – coeficientes, erros padrão, valores t etc. (Boullien & Jackman, 1990). Utilizou-se quatro tipos de diagnósticos e, em todos, foi escolhido o limite superior, sugeridos pelos autores acima, como ponto de corte para detecção de pontos de alavancagem. Eles são descritos a seguir. 1) A diagonal da matriz chapéu indica a influência de y_i sobre o valor estimado \hat{y}_i . Quanto mais próximo de $1/n$ um elemento (h_i) estiver, menor a influência de Y_i sobre \hat{Y}_i (ponto de corte = $3p/n$, sendo p o número de parâmetros). 2) Os resíduos “studentizados” (padronização pelo desvio padrão dos resíduos estimado sem a i -ésima observação – ponto de corte $\alpha/2n$). 3) DFITS é uma medida afetada tanto por altos valores dos resíduos “studentizados” quanto por pontos de alavancagem extremos. Eles podem ser interpretados como uma medida da mudança no valor predito da i -ésima observação, ao se retirar dos cálculos seus valores observados (ponto de corte = \sqrt{p}). 4) A estatística D de Cook é uma medida análoga aos DFITS, porém tem uma métrica da distribuição F , com p e $n-p$ graus de liberdade (ponto de corte = 1).

O próximo teste aplicado teve o objetivo de verificar o grau de multicolinearidade (relação linear perfeita entre algumas ou todas as variáveis explicativas). As conseqüências da multicolinearidade são: as variâncias dos estimadores são grandes; os intervalos de confiança são amplos; o R^2 (coeficiente de determinação) é alto, mas com poucos valores t significantes; sensibilidade dos estimadores e seus erros padrão à menor mudança dos dados. Geralmente, a multicolinearidade é uma questão de grau e não de presença ou ausência. Os diagnósticos usados foram a tolerância de cada variável (Tol) e o fator de inflação da variância (VIF). Quanto maior seu grau, a tolerância tende a 0 (zero) e o VIF tende ao infinito; quanto menor o grau de multicolinearidade os dois tendem a 1.

Outra pressuposição dos mínimos quadrados ordinários é a homoscedasticidade (que as variâncias dos erros aleatórios da função de regressão (μ_i) sejam iguais). A presença de heteroscedasticidade gera amplos intervalos de confiança e compromete os testes de hipóteses. Os estimadores das variâncias dos parâmetros seriam tendenciosos. Foram aplicados dois testes para a detecção de heteroscedasticidade.

O teste de correlação de postos de Spearman (*Spearman's rank correlation test*) analisa

os resíduos através das diferenças entre os postos das observações de cada variável. Calcula-se a correlação de Spearman entre o valor absoluto dos resíduos e cada variável explicativa e testa-se a hipótese de que estas correlações são nulas, por intermédio do valor t . Se este for maior que o valor crítico de t (valor tabelado) rejeita-se a hipótese de homoscedasticidade.

O teste de Breusch-Pagan pressupõe que existe uma relação linear entre o quadrado dos resíduos padronizados e as variáveis explicativas do modelo. Calcula-se o estimador q , após estimar-se os parâmetros do modelo, dividindo-se a soma dos quadrados explicada (SQE) por dois. Este segue a distribuição de χ^2 , com $p-1$ graus de liberdade. A seguir, verifica-se se $\theta > \chi^2_{p-1}$. Caso afirmativo, rejeita-se a hipótese de homoscedasticidade.

Como passo final, aplicou-se o método dos *mínimos quadrados ponderados* (MQP) aos modelos, como medida de correção para a heteroscedasticidade. Aplica-se ao modelo original o método dos mínimos quadrados ordinários para estimar os resíduos (e_i). Os quadrados dos e_i são incluídos no modelo para se obter \hat{e}_i^2 . Calcula-se, então, os pesos como $w_i = 1/\hat{e}_i^2$, se $\hat{e}_i^2 \geq 0,001$ ou, caso contrário, $w_i = 1/e_i^2$. Então, aplica-se o método dos mínimos quadrados ponderados com os pesos w_i ao modelo original.

Resultados

Nos procedimentos relativos ao modelo 1, 47,7% dos hospitais localizam-se na Região Sudeste, 20% no Nordeste, 19,8% no Sul, 6,3% no Norte e 6,1% na Região Centro-Oeste. Nos procedimentos do modelo 2, 39% dos hospitais encontram-se na Região Sudeste, 25,7% no Nordeste, 14,7% na Região Sul, 13,8% no Norte e 6,8% no Centro-Oeste. A especialidade cirurgia surge com 52,9% de todas as especialidades no primeiro caso e com 19% no segundo. Nos dois conjuntos de procedimentos o sexo masculino tem maior expressão, sendo 75% para o primeiro e 84% para o segundo. A idade média é de 28 anos nos dois casos. Nos procedimentos de traumatismos e afins, 88,1% dos sujeitos não tiveram internação em UTI e 11,9% permaneceram de 1 a 100 internados. Nos procedimentos de acidentes por armas, 96,8% não estiveram em UTI e 3,2% ficaram de 1 a 59 dias.

As correlações de Pearson entre o logaritmo natural do custo total e algumas variáveis dos modelos 1 e 2 são todas significativas, o que justifica o uso destas variáveis nos modelos. Os resultados podem ser vistos na Tabela 1.

A primeira especificação para os dois modelos incluiu apenas algumas variáveis que explicaram 56,5% e 63,3%, respectivamente, no modelo 1 e no modelo 2, da variação linear do logaritmo do custo total. Os resultados de ambos os modelos são vistos na Tabela 2.

Foi, então, feito o teste RESET para verificar a propriedade da especificação dos modelos, os quais não resistiram aos testes, mostrando ser necessário estudar outras formas funcionais para se encontrar a melhor.

Foram experimentadas várias formas polinomiais, logarítmicas e com variáveis de interação, efetuando-se o teste RESET para cada uma. As variáveis do modelo 1 final conseguiram, então, explicar 72,6% ($R^2 = 0,7264$), enquanto as variáveis do modelo 2 explicaram 76,6% ($R^2 = 0,7663$) da variação linear do logaritmo do custo total. As tabelas 3 e 4 apresentam as variáveis e as estimativas dos dois modelos.

A variável Procedimentos Especiais refere-se, no modelo 1, aos procedimentos eletroencefalograma, ultra-sonografia craniana, tomografia craniana linear, tomografia craniana multidirecional, tratamento cirúrgico de hematoma intra-cerebral, tomografia computadorizada, cirurgia de descompressão do nervo óptico. Para o modelo 2, os procedimentos especiais selecionados são: exercícios terapêuticos individuais fora e dentro da piscina, unidade de sangue total para transfusão, ultra-sonografia do abdome superior e total, tomografia hemitorax, coluna vertebral e da face, tomografia computadorizada II do tórax e do abdome.

Outro critério no qual se baseou a análise e a escolha dos modelos finais foi o princípio da parcimônia, ou seja, um bom modelo deve explicar muito da essência do fenômeno com o mínimo de variáveis, deixando as influências menores e aleatórias para o termo do erro (m_i). Modelos intermediários que foram testados, seja com mais ou com menos variáveis, não somente não satisfaziam a este princípio, como não acrescentavam à interpretação dos resultados e algumas variáveis empregadas eram de difícil interpretação (polinomiais e de interação).

Os diagnósticos para a detecção de pontos extremos revelou 21 pontos nos dados para o modelo 1 e 29 nos dados para o modelo 2. Somente os métodos baseados na diagonal da matriz chapéu e nos resíduos "studentizados" identificaram pontos extremos. Estes foram, então, retirados do conjunto de dados e os modelos novamente ajustados. Os coeficientes de determinação (R^2) ficaram em 0,7270 para o modelo 1 e 0,7777 para o modelo 2. As estimativas dos modelos também permaneceram

Tabela 1

Correlações de Pearson com $\ln\text{valtot}$.

| Variável | ρ com $\ln\text{valtot}$ Modelo 1* | ρ com $\ln\text{valtot}$ Modelo 2* |
|---|--|--|
| Cobrança (Ref.: Sem morte) | | |
| Morte | 0,21626 | 0,15025 |
| Natureza Jurídica (Ref.: Universitário) | | |
| Hospital federal | -0,06482 | -0,03219 |
| Hospital municipal | -0,09911 | -0,12240 |
| Hospital estadual | -0,07635 | -0,11987 |
| Hospital filantrópico | -0,12181 | -0,08996 |
| Hospital contratado | -0,05883 | -0,02185 |
| Sexo (Ref.: Feminino) | | |
| Masculino | 0,07133 | -0,04884 |
| Regiões do País (Ref.: Sudeste) | | |
| Norte | -0,11993 | -0,14597 |
| Nordeste | -0,10546 | -0,08126 |
| Sul | 0,05503 | 0,09381 |
| Centro-oeste | 0,02026 | 0,00726 |
| Especialidade da AIH (Ref.: Cirurgia) | | |
| Não cirurgia | -0,52590 | -0,42824 |
| Permanência hospitalar (dias) | 0,30084 | 0,39239 |
| Idade do paciente | 0,08731 | -0,03219 |
| Dias utilizados de UTI | 0,47760 | 0,39886 |

* p-valor = 0,0001.

estáveis, não indicando, assim, serem aqueles pontos influentes.

O teste de tolerância da variável e o fator de inflação da variância, mostraram um baixo nível de multicolinearidade para os dois modelos, a não ser para as variáveis que se poderia esperar e aceitar valores maiores, como as polinomiais, as *dummy* e as variáveis de interação.

O teste de Spearman apontou nos dois modelos, correlações significativas entre a maior parte dos resíduos e as variáveis, conduzindo à rejeição da hipótese de homoscedasticidade. Da mesma forma, o teste de Breusch-Pagan revela a presença de heteroscedaticidade, já que $SQE/2 = 30484,7$ é maior que $\chi^2_{0,05;\infty gl} = 124,342$ (modelo 1) e $SQE/2 = 8634,18$ é maior que $\chi^2_{0,05;\infty gl} = 124,342$ (modelo 2).

Aplicou-se, então, os MQP aos dois modelos para a correção da heteroscedaticidade. No modelo 1, os valores t crescem bastante e a significância do parâmetro da variável Idade de 36 a 59 aumenta para 0,0001. O R^2 sobe para 0,9006. No modelo 2, os parâmetros das variáveis *Masculino*, *Nordeste* e *Sul* passam a ser sig-

Tabela 2

Modelos iniciais para o logaritmo do custo total.

| Variável | β M1* | E. Padrão M1* | H0: $\beta = 0$ Prob> t M1* | β M2** | E. Padrão M2** | H0: $\beta = 0$ Prob> t M2** |
|--------------|-------------|---------------|---------------------------------|--------------|----------------|----------------------------------|
| Intercepto | 5,686536 | 0,006885 | 0,0001 | 5,329707 | 0,015334 | 0,0001 |
| Morte | 0,393418 | 0,008269 | 0,0001 | 0,438386 | 0,019434 | 0,0001 |
| Federal | -0,561575 | 0,025301 | 0,0001 | -0,631017 | 0,027977 | 0,0001 |
| Municipal | -0,525597 | 0,008174 | 0,0001 | -0,543333 | 0,013422 | 0,0001 |
| Estadual | -0,526574 | 0,008582 | 0,0001 | -0,565724 | 0,012862 | 0,0001 |
| Filantropico | -0,563472 | 0,005529 | 0,0001 | -0,515605 | 0,011274 | 0,0001 |
| Contratado | -0,501034 | 0,006344 | 0,0001 | -0,525478 | 0,012630 | 0,0001 |
| Masculino | 0,064260 | 0,004630 | 0,0001 | 0,007985 | 0,009455 | 0,3984 |
| Norte | -0,330272 | 0,008859 | 0,0001 | -0,053930 | 0,011470 | 0,0001 |
| Nordeste | -0,187615 | 0,005539 | 0,0001 | -0,040207 | 0,008936 | 0,0001 |
| Sul | 0,020478 | 0,005503 | 0,0002 | 0,035325 | 0,010828 | 0,0011 |
| Centro-oeste | -0,021759 | 0,008758 | 0,0130 | -0,048716 | 0,014346 | 0,0007 |
| Não cirurgia | -0,794727 | 0,004198 | 0,0001 | -0,605109 | 0,009185 | 0,0001 |
| Permanência | 0,014371 | 0,000197 | 0,0001 | 0,033095 | 0,000605 | 0,0001 |
| Idade | 0,001949 | 0,000103 | 0,0001 | 0,000141 | 0,000241 | 0,5595 |
| Dias de UTI | 0,137118 | 0,000859 | 0,0001 | 0,146401 | 0,003379 | 0,0001 |

* R² = 0,5654** R² = 0,6336

nificativos, enquanto os parâmetros das variáveis *Idade* e o *Quadrado da Idade* perdem a significância no nível de 0,05%, mas ainda são significantes com 0,10%. O R² do modelo sobe pouco, para 0,7715.

Para verificar se o processo dos MQP eliminou o problema da heteroscedasticidade, os dois testes (Spearman e Breusch-Pagan) foram repetidos. Ambos os testes não permitiram, ainda, a não rejeição da hipótese de heteroscedasticidade. Constatou-se, também, que vários parâmetros estimados para os modelos utilizando MQP não se encontram dentro do intervalo de confiança dos parâmetros estimados pelos MQO. Podemos interpretar estes resultados da seguinte maneira: Os testes para verificação de homoscedasticidade foram construídos para pequenas amostras. Quando aplicados a grande volume de dados, passam a ser muito rigorosos e qualquer pequena variação tem maior probabilidade de ser considerada significativa. Como exemplo, podemos constatar que no teste de Spearman, correlações baixas, como 0,02193, foram consideradas significativas.

Em função destas considerações, preferimos optar pelos modelos estimados através dos MQO.

O modelo 1 se apresenta bem ajustado, com uma explicação da variação linear do logaritmo do custo total de 72,6%, sendo todos os parâmetros significativos. Nota-se que apesar de algumas variáveis apresentarem um va-

lor *t* aparentemente baixo, estes foram significativos. Outras variáveis se destacam pela magnitude dos valores *t*, como por exemplo, *Não Cirurgia*, *Uso de UTI*, *Procedimentos Especiais* e *Logaritmo Natural dos Dias de Permanência*. Em relação a esta última, para cada porcentagem de aumento nos dias de permanência, há um aumento médio de 0,42% no custo total. Todos os tipos de hospitais estão associados a um custo menor em relação aos hospitais universitários, assim como as regiões em relação à Região Sudeste. A faixa de idade maior de 60 anos parece se associar a um custo menor em relação às pessoas abaixo de 15 anos. Em contraposição, a faixa etária dos 15 aos 35 anos contribui com 5,03% para o aumento do custo total de internação.

O modelo 2 também parece bem ajustado, com um R² = 0,7663. As variáveis *Masculino*, *Nordeste* e *Sul* não apresentam associação com a variação do custo. Todas as demais possuem parâmetros significativos, com destaque para *Não Cirurgia* e *Uso de UTI*. As variáveis *Idade* e *Quadrado da Idade*, embora tenham sido significativas, apresentam parâmetros com valores muito pequenos. Idade está negativamente associada com a variação do custo total: para cada aumento na idade há uma diminuição numa taxa de 0,1376% por ano de idade. O quadrado da idade mostra uma associação positiva com o custo total, comportando-se da seguinte forma: exibe um pequeno e gradual au-

Tabela 3

Modelo 1 para o logaritmo do Custo Total* (politraumatismos, traumatismos cranianos etc.).

| Variável | Coefficiente | E. Padrão | T para H0: $\beta = 0$ | H0: $\beta = 0$ Prob> t |
|---|--------------|-----------|------------------------|----------------------------|
| Intercepto | 4,973987 | 0,007690 | 646,798 | 0,0001 |
| Morte (Ref.: Outros tipos de alta) | 0,309023 | 0,007686 | 40,205 | 0,0001 |
| Tipos de hospital (Ref.: Universitário) | | | | |
| Federal | -0,488724 | 0,020325 | -24,045 | 0,0001 |
| Municipal | -0,488416 | 0,006815 | -71,658 | 0,0001 |
| Estadual | -0,512352 | 0,006998 | -73,211 | 0,0001 |
| Filantrópico | -0,481449 | 0,005145 | -93,564 | 0,0001 |
| Contratado | -0,429754 | 0,005704 | -75,335 | 0,0001 |
| Sexo masculino (Ref.: Feminino) | 0,017543 | 0,003754 | 4,672 | 0,0001 |
| Região dos hospitais (Ref.: Reg. Sudeste) | | | | |
| Norte | -0,265956 | 0,007187 | -37,003 | 0,0001 |
| Nordeste | -0,184499 | 0,004537 | -40,664 | 0,0001 |
| Sul | -0,045726 | 0,004446 | -10,284 | 0,0001 |
| Centro-oeste | -0,166483 | 0,007295 | -22,818 | 0,0001 |
| Não cirurgia (Ref.: Cirurgia) | -0,663783 | 0,004049 | -163,899 | 0,0001 |
| Capitais (Ref.: Outras cidades) | 0,089426 | 0,004694 | 19,051 | 0,0001 |
| Uso de UTI (Ref.: Não uso) | 1,328654 | 0,013020 | 102,042 | 0,0001 |
| Faixas de idade (Ref.: < de 15 anos) | | | | |
| Idade de 15 a 35 | 0,049104 | 0,004303 | 11,410 | 0,0001 |
| Idade de 36 a 59 | 0,011680 | 0,004905 | 2,381 | 0,0173 |
| Idade de 60 > | -0,028467 | 0,006638 | -4,288 | 0,0001 |
| Logaritmo natural dos dias de permanência no hospital | 0,429469 | 0,002284 | 187,975 | 0,0001 |
| Procedimentos mais freqüentes | 0,106786 | 0,004942 | 21,605 | 0,0001 |
| Junção de uso de UTI e Proc. mais freqüentes | -0,311777 | 0,013871 | -22,476 | 0,0001 |
| Procedimentos especiais (Ref.: Outros proc.) | 0,276381 | 0,004233 | 65,290 | 0,0001 |

* R² = 0,7264

mento dos 18 até os 49 anos, decaindo gradativamente dos 50 aos 78 anos e voltando a aumentar dos 79 aos 96 anos.

Nos dois modelos as variáveis que mais se destacam são *Não Cirurgia* e *Uso de UTI*. No modelo para traumatismos cranianos e afins, as internações que não envolvem cirurgia custam, em média, 48,5% menos do que aquelas que requerem procedimentos cirúrgicos. No modelo para acidentes por armas de fogo e afins, este percentual é de 43,5%. Com relação a *Uso de UTI*, no modelo 1, as internações que

fazem uso de UTI custam 277,6% a mais do que aquelas que não usam. No modelo 2, este percentual é de 245,01%.

Discussões

Os dois modelos se mostram úteis para a verificação da associação do custo total de internação com as variáveis estudadas, no que se refere aos procedimentos em questão. Deve-se ter cuidado, entretanto, com relação à inferên-

Tabela 4

Modelo 2 para o logaritmo do Custo Total* (acidentes por armas de fogo, instrumentos cortantes etc.).

| Variável | Coefficiente | E. Padrão | T para H0: $\beta = 0$ | H0: $\beta = 0$ Prob> t |
|--|--------------|-----------|------------------------|----------------------------|
| Intercepto | 5,259506 | 0,015974 | 329,236 | 0,0001 |
| Morte (Ref.: Outros tipos de alta) | 0,264343 | 0,015981 | 16,540 | 0,0001 |
| Tipos de hospital (Ref.: Universitário) | | | | |
| Federal | -0,582350 | 0,022609 | -25,757 | 0,0001 |
| Municipal | -0,522852 | 0,011461 | -45,619 | 0,0001 |
| Estadual | -0,555883 | 0,010538 | -52,749 | 0,0001 |
| Filantrópico | -0,511720 | 0,010301 | -49,675 | 0,0001 |
| Contratado | -0,528517 | 0,010814 | -48,871 | 0,0001 |
| Sexo masculino (Ref.: Feminino) | -0,010593 | 0,007592 | -1,395 | 0,1630 |
| Região dos hospitais (Ref.: Região Sudeste) | | | | |
| Norte | -0,030695 | 0,009196 | -3,338 | 0,0001 |
| Nordeste | -0,013486 | 0,007163 | -1,883 | 0,0598 |
| Sul | -0,012361 | 0,008700 | -1,421 | 0,1554 |
| Centro-Oeste | -0,045109 | 0,011518 | -3,916 | 0,0001 |
| Não cirurgia (Ref.: Cirurgia) | -0,571021 | 0,008934 | -63,912 | 0,0001 |
| Capitais (Ref.: Outras cidades) | 0,030015 | 0,007628 | 3,934 | 0,0001 |
| Uso de UTI (Ref.: Não uso) | 1,238612 | 0,019967 | 62,032 | 0,0001 |
| Idade (anos) | -0,001376 | 0,000667 | -2,061 | 0,0393 |
| Quadrado da idade | 0,000019 | 0,000008 | 2,193 | 0,0283 |
| Dias de permanência no hospital | 0,057082 | 0,001397 | 40,835 | 0,0001 |
| Quadrado dos dias de permanência no hospital | -0,000169 | 0,000012 | -13,467 | 0,0001 |
| Interação | | | | |
| Masculino com uso de UTI | 0,043084 | 0,004162 | 10,350 | 0,0001 |
| Interação | | | | |
| Não cirurgia e Dias de permanência no hospital | -0,014995 | 0,001336 | -11,221 | 0,0001 |
| Procedimentos especiais (Ref.: Outros proc.) | 0,273379 | 0,035035 | 7,803 | 0,0001 |

*R² = 0,7663

cia estatística, uma vez que a heteroscedasticidade compromete o teste de hipóteses.

Nas internações por acidentes com armas de fogo e afins, 65% corresponderam a indivíduos com 15 a 35 anos. No total de internações que resultaram em morte (299), o percentual de indivíduos nesta faixa etária foi de quase 70%. Do total de indivíduos, 83,9% são do sexo masculino.

Quanto às internações por traumatismos crânio-encefálicos e afins, 42,6% referem-se a indivíduos entre 15 a 35 anos. No total das in-

ternações que resultaram em morte (6.604), 44% foram de pessoas nesta faixa etária. Do total de indivíduos, 75% são do sexo masculino.

Estes dados confirmam o que já vem sendo debatido pela academia e pela mídia: são as pessoas mais jovens e os homens os que sofrem maior ocorrência de morte por causas violentas (Lebrão et al., 1997; Souza, 1994). Duas implicações emergem destes dados. Primeira: o dinheiro público tem sido gasto no tratamento de acidentes que podem ser prevenidos. Se-

gunda: a sociedade deixa de contar com a força de trabalho e a contribuição de pessoas na faixa etária em que são mais produtivas.

No ano de 1997, o gasto total com todas as internações chegou a R\$ 3.205.852.023,26, enquanto que as internações relacionadas a lesões significaram um gasto total de R\$ 211.600.000,00, correspondendo a 6,6% do total. Este percentual pode ser considerado importante, não somente pelo seu significado econômico, mas também porque ele indica a magnitude do impacto da violência na sociedade.

Outro ponto a ser considerado é o fato de que estes dados dizem respeito somente às pessoas que conseguiram algum tipo de assistência, em virtude de internação. Aqueles que não procuraram ou não conseguiram atendimento, ou morreram no local, não entram no cômputo geral das ocorrências de lesões do SIH-SUS. Além disso, os atendimentos de pronto-socorro não são computados através das AIHs. Depreende-se, então, que o número de indivíduos atingidos por estes tipos de acidentes deve ser bem maior do que o que se consegue levantar através de registros oficiais.

Uma questão igualmente a ser considerada é que estes dados não levam em conta as perdas materiais decorrentes destes acidentes, bem como o custo social pela perda de produtividade dos indivíduos, quer seja temporária ou permanente.

A variável *Morte* (alta por falecimento) apresenta parâmetros significativos em ambos os modelos, mas principalmente no modelo para traumatismos. É possível supor que as pessoas que chegaram a morrer após sua internação, se encontravam numa condição mais grave de saúde, necessitando, assim, de procedimentos mais complexos e mais caros na tentativa de salvar suas vidas. Isto, é óbvio, aumenta o custo de internação. Além do mais, procedimentos mais complexos necessariamente mobilizam um maior número de profissionais especializados, o que também influi no custo total de internação.

Os *Tipos de Hospital* se associam a um custo menor em relação aos Hospitais Universitários. Uma das explicações deve-se ao fato de que, nos Hospitais Universitários, em função de seus objetivos didáticos e científicos, há uma preocupação com procedimentos mais especializados e com um instrumental mais apurado. A variação dos custos, neste caso, estaria ligada à variedade dos recursos diagnósticos disponíveis e a possível existência de rotinas diferenciadas de atendimento em cada hospital.

Em relação ao sexo *Masculino*, não houve associação deste com a variação no custo de internação no modelo para armas de fogo. No

modelo para traumatismos, mesmo tendo sido significativos, seus parâmetros exibem baixos valores, talvez devido ao tamanho da amostra que é bem maior para o banco relativo a estes acidentes.

As *Regiões dos Hospitais* mostraram parâmetros significativos nos dois modelos, menos para as regiões Sul e Nordeste, no modelo para acidentes por armas de fogo. É possível levantar a seguintes hipóteses especulativas para serem pesquisadas futuramente: Será que a região Nordeste não possui os mesmos equipamentos sofisticados e, portanto custosos, encontrados nos Hospitais da Região Sudeste? Por outro lado, também é possível perguntar: Será que a massa crítica de técnicos e especialistas da região Sul, em função de sua formação e experiência clínica, exige um número menor de intervenções e exames, para o tratamento dos pacientes?

O mesmo tipo de raciocínio (maior número de técnicos e especialistas, bem como instrumental sofisticado) pode se aplicar à interpretação da variável *Capitais*. Também pode-se interpretar os resultados em função do tamanho da amostra, já que os valores t foram baixos, principalmente no que se refere ao modelo para armas de fogo.

É possível também, olhar os resultados da variável *Idade* no modelo para acidentes por armas de fogo em função do tamanho amostral. Ainda assim, é possível ver a associação do quadrado da Idade com a variação dos custos, e seu aumento na faixa etária dos 18 aos 49 anos. O estudo de Lima & Ximenes (1998) mostra uma taxa mais elevada de ocorrência de homicídios na faixa dos 15 aos 39 anos. No modelo para traumatismos, verifica-se que há maior peso no custo das internações de pessoas abaixo de 15 anos do que no daquelas acima de sessenta anos. Verifica-se, também aqui, o impacto nos custos de internação que os indivíduos de 15 a 35 anos exercem.

O *Tempo de Permanência* é auto-explanatório: uma vez que um paciente permaneça mais tempo no hospital, isto encarece o custo de internação. Lebrão et al. (1997) mostra que, nas internações por lesão, o grupo dos “efeitos tardios por lesões” apresentou a maior média de permanência, seguido pelo grupo das “queimaduras” e das “complicações de cuidados médicos e cirúrgicos”.

Os *Procedimentos Especiais* também se associam à variação do custo total de internação nos dois modelos e apresentam parâmetros bastante expressivos no modelo 1. Mais uma vez, a utilização de instrumentos mais sofisticados implica na elevação natural do custo de

internação. Isto não significa dizer, obviamente, que não se recomende a adoção de instrumental mais sofisticado na rede hospitalar.

Como pode ser observado nos dois modelos, o *Uso de UTI* e os casos que requerem *Cirurgia* significam um aumento considerável dos gastos. Este dado relativo ao aumento de custos devido às cirurgias, é corroborado pelo estudo de Deslandes et al. (1998), que observou que os gastos com este procedimento significaram 47,6% dos recursos alocados ao atendimento às vítimas de violência no HMMC e 52,3% no HMSF. A inferência natural no que se refere às discussões do custo do uso de UTI e cirurgia diz respeito ao requerimento de aparelhos mais complexos e de pessoal técnico habilitado para seu uso. É claro que os casos que requerem uso de UTI, cirurgia e maior tempo de internação se referem a acidentes mais graves, muitas vezes com seqüelas para o resto da vida, ou até, resultando em morte. Estes procedimentos, então, estariam ligados à variação da gravidade das lesões.

Os resultados encontrados neste estudo nos levam a propor as seguintes sugestões:

Há que se mencionar que os dados utilizados provêm de um instrumento (AIHs) que é basicamente utilizado para o faturamento e não reflete a preocupação com outras questões. Isto pode ser um fator influenciador dos resultados. As AIHs, apesar de suas falhas, podem ser um instrumento de ajuda para uma melhor administração dos recursos (humanos, financeiros e de material) dos hospitais públicos e conveniados. No que tange aos recursos humanos, por exemplo, algumas explicações para a variação no custo de internação residem nos seguintes aspectos, mencionados por Deslandes et al. (1998): as equipes médicas podem ter composição diferenciada, incluindo ou não certos especialistas nos plantões; os pacientes podem ter atendimento de um número menor ou maior de especialistas, variando os custos.

Outra implicação dos recursos humanos é que um melhor treinamento e especialização de pessoal pode implicar, a médio e longo prazos, numa redução do custo total, em função de uma melhor utilização do material e dos instrumentos, bem como de maior eficácia nos processos clínicos de diagnose.

Um outro ponto a ser discutido e sugerido diz respeito ao preenchimento das AIHs. No caso das lesões, não é colocada a causa externa da violência, isto é, como ocorreram os ferimentos, mas apenas a natureza da lesão. O diagnóstico secundário ou não é preenchido, ou meramente é repetido o diagnóstico principal. Ressalta-se aqui a importância do preenchi-

mento correto destas informações pelos hospitais. Isto permite conhecer as causas dos acidentes para que se possa preveni-los. Como nos diz Lebrão et al. (1997:37): *“não se previne a fratura, a queimadura ou o traumatismo cranioencefálico, mas sim, a queda, o acidente com fogo ou o acidente automobilístico”*.

Verifica-se que os recursos financeiros são gastos muito mais com o tratamentos das vítimas do que com a prevenção dos acidentes. Ademais, deve-se levar em conta, também, os recursos que são gastos com reabilitação, que não entram no cômputo das lesões. O trabalho de Jouvencel (1987), por exemplo, mostra que na Espanha, para cada unidade monetária empregada em prevenção, dez unidades são voltadas para assistência e mil são gastas para reabilitação. É imperativo mencionar, neste ponto, o que isto significa não apenas em termos de custos financeiros, mas também em termos de tempo, de dor, de recuperação emocional e de perda de qualidade de vida para os acidentados.

É necessário dizer que o controle dos custos não se dá somente no nível de administração hospitalar, mas também no nível mais amplo da administração pública, como campanhas de reeducação para o trânsito, formas mais rigorosas na liberação de carteiras de habilitação, no controle de porte e aquisição de armas de fogo.

Apontamos a necessidade da realização de mais campanhas de prevenção de acidentes de trânsito, já que este tipo de acidente implica um número tão considerável de ocorrências de lesões e, portanto, de custos diretos e indiretos. Com relação aos acidentes por armas de fogo, apesar de seu número de ocorrências ser menor, campanhas de prevenção se impõem, devido, também, ao seu impacto social na área da segurança pública.

Referências

- BOULLEN, K. A. & JACKMAN, R. W., 1990. Regression diagnostics: An expository treatment of outliers and influential cases. In: *Modern Methods of Data Analysis* (J. Fox. & J. S. Long, ed.), pp. 257-291, Newbury Park: Sage Publications.
- CLANCY, T. V.; MISICK, L. N.; COVINGTON, D.; CHURCHILL, M. P. & MAXWELL, J. G., 1994. The financial impact of intentional violence on community hospitals. *Journal of Trauma*, 37:1-3.
- D'AGOSTINO, R. B.; BELANGER, A. & D'AGOSTINO Jr., R. B., 1990. A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *American Statistician*, 44:316-321.
- DALOSI, T., 1993. *Determinação Precoce do Nível de Gravidade do Trauma*. Dissertação de Mestrado, São Paulo: Escola de Enfermagem, Universidade de São Paulo.
- DESLANDES, S. F.; SILVA, C. M. F. P. & UGÁ, M. A. D., 1998. O custo do atendimento emergencial às vítimas de violências em dois hospitais do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, 14:287-299.
- JOUVENCEL, M. R., 1987. *Salud, Educacion y Violencia*. Madrid: Editorial G. J. Knapp.
- KENNEDY, P., 1981. Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, 71:801.
- LEBRÃO, M. L.; JORGE, M. H. P. M. & LAURENTI, R., 1997. Morbidade hospitalar por lesões e envenenamentos. *Revista de Saúde Pública*, 33:26-37.
- LIMA, M. L. & XIMENES, R., 1998. Violência e morte: Diferenciais da mortalidade por causas externas no espaço urbano do Recife, 1991. *Cadernos de Saúde Pública*, 14:829-840.
- MS (Ministério da Saúde), 1997. *Movimento de Autorização de Internação Hospitalar. Arquivos Reduzidos, 1997*. Brasília: MS.
- SAS INSTITUTE, 1990. *Statistical Analysis System*. Cary: SAS Institute.
- SOUZA, E. R., 1994. Homicídios no Brasil: O grande vilão da saúde pública na década de 80. *Cadernos de Saúde Pública*, 10(Sup. 1):45-60.
- SOUZA, E. R. & ASSIS, S. G., 1996. Mortalidade por violência em crianças e adolescentes do Município do Rio de Janeiro. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 45:85-94.
- OMS (Organização Mundial de Saúde), 1985. *Manual da Classificação Estatística Internacional de Doenças, Lesões e Causas de Óbitos – 9ª Revisão*. São Paulo: Centro Brasileiro de Classificação de Doenças em Português.
- ORDOG, G. J.; WASSERBERGER, J. & ACKROYD, G., 1995. Hospital costs of firearm injuries. *Journal of Trauma*, 38:291-298.
- WINTEMUTE, G. J. & WRIGHT, M. A., 1992. Initial and subsequent hospital costs of firearm injuries. *Journal of Trauma*, 33:556-560.