

# Efeito da oferta de serviços de saúde no uso de internações hospitalares no Brasil

## Impact of health services delivery on hospital admission utilization in Brazil

Mônica Silva Monteiro Castro<sup>a</sup>, Cláudia Travassos<sup>b</sup> e Marília Sá Carvalho<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Escola Nacional de Saúde Pública. Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz). Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

<sup>b</sup>Departamento de Informações em Saúde. Centro de Informação Científica e Tecnológica. Fiocruz. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

---

### Descritores

Serviços de saúde, utilização. Serviços de saúde, provisão & distribuição. Hierarquia social. Necessidades e demanda de serviços de saúde. Pacientes internados, estatísticas & dados numéricos. Hospitais, utilização.

### Resumo

#### Objetivo

Analisar o uso de serviços hospitalares no Brasil, incorporando informações sobre a oferta de serviços de saúde.

#### Métodos

Foram analisados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1998, e também de outras fontes. Foram utilizados modelos hierárquicos, sendo a pessoa o primeiro nível e a unidade da federação de residência, o segundo. Dois modelos foram ajustados separadamente para adultos e crianças: regressão logística, para modelar ter ou não ter tido uma admissão, e regressão de Poisson, para modelar o número das admissões, sendo que o último modelo considerou apenas pessoas que tiveram pelo menos uma admissão.

#### Resultados

O principal fator associado às admissões hospitalares foi necessidade da saúde. As pessoas de menor renda tiveram maior chance de serem internadas, quando controlado por necessidade de saúde e fatores capacitantes (cobertura por seguro da saúde e existência de serviço de saúde de uso regular). Somente de 1 a 3% da variação da utilização das admissões hospitalares foi atribuído às diferenças na oferta de serviços de saúde no nível da unidade da federação. Nos modelos logísticos, o número de leitos hospitalares foi positivamente associado e o de médicos *per capita* negativamente associado à chance de admissão. Nos modelos de Poisson, nenhuma das variáveis de oferta foi associada à chance de admissão.

#### Conclusões

Os resultados sugerem a existência de efeito de demanda induzida pela oferta no caso dos leitos hospitalares. A associação inversa das admissões hospitalares com o número de médicos indica a influência do cuidado ambulatorial no uso do hospital.

### Keywords

Health services, utilization. Health services, delivery & distribution. Hierarchy, social. Health services needs and demand. Inpatients, statistics & numerical data. Hospitals, utilization.

### Abstract

#### Objective

To assess hospital services utilization in Brazil incorporating information about health services delivery.

#### Methods

Data from the National Household Survey carried out by Brazilian Institute of Statistics

---

### Correspondência para/ Correspondence to:

Mônica S. Monteiro de Castro  
R. Engenheiro Amaro Lanari, 355 Apto 601  
Bairro Anchieta  
30310-580 Belo Horizonte, MG, Brasil  
E-mail: mmcastro@uai.com.br ou  
mmcastro@procc.fiocruz.br

Recebido em 2/2/2004. Aprovado em 24/8/2004.

*and Geography (IBGE) in 1998 and from other sources were collected. Hierarchical models having the individual in the first level and the state of residence in the second level were used. Two models were separately adjusted for adults and children: logistic regression was used when to have been or not admitted was the response variable, and Poisson's regression was used when the number of admissions was the response variable. This last model was adjusted only for those individuals who had been admitted at least once.*

#### **Results**

*The main determinant of hospital admissions was health need. Poor people were more likely to be admitted when controlling for health needs and enabling factors (health insurance coverage and regular health service). Only 1 to 3% of the variability in hospital admission utilization could be attributed to differences in services delivery at the state level. In the logistic models, the number of beds was positively associated and the number of doctors was negatively associated with the likelihood of admission. Poisson's models did not show any delivery variables associated with the likelihood of admission.*

#### **Conclusions**

*These results suggest a delivery-induced demand impact concerning hospital beds. The inverse association of the number of doctors and hospital admissions suggests the impact of outpatient care on hospital utilization.*

## INTRODUÇÃO

O estudo da influência da oferta na utilização de serviços de saúde é uma área ainda pouco explorada no Brasil. Essa análise pode ser de grande valia para orientar políticas públicas de investimento e de custeio dos serviços de saúde no país. No presente artigo, incorporar-se-ão informações sobre a oferta de serviços de saúde no Brasil em modelo explicativo do uso individual de serviços hospitalares, utilizado em Castro et al.<sup>5</sup>

As necessidades de saúde, quando percebidas pelo indivíduo ou pelo profissional de saúde, podem dar origem à demanda por serviços de saúde ambulatoriais ou hospitalares. A satisfação dessa demanda depende da existência dos recursos necessários para produzir os serviços desejados.<sup>6</sup> Segundo o modelo de necessidades proposto por Hulka & Wheat,<sup>11</sup> o fator explicativo mais importante do uso de serviços de saúde é a necessidade de saúde dos indivíduos. Por sua vez, Wennberg<sup>22</sup> argumenta que aspectos da oferta de serviços de saúde, tais como a disponibilidade de leitos e de profissionais e o padrão da prática profissional, têm papel importante na explicação da variação da utilização entre diferentes áreas, por meio da chamada demanda induzida pela oferta. A influência das necessidades de saúde sobre o uso de serviços depende, então, de como a oferta de serviços de saúde organiza-se em diferentes áreas.

No Brasil, a oferta de serviços de saúde segue a "Inverse Care Law",<sup>7,8</sup> não sendo distribuída segundo necessidades de saúde. Uma das razões para isto é que o gasto público federal *per capita* em saúde é bastante desigual entre os Estados brasileiros.<sup>18</sup> Além

disso, a diferente capacidade de autofinanciamento dos Estados e municípios brasileiros<sup>17</sup> também contribui para acentuar a desigualdade da oferta de serviços hospitalares.

Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998, verificou-se em artigo anterior<sup>5</sup> que os principais determinantes de internações hospitalares no Brasil, foram as condições de saúde dos indivíduos, e que as pessoas de menor renda tiveram mais chance de ser internadas, quando ajustado por necessidades de saúde e por fatores capacitantes. O objetivo do presente artigo é responder à seguinte pergunta: qual o impacto da oferta de serviços de saúde nos efeitos dos fatores de necessidade, predisponentes e capacitantes individuais sobre o uso de serviços hospitalares?

## MÉTODOS

O modelo proposto é baseado no Modelo Comportamental de Andersen,<sup>1-3</sup> incluindo variáveis contextuais.<sup>16</sup> Como discutido em Phillips et al,<sup>16</sup> as razões da escolha desse modelo foram: o fato de ser um modelo bastante conhecido e exaustivamente utilizado pelos estudiosos da utilização de serviços de saúde e a possibilidade de operacionalizá-lo com as informações disponíveis para a análise.

Foram utilizados dados da PNAD, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1998, da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS), também realizada pelo IBGE em 1999,<sup>13</sup> do Sistema de Informações do Sistema Único de Saúde (Datapus) e do Conselho Federal de Medicina (CFM).

As variáveis referentes ao indivíduo, provenientes da PNAD 1998, foram: idade, sexo, cor/raça auto-referida, anos completos de escolaridade, renda familiar *per capita*, estado de saúde auto-avaliado, restrição das atividades habituais por motivo de saúde, ter estado acamado por motivo de saúde, presença de doenças crônicas, estado funcional, ter algum plano de saúde e ter serviço de saúde de uso regular, analisadas como descrito em Castro et al.<sup>5</sup>

A oferta de serviços de saúde foi trabalhada pelas seguintes medidas: número de leitos hospitalares por 1.000 habitantes (AMS, 1999); percentual de leitos públicos (AMS, 1999); complexidade da rede hospitalar, mensurado pelo Sistema de Classificação Hospitalar do Sistema Único de Saúde (Portaria GM 2224 de 5/12/2002);<sup>15</sup> número de médicos por 1.000 habi-

tantes, obtido do Conselho Federal de Medicina e número de Postos de Saúde e Centros de Saúde do Sistema Único de Saúde (SUS) por 10.000 habitantes (Datasus). Foram também utilizadas medidas contextuais, a saber: número médio de internações por habitante por ano e número médio de consultas médicas por habitante por ano, ambas obtidas de duas fontes (PNAD e Datasus).

Foram utilizados modelos de regressão hierárquicos multivariados.<sup>10</sup> Para adultos e crianças em separado, foram ajustados dois modelos: logístico, cuja variável resposta foi ocorrência ou não de internação, e de Poisson, modelando o número de reinternações dos indivíduos. O primeiro nível considerado foi o indivíduo e o segundo nível foi a unidade da federação de residência daquele indivíduo. O *software* utilizado foi

**Tabela 1** - Modelo logístico final para adultos. Brasil, PNAD, 1998.

	Coeficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-padrão	Valor p
Intercepto	-4,62	0,01	0,01	0,01	0,0587	<,0001
Idade						
A cada ano	0,01	1,01	1,01	1,01	0,0007	<,0001
Sexo						
Masculino		1,00				
Feminino	0,04	1,04	1,01	1,08	0,0186	0,0185
Auto-avaliação do estado de saúde						
Muito bom		1,00				
Bom	0,41	1,51	1,42	1,62	0,0335	<,0001
Regular	1,09	2,97	2,76	3,19	0,0369	<,0001
Ruim	1,43	4,17	3,81	4,57	0,0463	<,0001
Muito ruim	1,44	4,23	3,70	4,83	0,0676	<,0001
Restrição das atividades habituais						
Não		1,00				
Sim	0,55	1,73	1,62	1,84	0,0330	<,0001
Estiveram acamados						
Não		1,00				
Sim	0,76	2,14	1,99	2,30	0,0366	<,0001
Número de doenças crônicas						
Nenhuma		1,00				
Uma	0,34	1,40	1,33	1,47	0,0257	<,0001
Duas	0,43	1,54	1,45	1,63	0,0308	<,0001
Três	0,56	1,75	1,63	1,88	0,0360	<,0001
Quatro ou mais	0,81	2,24	2,08	2,41	0,0374	<,0001
Dificuldade alimentar-se, tomar banho e ir ao banheiro						
Não tem dificuldade		1,00				
Pequena dificuldade	0,39	1,48	1,38	1,59	0,0374	<,0001
Grande dificuldade	0,58	1,78	1,61	1,97	0,0517	<,0001
Não consegue	0,60	1,82	1,57	2,12	0,0774	<,0001
Renda familiar per capita (em faixas de salário-mínimo)						
Mais de 2 SM		1,00				
0,75 a 2 SM	-0,01	0,99	0,94	1,04	0,0257	0,5993
Até 0,75 SM	0,08	1,08	1,02	1,15	0,0304	0,0077
Sem renda	0,23	1,26	1,10	1,45	0,0693	0,0007
Sem informação	0,06	1,06	0,96	1,19	0,0552	0,2571
Escolaridade						
9 ou mais anos		1,00				
5 a 8 anos	0,04	1,04	0,99	1,11	0,0290	0,1318
1 a 4 anos	0,04	1,04	0,98	1,10	0,0295	0,1835
Sem instrução	-0,03	0,97	0,90	1,04	0,0359	0,3682
Raça						
Outros		1,00				
Brancos	0,06	1,06	1,02	1,10	0,0208	0,0053
Plano de saúde						
Não tem		1,00				
Um	0,50	1,65	1,57	1,73	0,0240	<,0001
Mais de um	0,86	2,35	2,10	2,64	0,0586	<,0001
Serviço de saúde de uso regular						
Não		1,00				
Sim	0,26	1,30	1,24	1,36	0,0221	<,0001
Número de leitos por 1.000 habitantes	0,19	1,21	1,06	1,39	0,0699	0,0109
Número de médicos por 1.000 habitantes	-0,16	0,85	0,78	0,94	0,0481	0,0033

OR: Odds ratio; LI: limite inferior; LS: limite superior; SM: salários-mínimos

o R,<sup>12</sup> usando a função glmmPQL da biblioteca MASS,<sup>19</sup> como descrito em Verzilla.<sup>20</sup> O ajuste de modelo de Poisson apenas para o nível individual indicou a presença de superdispersão, que foi ajustada por meio da inclusão dos efeitos aleatórios nos modelos multiníveis.<sup>9</sup>

Todas as variáveis de oferta foram centralizadas na média, de forma a facilitar o processo de estimação. Todas as variáveis explicativas referentes aos indivíduos foram mantidas nos modelos. Quanto às variáveis de oferta, apenas aquelas significativas (número de leitos por habitante e número de médicos por habitante) foram mantidas no modelo final.

## RESULTADOS

Os adultos mais idosos, do sexo masculino, da cor/raça branca, em piores condições de saúde e com menor renda tiveram maiores chances de serem internados (Tabela 1). Os adultos que possuíam planos de saúde e serviço de saúde de uso regular tiveram maiores chances de serem internados. A inclusão das variáveis de oferta não teve impacto nos coeficientes das variáveis do indivíduo. O coeficiente de correlação intra-classe (CCIC), que representa a proporção da variabilidade explicada pelo nível Estado, foi de apenas 2%. As variáveis de oferta significativas foram o

número médio de leitos por habitante (*Odds Ratio* - OR=1,21 IC 95%: 1,06-1,39) e o número de médicos por habitante (OR=0,85 IC 95%: 0,78-0,94). Quanto maior o número médio de leitos, maior a chance de internação e quanto maior o número de médicos, menor a chance de internação.

Essas mesmas relações entre número de leitos, número de médicos e chance de internação foram observadas em crianças mais novas, do sexo masculino, em piores condições de saúde e com menor renda, que tiveram maiores chances de serem internadas (Tabela 2). Como para adultos, as crianças que possuíam plano de saúde tiveram maior chance de serem internadas. Também nesse modelo as variáveis de oferta não alteraram os coeficientes das variáveis individuais. O CCIC foi de 3%. As variáveis de oferta significativas foram o número de leitos habitante (OR=1,40 IC 95%: 1,22-1,61) e o número de médicos por habitante (OR=0,82 IC 95%: 0,74-0,91).

Com relação ao número de reinternações em adultos (Tabela 3), os fatores associados positivamente foram: piores condições de saúde, baixa renda e baixa escolaridade. Nenhuma variável de oferta foi significativa. Com relação ao número de reinternações em crianças (Tabela 4), os fatores associados ao aumento desse número foram piores condições de saú-

**Tabela 2** - Modelo logístico final para crianças. Brasil, PNAD, 1998.

	Coefficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-padrão	Valor p
Intercepto	-3,19	0,04	0,04	0,05	0,0792	<,0001
Idade						
A cada ano	-0,14	0,87	0,86	0,88	0,0040	<,0001
Sexo						
Masculino		1,00				
Feminino	-0,15	0,86	0,81	0,92	0,0319	<,0001
Auto-avaliação do estado de saúde						
Muito bom		1,00				
Bom	0,43	1,54	1,42	1,66	0,0396	<,0001
Regular	1,24	3,46	3,12	3,84	0,0536	<,0001
Ruim e muito ruim	1,77	5,84	4,78	7,15	0,1030	<,0001
Restrição das atividades habituais						
Não		1,00				
Sim	0,41	1,50	1,32	1,71	0,0672	<,0001
Estiveram acamados						
Não		1,00				
Sim	0,69	1,99	1,72	2,31	0,0765	<,0001
Número de doenças crônicas						
Nenhuma		1,00				
Uma	0,83	2,30	2,12	2,50	0,0422	<,0001
Duas ou mais	1,14	3,11	2,45	3,95	0,1213	<,0001
Renda familiar per capita (em faixas de salário-mínimo)						
Mais de 2 SM		1,00				
0,75 a 2 SM	-0,04	0,96	0,86	1,07	0,0552	0,4705
Até 0,75 SM	0,09	1,09	0,97	1,22	0,0571	0,1341
Sem renda	0,19	1,21	1,03	1,43	0,0831	0,0201
Sem informação	-0,01	0,99	0,77	1,29	0,1317	0,9619
Plano de saúde						
Não tem		1,00				
Um	0,42	1,51	1,39	1,65	0,0446	<,0001
Mais de um	0,23	1,26	0,96	1,67	0,1415	0,0996
Serviço de saúde de uso regular						
Não		1,00				
Sim	0,26	1,30	1,20	1,41	0,0407	<,0001
Número de leitos por 1.000 habitantes	0,34	1,40	1,22	1,61	0,0721	0,0001
Número de médicos por 1.000 habitantes	-0,20	0,82	0,74	0,90	0,0498	0,0005

de e menor renda. Também nesse caso, nenhuma das variáveis de oferta foi significativa. Para adultos, o CCIC foi de 1% e, para crianças, de 2%.

Não foram significativas em nenhum dos modelos as seguintes variáveis de oferta: complexidade dos hospitais, percentual de leitos públicos, número médio de internações por habitante, número médio de consultas por habitante e número de postos de saúde e centros de saúde públicos por habitante. Portanto, essas variáveis foram removidas dos modelos finais.

## DISCUSSÃO

A primeira consideração que se faz é o entendimento de que o uso de serviços hospitalares, quando associado às necessidades de saúde, é considerado apropriado, lembrando a possível existência de ou-

tras possibilidades terapêuticas. Por outro lado, a existência de efeito da oferta de serviços de saúde em modelos controlados por necessidades sugere indução ou repressão da demanda de serviços de saúde pela oferta.

A inclusão de variáveis de oferta no modelo explicativo do uso de serviços hospitalares não alterou substancialmente o efeito das variáveis do indivíduo. Ou seja, para adultos e crianças, a oferta não alterou a relação entre as variáveis individuais de necessidade, predisponentes e capacitantes e o uso de internações hospitalares. Esse resultado pode ser justificado pelo fato de 97 a 99% da variação na chance de internação serem explicados por características do indivíduo, ou seja, apenas 1 a 3% da variação do uso das internações pode ser atribuído a diferenças na oferta entre as unidades da federação.

**Tabela 3** - Modelo de Poisson para número de reinternações para adultos. Brasil, PNAD, 1998.

	Coeficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-padrão	Valor p
Intercepto	-1,90	0,15	0,11	0,20	0,1434	<,0001
Idade						
A cada ano	0,00	1,00	0,99	1,00	0,0014	0,0075
Sexo						
Masculino		1,00				
Feminino	0,01	1,01	0,94	1,10	0,0409	0,7463
Auto-avaliação do estado de saúde						
Muito bom		1,00				
Bom	-0,01	0,99	0,78	1,25	0,1194	0,9014
Regular	0,52	1,69	1,34	2,12	0,1179	<,0001
Ruim	0,86	2,37	1,86	3,03	0,1249	<,0001
Muito ruim	1,02	2,78	2,12	3,64	0,1373	<,0001
Restrição das atividades habituais						
Não		1,00				
Sim	0,10	1,11	0,99	1,25	0,0599	0,0858
Estiveram acamados						
Não		1,00				
Sim	0,25	1,29	1,14	1,45	0,0614	<,0001
Número de doenças crônicas						
Nenhuma		1,00				
Uma	0,22	1,24	1,08	1,43	0,0719	0,0023
Duas	0,37	1,45	1,25	1,69	0,0756	<,0001
Três	0,36	1,43	1,22	1,67	0,0815	<,0001
Quatro ou mais	0,64	1,90	1,64	2,21	0,0772	<,0001
Dificuldade alimentar-se, tomar banho e ir ao banheiro						
Não tem dificuldade		1,00				
Pequena dificuldade	0,31	1,36	1,21	1,53	0,0591	<,0001
Grande dificuldade	0,26	1,30	1,13	1,49	0,0718	0,0003
Não consegue	0,30	1,35	1,12	1,64	0,0975	0,0019
Renda familiar per capita (em faixas de salário-mínimo)						
Mais de 2 SM		1,00				
0,75 a 2 SM	0,08	1,08	0,96	1,22	0,0601	0,1762
Até 0,75 SM	0,15	1,16	1,02	1,32	0,0678	0,0288
Sem renda	0,51	1,66	1,31	2,12	0,1234	<,0001
Sem informação	-0,04	0,97	0,73	1,27	0,1397	0,8007
Escolaridade						
9 ou mais anos		1,00				
5 a 8 Anos	0,04	1,05	0,90	1,22	0,0776	0,567
1 a 4 anos	0,13	1,14	0,99	1,32	0,0743	0,073
Sem instrução	0,28	1,33	1,13	1,56	0,0827	0,0007
Raça						
Outros		1,00				
Brancos	-0,05	0,95	0,87	1,04	0,0443	0,2389
Plano de saúde						
Não tem		1,00				
Um	0,04	1,05	0,94	1,16	0,0540	0,4131
Mais de um	-0,23	0,79	0,56	1,12	0,1760	0,1871
Serviço de saúde de uso regular						
Não		1,00				
Sim	0,10	1,11	1,00	1,22	0,0512	0,051
Número de leitos por 1.000 habitantes	0,11	1,11	0,95	1,29	0,0776	0,1871
Número de médicos por 1.000 habitantes	0,05	1,05	0,95	1,16	0,0524	0,377

Dessa forma, deve-se enfatizar que a oferta não altera a associação entre situação social e uso de internações hospitalares no Brasil, favorável aos indivíduos mais pobres e aos que tem plano de saúde e serviço de saúde de uso regular, e que necessidades de saúde foram o principal determinante das internações hospitalares.

A oferta medida no nível da unidade da federação praticamente não afetou o uso individual de serviços hospitalares. Uma possível explicação pode estar relacionada à área geográfica inapropriada para a análise. As unidades da federação brasileiras são muito extensas e com grande diversidade interna, não sendo o nível de desagregação ideal para se estudar o efeito da oferta no uso de serviços de saúde. Além disso, na época do estudo o papel do Estado, enquanto gestor do SUS, estava bastante esvaziado, tendo sido resgatado posteriormente a partir das Normas Operacionais de Assistência à Saúde (NOAS).<sup>14</sup> Porém, o Estado é o menor nível de desagregação possível para as informações da PNAD 1998, para permitir o cruzamento com as informações de oferta de serviços de saúde obtidas de outras bases de dados, como a AMS 1999 e o Datasus.

Considerando especificamente o efeito da oferta de leitos hospitalares, o que parece ter ocorrido foi

um caso de demanda induzida pela oferta, ou seja, mesmo ajustando-se por necessidades de saúde e outras variáveis individuais pertinentes, quanto maior o número de leitos disponíveis, maior a chance do indivíduo se internar. Esse achado sinaliza a existência de certo número de internações que poderiam ser evitadas, permitindo que esses recursos fossem aplicados em outros serviços. Por outro lado, esse efeito significa também que, quando a oferta for insuficiente, internações justificadas por necessidades de saúde podem deixar de ocorrer.

O número de médicos por habitante foi utilizado como medida da capacidade de atendimento ambulatorial em cada unidade da federação. Considerando-se que os médicos inscritos nos respectivos Conselhos Regionais de Medicina representam a oferta de médicos em determinado Estado, maior número de médicos *per capita* significa que mais consultas médicas estarão disponíveis para a população de forma geral. A maior disponibilidade de atendimento ambulatorial poderia contribuir preventivamente para evitar admissões hospitalares. Ou seja, a oferta adequada de serviços ambulatoriais poderia contribuir para o uso mais racional das internações hospitalares. Essa hipótese remete à discussão do problema da má distribuição dos médicos no Brasil,<sup>4</sup> que ainda é bastante acentuada, apesar da existência de progra-

**Tabela 4** - Modelo de Poisson para número de reinternações para crianças. Brasil, PNAD, 1998.

	Coefficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-padrão	Valor p
Intercepto	-2,36	0,09	0,06	0,15	0,2233	<,0001
Idade						
A cada ano	-0,01	0,99	0,97	1,01	0,0094	0,2239
Sexo						
Masculino		1,00				
Feminino	0,01	1,01	0,87	1,18	0,0777	0,8705
Auto-avaliação do estado de saúde						
Muito bom		1,00				
Bom	0,41	1,51	1,14	2,00	0,1443	0,0043
Regular	1,16	3,18	2,37	4,27	0,1498	<,0001
Ruim e muito ruim	1,86	6,45	4,57	9,09	0,1755	<,0001
Restrição das atividades habituais						
Não		1,00				
Sim	0,17	1,18	0,92	1,52	0,1302	0,2001
Estiveram acamados						
Não		1,00				
Sim	0,17	1,18	0,90	1,55	0,1377	0,2241
Número de doenças crônicas						
Nenhuma		1,00				
Uma	0,49	1,63	1,38	1,94	0,0869	<,0001
Duas ou mais	0,70	2,01	1,46	2,78	0,1646	<,0001
Renda familiar per capita (em faixas de salário-mínimo)						
Mais de 2 SM		1,00				
0,75 a 2 SM	0,36	1,43	1,05	1,96	0,1605	0,0247
Até 0,75 SM	0,40	1,49	1,08	2,05	0,1633	0,0155
Sem renda	0,02	1,02	0,65	1,61	0,2322	0,9354
Sem informação	-0,32	0,73	0,30	1,74	0,4448	0,4716
Plano de saúde						
Não tem		1,00				
Um	0,17	1,18	0,95	1,48	0,1139	0,1417
Mais de um	-0,10	0,91	0,39	2,11	0,4328	0,8184
Serviço de saúde de uso regular						
Não		1,00				
Sim	0,01	1,01	0,83	1,23	0,1000	0,9289
Número de leitos por 1.000 habitantes	-0,02	0,98	0,76	1,26	0,1297	0,8621
Número de médicos por 1.000 habitantes	-0,08	0,92	0,77	1,10	0,0908	0,3822

mas como o Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS), atualmente em funcionamento.\*

Como esperado, as reinternações hospitalares foram determinadas pelas necessidades de saúde, não tendo havido efeito da oferta de serviços hospitalares sobre elas. A partir da primeira internação, as internações subseqüentes foram motivadas pelas necessidades de saúde e não pela oferta.

Devido ao efeito relativamente modesto das variáveis de oferta, algumas tentativas de correção da oferta de leitos foram exploradas. Entre essas, o número de leitos por habitante multiplicado pela densidade demográfica e pela densidade demográfica ao quadrado resultaram em coeficientes absolutamente nulos e foram descartadas. A transformação, elevando o número de leitos ao quadrado, levou à diminuição do efeito dessa variável. A oferta de leitos multiplicada pela taxa de ocupação média nos Estados revelou-se interessante no modelo para crianças, realçando o efeito dessa variável; entretanto, para adultos, tal variável não foi significativa. Esse indicador corrige a oferta, representando a efetivamente utilizada e não a sua totalidade existente.

A inclusão do uso individual de consultas ambulatoriais em modelo explicativo de uso de serviços hospitalares é passível de discussão. A tentativa de incorporar essa variável nos modelos mostrou valores de razão de chances (OR) muito elevados. O grande efeito dessa variável indica que, quando proveniente de dados transversais, ela não deva ser incluída nos modelos. Isso porque trata-se de variável interveniente,<sup>21</sup> que não tem relação bidirecional com a internação, podendo ser tanto causa quanto efeito. Além disso, o número médio de consultas ambulatoriais obtidos da

PNAD foi menor do que o número de consultas pagas pelo SUS para alguns Estados. A informação sobre consultas na PNAD tende a ser subestimada, devido ao viés de memória, enquanto que as consultas do SUS podem ser superestimadas, por problemas no faturamento e processamento nos dados. Além disso, caso os dados fossem disponíveis, poderia ser interessante incluir consultas básicas e especializadas em separado nas análises, pois as primeiras são em geral mais disponíveis e poderiam funcionar como preventivas das internações, enquanto que as segundas são em geral mais escassas e poderiam estar mais diretamente associadas às internações hospitalares.

Os resultados encontrados ressaltam a importância das características dos indivíduos no uso de internações hospitalares no Brasil. Além disso, os resultados refletem a conformação do sistema de saúde brasileiro, composto pelo SUS e por um setor privado de saúde suplementar. O Brasil apresenta grande inadequação na oferta de leitos hospitalares, seja pelo excesso em alguns locais, pela falta em outros, pela baixa complexidade dos leitos ofertados ou mesmo por problemas de qualidade do cuidado ofertado. E, se ainda for correta a hipótese aqui levantada, de que existiu algum nível de demanda induzida pela oferta no uso de serviços hospitalares no Brasil, investigações mais aprofundadas merecem ser feitas nessa área, de forma a subsidiar intervenções, visando maior adequação do sistema às necessidades da população.

## AGRADECIMENTOS

À Viviane Alves Vieira, do Laboratório de Estatística Espacial do Departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais, pela ajuda na preparação de alguns dados utilizados nessa análise.

## REFERÊNCIAS

1. Aday LA, Andersen RM. A framework for the study of access to medical care. *Health Serv Res* 1974;9(Fall):208-20.
2. Andersen R, Newman JF. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. *Milbank Q* 1973;51:95-124.
3. Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Social Behav* 1995;36(1):1-10.
4. Associação Médica Brasileira (AMB). Editorial. *J Assoc Med Bras* [on-line]. 2000; 41(1306). Disponível em: URL: [http://www.amb.org.br/jamb/abr\\_mai00/abr\\_mai.htm](http://www.amb.org.br/jamb/abr_mai00/abr_mai.htm) [2004 fev 2]
5. Castro MSM, Travassos C, Carvalho MS. Fatores associados às internações hospitalares no Brasil. *Ciênc Saúde Coletiva* 2002; 7(4):795-811.
6. Donabedian A. Aspects of medical care administration. In: *The assessment of need*. Boston: Harvard University Press; 1973. p. 58-77.

\*Ministério da Saúde, Secretaria de Políticas de Saúde. Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS). Disponível em <http://portalweb01.saude.gov.br/pits/> [9 dez 2003]

7. Hart JT. The inverse care law. *Lancet* 1971;1(7696):405-12.
8. Hart JT. Commentary: three decades of the inverse care law. *BMJ* 2000;320(7226):15.
9. Hinde J, Demétrio CGB. *Overdispersion: models and estimation*. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística; 1998.
10. Hox JJ. *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties; 1995.
11. Hulka BS, Wheat JR. Patterns of utilization: the patient perspective. *Med Care* 1985;25(3):438-51.
12. Ihaka R, Gentleman R. R: a language for data analysis and graphics. *J Comput Graph Stat* [on-line] 1996;5:299-314. Available from: URL: <http://www.r-project.org/> [2003 Jul 13]
13. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE]. *Estatísticas de saúde: assistência médico-sanitária*. Rio de Janeiro; 1999.
14. Ministério da Saúde. Portaria Nº 95/GM de 26 de janeiro de 2001. Brasília (DF): *Diário Oficial da União*; 29 jan 2001.
15. Ministério da Saúde. Portaria Nº 2224/GM, de 5 de dezembro de 2002. Estabelece o sistema de classificação hospitalar do Sistema Único de Saúde [on-line]. Disponível em: URL: <http://dtr2001.saude.gov.br/sas/PORTARIAS/Port2002/Gm/GM-2224.htm> [2 fev 2005]
16. Phillips KA, Morrison KR, Andersen R, Aday LA. Understanding the context of healthcare utilization: assessing environmental and provider-related variables in the behavioral model of utilization. *Health Serv Res* 1998;33(3):571-96.
17. Piola SF, Biasoto Júnior G. Financiamento do SUS nos anos 90. In: Negri B, Di Giovanni G, editores. Brasil: radiografia da saúde. Campinas (SP): Editora Unicamp; 2001.
18. Porto SM, Viacava F, Szwarcwald, CL, Martins M, Travassos C, Piola S et al. Metodologia de alocação equitativa de recursos: relatório final do projeto REFORSUS. Rio de Janeiro: Fundação Oswaldo Cruz; 2002.
19. Venables WN, Ripley BD. MASS library for version 6.2 [computer program]. 1999. Available from: URL: <http://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS3/sites.html> [2003 Jul 15]
20. Verzilla C. Fitting mixed-effects models in R (version 1.5.1). 2003. Available from URL: <http://multilevel.ioe.ac.uk/softrev/reviewr.pdf> [2003 Ago 11]
21. Victora CG, Huttly SR, Fuchs, SC, Olinto MTA. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. *Int J Epidemiol* 1997;26:224-7.
22. Wennberg JE. On patient need, equity, supplier-induced demand, and the need to assess the outcome of common medical practices. *Med Care* 1985;23(5):512-20.