

## Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003

Geographic and social inequalities in the access to health services in Brazil: 1998 and 2003

Claudia Travassos<sup>1</sup>  
Evangelina X. G. de Oliveira<sup>2</sup>  
Francisco Viacava<sup>1</sup>

**Abstract** *The objective of this study was to evaluate geographical and social inequalities prevailing in Brazil in 2003 and to compare these data to the pattern of 1998, using data from the national household surveys of 1998 and 2003. The population under study involved children and adults living in urban areas, who referred activity restrictions in the last 15 days. The dependent variable was actual use of health services in the 15 days preceding the interviews. Use of services was controlled by age and sex and included per capita family income, years of schooling and geographical areas – regions and states. The results confirm the pattern of social and geographical inequalities in the access to health services in Brazil. This is true for children and adults. There was a slight decrease in social inequalities as refers to access, but the geographical disparities increased in the course of the studied period. In 2003, the Southern region, one of the most developed in the country, presented an extremely high degree of social inequalities and the state of Rio Grande do Sul stands out for the magnitude of social inequalities in the access to health services. The PNAD sample presents limitations for equity studies in the use of health services at state level.*

**Key words** *Equity, Access, Utilization, Supply, PNAD*

**Resumo** *Este estudo objetivou avaliar o padrão das desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde em 2003 e compará-lo com o padrão existente em 1998, usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A população estudada foi de crianças e adultos residentes em áreas urbanas que referiram restrição de atividades nos últimos 15 dias nas duas pesquisas. A variável dependente foi o uso de serviços de saúde nos 15 dias que antecederam a entrevista. Os modelos de uso de serviços de saúde testados foram controlados por idade e sexo, e incluíram renda familiar per capita, escolaridade, grande região e alguns estados da federação. O estudo reafirmou o padrão de que no Brasil o acesso é fortemente influenciado pela condição social das pessoas e pelo local onde residem. Este padrão existe tanto para os adultos como para as crianças. Houve alguma diminuição das desigualdades sociais no acesso, mas as desigualdades geográficas no acesso aumentaram no período de estudo. Na região Sul, uma das mais desenvolvidas do país, persiste um padrão de forte desigualdade social e o estado do Rio Grande do Sul destaca-se pela magnitude das desigualdades sociais no acesso. A amostra da PNAD apresenta limitações para estudos de equidade na utilização de serviços de saúde no âmbito estadual.*

**Palavras-chave** *Equidade, Acesso, Utilização, Serviços de saúde, PNAD*

<sup>1</sup> Departamento de Informações em Saúde – DIS/CICT/Fiocruz. Av. Brasil 4365, Manguinhos, 21045-900, Rio de Janeiro RJ. claudia@cict.fiocruz.br

<sup>2</sup> Coordenação de Geografia, IBGE.

## Introdução

Acesso refere-se à possibilidade de utilizar serviços de saúde quando necessário. O Sistema Único de Saúde (SUS), como ocorre com os sistemas de saúde de vários países europeus, orienta-se pelo princípio de acesso universal e igualitário. O princípio constitucional de justiça social nos serviços de saúde pode ser traduzido em igualdade no acesso entre indivíduos socialmente distintos.

Acesso expressa características da oferta que facilitam ou obstruem a capacidade das pessoas usarem serviços de saúde quando deles necessitam. Barreiras de acesso originam-se das características dos sistemas e dos serviços de saúde. A disponibilidade de serviços e sua distribuição geográfica, a disponibilidade e a qualidade dos recursos humanos e tecnológicos, os mecanismos de financiamento, o modelo assistencial e a informação sobre o sistema são características da oferta que afetam o acesso. O padrão de equidade no acesso varia muito entre países e há maior equidade no acesso em países com seguro público, comparativamente aos países com sistemas estruturados com base em seguros privados<sup>1</sup>.

No modelo de utilização de Andersen<sup>2</sup>, os fatores capacitantes, que se referem aos meios disponíveis para as pessoas obterem o cuidado de saúde de que necessitam, indicam a existência de desigualdades sociais no acesso aos serviços de saúde. A renda, por exemplo, é um fator capacitante que, quando presente na explicação do padrão de utilização de serviços de saúde da população, indica que a utilização varia segundo os recursos financeiros das pessoas. Barreiras financeiras ao atendimento são geradas pelo modo de financiamento do sistema de saúde.

Estudo recente<sup>3</sup> comparou o acesso aos serviços de saúde entre países da Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) e a existência de desigualdades de renda no acesso em cada país. O acesso variou expressivamente entre os países e aproximadamente metade deles não apresentou desigualdades entre os grupos de renda. As desigualdades de renda foram mais frequentes e mais acentuadas no acesso aos médicos especialistas do que aos médicos generalistas. As maiores desigualdades de renda no acesso, em favor dos mais ricos, foram detectadas no México e nos Estados Unidos, países sem acesso universal.

No Brasil, pesquisa com dados de 1989<sup>4</sup>, portanto anterior à implantação do SUS, mostrou uma situação de marcadas desigualdades sociais no acesso aos serviços de saúde no país. O padrão observado foi que a prevalência de morbidade

referida aumentava com a renda familiar *per capita*, porém a taxa de utilização de serviços de saúde diminuía. Assim, os que mais necessitavam utilizavam menos serviços de saúde. Desigualdades foram também observadas entre as grandes regiões do país. As pessoas residentes nas regiões mais desenvolvidas apresentavam maiores taxas de utilização de serviços do que as residentes nas regiões menos desenvolvidas. Entretanto, a capacidade de produzir serviços de saúde em âmbito das regiões não se mostrou associada à presença de desigualdades sociais nas taxas de utilização de serviços de saúde de seus residentes. As regiões Sul e Nordeste, apesar de diferirem marcadamente nas taxas de utilização, mostraram padrões bastante semelhantes de desigualdade social na utilização de serviços de saúde<sup>4</sup>.

Vários estudos realizados com dados referentes à década de 1990 demonstraram que, no Brasil, o acesso e a utilização de serviços de saúde permaneciam bastante desiguais entre os grupos sociais<sup>5, 6, 7, 8</sup>.

Tendo em vista a disponibilidade de informação de base populacional em âmbito nacional para 2003, buscou-se, com este estudo, avaliar o padrão das desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil e compará-lo com o padrão existente em 1998.

## Metodologia

Foi realizado estudo de corte transversal sobre as desigualdades sociais e geográficas no acesso aos serviços de saúde em 1998 e 2003.

Analisaram-se os microdados dos suplementos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), aplicada pelo IBGE, em 1998<sup>9</sup> e em 2003<sup>10</sup>. A amostra da PNAD é representativa da população residente em domicílios particulares nos estados da Federação, que continha cerca de 350 mil pessoas em 1998 e 385 mil pessoas em 2003, e não inclui a população residente na área rural da região Norte. A amostra é estratificada com até três estágios de seleção em cada estrato<sup>11</sup>.

Em razão dos diferenciais nas características da população e da oferta de serviços entre os estratos rurais e urbanos, a população rural foi excluída da análise. No Brasil, a legislação define como urbanas as áreas das cidades (sedes dos municípios), das vilas (sedes distritais) e das áreas urbanas isoladas. As áreas rurais são aquelas situadas fora desses limites. A delimitação do perímetro das áreas urbanas é atribuição dos municípios, o que implica a possibilidade de grande

variação nos critérios utilizados e até mesmo na sua atualização. Assim, é possível encontrar áreas legalmente definidas como urbanas que ainda não foram de fato urbanizadas, e outras que, embora ainda definidas como rurais, já foram urbanizadas. Neste estudo, optou-se por analisar a população residente em áreas urbanas “de fato”, que foi definida como aquela residente em “área urbanizada de cidade ou vila” (tipo 1), “área urbana isolada” (tipo 3) e “aglomerado rural de extensão urbana” (tipo 4), considerando os tipos de situação definidos pelo IBGE<sup>12</sup>. A classificação adotada distingue-se da utilizada na publicação dos dados por excluir da população urbana as pessoas residentes em “área não-urbanizada de cidade ou vila” (tipo 2) e incluir as pessoas residentes em áreas classificadas como tipo 4, que, pela definição legal, são parte da população rural.

A análise foi desagregada por idade: crianças de 0 a 9 anos de idade e pessoas com 10 ou mais anos de idade; e por unidades da federação e grandes regiões.

O acesso foi medido pela variável *proxy* – utilização de serviços. A igualdade na utilização de serviços de saúde foi testada entre os grupos sociais e as áreas geográficas. As análises sobre desigualdades sociais na utilização de serviços de saúde foram controladas por necessidades de saúde para evitar viés de confundimento. A variável de necessidade de saúde empregada foi restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde nos 15 dias que antecederam a entrevista. Foram excluídas do estudo as pessoas que não referiram restrição de atividades. A exclusão das pessoas que não referiram morbidade buscou também melhorar a magnitude dos efeitos das variáveis sociais e geográficas na utilização de serviços de saúde, dada a força da associação entre a utilização de serviços de saúde e as variáveis de necessidades<sup>13</sup>.

A variável dependente – uso de serviços de saúde – foi criada como variável dicotômica (usou / não usou). As pessoas que usaram são aquelas que responderam positivamente à pergunta sobre terem sido atendidas em serviço de saúde nas duas semanas anteriores à realização da pesquisa (na primeira ou última vez que procuraram); e as pessoas que não usaram são aquelas que não procuraram serviços no período de referência da pesquisa ou que procuraram, mas não foram atendidas. Foram considerados todos os tipos de serviço incluídos nas alternativas: farmácia, posto ou centro de saúde, consultório médico particular, consultório odontológico, consultórios de outros profissionais de saúde (fonoaudiólogos, psicólogos, etc.), ambulatório ou consultório de

empresa ou sindicato, ambulatório ou consultório de clínica, pronto-socorro ou emergência, hospital, laboratório ou clínica para exames complementares, atendimento domiciliar.

As variáveis sociais testadas foram:

1) Renda familiar *per capita*, calculada pela divisão do valor do rendimento mensal familiar – que exclui os rendimentos dos agregados, pensionistas, empregados domésticos, parentes dos empregados domésticos e pessoas de menos de 10 anos de idade – pelo número de componentes da família. Os valores foram transformados em múltiplos do salário mínimo vigente no ano das pesquisas (R\$ 130,00 em 1998 e R\$ 240,00 em 2003), e categorizados em três classes<sup>14</sup>: até 0,74SM; 0,75 a 1,99SM; e 2SM ou mais. A categoria de referência nos modelos estatísticos foi a de menor renda.

2) Escolaridade, calculada em anos de estudo completos categorizados em 3 classes: até 4, 5, de 4,5 a 8 e 9 ou mais anos de estudo. Nas crianças de 0 a 9 anos, a escolaridade da mãe foi a variável utilizada. A categoria de referência foi a de menor escolaridade.

Para quantificar o erro amostral em função da dimensão da estimativa, o IBGE disponibiliza com os microdados da PNAD tabelas contendo os coeficientes de variação (CV) das estimativas para cada área geográfica. Quanto maior o CV, maiores as chances de erro dessas estimativas e dos modelos nelas baseadas.

Como os CV divulgados pelo IBGE estão referidos à população expandida, foi necessário expandir as observações referentes às células resultantes do cruzamento da variável “uso de serviços de saúde” com as variáveis escolaridade e renda familiar. Para cada recorte geográfico (Brasil, Região e UF), o menor valor observado nas células foi confrontado com a tabela de CV, obtendo-se, assim, os valores mínimo e máximo dos CVs associados ao tamanho de população estimada. Os registros sem informação foram excluídos desta análise.

Aplicou-se o critério de aceitar apenas as áreas com células correspondendo a CV menor que 35% em 2003. Este valor foi fixado com base no maior CV para o país como um todo, que foi observado na população de crianças menores de 10 anos.

Os CV variaram entre as áreas geográficas. Para o Brasil, na população de 10 anos e mais, com restrição de atividades, o CV variou entre 7,8% e 5,8% em 2003, e entre 10,2% e 7,6% em 1998. Na população com menos de 10 anos, variou entre 35,0 e 30,9% em 2003, e entre 27,0% e

20,2% em 1998. Nas grandes regiões, os CV foram bastante distintos. Para os que tinham 10 anos ou mais em 2003, os valores extremos corresponderam às regiões Sudeste (13,5% e 12,1%) e Norte (24,9% e 18,1%). Neste grupo, em 1998, os menores CV ocorreram na região Nordeste e os maiores, no Norte. Nos estados, apenas Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul atenderam ao critério estabelecido. Os demais estados não foram incluídos na análise das desigualdades.

Nas crianças com menos de 10 anos, o CV para o Brasil variou entre 35,0% e 30,9% em 2003, e entre 27,0% e 20,2% em 1998. Os dados para este grupo populacional não suportam análises em níveis maiores de desagregação (Tabela 1).

Os modelos de uso de serviços de saúde testados foram controlados por idade (variável contínua) e por sexo. Os homens representaram a categoria de referência. A probabilidade de uso do serviço de saúde ajustada por idade e sexo, para residentes nos diversos recortes geográficos e grupos sociais, foi estimada por regressão logística. Razão de chance diferente de 1 expressa a presença de desigualdade geográfica ou social. O intervalo de confiança foi de 90%. O primeiro modelo foi ajustado para o Brasil sem incluir as grandes regiões, e o segundo incluiu as grandes

regiões. O segundo modelo testou a hipótese nula de igualdade geográfica no acesso, isto é, igualdade entre as grandes regiões. Os modelos subsequentes replicaram o primeiro modelo desagregado por recortes geográficos – grande região e UF. Esses modelos testaram a hipótese nula de igualdade no acesso entre os grupos sociais, isto é, igualdade intra-regional.

Todas as análises foram realizadas com o programa de domínio público R<sup>15</sup>, utilizando a função *svyglm* da biblioteca *survey*<sup>16</sup>, descrita em Lumley<sup>17</sup>, que corrige o efeito de desenho da amostra. O uso de probabilidades diferenciadas na seleção da amostra implica a necessidade de se ponderar as observações. Foram utilizados pesos normalizados<sup>18</sup>.

## Resultados

Em 2003, para o conjunto da população adulta urbana, a taxa de utilização era de 17,8% (13,4% em 1998) e para o conjunto das crianças era de 16,1% (14,4% em 1998).

Em 2003, na população brasileira urbana de 10 anos ou mais de idade, a prevalência de restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde nos 15 dias que antecederam a entrevista era de

**Tabela 1**

Tamanho da estimativa na menor célula e limites dos coeficientes de variação, por faixas de idade, para residentes urbanos e com restrição de atividades por motivo de saúde, segundo uso de serviço de saúde, classes de escolaridade e de renda familiar. Brasil, grandes regiões e estados selecionados, 1998 e 2003.

	2003					1998				
	Limites					Limites				
	Estimativa	Inicial	CV(%)	Final	CV(%)	Estimativa	Inicial	CV(%)	Final	CV(%)
<b>Até 10 anos</b>										
Brasil	3.514	3.000	35,0	4.000	30,9	7.394	5.000	27,0	10.000	20,2
<b>10 anos ou mais</b>										
Brasil	104.469	100.000	7,8	200.000	5,8	60.271	50.000	10,2	100.000	7,6
Norte	6.730	5.000	24,9	10.000	18,1	7.314	5.000	28,4	10.000	20,4
Nordeste	11.300	10.000	16,4	20.000	12,9	23.422	20.000	13,5	30.000	11,7
Sudeste	48.291	40.000	13,5	50.000	12,1	16.598	10.000	23,8	20.000	17,5
Sul	17.185	10.000	20,6	20.000	15,5	5.484	5.000	25,4	10.000	19,3
Centro-Oeste	7.913	5.000	24,6	10.000	18,3	5.402	5.000	23,5	10.000	17,7
Minas Gerais	11.560	10.000	22,5	20.000	16,6	5.757	5.000	26,5	10.000	20,2
São Paulo	25.846	20.000	21,1	30.000	17,4	6.865	5.000	39,4	10.000	28,7
Rio Grande do Sul	6.193	5.000	25,4	10.000	19,3	1.167	1.000	48,1	2.000	36,7

Fonte: PNAD 1998 e 2003, IBGE.

6,7% (6,4% em 1998); e, nas crianças até 10 anos, era de 7,8% (6,3%, em 1998). A taxa de utilização nessas populações era de 61,9% (59,7% em 1998) e de 67,3% (64,6% em 1998), respectivamente.

No Brasil, nas pessoas com 10 anos ou mais de idade residentes em áreas urbanas, com restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde, há maior proporção de mulheres, de pessoas com baixa escolaridade, menor renda e residentes nas regiões Nordeste e Norte – tabela 2.

A maior proporção de mulheres nas pessoas com restrição de atividades por motivo de doença permaneceu estável em ambos os anos analisados – cerca de 60%. A distribuição da população com 10 anos ou mais de idade e com restrição de atividades, segundo grandes regiões, mostrou-se também muito semelhante nos anos analisados, com maior concentração na região Sudeste (42,6% em 2003 e 43,6% em 1998) e menor concentração nas regiões Norte e Centro-Oeste (cerca de 8% em ambos os anos). No entanto, observaram-se diferenças no período de estudo em relação às variáveis sociais. Em relação à escolaridade das pessoas com restrição de atividades, houve uma diminuição da proporção de pessoas de 0 a 4 anos completos de estudo em 2003 (49%) em relação a 1998 (54,8%). No que tange à renda familiar *per capita*, a variação no período deu-se em sentido contrário: a proporção de pessoas na menor classe de renda – de 0 a 0,75SM – que era 31,7% em 1998, aumentou para 42,8% em 2003 (Tabela 2).

Diferentemente dos adultos, nas crianças menores de 10 anos de idade com restrição de atividades por motivo de saúde houve predomínio do sexo masculino – 52,7% em 2003 e 54,1% em 1998. Com relação à escolaridade das mães, constatou-se uma melhora. Houve um aumento na proporção de crianças com restrição de atividades com mães na classe de escolaridade mais alta (cerca de 36,0%), em comparação a 1998 (29,0%); e uma menor proporção (32,3%) de crianças com mães na menor faixa de escolaridade em relação a 1998 (24,5%). Como nos adultos, também houve variação em relação à renda: em 1998, na classe de renda familiar *per capita* inferior a 0,75SM, a proporção de crianças com restrição era 50,1% e aumentou para 64,5% em 2003 (Tabela 2).

As chances de uso de serviços de saúde da população urbana com 10 anos ou mais de idade com restrição de atividades aumentaram com a escolaridade e com a renda, o que denota um padrão de marcadas desigualdades sociais presente

em 1998 e 2003. No entanto, observou-se uma tendência de redução das desigualdades no período estudado. As pessoas da classe de maior renda, em 2003, tinham 59,5% a mais de chance de usar serviços de saúde do que aquelas da classe de menor renda. Esta diferença era de 66,4% em 1998. Redução desse diferencial também ocorreu na classe de renda intermediária (36,3% em 2003 e 40,8% em 1998). A redução do efeito da escolaridade na chance de usar serviços de saúde foi ainda mais marcada. Nas pessoas com 9 anos ou mais de escolaridade, a chance de uso era 20,9% maior do que a das pessoas de menor escolaridade em 2003. Em 1998, havia um gradiente em que as pessoas com 9 anos ou mais de escolaridade apresentavam 32,4% a mais de chance, e as pessoas com 5 a 8 anos de escolaridade 14,0% a mais de chance do que as pessoas com menos de 5 anos de escolaridade (Tabelas 3 e 4).

No segundo modelo, que incorpora as grandes regiões, observaram-se marcadas desigualdades geográficas. Em ambos os anos, as pessoas residentes nas regiões Sudeste e Sul apresentaram maiores chances de uso de serviços de saúde do que os residentes nas demais regiões. Comparativamente ao Sudeste e ao Sul, as chances de uso são menores na região Norte (45% menos chance), no Nordeste (40% menos chance) e no Centro-Oeste (23% menos chance). Em 1998, as chances de uso de serviços dos residentes das regiões Norte (33% menos chance) e Nordeste (35,5% menos chance), com relação às regiões Sudeste e Sul, eram um pouco melhores do que em 2003 (Tabelas 3 e 4).

Os modelos desagregados por região analisaram as desigualdades sociais intra-regionais. A região Sul foi a que apresentou maior desigualdade social nas chances de uso de serviços de saúde entre seus residentes.

A chance de uso de serviços dos moradores da região Sul que pertencem à classe mais alta de renda foi 94,8% maior do que a daqueles na classe mais baixa. No caso do Nordeste, esta chance foi 69,1% e no Centro-Oeste 44,4% maior. No Sudeste e no Norte não houve diferença a favor das pessoas na maior classe de renda. Entretanto, no Sudeste, as pessoas na classe de renda intermediária apresentaram chance 32% maior de uso de serviços do que as pessoas nas outras classes de renda.

Apenas as regiões Norte e Sudeste apresentaram desigualdades nas chances de uso de serviços por escolaridade. Pessoas com maior escolaridade – 9 anos ou mais – apresentaram chances maiores – 38% e 28,1%, respectivamente (Tabela 3).



**Tabela 2**

Características da população e das pessoas com restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde. Brasil, 1998 e 2003.

	Pessoas com restrição				Total de pessoas			
	1998		2003		1998		2003	
	N	%	N	%	N	%	N	%
<b>População 10 anos e mais</b>								
<b>Total</b>	<b>14.347</b>	<b>100,0</b>	<b>18.038</b>	<b>100,0</b>	<b>224.569</b>	<b>100,0</b>	<b>267.621</b>	<b>100,0</b>
<b>Sexo</b>								
Masculino	5.681	39,6	7.154	39,7	106.950	47,6	127.283	47,6
Feminino	8.666	60,4	10.884	60,3	117.619	52,4	140.337	52,4
<b>Escolaridade</b>								
até 4 anos	7.868	54,8	8.841	49,0	93.317	41,6	93.152	34,8
5 a 8 anos	3.490	24,3	4.484	24,9	67.326	30,0	77.416	28,9
9 anos e +	2.946	20,8	4.618	25,6	63.926	28,5	95.472	35,7
Sem inform.			95	0,5				
<b>Renda per capita</b>								
até 0,75 SM	4.553	31,7	7.665	42,8	61.981	27,6	102.832	38,4
0,75 a 2 SM	5.312	37,0	6.495	36,0	81.858	36,5	94.928	35,5
2 SM e mais	3.989	27,8	3.421	19,0	72.028	32,1	61.873	23,1
Sem inform.	493	3,4	457	2,5	8.702	3,9	7.988	3,0
Taxa de uso	59,7	-	61,9	-	13,4	-	17,8	-
<b>Região</b>								
Norte	1.056	7,4	1.465	8,1	12.376	5,5	17.228	6,4
Nordeste	3.725	26,0	4.566	25,3	51.626	23,0	62.446	23,3
Sudeste	6.260	43,6	7.687	42,6	111.648	49,7	129.929	48,5
Sul	2.164	15,1	2.878	16,0	33.195	14,8	38.881	14,5
Centro-Oeste	1.141	8,0	1.442	8,0	15.724	7,0	19.136	7,2
<b>Estado</b>								
São Paulo	3410	-	4072	-	23389	-	28885	-
Minas Gerais	1461	-	2068	-	60562	-	68831	-
Rio Grande do Sul	882	-	1.147	-	13.581	-	15.282	-
<b>Menores de 10 anos</b>								
<b>Total</b>	<b>3.158</b>	<b>100,0</b>	<b>4.362</b>	<b>100,0</b>	<b>50.331</b>	<b>100,0</b>	<b>55.975</b>	<b>100</b>
<b>Sexo</b>								
Masculino	1.707	54,1	2.299	52,7	25.604	50,9	28.417	50,8
Feminino	1.451	45,9	2.063	47,3	24.726	49,1	27.558	49,2
<b>Escolaridade da mãe</b>								
até 4 anos	1.021	32,3	1.067	24,5	16.854	33,5	14.827	26,5
5 a 8 anos	1.038	32,9	1.440	33,0	16.036	31,9	17.637	31,5
9 anos e +	915	29,0	1.575	36,1	13.982	27,8	19.552	34,9
Sem inform.	184	5,8	279	6,4	3.459	6,9	3.959	7,1
<b>Renda per capita</b>								
até 0,75 SM	1.583	50,1	2.814	64,5	24.371	48,4	35.875	64,1
0,75 a 2 SM	915	29,0	1.050	24,1	16.156	32,1	13.389	23,9
2 SM e mais	598	18,9	428	9,8	8.852	17,6	5.902	10,5
Sem inform.	61	1,9	70	1,6	952	1,9	809	1,4
<b>Taxa de uso</b>	64,6	-	67,3	-	14,4	-	16,1	-

Em 1998, o padrão de desigualdade social no uso era diferente, sendo o Nordeste uma das regiões com maior desigualdade social na utilização segundo a renda e a escolaridade. O maior diferencial nas chances de uso de serviços de saúde nessa região era entre as pessoas com maior escolaridade, que apresentavam chance de 56,4% maior de uso do que as pessoas de baixa escolaridade.

Na região Sul, também caracterizada por marcadas desigualdades sociais, diferentemente de 2003 – quando a desigualdade social no uso era definida pela renda –, em 1998 essa desigualdade

era definida pela escolaridade e a chance de uso era 88,8% maior para as pessoas de maior escolaridade.

Em 1998, nas regiões Norte e Sudeste, a escolaridade não afetava as chances de uso, mas a diferença a favor da classe de renda mais alta era de 99,3% e 54,4%, respectivamente (Tabela 4).

Nos modelos desagregados por estado, Minas Gerais e São Paulo replicavam o padrão do Sudeste, com influência positiva da escolaridade e da renda na chance de uso de serviços de saúde. O Estado do Rio Grande do Sul também refletia o padrão da região Sul de maior chance de uso

**Tabela 3**

Razão de chance das variáveis dos modelos do uso de serviços de saúde das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde. Brasil e grandes regiões, 2003.

	<b>Brasil</b> <b>OR (IC90%)</b>	<b>Brasil-regiões</b> <b>OR (IC90%)</b>	<b>Norte</b> <b>OR (IC90%)</b>	<b>Nordeste</b> <b>OR (IC90%)</b>	<b>Sudeste</b> <b>OR (IC90%)</b>	<b>Sul</b> <b>OR (IC90%)</b>	<b>Centro-Oeste</b> <b>OR (IC90%)</b>
Intercepto	1,112* (1,013-1,220)	1,504* (1,351-1,675)	0,756* (0,622-0,921)	0,830* (0,717-0,960)	1,600* (1,328-1,927)	1,293 (1,000-1,670)	1,399* (1,066-1,836)
Sexo <sup>1</sup>	1,142* (1,080-1,208)	1,142* (1,079-1,209)	1,081 (0,957-1,221)	1,231* (1,102-1,376)	1,049 (0,950-1,159)	1,324* (1,150-1,524)	1,101 (0,954-1,272)
Idade	1,001 (0,999-1,002)	1,000 (0,999-1,002)	1,003* (1,000-1,007)	1,001 (0,999-1,004)	1,000 (0,997-1,003)	0,999 (0,995-1,003)	0,998 (0,993-1,002)
5 a 8 anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,014 (0,945-1,089)	0,998 (0,929-1,072)	1,131 (0,978-1,307)	1,008 (0,882-1,152)	0,970 (0,853-1,104)	0,992 (0,825-1,191)	0,999 (0,823-1,212)
9 ou mais anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,209* (1,111-1,316)	1,223* (1,124-1,330)	1,380* (1,116-1,706)	1,105 (0,955-1,279)	1,281* (1,107-1,483)	1,167 (0,920-1,481)	1,131 (0,998-1,570)
0,75 a 1,99 salários mínimos <sup>3</sup>	1,363* (1,278-1,453)	1,221* (1,142-1,306)	1,039 (0,869-1,242)	1,141* (1,020-1,275)	1,324* (1,171-1,496)	1,295* (1,091-1,538)	1,060 (0,895-1,256)
2 salários mínimos ou mais <sup>3</sup>	1,595* (1,447-1,757)	1,371* (1,241-1,514)	1,131 (0,869-1,471)	1,691* (1,422-2,010)	1,170 (0,986-1,389)	1,948* (1,548-2,452)	1,444* (1,149-1,816)
Norte <sup>4</sup>		0,544* (0,494-0,599)					
Nordeste <sup>4</sup>		0,597* (0,553-0,646)					
Sul <sup>4</sup>		0,958 (0,871-1,055)					
Centro-Oeste <sup>4</sup>		0,768* (0,715-0,866)					

\* p < 0,10

Categorias de referência: <sup>1</sup>homens, <sup>2</sup>0 a 4 anos de escolaridade, <sup>3</sup>0 a 0,75 SM *per capita*, <sup>4</sup>região Sudeste.

de serviços para as pessoas nas mais altas faixas de renda. No entanto, aqui a desigualdade era extremamente acentuada: chance 146% maior das pessoas de maior renda em comparação com as pessoas de menor renda.

Em 1998, em Minas Gerais a escolaridade dos residentes aumentava a chance de uso, enquanto em São Paulo mantinha-se o padrão regional de influência positiva apenas para a renda. No Rio Grande do Sul, novamente, o padrão regional de influência da escolaridade era também extremamente acentuado: chance 122% maior para as

pessoas com 9 anos ou mais de escolaridade (Tabela 5).

Em 2003, nas crianças menores de 10 anos de idade com restrição de atividades, residentes em áreas urbanas do país, as chances de uso de serviços de saúde aumentaram gradualmente com o aumento da renda familiar *per capita*. As crianças pertencentes a famílias na maior classe de renda tiveram chance 42,6% maior de uso do que aquelas de famílias de menor renda, e as de renda na classe intermediária tiveram chance 26,7% maior. A escolaridade da mãe também impactou po-

**Tabela 4**

Razão de chance das variáveis dos modelos do uso de serviços de saúde das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde. Brasil e grandes regiões, 1998

	Brasil OR (IC90%)	Brasil-regiões OR (IC90%)	Norte OR (IC90%)	Nordeste OR (IC90%)	Sudeste OR (IC90%)	Sul OR (IC90%)	Centro-Oeste OR (IC90%)
Intercepto	0,972 (0,881-1,072)	1,255* (1,117-1,411)	0,921 (0,738-1,148)	0,819 (0,681-0,985)	1,071 (0,888-1,292)	1,386* (1,030-1,865)	1,062 (0,803-1,403)
Sexo <sup>1</sup>	1,168* (1,101-1,239)	1,172* (1,105-1,244)	1,093 (0,901-1,327)	1,184* (1,051-1,334)	1,174* (1,072-1,286)	1,248* (1,063-1,465)	1,102 (0,942-1,289)
Idade	0,999 (0,998-1,000)	0,999* (0,997-1,000)	0,998* (0,996-0,999)	0,998 (0,996-1,000)	1,001 (0,998-1,004)	0,996 (0,992-1,001)	0,998 (0,994-1,001)
5 a 8 anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,140* (1,058-1,228)	1,125* (1,042-1,214)	1,010 (0,846-1,206)	1,178* (1,006-1,378)	1,113 (0,972-1,274)	1,242* (1,025-1,504)	1,039 (0,886-1,217)
9 ou mais anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,324* (1,172-1,497)	1,353* (1,189-1,540)	1,084 (0,900-1,306)	1,564* (1,379-1,775)	1,223 (0,980-1,526)	1,888* (1,478-2,413)	1,271* (1,061-1,522)
0,75 a 1,99 salários mínimos <sup>3</sup>	1,408* (1,299-1,526)	1,291* (1,192-1,399)	1,287* (1,098-1,509)	1,239* (1,075-1,427)	1,451* (1,262-1,667)	1,014 (0,857-1,199)	1,297 (0,992-1,697)
2 salários mínimos ou mais <sup>3</sup>	1,664* (1,523-1,818)	1,440* (1,320-1,571)	1,993* (1,525-2,605)	1,324* (1,120-1,565)	1,544* (1,334-1,787)	1,147 (0,917-1,436)	1,426* (1,140-1,785)
Norte <sup>4</sup>		0,670* (0,578-0,777)					
Nordeste <sup>4</sup>		0,645* (0,586-0,711)					
Sul <sup>4</sup>		0,936 (0,834-1,052)					
Centro-Oeste <sup>4</sup>		0,753* (0,670-0,846)					

\* p < 0,10

Categorias de referências: <sup>1</sup>homens, <sup>2</sup>0 a 4 anos de escolaridade, <sup>3</sup>0 a 0,75 SM *per capita*, <sup>4</sup>região Sudeste.



sitivamente o uso de serviços, mas apenas no grupo de 5 a 8 anos de escolaridade (20,9%). Em 1998, apenas a renda aparecia associada ao uso de serviços de saúde, mas os diferenciais nas chances de uso eram mais marcados do que em 2003 (52,4% na classe de maior renda e 39,8% na classe de renda intermediária) (Tabela 6).

## Discussão

Como observado em outros países, no Brasil, a distribuição da morbidade, medida pela restrição de atividades por motivo de saúde, mostrou marcado gradiente social e geográfico tanto nas crianças como nos adultos residentes em áreas urbanas. Este estudo reafirmou também um outro padrão: o acesso aos serviços de saúde no país é fortemente influenciado pela condição social das pessoas e pelo local onde residem. Desigualdades sociais no acesso não se observam em todos os

países e expressam as particularidades do sistema de saúde de cada local.

No Brasil, as desigualdades sociais no acesso permaneceram presentes no período estudado, tanto nas crianças como nos adultos. No geral, verificou-se que a renda influenciou mais o acesso do que a escolaridade. Em particular, a renda mostrou-se fator importante no acesso aos serviços de saúde das crianças. Apesar da permanência de desigualdades sociais no acesso aos serviços de saúde, houve uma tendência de redução de sua magnitude no país como um todo.

Notou-se que o local de residência afeta o acesso, que melhora com o grau de desenvolvimento socioeconômico da região. Os residentes nas regiões Sudeste e Sul tiveram maior acesso do que os residentes nas outras regiões. Entre 1998 e 2003, houve melhora no acesso em todas as regiões, com exceção da região Norte. No entanto, contrariamente à diminuição das desigualdades sociais no acesso, as desigualdades geográficas

**Tabela 5**

Razão de chance das variáveis dos modelos do uso de serviços de saúde das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde. Estados selecionados, 1998 e 2003.

	1998			2003		
	Minas Gerais OR (IC90%)	São Paulo OR (IC90%)	Rio Grande do Sul OR (IC90%)	Minas Gerais OR (IC90%)	São Paulo OR (IC90%)	Rio Grande do Sul OR (IC90%)
Intercepto	0,926 (0,665-1,288)	1,003 (0,737-1,364)	1,365 (0,910-2,048)	1,464* (1,107-1,937)	1,801* (1,322-2,454)	1,757* (1,171-2,637)
Sexo <sup>1</sup>	1,190* (1,027-1,380)	1,214* (1,059-1,392)	0,990 (0,807-1,215)	1,179* (1,016-1,367)	1,062 (0,909-1,241)	1,356* (1,114-1,652)
Idade	1,003 (0,998-1,009)	1,003 (0,999-1,007)	0,996 (0,991-1,002)	0,999 (0,994-1,004)	0,999 (0,994-1,004)	0,991* (0,985-0,997)
5 a 8 anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,104 (0,823-1,481)	1,241* (1,024-1,504)	1,371* (1,056-1,781)	0,985 (0,795-1,221)	0,842 (0,685-1,035)	0,892 (0,693-1,148)
9 ou mais anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,360* (1,059-1,747)	1,177 (0,849-1,632)	2,224* (1,723-2,872)	1,387* (1,095-1,756)	1,279* (1,021-1,602)	0,897 (0,610-1,319)
0,75 a 1,99 salários mínimos <sup>3</sup>	1,338* (1,073-1,669)	1,374* (1,104-1,709)	1,069 (0,824-1,387)	1,244* (1,016-1,523)	1,350* (1,123-1,623)	1,419* (1,142-1,762)
2 salários mínimos ou mais <sup>3</sup>	1,639* (1,264-2,126)	1,353* (1,083-1,689)	1,120 (0,809-1,551)	1,114 (0,792-1,566)	1,122 (0,878-1,433)	2,146* (1,541-2,988)

\* p < 0,10

Categorias de referência: <sup>1</sup>homens, <sup>2</sup>0 a 4 anos de escolaridade, <sup>3</sup>0 a 0,75 SM *per capita*.

**Tabela 6**

Razão de chance das variáveis dos modelos do uso de serviços de saúde dos menores de 10 anos, com restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde. Brasil, 1998 e 2003.

	1998 OR (IC90%)	2003 OR (IC90%)
Intercepto	2,284* (1,893-2,756)	2,462* (2,067-2,933)
Sexo <sup>1</sup>	0,941 (0,836-1,059)	0,940 (0,833-1,060)
Idade	0,910* (0,887-0,933)	0,923* (0,903-0,945)
5 a 8 anos de escolaridade <sup>2</sup>	1,055 (0,877-1,270)	1,209* (1,028-1,421)
9 ou mais anos de escolaridade <sup>2</sup>	0,996 (0,806-1,229)	1,173 (0,988-1,391)
0,75 a 1,99 salários mínimos <sup>3</sup>	1,398* (1,185-1,649)	1,267* (1,070-1,500)
2 salários mínimos ou mais <sup>3</sup>	1,524* (1,230-1,887)	1,426* (1,126-1,806)

\*  $p < 0,10$

Categorias de referência: <sup>1</sup>homens, <sup>2</sup>0 a 4 anos de escolaridade, <sup>3</sup>0 a 0,75 SM *per capita*.

ficas pioraram no período de estudo. O diferencial no acesso entre os residentes das regiões Norte e Nordeste e os residentes das regiões Sudeste e Sul aumentou, isto é, a melhora observada no acesso foi maior nas regiões mais desenvolvidas.

Por outro lado, o padrão de desigualdades sociais variou nas grandes regiões e nos estados, e não foi o mesmo nos anos estudados. A região Sul, uma das mais desenvolvidas do país, apresentou nível de desigualdade social extremamente alto, e o estado do Rio Grande do Sul destacou-se, entre os estados analisados, pela magnitude das desigualdades sociais no acesso. É interessante destacar que as regiões Norte e Nordeste, nas quais a melhora do acesso foi menor, mostraram maior redução nas desigualdades sociais.

Estudo<sup>4</sup> citado na introdução deste artigo, que empregou dados da PNSN de 1989, apontou resultados muito semelhantes. Em particular, já indicava a dissociação entre as desigualdades regio-

nais e as desigualdades sociais, isto é, não havia uma relação entre melhor acesso e menor desigualdade social no acesso. O caso mais evidente foi o da região Sul que, mesmo sendo uma das regiões mais ricas do país, apresentava forte desigualdade social no acesso.

Analisando-se em detalhe as taxas de utilização de serviços de saúde nas pessoas com 10 anos e mais com restrição de atividades em 2003, observou-se que as desigualdades verificadas na região Sul caracterizavam-se por taxa de utilização expressivamente maior (75,9%) no grupo de renda mais alta, do que aquela observada na região Sudeste para o mesmo grupo de renda (69,2%). Inversamente, no grupo de mais baixa renda, verificou-se taxa inferior de utilização nos residentes dessa região (60,0%) quando comparados aos da região Sudeste (63,3%).

Já na região Norte, a maior igualdade social estava representada por taxas de utilização bem inferiores à média nacional nos três grupos de renda: 50,1% no grupo de menor renda; 51,9% no grupo de renda intermediária e 55,9% no grupo de maior renda. Comparando-se os anos de 2003 e 1998, nessa região, verificou-se que a melhora das desigualdades sociais no acesso ocorreu por expressiva redução das taxas de utilização nos grupos de renda intermediária e alta. O único grupo que não apresentou redução nessa taxa no período foi o grupo de baixa renda.

Dessa forma, constatou-se que a maior desigualdade social na região Sul caracterizava-se por grande polaridade na possibilidade de usar serviços de saúde, quando necessário, entre os mais ricos e os mais pobres, e que a maior igualdade social na região Norte estava associada a baixas taxas de utilização em todos os grupos de renda. Como houve uma concentração de renda entre 1998 e 2003<sup>9,10</sup>, particularmente intensa na região Norte, pôde-se inferir, pelos resultados deste estudo, que a política de saúde nessa região conseguiu incluir um maior número de pessoas de baixa renda ao não diminuir o acesso aos serviços de saúde nesse grupo.

As grandes variações nas taxas de utilização e na sua distribuição entre os grupos sociais e nas grandes regiões indicaram que as políticas de redução de iniquidades no acesso aos serviços de saúde devem ser sensíveis a essa diversidade. Para reduzir as iniquidades no acesso aos serviços de saúde no Brasil, é necessário aumentar a taxa média de utilização de serviços nas regiões que apresentam taxas abaixo da média nacional, como a região Norte, e, ao mesmo tempo, garantir sua distribuição igualitária entre os grupos sociais.

Por outro lado, em regiões com bom nível de acesso aos serviços de saúde, mas altamente concentrado nos grupos de maior renda, como a região Sul, o foco das políticas deve estar voltado para melhorar sua distribuição social.

O SUS orienta-se por princípios constitucionais que garantem a universalidade no acesso aos serviços de saúde. Entretanto, fatores da oferta moldam o desenho do sistema em cada localidade, dando-lhe características particulares. Por exemplo, a cobertura por plano de saúde reduz barreiras financeiras no momento do consumo e aumenta o acesso. Porém, sua distribuição na população é muito seletiva, tanto do ponto de vista geográfico como social. As coberturas são maiores nas áreas mais desenvolvidas e entre as pessoas de maior renda<sup>7</sup>. A participação do setor de saúde suplementar em cada área influenciará expressivamente o padrão de desigualdades sociais no acesso. Essas desigualdades serão minimizadas na dependência da disponibilidade e organização dos serviços, recursos humanos e equipamentos no âmbito do setor público em cada região. Pesquisas futuras devem se voltar para estudar mais detalhadamente os fatores que explicam as particularidades do acesso em cada região.

Na interpretação dos resultados deste estudo, é importante ressaltar que a diminuição do efeito da escolaridade sobre a utilização de serviços de saúde, observada em quase todas as regiões, pode estar associada ao aumento do nível de escolaridade da população ocorrido entre 1998 e 2003<sup>9, 10</sup>.

O fato de a maior classe de renda familiar *per capita* na região Sudeste, bem como nos estados de Minas Gerais e São Paulo, ter deixado de apresentar chances de uso diferentes da menor classe de renda em 2003 não é facilmente explicável. Em particular, por ter permanecido um efeito positivo na segunda classe de renda, o que indica a presença de barreiras financeiras no acesso aos serviços. Ressalta-se também que é na faixa de mais alta renda que a região Sul e o estado do Rio Grande do Sul apresentam as mais gritantes desigualdades no uso de serviços no país.

Este estudo analisou a utilização de serviços de saúde em geral, que, no caso do Suplemento Saúde da PNAD 1998 e 2003, inclui o atendimento realizado em farmácia. Apesar de a farmácia não corresponder a um serviço realizado por profissional habilitado para diagnosticar e tratar pro-

blemas de saúde, sua inclusão foi mantida de forma a permitir uma melhor estimativa do volume geral de atendimentos aos problemas de saúde nos quinze dias que antecederam à entrevista. A baixíssima proporção da farmácia como tipo de serviço utilizado (1,1%) nos dois anos analisados e a pequena variação nessa proporção sugerem que sua inclusão no estudo não introduziu erro nas comparações entre os subgrupos populacionais estudados.

Um dos objetivos iniciais deste estudo – analisar as desigualdades sociais entre os estados – não pôde ser cumprido devido a limitações nos dados da PNAD para estudos sobre utilização de serviços de saúde em âmbito estadual. Essas limitações devem-se, particularmente, aos altos coeficientes de variação (CV) das estimativas para recortes geográficos menores que o nacional. Como os estudos sobre desigualdades sociais na utilização de serviços de saúde exigem ajuste das medidas por necessidade, idade e sexo<sup>19</sup>, necessita-se de grande volume de observações para garantir a confiabilidade das estimativas. No caso deste estudo, a variável de morbidade referida empregada, “restrição de atividades por motivo de saúde nos 15 dias que antecederam à entrevista”, tem uma prevalência de cerca de 6,5% nos maiores de 10 anos de idade, o que resulta em números muito pequenos na amostra, à medida que se reduz o âmbito geográfico de análise. Como o plano amostral da PNAD não foi construído com o objetivo de avaliar a utilização de serviços de saúde, somente puderam ser incluídos neste estudo estados populosos como São Paulo, Rio Grande do Sul e Minas Gerais, que apresentaram coeficientes de variação mais baixos do que os demais estados.

Os suplementos de saúde da PNAD têm sido de central importância na geração de dados de base populacional na área da saúde. No entanto, na avaliação de desempenho do SUS é importante levar em consideração os níveis estadual e municipal, dada a orientação descentralizada e regionalizada desse sistema, aliada ao fato de o Brasil ser um país marcado por enormes diversidades culturais, sociais e econômicas. As futuras discussões sobre a geração de dados de base populacional sobre saúde devem buscar contornar essas limitações, de modo a permitir maior detalhamento no acompanhamento das políticas de saúde.

## Colaboradores

C Travassos e F Viacava colaboraram na concepção do estudo, análise dos resultados e redação do artigo. EXG Oliveira colaborou na análise dos dados e na redação do artigo.

## Referências

1. Van Doorslaer E, Wagstaff A, Rutten F. Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective. Oxford: Oxford University Press; 1993.
2. Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Social Behav* 1995; 36(1):1-10.
3. Van Doorslaer E, Masseria C, Koolman X. Inequalities in access to medical care by income in developed countries. *CMAJ* 2006; 174(2):177-83.
4. Travassos C, Fernandes C, Pérez M. Desigualdade social, morbidade e uso de serviços de saúde no Brasil. Rio de Janeiro: Departamento de Administração e Planejamento em Saúde/ ENSP/Fiocruz; 1995. (Série Estudos nº 4).
5. César CLG, Tanaka OY. Inquérito domiciliar como instrumento de avaliação de serviços de saúde: um estudo de caso na região sudoeste da área metropolitana de São Paulo, 1989-1990. *Cad Saúde Pública* 1996; 12(2):59-70.
6. Mendonza-Sassi R, Beria JU, Barros AD. Out-patient service utilization and associated factors: a population-based study in southern Brazil. *Rev Saúde Pública* 2003; 37(3):372-8.
7. Lima-Costa MF, Barreto S, Giatti L. A situação socioeconômica afeta igualmente a saúde dos idosos e adultos mais jovens no Brasil? Um estudo utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD/98. *Rev C S Col* 2002; 7(4):813-24.
8. Pinheiro RS, Viacava F, Travassos C, Brito AS. Gênero, morbidade, acesso e utilização de serviços de saúde no Brasil. *Rev C S Col* 2002; 7(4):687-708.
9. Brasil. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Acesso e utilização de serviços de saúde, Brasil, 1998. Rio de Janeiro: IBGE; 2000.
10. Brasil. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Acesso e utilização de serviços de saúde, Brasil, 2003. Rio de Janeiro: IBGE; 2005.
11. Silva PLN, Pessoa DGC, Lila MF. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Rev C S Col* 2002; 7(4):659-70.
12. Brasil. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Metodologia do censo demográfico 2000. Rio de Janeiro: IBGE; 2003. (Série Relatórios Metodológicos nº 25).
13. Hulka BS, Wheat JR. Patterns of utilization: the patient perspective. *N Engl J Med* 1985; 23(5):438-60.
14. Travassos C, Viacava F, Pinheiro RS, Brito A. Utilização de serviços de saúde no Brasil: gênero, características familiares e condição social. *Rev Pan Am Salud Publica* 2002; 11(5/6):365-73.
15. R Development Core Team. R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2005. Disponível em: <http://www.R-project.org>.
16. Lumley T. Survey: analysis of complex survey samples. R package version 3.3-2; 2005.
17. Lumley T. Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software* 2004; 9(1):1-19.
18. Lee ES, Forthofer RN, Lomimer RJ. Analyzing complex survey data. London: Sage Publications; 1989. (Série Quantitative Applications in Social Sciences).
19. Collins E, Klein R. Equity and the NHS: self-reported morbidity, access, primary care. *Br Med J* 1980; 281(6248):1111-5.

Artigo apresentado em 24/04/2006

Aprovado em 11/05/2006

Versão final apresentada em 4/06/2006