

## DESIGUALDADES SÓCIO-ECONÔMICAS NA SAÚDE NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE DESAGREGADA DAS DOENÇAS CRÔNICAS DA PNAD

**Autoria:** Ana Carolina Pereira Zoghbi

### Resumo

Este artigo analisa a existência de desigualdades evitáveis e não evitáveis na saúde para o Estado de São Paulo por meio do impacto das variáveis explicativas na probabilidade de apresentar determinada doença crônica. Ao fazer a análise desagrega é possível direcionar recursos públicos para a prevenção e possível cura de doenças que atinjam grupos sociais economicamente mais vulneráveis. Os dados foram provenientes da PNAD de 2003, realizada pelo IBGE. As variáveis explicativas utilizadas foram: escolaridade (representativa da condição sócio-econômica), sexo, cor e idade. A escolha da escolaridade como variável sócio-econômica ao invés da renda se deveu a possibilidade de haver maior erro de medida na variável renda do que na variável escolaridade. O método de estimação utilizado para analisar o impacto das variáveis explicativas sobre a probabilidade de apresentar determinada doença foi o Probit, cujos resultados mostraram, para a maioria das doenças, desigualdade na saúde em favor dos ricos, uma vez que quanto maior a escolaridade, menor a probabilidade de apresentar determinada doença. Entretanto, no caso da variável “problema de tendinite”, os resultados evidenciaram que o aumento da escolaridade aumenta a probabilidade do indivíduo manifestar a enfermidade em questão.

### 1. Introdução

A desigualdade na saúde deve ser analisada sob duas perspectivas. A primeira está relacionada com a desigualdade evitável, que pode ser solucionada e por isso não pode ser ignorada. A segunda é a não evitável, a qual não pode ser eliminada devido à sua natureza. A desigualdade na saúde existente entre um jovem de vinte anos comparativamente a um idoso de sessenta, por exemplo, não pode ser evitada, é um fato da vida. Os estudos relacionados à saúde pública e à economia da saúde, em geral, investigam esses dois tipos de desigualdade concomitantemente. Para isso, buscam isolar os efeitos das desigualdades não evitáveis (por exemplo, separando de acordo com sexo e idade) a fim de detectar as desigualdades evitáveis causadas por determinadas variáveis sócio-econômicas. Dessa forma, é possível sinalizar a direção dos recursos públicos dentro da saúde, principalmente, para a profilaxia de doenças que se apresentem com maior intensidade entre os mais pobres. Assim, reduz-se a necessidade de gastos públicos futuros na cura ou redução dos sintomas de determinada doença nas classes mais baixas.

A relação entre saúde e variáveis como renda, educação, acesso a saneamento básico, entre outras, são comumente os focos de preocupação de pesquisadores na área da desigualdade na saúde. Todavia, a renda é a mais explorada nos estudos sobre desigualdade. Deaton (1999), por exemplo, analisa a relação entre mortalidade<sup>1</sup>, renda familiar e desigualdade na renda familiar. Os resultados demonstram que o aumento na desigualdade de renda tem um efeito indireto na mortalidade, pois em um ambiente onde a desigualdade de renda é grande, os grupos sociais que possuem uma maior renda apresentam menores chances de mortalidade prematura em relação aos mais pobres.

O Brasil passou, nas duas últimas décadas, por um processo de melhoria social se analisados alguns indicadores de saúde<sup>2</sup>. Todavia, este processo não ocorreu em todos os estados devido às desigualdades sócio-econômicas existentes no país.

Os resultados encontrados por Noronha (2001) demonstram essas desigualdades que ocorrem na saúde entre os estados, e evidenciam que os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo apresentaram os menores índices de desigualdade na saúde em favor dos ricos. Dessa forma, com objetivo de controlar as desigualdades regionais que possam ocorrer quando se

analisa a desigualdade no país como um todo, optou-se neste artigo por estudar a desigualdade na saúde somente no Estado de São Paulo<sup>3</sup>.

Assim, este estudo tem como objetivo analisar a existência de desigualdades sócio-econômicas na saúde no Estado de São Paulo por meio das relações de cada doença crônica com as variáveis escolaridade (sócio-econômica), cor, sexo e idade, utilizando para tanto o método Probit de estimação. O modelo Probit levou em consideração as diferenças entre os sexos e as faixas etárias de modo a separar os efeitos de desigualdades evitáveis e não evitáveis.

## 2. Revisão da Literatura

Noronha (2001) faz dois ensaios sobre desigualdade social na saúde com base na PNAD de 1998. No primeiro trabalho é feita uma análise da desigualdade na saúde no Brasil por meio da construção de índices de desigualdade de saúde para cada estado, padronizados ou não para sexo e idade. Isso possibilitou a verificação das diferenças econômicas, culturais e sociais existentes. As variáveis relacionadas à saúde utilizadas para a construção dos índices foram: presença de doenças crônicas; dificuldade em realizar alguma tarefa individual; e auto-avaliação. As relacionadas às características sócio-econômicas foram renda familiar e escolaridade. Os resultados demonstram a existência de desigualdade em favor dos ricos para quase todas as regiões do país, porém, um resultado interessante encontrado foi que nos estados do nordeste há desigualdade em favor dos pobres. A autora conclui que esse resultado poderia ser explicado tanto pela pobreza da maior parte da população da região que não tem acesso a serviços de saúde e, com isso, não tem condições de identificar alguma doença, como pelo fato de que a maioria das doenças leva à morte e as variáveis utilizadas no trabalho estão associadas à morbidade.

O segundo ensaio analisa a desigualdade no acesso ao serviço de saúde. Esse trabalho foi motivado pelo fato de que no primeiro ensaio alguns dos resultados não esperados estavam associados à impossibilidade de acesso à saúde por parte da população de menor poder aquisitivo. As variáveis dependentes utilizadas foram o número de consultas médicas e internações hospitalares. Adicionalmente, as estimações foram feitas para duas amostras. Uma abrangendo a população total e a outra a população ocupada. Por outro lado, foram utilizadas diversas variáveis explicativas, entre elas variáveis sócio-econômicas e relacionadas à saúde. O modelo utilizado foi o *hurdle* binomial negativo, pois nenhuma das variáveis ligada ao acesso de serviço de saúde terá valores negativos. Assim, foi encontrada desigualdade no acesso ao serviço de saúde dependendo do tipo de serviço demandado. Quando ambulatorial, observou-se que essa desigualdade favorecia os mais ricos. Porém, quando o serviço considerado era internação, os favorecidos eram os pobres. Provavelmente, isso se deve ao fato de que as pessoas de classe mais baixa procuram por serviço de saúde quando já estão com algum problema muito grave que necessitam de internação.

Diaz (2001) aborda a desigualdade sócio-econômica na saúde baseando-se na utilização do índice de concentração de saúde<sup>4</sup>, padronizado para idade e sexo. A base de dados utilizada no trabalho foi a Pesquisa Domiciliar sobre Padrões de Vida (PPV), realizada por meio de um convênio entre o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Banco Mundial, no período de março de 1996 até março de 1997. O trabalho abrange as regiões nordeste e sudeste. A variável sócio-econômica utilizada foi o consumo por pessoa. As variáveis analisadas para identificar a existência de desigualdade foram: a presença de doenças crônicas, auto-avaliação sobre o estado de saúde e expectativa de saúde. Os resultados encontrados indicam que as desigualdades na saúde em favor dos mais ricos crescem com a idade. Ademais, notou-se que as mulheres até os cinco anos de idade apresentam melhores condições de saúde que os homens. Dessa idade até a fase adulta as

diferenças são muito poucas, porém com a idade avançando a mulher considera<sup>5</sup> seu estado de saúde pior do que o homem.

Neri e Soares (2002) analisam a desigualdade social na saúde no Brasil. Para isso utilizam duas formas de análise. A primeira consiste na análise das variáveis relacionadas à saúde<sup>6</sup> de acordo com decis de renda. A outra forma refere-se a uma regressão logística cuja variável explicada é o consumo dos serviços de saúde e as variáveis explicativas são as características individuais, domiciliares e regionais. A primeira parte do estudo demonstrou que doenças de simples percepção de seus sintomas estão concentradas entre as classes menos favorecidas, enquanto que as que necessitam de exames para seus diagnósticos têm maior incidência entre as classes econômicas mais favorecidas. Esse resultado se deve ao fato que o diagnóstico está associado ao acesso a serviços de saúde, o qual é menor para as classes mais pobres. O resultado da segunda parte do trabalho indicou que os grupos sociais mais favorecidos têm maiores chances de consumir alguma forma de serviços de saúde.

No trabalho de Diaz (2003)<sup>7</sup> foi constatada existência de desigualdades sócio-econômicas na saúde em favor das classes econômicas com maior poder aquisitivo no Brasil por meio do mesmo índice de concentração utilizado no trabalho anterior da autora. Este foi calculado tanto para a variável renda como para o consumo per capita, demonstrando que os resultados podem ser diferentes, dependendo da variável utilizada. Quando utilizada a variável renda notou-se a ocorrência de uma maior desigualdade sócio-econômica do que quando utilizada a variável consumo familiar. A variável utilizada para demonstrar o estado de saúde foi a auto-avaliação, a qual é utilizada em muitos trabalhos que tratam de desigualdade, pois é uma boa medida do estado de saúde dos indivíduos. Na comparação dos resultados encontrados com os de outros países, a autora conclui que parcela da desigualdade existente no Brasil poderia ser evitada<sup>8</sup>.

Barreto, Giatti e Kalache (2004) estudam a desigualdade entre sexo na saúde dos idosos no Brasil. O trabalho inclui indivíduos com mais de sessenta anos e a base utilizada foi a PNAD de 1998. O modelo empregado para analisar os dados foi o Multinomial Logit. As variáveis utilizadas como indicadoras de saúde foram: auto-avaliação da saúde, presença de alguma doença crônica, se esteve acamado nas duas últimas semanas, se deixou de realizar atividades físicas habituais nas duas últimas semanas, se consultou médico nos últimos doze meses, número de internações hospitalares nos últimos dozes meses e se tem plano de saúde. Os resultados demonstram que existe desigualdade na saúde entre homens e mulheres acima dos sessenta anos no Brasil. Contudo, esta não pode ser explicada pela idade e nem pelo local em que esses indivíduos moram. Uma possível explicação poderia se basear nas vantagens e desvantagens sociais e biológicas de pessoas de cada sexo acumuladas ao longo da vida.

### **3. Bases de dados e metodologia**

A base de dados utilizada neste estudo para o Estado de São Paulo foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003, realizada pelo IBGE, a qual apresenta um suplemento de saúde. Inicialmente, foram selecionados dados para a população do Estado de São Paulo para ambos os sexos, totalizando 44.100 indivíduos. Além disso, as análises econométrica dos dados foram realizadas utilizando o pacote estatístico Stata 8.0.

As variáveis da PNAD consideradas neste estudo foram: escolaridade, idade, cor, sexo e doenças crônicas. Para escolaridade foram construídas cinco dummies, uma para cada ciclo da educação<sup>9</sup>. A razão para a utilização da escolaridade ao invés da renda como variável explicativa é a possibilidade de erro medida que variável renda pode apresentar em comparação à variável de escolaridade. Além disso, existe a possibilidade de haver endogeneidade entre a renda e a presença de determinada doença é possível que a variável renda seja endógena a variável de saúde. Ao mesmo tempo em que a presença de alguma doença pode ser resultado de uma baixa renda, que está associada a baixos gastos com

cuidados de saúde, a presença de alguma doença pode diminuir o rendimento do indivíduo, pois pode deixá-lo incapacitado para o trabalho<sup>10</sup>. Em relação à variável idade, esta é expressa por faixas etárias<sup>11</sup>.

Por outro lado, às demais variáveis apresentam-se na forma de escolha binária. A variável cor é uma dummy que assume valor 1 para indivíduos brancos e 0 caso contrário<sup>12</sup>, e a variável sexo atribui valor 1 para homem e 0 para mulher. As variáveis relacionadas à saúde também se apresentam na forma de escolha binária, e assumem valor 1 se o indivíduo manifesta a doença em questão e 0 caso contrário. As doenças analisadas foram: problemas de coluna, artrite, câncer, diabetes, asma, hipertensão, problema no coração, problema renal, depressão, tuberculose, tendinite e cirrose.

O método Probit, utilizado neste trabalho, satisfaz os requisitos para se analisar modelos de variáveis dependentes binárias. De acordo com Wooldridge (2002), a estrutura do modelo de escolha binária consiste em:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i \quad (1)$$

Em que  $y_i^*$  representa a variável latente não observável, nesse caso, a ocorrência da doença crônica,  $i$  denota o indivíduo, os  $x$ 's representam as variáveis explicativas, e  $u_i$  representa o componente de erro. Assim, o que se observa é:

$$y_i = \begin{cases} 1 - \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 - \text{caso contrário} \end{cases} \quad (2)$$

Ou seja,  $y_i$  assume valor igual a 1 caso o indivíduo apresente a doença crônica, e 0 caso contrário. Como no caso em que  $y_i = 1$ , deve-se ter  $y_i^* > 0$ , tem-se que:

$$\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i > 0 \quad (3)$$

$$u_i > -(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})$$

e a probabilidade de apresentar a doença crônica será dada por:

$$P_i = \Pr(y_i = 1) = \Pr[u_i > -(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})] \quad (4)$$

Daí decorre que:

$$P_i = \Pr(y_i = 1) = 1 - F[-(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})] \quad (5)$$

Em que,  $F$  é função cumulativa de probabilidade, e no caso da distribuição ser simétrica:

$$1 - F(-z) = F(z) \quad (6)$$

Portanto de 5 e 6 resulta:

$$P_i = F(I_i) = F(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}) \quad (7)$$

Em que  $F(I_i)$  é a cumulativa da função normal padronizada. Portanto tem-se:

$$P_i = F(I_i) = \int_{-\infty}^{I_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz \quad (8)$$

É necessário também conhecer o efeito marginal das variáveis explicativas, que representa a magnitude da mudança na probabilidade de apresentar determinada doença dada por uma variação na variável explicativa. Assim, o efeito marginal é dado por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_i}{\partial x_{ji}} &= \frac{\partial F(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})}{\partial x_{ji}} = F'(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}) \beta_j \\ &= f(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}) \beta_j \end{aligned} \quad (9)$$

Em que  $f$  é a função densidade de probabilidade e o coeficiente  $\beta_j$ <sup>13</sup> determina somente o sinal do efeito marginal (sua magnitude não tem significado).

Dessa forma, analisou-se o impacto das variáveis explicativas<sup>14</sup> na probabilidade de apresentar determinada doença crônica. Para isso, foram calculados os efeitos marginais das variáveis explicativas, pois, como mencionado, os coeficientes da regressão em si não têm muito significado, demonstram somente a direção da variação.

#### 4. Resultados

A primeira enfermidade analisada refere-se a problemas de coluna (tabela 1). Segundo Harrison (1998), sintomas de problemas dorsais são as causas mais comuns de incapacidade em pacientes com menos de 45 anos. Assim, um grande número de indivíduos que poderia estar no mercado de trabalho fica impossibilitado de realizar atividades produtivas em virtude dessa doença.

**Tabela 1 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problemas de coluna”**

Tem problemas de coluna?					
Sim	Não				
5753 (13,05%)	38347 (86,95%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,0158 <sup>†</sup>	0,0229	-0,69	-0,0024 <sup>†</sup>
Ginásio		-0,0506***	0,0286	-1,77	-0,0042***
Colegial		0,1767*	0,0271	-6,51	-0,0260*
Superior		-0,2109*	0,0358	-5,89	-0,0293*
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0164 <sup>†</sup>	0,0187	-0,88	-0,0026 <sup>†</sup>
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,2114*	0,0168	-12,58	-0,0333*
<b>Idade</b>					
0-20		-1,7625*	0,0322	-54,58	-0,2270*
21-40		-0,7695*	0,0265	-28,95	-0,1040*
41-60		-0,2396*	0,0253	-9,45	-0,0345*
<b>Constante</b>		-0,2444*	0,0278	-8,77	--

\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significante.

Variáveis omitidas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Na comparação sobre a presença de problemas de coluna com indivíduos sem primário completo, observa-se uma probabilidade 0,78% menor para aqueles com ginásio completo, 2,6% menor para colegial completo e 2,9% menor para superior completo. O fato de ser homem reduz em 3,3% a probabilidade de manifestar a doença. Com relação as dummies de idade, ao comparar com os indivíduos acima de sessenta anos (dummy omitida), verifica-se também que os mais jovens têm menos chances de desenvolver essa doença (probabilidade 22,70% menor para pessoas entre 0 e 20 anos, 10,40% menor para pessoas entre 21 e 40 anos, e 3,45% a menos para pessoas entre 41 e 60 anos). Tais resultados foram os esperados, uma vez que os problemas tendem a aumentar com a idade. Cor e a dummy para primário completo não foram estatisticamente significativas.

Os resultados referentes à artrite encontram-se na tabela 2. Pode-se verificar que a probabilidade de apresentar a doença, comparativamente aos indivíduos sem primário completo, é 0,37% menor para aqueles com ginásio completo, 0,81% menor no caso de colegial completo e 1,19% menor para indivíduos com superior completo. Harrison (1998) analisa a artrite por meio de uma das principais subclassificações<sup>15</sup>, a osteoartrite, caracterizando-a como uma doença predominante entre os idosos. Isso é confirmado pelos resultados das dummies de idade. A comparação das faixas etárias de indivíduos mais jovens com aqueles com mais de 60 anos, mostram uma probabilidade de apresentar a doença 8,10% menor para indivíduos entre 0 e 20 anos, 4,43% menor para aqueles entre 21 e 40 anos, e 1,82% menor para pessoas com idade entre 41 e 60 anos. Além disso, pessoas do sexo masculino têm uma probabilidade 1,96% menor de manifestar artrite. Novamente, o coeficiente referente à variável “cor” não deu significativo, assim como a dummy relacionada a primário completo.

**Tabela 2 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de artrite”**

Tem artrite ou reumatismo?					
Sim	Não				
1995 (4,52%)	42105 (95,48%)	Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,0209 <sup>†</sup>	0,0311	-0,67	-0,0009 <sup>†</sup>
Ginásio		-0,0872**	0,0421	-2,07	-0,0037**
Colegial		-0,2001*	0,0393	-5,09	-0,0081*
Superior		-0,3603*	0,0554	-6,50	-0,0119*
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0215 <sup>†</sup>	0,0274	-0,79	-0,0009 <sup>†</sup>
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,4250*	0,0256	-16,56	-0,0196*
<b>Idade</b>					
0-20		-1,9082*	0,5139	-37,13	-0,0810*
21-40		-1,2031*	0,0369	-32,55	-0,0443*
41-60		-0,5243*	0,0305	-17,19	-0,0182*
<b>Constante</b>					
		-0,5776*	0,0347	-16,64	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Variáveis omitidas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Segundo Harisson (1998), as manifestações iniciais do câncer são extremamente heterogêneas, uma vez que existem mais de 70 tipos e muitas vezes são assintomáticos até um estágio mais avançado da doença. Além disso, o diagnóstico requer vários exames preliminares, o que acarretam altos custos. Dessa maneira, os indivíduos de classes econômicas mais favorecidas têm maiores chances de diagnosticar a doença, o que implica em um número maior de ocorrências entre a população com maior poder aquisitivo, porém, isso não significa que a população mais pobre não apresente a doença.

Segundo Goldenberg et al. (2003), a diabetes no passado era uma doença mais freqüente em países desenvolvidos e em classes sociais mais favorecidas economicamente. Contudo, novos estudos mostraram um aumento de casos dessa doença em países mais pobres e grupos sociais menos favorecidos economicamente. Ao utilizar a escolaridade como um “proxy” da renda, nota-se nos resultados da tabela 3, que indivíduos com primário completo apresentam uma probabilidade 0,27% menor de terem diabetes do que aqueles sem primário completo. Essa probabilidade é 0,38% menor para ginásio completo, 0,54% menor para segundo grau completo e 0,68% menor para superior completo. Ser do sexo masculino diminui em 0,28%. A idade mais avançada é um fator importante na manifestação de diabete, uma vez que, diminui a probabilidade de apresentar a doença à medida que se compara com grupos de idades mais jovens.

**Tabela 3 – Coeficientes estimados por meio do método Pobit para a variável “problema de diabetes”**

Tem diabetes?					
Sim	Não				
1402 (3,18%)	42698 (96,82%)	Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,0941*	0,0343	-2,74	-0,0027*
Ginásio		-0,1418*	0,0480	-2,95	-0,0038*
Colegial		-0,2039*	0,0443	-4,60	-0,0054*
Superior		-0,3007*	0,0591	5,09	-0,0068*
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0172 <sup>†</sup>	0,0307	-0,56	-0,0005 <sup>†</sup>
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,0950*	0,0270	-3,51	-0,0028*
<b>Idade</b>					
0-20		-1,9831*	0,0696	-28,46	-0,0595*
21-40		-1,1951*	0,0418	-28,54	-0,0294*
41-60		-0,4776*	0,0329	-14,49	-0,0110*
<b>Constante</b>		-0,8903*	0,0382	-23,26	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Variáveis omitidas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

**Tabela 4 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de câncer”**

Tem câncer?					
Sim	Não				
233 (0,53%)	43867 (99,47%)	Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,0157 <sup>†</sup>	0,0670	-0,23	-0,0001 <sup>†</sup>
Ginásio		0,0231 <sup>†</sup>	0,0916	0,25	0,0001 <sup>†</sup>
Colegial		0,0905 <sup>†</sup>	0,0794	1,14	0,0006 <sup>†</sup>
Superior		0,1095 <sup>†</sup>	0,0961	1,14	0,0008 <sup>†</sup>
<b>Cor</b>					
Branca		0,1568*	0,0641	2,45	0,0009*
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,1119**	0,0502	-2,23	-0,0007**
<b>Idade</b>					
0-20		-1,3545*	0,1075	-12,59	-0,0088*
21-40		-1,0409*	0,0819	-12,71	-0,0058*
41-60		-0,4539*	0,0609	-7,45	-0,0022*
<b>Constante</b>		-2,0064*	0,0740	-27,10	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Variáveis omitidas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Quando considerado o câncer (tabela 4) como variável dependente os resultados demonstram que ser branco eleva a chance de manifestar a doença em 0,09%, comparativamente a não ser branco. Enquanto que ser homem reduz em 0,07% a probabilidade de manifestar algum tipo de câncer. Já as chances de apresentar a doença são 0,88% , 0,58% e 0,22% menores quando as faixas etárias são de 0 a 20 anos, de 21 a 40 anos, e de 41 a 60 anos, respectivamente, em relação aos indivíduos acima de sessenta anos (dummy omitida). Entretanto, as dummies relacionadas a ciclos de escolaridade não foram estatisticamente significativas.

Barreto et al. (2003) menciona a asma como uma das doenças<sup>16</sup> mais freqüentes entre os idosos mais pobres. Os resultados da tabela 5 corroboram essa afirmação, pois ao comparar os indivíduos do segundo e terceiro grupos de idade (21 a 40 anos e 41 a 60 anos respectivamente) com aqueles do grupo acima de sessenta anos (dummy omitida), observam-se probabilidades 1,7% e 1,8% menores de manifestar a doença, respectivamente. O coeficiente do primeiro grupo de idade (0 a 20 anos) não foi significativo, provavelmente pelo fato de também apresentar alta incidência dessa enfermidade<sup>17</sup>. Os demais resultados demonstram que, comparativamente aos indivíduos com primário incompleto, aqueles com primário completo apresentam uma probabilidade 1,38% menor de terem a doença. Adicionalmente, ter ginásio completo implica em uma probabilidade 2,0% menor, enquanto colegial e superior completos diminuem a probabilidade de ter a doença em 1,2% e 0,9%, respectivamente. O fato de ser homem reduz em 0,47% a probabilidade de desenvolver a doença. Mais uma vez o coeficiente da variável “cor” não foi significativo.

**Tabela 5 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de asma”**

Tem asma?					
Sim	Não				
2279 (5,17%)	41821 (94,83%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,1420*	0,0265	-5,35	-0,0138*
Ginásio		-0,2202*	0,0328	-6,71	-0,0200*
Colegial		-0,1318*	0,0310	-4,25	-0,0127*
Superior		-0,0949**	0,0480	-1,97	-0,0091**
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0304†	0,0220	-1,38	-0,0031†
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,0464**	0,0200	-2,32	-0,0047**
<b>Idade</b>					
0-20		0,0174†	0,0346	0,50	0,0017†
21-40		-0,1785*	0,0375	-4,75	-0,0175*
41-60		-0,1938*	0,0390	-4,96	-0,0182*
<b>Constante</b>		-1,4018*	0,0377	-37,09	--

\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \*\*\*significante a 10%; † não significante.

Variáveis omitidas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Quanto a variável hipertensão, cujos resultados se encontram na tabela 6, observa-se que, em relação à pessoas com primário incompleto, o fato de ter primário completo, ginásio, colegial e superior completos reduz a probabilidade de ter problemas de hipertensão em 1,12%, 2,36%, 3,83% e 3,65%, respectivamente. Além do mais, o fato do indivíduo ser homem<sup>18</sup> reduz em 2,39% a probabilidade de manifestar essa enfermidade. O indivíduo branco, por sua vez, tem uma probabilidade 1,65% menor de desenvolver a doença. Por fim, quanto mais jovens os indivíduos, menores as probabilidades de desenvolver a doença. Pessoas entre 0 e 20 anos têm 25,58% menos chances, enquanto indivíduos entre 21 e 40 anos

e 41 e 60 anos, têm 11,86% e 4,53% menos chances de terem a doença em relação a pessoas com mais de 60 anos, respectivamente.

**Tabela 6 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de hipertensão”**

Tem hipertensão?					
Sim	Não				
5607 (12,71%)	38493 (87,29%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,1144*	0,0243	-4,70	-0,0120*
Ginásio		-0,2454*	0,0320	-7,65	-0,0236*
Colegial		-0,4221*	0,0297	-14,21	-0,0383*
Superior		-0,4576*	0,0388	-11,77	-0,0365*
<b>Cor</b>					
Branca		-0,1430*	0,0203	-7,04	-0,0165*
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,2178*	0,0184	-11,81	-0,0239*
<b>Idade</b>					
0-20		-2,6439*	0,0468	-56,40	-0,2558*
21-40		-1,3637*	0,0279	-48,87	-0,1186*
41-60		-0,5131*	0,0250	-20,46	-0,0453*
<b>Constante</b>		0,3004*	0,0284	10,55	--

\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \*\*\*significante a 10%; † não significante.

Variáveis omitidas: , primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

**Tabela 7 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de coração”**

Tem problema de coração?					
Sim	Não				
1788 (4,05%)	42312 (95,95%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,1026*	0,0303	-3,38	-0,0054*
Ginásio		-0,1375*	0,0403	-3,41	-0,0069*
Colegial		-0,2866*	0,0394	-7,27	-0,0135*
Superior		-0,3732*	0,0557	-6,70	-0,0150*
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0076†	0,0272	-0,28	-0,0004†
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,1408*	0,0242	-5,81	-0,0077*
<b>Idade</b>					
0-20		-1,5137*	0,0400	-37,79	-0,0729*
21-40		-1,1241*	0,0370	-30,32	-0,0501*
41-60		-0,5155*	0,0312	-16,50	-0,0220*
<b>Constante</b>		-0,7531*	0,0350	-21,51	--

\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \*\*\*significante a 10%; † não significante.

Obs: Variáveis retiradas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Na tabela 7 encontram-se os resultados referentes à estimação para variável “problemas de coração”. Observa-se que, em comparação aos indivíduos com primário incompleto, pessoas com primário completo, ginásio, colegial e ensino superior completos, apresentam probabilidades 0,54%, 0,69%, 1,35% e 1,50% menores de terem a doença, respectivamente. Da mesma forma, ser homem reduz em 0,77% as chances de manifestar a doença. Esse último resultado, provavelmente, deve-se ao fato de que, a partir dos onze anos, a incidência de problemas no coração é maior entre as mulheres<sup>19</sup>, como pode ser observado na tabela A-8 do Apêndice 1 e na tabela A-21 do Apêndice 2. Com relação às faixas etárias, comparativamente aos indivíduos acima de sessenta anos, pessoas entre 0 e 20 anos, entre 21

e 40 anos e entre 41 e 60 anos têm 7,2%, 5,0% e 2,2%, menos chances de apresentar algum problema no coração, respectivamente

As estimações da tabela 8, referentes à insuficiência renal, demonstram que pessoas com ginásio completo, colegial e ensino superior completos, têm probabilidades, respectivamente, 0,33%, 0,53% e 0,53% menores de manifestarem alguma forma dessa enfermidade, em relação aos indivíduos que não finalizaram o primário. A comparação entre as faixas etária mostra que os indivíduos que pertencem aos grupos de idade de 0 a 20 anos e de 21 a 40 anos têm 2,1% e 0,72% menos probabilidade de apresentar a doença. Como relatado por Lima-Costa et al. (2003), o problema renal é uma das doenças mais relatadas entre idosos com pior situação financeira. Por fim, as demais variáveis não foram estatisticamente significativas.

**Tabela 8 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema renal”**

Tem insuficiência renal crônica?					
Sim	Não				
602 (1,37%)	43198 (98,63%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,0367 <sup>†</sup>	0,0436	-0,84	-0,0008 <sup>†</sup>
Ginásio		-0,1593*	0,0573	-2,78	-0,0033*
Colegial		-0,2727*	0,0553	-4,93	-0,0053*
Superior		-0,3113*	0,0766	-4,06	-0,0053*
<b>Cor</b>					
Branca		0,0416 <sup>†</sup>	0,0381	1,09	0,0009 <sup>†</sup>
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,0406 <sup>†</sup>	0,0336	-1,21	-0,0009 <sup>†</sup>
<b>Idade</b>					
0-20		-1,0540*	0,0674	-15,63	-0,0216*
21-40		-0,3441*	0,0514	-6,69	-0,0072*
41-60		-0,0712 <sup>†</sup>	0,0476	-1,50	-0,0016 <sup>†</sup>
<b>Constante</b>		-1,7698*	0,0526	-33,63	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Obs: Variáveis retiradas: primário incompleto; branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

**Tabela 9 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de depressão”**

Tem depressão?					
Sim	Não				
1911 (4,33%)	42189 (95,67%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		0,0229 <sup>†</sup>	0,0317	0,72	0,0013 <sup>†</sup>
Ginásio		0,0124 <sup>†</sup>	0,0392	0,32	0,0007 <sup>†</sup>
Colegial		-0,1239*	0,0373	-3,32	-0,0067*
Superior		-0,1722*	0,0500	-3,44	-0,0086*
<b>Cor</b>					
Branca		0,0870*	0,0263	3,30	0,0048*
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,4364*	0,0244	-17,85	-0,0255*
<b>Idade</b>					
0-20		-1,3154*	0,0480	-27,35	-0,0654*
21-40		-0,4313*	0,0361	-11,93	-0,0221*
41-60		-0,0893*	0,0340	-2,62	-0,0049*
<b>Constante</b>		-1,1507*	0,0374	-30,77	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Obs: Variáveis retiradas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Na tabela 9 encontram-se os resultados referentes à estimação para problemas de depressão. Primeiramente, a variável escolaridade (*proxy* da renda), apresenta uma desigualdade em favor dos ricos. Pessoas com colegial e ensino superior completos apresentam probabilidades 0,67% e 0,86% menores de terem problemas de depressão em relação aos indivíduos com primário incompleto. Da mesma forma, o fato de ser homem reduz em 2,55% as chances de manifestar depressão. Por outro lado, brancos têm mais chances de apresentarem essa enfermidade. Já em relação à influência da idade, as chances de desenvolver depressão são maiores quanto mais velhos os indivíduos.

Os resultados obtidos para a variável tuberculose encontram-se na tabela 10. Quanto à escolaridade, somente o efeito marginal da dummy de ensino superior se mostrou significativo, indicando uma probabilidade 0,08% menor de apresentar a doença em relação às pessoas com primário incompleto. O fato de o indivíduo ser branco reduz as chances de apresentar a doença em 0,5%, comparativamente a não ser branco. Ademais, pessoas com idades entre 0 e 20 anos e 21 e 40 anos apresentam probabilidades 0,17% e 0,8% menores de ter a doença se confrontados com indivíduos acima de 60 anos. Por outro lado, os demais resultados não foram estatisticamente significativos.

**Tabela 10 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de tuberculose”**

Tem tuberculose?						
Sim	Não					
64 (0,15%)	44036 (99,85%)					
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal	
<b>Escolaridade</b>						
		Primário	-0,1363 <sup>†</sup>	0,1148	-1,19	-0,0004 <sup>†</sup>
		Ginásio	0,1140 <sup>†</sup>	0,1149	0,99	0,0004 <sup>†</sup>
		Colegial	-0,1033 <sup>†</sup>	0,1316	-0,78	-0,0003 <sup>†</sup>
		Superior	-0,3375 <sup>†</sup>	0,2294	-1,47	-0,0008**
<b>Cor</b>						
		Branca	-0,1426***	0,0819	-1,74	-0,0005***
<b>Sexo</b>						
		Homem	0,0311 <sup>†</sup>	0,0784	0,40	0,0001 <sup>†</sup>
<b>Idade</b>						
		0-20	-0,5316 *	0,1416	-3,75	-0,0017*
		21-40	-0,2637***	0,1371	-1,92	-0,0008**
		41-60	0,01269 <sup>†</sup>	0,1222	-0,10	0,0000 <sup>†</sup>
<b>Constante</b>						
			-2,6281*	0,1257	-20,90	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Obs: Variáveis retiradas: não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Os resultados referentes à tendinite, na tabela 11, demonstram que as chances de apresentar a doença aumentam em 0,7% para primário completo, 1,7% para ginásio completo, 2,5% para colegial completo e em 3,2% para superior completo, comparativamente aos indivíduos que não completaram primário. Isso demonstra uma desigualdade em favor das classes menos favorecidas economicamente<sup>20</sup>, uma possível hipótese seria que a doença poderia estar ligada a trabalhos mais complexos que envolvem digitação, ou trabalhos mais delicados ligados à microeletrônica. Entretanto, seriam necessários estudos complementares para confirmar essa hipótese. O fato de ser branco reduz em 0,4% as chances de apresentar tendinite, da mesma forma que ser homem diminui as chances em 2,2%. Além disso, os grupos de idade mais jovens apresentam menor probabilidade de desenvolver a doença comparativamente aos indivíduos acima dos sessenta anos. Por fim, ressalta-se também que o terceiro grupo de idade (41 a 60) não foi estaticamente significativo.

**Tabela 11 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de tendinite”**

Tem tendinite?					
Sim	Não				
1555 (3,53%)	42545 (96,47%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		0,1212*	0,0373	3,25	0,0070*
Ginásio		0,2717*	0,0425	6,39	0,0179*
Colegial		0,3785*	0,0393	9,62	0,0259*
Superior		0,4159*	0,0491	8,47	0,0325*
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0783*	0,0270	-2,90	-0,0044*
<b>Sexo</b>					
Homem		-0,4027*	0,0255	-15,76	-0,0221*
<b>Idade</b>					
0-20		-0,8728*	0,0476	-18,33	-0,0409*
21-40		-0,3024*	0,0411	-7,35	-0,0150*
41-60		0,0094 <sup>†</sup>	0,0401	0,24	0,0005 <sup>†</sup>
<b>Constante</b>		-1,5114*	0,0434	-34,80	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Obs: Variáveis retiradas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

**Tabela 12 – Coeficientes estimados por meio do método Probit para a variável “problema de cirrose”**

Tem cirrose?					
Sim	Não				
51 (0,12%)	44049 (99,88%)				
		Coeficientes	Desvio Padrão	z stat	Efeito Marginal
<b>Escolaridade</b>					
Primário		-0,1741 <sup>†</sup>	0,1133	-1,54	-0,0003***
Ginásio		-0,0692 <sup>†</sup>	0,1445	-0,48	-0,0001 <sup>†</sup>
Colegial		-0,2354 <sup>†</sup>	0,1544	-1,52	-0,0004***
Superior		-0,1668 <sup>†</sup>	0,1774	-0,94	-0,0002 <sup>†</sup>
<b>Cor</b>					
Branca		-0,0665 <sup>†</sup>	0,0971	-0,68	-0,0001 <sup>†</sup>
<b>Sexo</b>					
Homem		0,4392*	0,1018	4,32	0,0010*
<b>Idade</b>					
0-20		-0,8056*	0,1712	-4,70	-0,0015*
21-40		-0,3512**	0,1448	-2,43	-0,0006**
41-60		-0,0777 <sup>†</sup>	0,1224	-0,63	-0,0001 <sup>†</sup>
<b>Constante</b>		-2,8651*	0,1525	-18,78	--

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; \*\*\*significante a 10%; <sup>†</sup> não significativa.

Obs: Variáveis retiradas: primário incompleto; não branco; mulher; mais 60 anos.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2003)

Os resultados referentes a variável cirrose encontram-se na tabela 12. Como podem ser observadas, as dummies referentes a ginásio e superior completo não são significantes, assim como a cor do indivíduo e o terceiro grupo de idade (41 a 60 anos). Os resultados demonstram também que as dummies relativas ao primário e ao colegial apresentam uma redução de 0,03% e 0,004% nas chances de apresentar a doença, comparativamente aos indivíduos que não finalizaram o primário. O fato ser homem aumentam as chances em 0,1% de apresentar a doença. Já os indivíduos pertencentes ao primeiro e segundo grupos de idade, comparativamente a dummy omitida têm menor chance de apresentar cirrose, em torno de 0,15% e 0,06%, respectivamente.

## 5. Conclusão

A principal contribuição desse trabalho foi a análise da desigualdade na saúde para o Estado de São Paulo por meio de estimações cujas variáveis dependentes são as doenças crônicas separadamente. Dessa forma, é possível verificar quais das doenças expressam maiores probabilidades de apresentarem-se entre os mais pobres. Isso possibilitará aos gestores públicos da área da saúde formularem políticas de profilaxia, evitando maiores gastos públicos futuros na saúde para tratamentos de cura ou de redução dos sintomas.

Os resultados demonstraram que ao utilizar a escolaridade como representativa da condição socioeconômica, a grande maioria das estimações apresentou desigualdade na saúde em favor dos ricos, com exceção das doenças tendinite e câncer<sup>21</sup>. Em relação a variável cor, esta não foi estatisticamente significativa para seis das doze doenças. Quando analisadas as diferenças entre sexo, observou-se que o fato de ser homem diminui as chances de apresentar quase todas as enfermidades, exceto para problema de cirrose. Adicionalmente, os efeitos marginais<sup>22</sup> das dummies relacionadas às faixas etárias apresentaram os resultados esperados, uma vez que, a probabilidade de apresentar a maioria das enfermidades é menor quanto mais jovem a faixa etária.

O objetivo inicial do trabalho foi analisar a existência de desigualdade evitável e não evitável na saúde no Estado de São Paulo. Isto foi possível ao serem criadas dummies de sexo e faixas etárias, para assim, separar as desigualdades evitáveis das não evitáveis. Além disso, ao avaliar as doenças separadamente, foi possível também analisar as diferentes incidências de cada enfermidade na amostra e que grupos sócio-econômicos têm maior probabilidade de apresentar determinada doença. Deste modo, obteve-se um modesto sinalizador para as futuras políticas públicas no sentido de orientar quais doenças têm maior necessidade de recursos.

Adicionalmente, uma proposta de trabalho futuro seria a tentativa de captar o peso da influência hereditária das doenças nas pessoas, e assim, separar mais essa forma de desigualdade não evitável da evitável. A outra proposta seria analisar o número de enfermidade dos indivíduos, e dessa forma, ver a influência que cada doença tem sobre as outras<sup>23</sup> e conseqüentemente, separar a desigualdade não evitável da evitável.

Por fim, uma questão importante que se pode destacar sobre a desigualdade sócio-econômica na saúde em favor das classes mais favorecidas, é qual seria a melhor solução para diminuí-la. Duas opções seriam as políticas de distribuição de renda ou políticas centradas na provisão de saúde. Segundo Cameron (2005), as políticas públicas centradas na saúde apresentam maior probabilidade de sucesso e custos mais baixos. Ao analisar essa questão para o Brasil que possui uns dos maiores índices de desigualdade de renda, vale à pena pensar em políticas centradas diretamente na saúde.

## Referências

- AKIN, J. S.; GUILKEY, D.K.; DENTON, E.H. Quality of Services and Demand for Health Care in Nigeria: A Multinomial Probit Estimation. **Social Science and Medicine**, v.40, nº11, Great Britain, 1995, 1527-1537.
- ANDRADE, M. V. **Ensaio em Economia da Saúde**. Tese de Doutorado em Economia da Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2000.
- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. A economia da saúde no Brasil. In: LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. A. (org). *Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Contra Capa, Rio de Janeiro, 2001.
- BARRETO, M. S.; GIATTI, L; KALACHE, A. Gender inequalities in health among older Brazilian adults. **Public Health**, 2004, 16(2): 110-117.

- CAMERON, L.; WILLIAMS, J. Is the relationship between Socioeconomics Status and Health Stronger for Older Children in Developing Countries? University of Melbourne, 2005.
- CAMPEN, C; WOITTEZ, I. B. Client demands and the allocation of home care in the Netherlands. A multinomial logit model of client types, care needs and referrals. **Health Policy**, 2003, 64: 229-241.
- DEATON, A. Health, inequality, and economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 41, ed. 1, mar. 2003, 113-158.
- DEATON, A. Inequalities in Income and Inequalities in Health. In: WELCH, F. (org.), *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*, Chicago University Press for NBER, 2001, 129-170.
- DIAZ, M.D.M. Socio-economic health inequalities in Brazil: gender and age effects. **Health Economics**, 2002, 11: 141-154.
- \_\_\_\_\_. Desigualdade Socioeconômica na Saúde. Rio de Janeiro: **Revista Brasileira de Economia**, 2003, 57(1): 7-25.
- FERREIRA, V.A. ; MAGALHÃES, R. Obesidade e pobreza: o aparente paradoxo. Um estudo com mulheres da favela da Rocinha, Rio de Janeiro, Brasil. **Caderno de Saúde Pública**, 21(6), nov-dez, 2005, 1792-1800.
- GAKIDOU, E.E.; MURRAY, C.L.J.; FRENK, J. Defining and measuring health inequality: an approach based on the distribution of health expectancy. **Bulletin of the World Health Organization**, 2000, 78: 89-96.
- GODOY, M. R.; BALBINOTTO, G. N; RIBEIRO, E. P. Estimando as perdas de rendimento devido à doença renal crônica no Brasil. Texto para discussão do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Nº2006/01, 2006.
- GOLDENBERG et al. Prevalência de diabetes mellitus: diferença de gênero e igualdade entre sexos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v.6, nº 1, 2003.
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Tradução: Ernesto Yoshida. 3 ed. São Paulo: Makron Books do Brasil, 2000. 846 p.
- GWATKIN, D.R. Health inequalities and the health of the poor: What do we know? What can we do? **Bulletin of the World Health Organization**, 2000, 78 (1): 3-18.
- HARRISON *et al.* *Medicina Interna*, 14ª ed., Rio de Janeiro: Macgraw-Hill Book Company, 1998.
- HENRIQUES, R. Desigualdade Racial no Brasil: evolução das condições de vida na década de 90. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro, 2001, nº807.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Comentários – PNAD 2003. Disponível on-line [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)
- JACOBSON, L. The Family as producer of health – an extended grossman model. **Journal of Health Economics**, 2000, 19 (2000): 611-637.
- KAKWANI, N.; WAGSTAFF, A.; DOORSLAER, E. socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. **Journal of Economics**, 1997, 77 (1997): 87-103.
- KROEFF *et al.* Fatores associados ao fumo em gestantes avaliadas em cidades brasileiras. **Revista de Saúde Pública**, 2004, 38(2): 261-267.
- LIMA-COSTA *et al.* Desigualdade social e saúde entre idosos brasileiros: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Caderno de Saúde Pública**, 19(3), mai-jun 2003, 745-757.
- LOTUFO, P.A. Mortalidade precoce por doenças do coração no Brasil. Comparação com outros países. **Arquivo Brasileiro de Cardiologia**, 1998, 77(5): 321-325.

- MARTINS, M. TRAVASSOS, C. Uma revisão sobre o conceito de acesso e utilização de serviços de saúde. **Caderno de Saúde Pública**, 20 (sup. 2), 2004.
- MENEZES-FILHO, N. A. Educação e Desigualdade. In: LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. A. (org). *Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Contra Capa, Rio de Janeiro, 2001.
- NERI, M; SOARES, W. Desigualdade social e saúde no Brasil. **Caderno de Saúde Pública**, 18 (suplemento), 2002, 77-87.
- NORONHA, K. V. M. **Dois Ensaios sobre desigualdade social em saúde**. Dissertação de Mestrado em Economia do CEDEPLAR – UFMG, Belo Horizonte, 2001.
- PAULANI, L.M.; BRAGA, M.B. A nova Contabilidade Social. São Paulo: Saraiva, 2000.
- PINHEIRO, R. P.; TRAVASSOS, C. Estudo da desigualdade na utilização de serviços de saúde por idosos em três regiões do Rio de Janeiro. **Caderno de Saúde Pública**, 15(3), jul-set. 1999, 487-496.
- SEN, A. K. Health in Development. **Bulletin of the World Health Organization**, 77,1999, 619-623.
- SULLIVAN, D.F. A single index of mortality and morbidity. **HSMH A Health**, 1971, 86: 347-354.
- WAGSTAFF, A ; Paci, P; van Doorslaer, E. On the measurement of inequalities in health. *Social Medicine and Medicine*, 1991, 33(5): 515-557.
- WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 1 ed. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

<sup>1</sup>Que representa a variável indicadora de saúde.

<sup>2</sup>Como ressaltaram Andrade e Lisboa (2001) em seu estudo com taxa de mortalidade e natalidade.

<sup>3</sup>Adicionalmente, deve-se ressaltar o interesse regional de aplicação do trabalho.

<sup>4</sup>Baseado na estrutura do índice de Gini e da curva de Lorenz.

<sup>5</sup>Refere-se à auto-avaliação do estado de saúde.

<sup>6</sup>Ex: seguro saúde, necessidades de cuidados de saúde e consumo ou uso dos serviços de saúde.

<sup>7</sup>Neste trabalho foi utilizada a mesma base de dados do trabalho da autora anteriormente mencionado.

<sup>8</sup>As desigualdades evitáveis são aquelas que não estão relacionadas com as diferenças que podem ocorrer entre a saúde de um jovem e um idoso, ou entre mulher e homem.

<sup>9</sup>Os ciclos de escolaridade são: primário incompleto, primário completo; ginásio completo; segundo grau completo; superior completo. Esta variável foi utilizada para o modelo de variável dependente categórica.

<sup>10</sup>Godoy, Balbinotto Neto e Ribeiro (2005) encontram evidências do impacto negativo de doenças renais crônicas sobre os rendimentos dos trabalhadores.

<sup>11</sup>As faixas etárias foram separadas em quatro dummies: os indivíduos com entre 0 e 20 anos, 21 e 40, 41 e 60 e acima de 60 anos.

<sup>12</sup>A escolha pela classificação da cor em branco e não-branco se baseou nas possíveis divergências que podem ocorrer na aferição da cor por parte da população, como mencionado por Kroeff et.al. (2004).

<sup>13</sup>Para obter os coeficientes estimados pelo método de Máxima Verossimilhança, considere cada observação como um sorteio de uma distribuição Bernoulli:

$$\begin{cases} \Pr(y_i = 1 | x_i) = P_i \\ \Pr(y_i = 0 | x_i) = 1 - P_i \end{cases}$$

Tem-se que:

$$\Pr(y_i | x_i) = P_i^{y_i} (1 - P_i)^{1-y_i}$$

A função de Verossimilhança e seu logaritmo neperiano são dados por:

$$L = \prod_{i=1}^n [F(X\beta)]^{y_i} [1 - F(X\beta)]^{1-y_i}$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [y_i \ln F(X\beta) + (1 - y_i) \ln(1 - F(X\beta))]$$

Maximizando  $\ln L$  em relação a  $\beta$ , resulta no estimador do coeficiente pelo método de Máxima Verossimilhança.

<sup>14</sup>As variáveis utilizadas foram: escolaridade (dummies para ciclos completos), cor (dummy), sexo (dummy) e idade (dummy para grupos de idade).

---

<sup>15</sup> Artrite é um termo genérico para aproximadamente 100 doenças que produzem ou uma inflamação no tecido conjuntivo ou uma degeneração não-inflamatória desses tecidos. As formas mais comuns são a osteoartrite, uma doença degenerativa causada pelo uso e desgaste da articulação, e a artrite reumatóide, uma doença inflamatória resultante de uma alteração no sistema imunológico. (<http://www.saudeemovimento.com.br>)

<sup>16</sup> As doenças mais relatadas, entre os idosos com pior condição sócio-econômica, no trabalho de Barreto *et al.* (2003) foram: asma, artrite e doença renal.

<sup>17</sup> Conforme pode ser observado nas tabelas A-6 no Apêndice 1 e A-19 no Apêndice 2, há uma alta incidência dessa doença em indivíduos com idades entre 0 e 20 anos.

<sup>18</sup> Harrison (1998) menciona o fato da hipertensão ser mais comum entre as mulheres do que entre os homens. Isso porque sua manifestação ocorre em faixas etárias mais avançadas, e como as mulheres apresentam maior longevidade.

<sup>19</sup> Uma possível razão para que os casos de doenças no coração serem maiores entre as mulheres é que homens morrem mais dessa doença do que as mulheres (que convivem com as mesmas), como mencionado por Lotufo (1998).

<sup>20</sup> Se a variável escolaridade for analisada como um substituto da variável renda.

<sup>21</sup> Todavia, os efeitos marginais das dummies de escolaridade para problema com câncer não foram estatisticamente significativos.

<sup>22</sup> Os efeitos marginais que foram estatisticamente significativos.

<sup>23</sup> Esse modelo de estudo exige um auxílio de profissionais da saúde para analisar, por exemplo, o fato do indivíduo ter diabetes pode influenciar nas chances de ter problema de hipertensão, entre outras doenças.