

## **Título: A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil**

### **Autoras:**

Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha

Aluna do programa de Doutorado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – UFMG/CEDEPLAR

Mônica Viegas Andrade

Professora Adjunta do departamento de Economia da UFMG/FACE/CEDEPLAR

### **Resumo**

Um dos principais problemas socioeconômicos observados em grande parte dos países, especialmente nas economias menos desenvolvidas, é a presença da elevada desigualdade de renda e nível de pobreza. No Brasil, essas questões são particularmente importantes uma vez que o país apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo, com um coeficiente de gini em torno de 0,607. O objetivo desse artigo é estudar a relação existente entre o estado de saúde e a distribuição de rendimentos e nível de pobreza no Brasil, mais especificamente, avaliar em que medida o estado de saúde impacta na distribuição de rendimentos e nível de pobreza no país. A metodologia utilizada é uma adaptação do método de micro-simulações proposto por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001). Para analisar o efeito sobre a distribuição de renda e pobreza, calculamos dois índices de desigualdade – coeficiente de gini e o índice de t-theil, e três indicadores de pobreza - proporção de pobres, hiato de renda e hiato quadrático. Essas medidas foram obtidas para a renda familiar per capita hipotética e comparadas com as calculadas a partir da renda familiar per *capita* observada. A base de dados utilizada é a PNAD 98, que apresenta um suplemento especial contendo informações sobre o estado de saúde, utilização desses serviços, entre outras. Os principais resultados apontam que o estado de saúde afeta a distribuição de renda e o nível de pobreza, apoiando a hipótese de que as perdas de rendimentos decorrentes de um estado de saúde precário, associadas à presença de desigualdades sociais em saúde, contribuem para aumentar a desigualdade de renda e nível de pobreza observada no Brasil.

**Palavras-chave:** *desigualdade de renda, pobreza, estado de saúde*

**Área ANPEC:** *06 Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia*

**JEL:** *I10, J24*

### **Abstract**

One of the main social economic problems observed in the majority of countries, in particularly, in the less developed countries, is the high level of income inequality and poverty. In Brazil, these facts are especially important because our country presents one of the worst income distributions in the world that results in a gini coefficient around 0,607. The aim of this paper is to study the relationship between health status, income distribution and the level of poverty in Brazil. Specifically, we are interested in evaluate how health status impacts income distribution and the level of poverty. The methodology used in this work is an adaptation of the micro simulation method proposed by Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001). To analyse health effects over income distribution and the level of poverty we used two inequality indexes (Gini coefficient and T-Theil index) and three poverty measures – poor proportion, income gap and quadratic income gap. Our database is PNAD 98 (National Household Survey) that presents a special survey about health status and other related subjects. Our main findings points that health status affects both income distribution and level of poverty.

**Keywords:** *income inequality, poverty, health-status*

# A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil

Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha  
Aluna do programa de Doutorado em Economia  
do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – UFMG/CEDEPLAR

Mônica Viegas Andrade  
Professora Adjunta do departamento de Economia da UFMG/FACE/CEDEPLAR

## 1. Introdução

Um dos principais problemas socioeconômicos observados em grande parte dos países, especialmente nas economias menos desenvolvidas, é a presença da elevada desigualdade de renda e nível de pobreza. Diversos trabalhos empíricos têm procurado analisar os seus principais determinantes bem como o seu efeito sobre alguns indicadores relacionados ao bem estar social, tais como o nível de crescimento econômico, taxa de criminalidade e estado de saúde<sup>1</sup>.

No Brasil, essas questões são particularmente importantes uma vez que o país apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo, com um coeficiente de gini em torno de 0,607. Esse valor é próximo, e por vezes superior, ao de países mais pobres e com índices de desenvolvimento humano mais baixos, como a Nigéria e a Nicarágua (tabela 1). A presença dessa elevada desigualdade de renda observada no Brasil se traduz em um elevado Índice de Pobreza Humana, cujo valor supera o de alguns países onde a renda per *capita* é menor, como no Líbano e na Venezuela (tabela 1).

**Tabela 1: Indicadores socioeconômicos – Países selecionados**

Países	Coeficiente de Gini	PIB per capita 2000 (PPP US\$)	Esperança de Vida	IDH <sup>(1)</sup>		IPH – I <sup>(2)</sup>	
				Valor	Ordem	Valor (%)	Ordem
Canadá	31,5 (1994)	27.840	78,8	0,94	3	-	-
Estados Unidos	40,8 (1997)	34.142	77	0,939	6	-	-
Chile	56,6 (1998)	9.417	75,3	0,831	38	4,1	3
Uruguai	42,3 (1989)	9.035	74,4	0,831	40	3,1	1
Venezuela	49,5 (1998)	5.794	72,9	0,77	69	8,5	9
<b>Brasil</b>	<b>60,7 (1998)</b>	<b>7.625</b>	<b>67,7</b>	<b>0,757</b>	<b>73</b>	<b>12,2</b>	<b>17</b>
Líbano	-	4.308	73,1	0,755	75	9,9	12
Ucrânia	29 (1999)	3.816	68,1	0,748	80	-	-
Nicarágua	60,3 (1998)	2.366	68,4	0,635	118	22,4	41
Nigéria	50,6 (1996-97)	840	51,7	0,462	148	34,9	58

Fonte: PNUD, 2002.

(1) Índice de Desenvolvimento Humano.

(2) Índice de Pobreza Humana. Calculado para 88 países em desenvolvimento.

A desigualdade de renda observada no país parece ser um problema estrutural. Apesar dos avanços macroeconômicos obtidos na última década, como por exemplo a estabilização econômica, não foram observadas melhoras significativas nesse cenário. Na década de 90, a desigualdade de renda sofreu uma redução de 3%, com o coeficiente de gini variando de 0,631 em 1990 a 0,612 em 1999. Essa queda não foi suficiente para recuperar o aumento observado na década anterior, na qual o coeficiente de Gini aumentou 9%, passando de 0,599 em 1981 para 0,654 em 1989 (tabela 2).

A desigualdade de renda mensurada através do coeficiente de gini é também pouco sensível às reduções da pobreza. Apesar da proporção de pobres ter se reduzido cerca de 39% entre 1981 e 1999, a variação no índice de gini nesse período foi de 2,12% (tabela 2). Rocha (1998) mostra que como a desigualdade de renda no Brasil é muito elevada, decorrente principalmente do elevado nível de renda dos

<sup>1</sup> Barreto, Neto e Tebaldi (2001), Cerqueira e Lobão (2003) e Kennedy, Kawachi e Prothrow-Stith (1996).

mais ricos, um aumento na renda dos pobres terá um impacto pequeno sobre o coeficiente de gini se a renda dos indivíduos pertencentes ao topo da distribuição não sofrer alterações significativas<sup>2</sup>.

**Tabela 2: Evolução do índice de Gini e da Proporção de Pobres no Brasil**

Ano	1981	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
Proporção de pobres	<b>0.346</b>	0.299	<b>0.303</b>	0.306	0.304	0.206	0.214	0.209	0.202	<b>0.211</b>
Gini <sup>(1)</sup>	<b>0.599</b>	0.654	<b>0.631</b>	0.598	0.621	0.618	0.618	0.618	0.617	<b>0.612</b>
Theil <sup>(2)</sup>	<b>0.689</b>	0.889	<b>0.778</b>	0.695	0.769	0.735	0.732	0.737	0.738	<b>0.717</b>

Fonte: Rocha, 2003.

(1) Renda familiar per capita.

(2) Fonte: IPEADATA.

O objetivo desse artigo é estudar a relação existente entre o estado de saúde e a distribuição de renda e nível de pobreza no Brasil. Essa relação não é unidirecional. Por um lado, a distribuição de renda e o nível de pobreza podem afetar o nível de saúde, uma vez que sociedades mais desiguais são caracterizadas pela presença de conflitos sociais e menor coesão social - afetando a qualidade das relações individuais<sup>3</sup>. Por outro lado, a saúde é um dos componentes do capital humano na medida em que afeta diretamente a capacidade de geração dos rendimentos salariais, podendo ter impactos sobre a distribuição de renda e sobre o nível de pobreza. Mais especificamente, nesse trabalho estamos preocupados em avaliar em que medida o estado de saúde impacta na distribuição de renda e nível de pobreza no país.

A metodologia utilizada é uma adaptação do método de micro-simulações proposto por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001). Para analisar o efeito sobre a distribuição de renda e pobreza, calculamos duas medidas de desigualdade - Coeficiente de Gini e o Índice T-Theil, e três indicadores de pobreza - Proporção de Pobres, Hiato de Renda e Hiato Quadrático. Essas medidas foram obtidas para a renda familiar per capita hipotética e comparadas com as calculadas a partir da renda familiar per *capita* observada. A base de dados utilizada é a PNAD 98, que apresenta um suplemento especial contendo informações sobre o estado de saúde, utilização desses serviços, entre outras.

Os principais resultados apontam que o estado de saúde afeta a distribuição de renda e o nível de pobreza, apoiando a hipótese de que as perdas de rendimentos decorrentes de um estado de saúde precário, associadas à presença de desigualdades sociais em saúde, contribuem para aumentar a desigualdade de renda observada no Brasil. Se eliminássemos as diferenças entre os indivíduos saudáveis e doentes no que se refere à produtividade, participação no mercado de trabalho e número de horas ofertadas de trabalho, a desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de gini e pelo índice de Theil se reduziria em 1,47% e 4% respectivamente, e a proporção de pobres sofreria uma redução de 4,82% se obtida em relação à linha de pobreza e 9,89% se medida em relação à linha de indigência.

Esse artigo apresenta mais três seções além desta introdução. Na próxima seção apresentamos uma breve justificativa do tema, procurando ressaltar a importância em se estudar a relação entre o estado de saúde e desigualdade de renda no Brasil. Na terceira, descrevemos as variáveis e a metodologia utilizadas, na quarta, discutimos os resultados e na quinta faremos as considerações finais.

<sup>2</sup> Outro índice de desigualdade comumente utilizado na literatura é o índice de Theil. Esse índice é uma medida entrópica da distribuição de renda e permite distinguir a desigualdade observada entre e intragrupos. Nesse sentido, o índice de Theil é mais sensível que o coeficiente de gini. Como pode ser observado na tabela 2, entre 1990 e 1999, o índice de theil se reduziu em 7,84%, e entre 1981 e 1989, esse indicador aumentou 29%.

<sup>3</sup> Um exemplo desta relação é que sociedades mais desiguais tendem a apresentar maior nível de criminalidade e, portanto maior mortalidade precoce. A idéia de que a desigualdade de renda tenha um impacto sobre o nível de saúde da população é conhecida como hipótese da renda relativa de Wilkinson. Ver Deaton (1999).

## 2. Por que estudar o impacto do estado de saúde sobre a distribuição de renda e pobreza no Brasil?

A maior parte da literatura empírica nacional e internacional que se preocupa em verificar os determinantes da desigualdade de renda e do nível de pobreza destaca a importância da educação como uma de suas principais variáveis, especialmente em economias menos desenvolvidas, onde os retornos educacionais são ainda elevados<sup>4</sup>. Devido aos efeitos da saúde sobre os rendimentos individuais e a relação existente entre a saúde e o nível de investimento em capital humano, a não consideração dessa variável pode sobrestimar os efeitos da escolaridade. Apesar disso, nenhum estudo procurou mensurar o impacto do estado de saúde sobre o nível de pobreza e desigualdade de renda.

O estado de saúde pode afetar a distribuição de rendimentos e o nível de pobreza direta ou indiretamente. O impacto direto dessa variável decorre da relação entre o estado de saúde e o rendimento salarial. Existem basicamente três mecanismos através dos quais a saúde afeta os rendimentos: produtividade do trabalhador, número de horas ofertadas de trabalho e a decisão de participar na força de trabalho. Estudos microeconômicos apontam que um pior estado de saúde reduz a oferta de trabalho e a renda auferida. Parte dessa literatura busca avaliar esse impacto considerando o estado de saúde como uma variável exógena<sup>5</sup>. Nesse caso, o estado de saúde é suposto pré-determinado. Para o Brasil, a maioria dos estudos realizados segue essa mesma metodologia tendo em vista a indisponibilidade de informações que permitam considerar a saúde como uma variável endógena<sup>6</sup>. Os estudos que consideram a endogeneidade entre essas duas variáveis permitem mensurar as perdas de rendimento decorrente de um estado de saúde precário e estabelecer uma relação de causalidade entre essas duas variáveis, eliminando-se o efeito dos rendimentos sobre o estado de saúde<sup>7</sup>.

Recentemente, alguns trabalhos têm avançado nessa literatura ao considerar que o impacto do estado de saúde sobre os rendimentos pode ser diferenciado entre os decis de renda. O principal pressuposto é que os diferentes grupos de renda ocupam postos diferenciados no mercado de trabalho. Indivíduos mais pobres, por exemplo, tendem a desempenhar tarefas que exigem mais esforço físico do que intelectual. Dessa forma, a presença de alguma doença que gere limitações físicas para esses indivíduos pode ter um impacto maior sobre os seus rendimentos do que para aqueles que ocupam postos de trabalho que exijam menos ou nenhum esforço físico<sup>8</sup>.

O impacto indireto da saúde sobre a distribuição de renda e pobreza ocorre através dos investimentos em capital humano<sup>9</sup>. Indivíduos doentes investem menos em capital humano, reduzindo ainda mais a possibilidade de uma melhor inserção no mercado de trabalho. Ressalta-se também o ambiente macroeconômico em que as pessoas estão inseridas. As localidades com altos índices de violência, condições precárias de moradia e falta de saneamento básico apresentam altas taxas de mortalidade e baixa expectativa de vida ao nascer, inibindo os investimentos em capital humano.

Esses aspectos se tornam mais importantes na presença de desigualdades sociais em saúde. No Brasil, os estudos empíricos apontam a presença dessa desigualdade, favorável aos indivíduos de maior nível de renda<sup>10</sup>. Como a saúde tem impactos sobre a capacidade de gerar rendimentos e sobre o nível de investimentos em capital humano, se os indivíduos mais pobres têm maior probabilidade de adoecer, a

---

<sup>4</sup> Barros e Mendonça (1996), Ramos e Vieira (2001) e Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000).

<sup>5</sup> Luft (1975).

<sup>6</sup> Kassouf (1999) e Alves e Andrade (2003).

<sup>7</sup> Murrugarra e Valdivia (1999), Ivaschenko (2003) e Alves, Andrade e Macedo (2003).

<sup>8</sup> Murrugarra e Valdivia (1999), Ivaschenko (2003) e Alves, Andrade e Macedo (2003).

<sup>9</sup> A constatação dessa relação entre saúde e capacidade em adquirir capital humano demonstra a importância em se considerar a saúde como um dos determinantes da desigualdade juntamente com a educação. A não inclusão dessa variável pode resultar em uma sobre-estimação do impacto da educação sobre a distribuição de renda.

<sup>10</sup> Travassos et al (2000), Almeida et al (2000), Campino et al (1999), Noronha e Andrade (2001a).

perda de rendimentos decorrente desse pior estado de saúde pode torná-lo mais pobre, agravando ainda mais a distribuição de renda do país. Nesse sentido, as políticas públicas, que tenham como objetivo alterar a distribuição de renda, deveriam contemplar também políticas na área de saúde que promovam uma redução da desigualdade social em saúde e no acesso aos serviços desse setor. A estrutura do sistema de saúde pode interferir nessa desigualdade haja vista os impactos positivos do consumo de cuidados médicos e hospitalares sobre o estado de saúde.

A elaboração dessas políticas é relevante especialmente quando analisamos a estrutura do mercado de saúde brasileiro, que é caracterizado como um sistema misto, tanto no financiamento como no provimento, implicando em duas formas de acesso. Por um lado, tem-se o sistema público (Sistema Único de Saúde - SUS), cuja oferta é universal, integral e gratuita. Paralelamente, têm-se os serviços financiados e providos pelo setor privado, onde o acesso ocorre mediante o pagamento direto ou através de algum plano de saúde. Esses gastos do setor privado são parcialmente financiados pelo governo, na medida em que se permite deduzi-los no imposto de renda. O impacto desse desenho institucional sobre a distribuição de renda pode ocorrer através de pelo menos dois mecanismos. Em primeiro lugar, o financiamento dos serviços de saúde parece apresentar um caráter regressivo na medida em que concede subsídios aos gastos privados. Em segundo lugar, o sistema contribui para acentuar a desigualdade social no acesso aos serviços de saúde. Diversos trabalhos empíricos desenvolvidos para o Brasil mostram que os indivíduos mais pobres demandam menos os serviços de saúde, em especial, os cuidados preventivos, e procuram algum cuidado médico quando o seu estado de saúde está pior, necessitando de um tratamento mais intensivo<sup>11</sup>. Desse modo, consideramos relevante o estudo da relação entre saúde e desigualdade de renda, haja vista, sobretudo as particularidades da realidade brasileira, que apresenta um dos maiores coeficientes de gini e um desenho do sistema de saúde que pode indiretamente acirrar a desigualdade de renda.

### **3. Descrição das Variáveis e Metodologia**

A metodologia utilizada neste trabalho é uma adaptação do método de micro-simulações proposto por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001). A análise consiste em dividir a amostra em indivíduos saudáveis e doentes e estimar as equações de rendimentos da população em idade ativa (15 a 64 anos). Os coeficientes obtidos a partir da amostra saudável são aplicados à amostra de indivíduos doentes para estimar os rendimentos salariais hipotéticos, ou seja, os rendimentos dos indivíduos doentes se estes apresentassem a mesma estrutura de remuneração dos saudáveis. A esse rendimento, adicionamos a renda não salarial e calculamos a renda familiar per *capita* contra-factual para a qual estimamos duas medidas de desigualdade de renda - coeficiente de gini e o Índice t-theil, e três indicadores de pobreza - Proporção de Pobres, Hiato de Renda e Hiato Quadrático. Esses indicadores hipotéticos são comparados com os indicadores de desigualdade de renda e de pobreza obtidos a partir da renda familiar per *capita* observada. Estimamos três efeitos do estado de saúde sobre a distribuição de renda e pobreza, conforme o impacto do estado de saúde sobre a geração de rendimentos individuais: efeito participação, efeito produtividade e o efeito do número de horas ofertadas de trabalho. A base de dados utilizada é a PNAD 98, que apresenta um suplemento especial contendo informações sobre o estado de saúde, utilização desses serviços, entre outras. Excluimos do estudo seis estados da região norte (Amapá, Amazonas, Pará, Acre, Rondônia e Roraima), uma vez que a PNAD não contempla a área rural dessas localidades.

Na subseção seguinte apresentamos o método utilizado para a estimação dos rendimentos individuais. Posteriormente, descrevemos a análise de micro-simulação e os índices de desigualdade e pobreza calculados.

---

<sup>11</sup> Campino et al (1999), Almeida et al (2000), Travassos et al (2000), Viacava et al (2001), Noronha e Andrade (2001b).

### 3.1. Estimação da equação de rendimentos individuais

O primeiro passo da análise consiste em estimar um modelo composto por um conjunto de três equações representando o mecanismo de geração de rendimentos do indivíduo  $i$ <sup>12</sup>:

$$w_i = X_{1i}\beta_1 + u \quad (1)$$

$$L_i = W_i\alpha + X_{2i}\beta_2 + v \quad (2)$$

$$\hat{p}_i(y_i, x_{3i}) = \begin{cases} \Phi(\beta_3'X_{3i}) & y_i = 0 \\ 1 - \Phi(\beta_3'X_{3i}) & y_i = 1 \end{cases} \quad (3)$$

Onde:

$w$  = taxa de salário por hora de trabalho;

$L$  = o número de horas ofertadas de trabalho;

$\Phi$  = função de probabilidade normal acumulada;

$X_{1i}, X_{2i}, X_{3i}$  = vetores de características individuais;

$u, v$  = vetor de choques aleatórios;

$\beta_1$  = vetor das taxas de retorno salarial das características individuais;

$\beta_3$  = vetor dos parâmetros que definem a decisão de participar da força de trabalho;

$\beta_2, \alpha$  = vetores dos parâmetros que definem a quantidade ofertada de trabalho.

A amostra utilizada compreende a população em idade ativa, ou seja, indivíduos entre 15 e 64 anos de idade. Devido à segmentação do mercado de trabalho, o modelo é estimado separadamente para homens e mulheres.

A primeira equação (equação de participação) refere-se à probabilidade do indivíduo participar da força de trabalho, estimada através do modelo de escolha binária probit<sup>13</sup>. A equação (2) estima a oferta de trabalho - medida pelo logaritmo natural do número de horas trabalhadas, como uma função da taxa de salário e das características individuais. A equação (3) é uma função do tipo Minceriana para o logaritmo natural da taxa de salários por hora de trabalho. Uma forma de se estimar as equações (2) e (3) é através do modelo proposto por Heckman (1979), tendo em vista o viés de seleção amostral presente na análise da determinação dos rendimentos. Esse problema ocorre, pois a oferta ótima de trabalho e os salários são observados apenas para os indivíduos que trabalham. Diante disso, a estimação pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) gera estimadores viesados e inconsistentes.

A proposta desenvolvida por Heckman (1979) considera o viés de seleção amostral como um problema de variável omitida, que é resolvido através da estimação da razão inversa de Mills ( $\lambda$ ) e sua inclusão como uma variável independente e exógena na equação de rendimentos e da oferta de trabalho. Esse termo é uma razão da probabilidade para as funções de densidade avaliadas no ponto em que a distribuição é truncada.

---

<sup>12</sup> O método proposto por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001) consiste na estimação de 2 equações: equação de escolha ocupacional e de salários. Nesse trabalho, consideramos uma equação adicional correspondendo ao número de horas de trabalho, por este ser um importante mecanismo pelo qual a saúde afeta os rendimentos.

<sup>13</sup> Definimos como ocupados os indivíduos com renda e número de horas de trabalho positivas. Não são considerados no modelo aqueles cujo número de horas de trabalho é maior do que zero, mas possuem renda salarial nula. Esses indivíduos correspondem a 6,5% da PIA (indivíduos entre 15 e 64 anos) e 4,3% da amostra total. A maior parte desses indivíduos trabalha no setor agrícola (77,37%), e é formada por mulheres (61,92%).

Deixe  $\phi$  ser uma função de densidade de probabilidade normal e  $\Phi$  ser uma distribuição acumulada normal. Podemos representar algebricamente a função inversa de mills ( $\lambda$ ) da seguinte forma:

$$\lambda_i(X_{3i}\beta_{3i}) = \frac{\phi(X_{3i}\beta_{3i})}{\Phi(-X_{3i}\beta_{3i})} \quad (4)$$

O processo de estimação ocorre em duas etapas. Na primeira etapa, estima-se a equação de participação a partir de um modelo logit, cuja variável dependente representa a escolha binária entre participar ou não do mercado de trabalho. Nessa etapa, obtém-se a razão inversa de Mills. Na segunda etapa, as equações de rendimentos e de oferta de trabalho são estimadas com a inclusão do termo de correção obtido na etapa anterior. Devido a endogeneidade existente entre a equação da taxa de salários e oferta de trabalho, a segunda etapa do modelo é estimada a partir do método dos mínimos quadrados em dois estágios<sup>14</sup>. No primeiro estágio, estimamos cada uma dessas variáveis como função de todas as variáveis exógenas, ou seja, das variáveis incluídas tanto na equação da oferta de trabalho como da taxa de salários, inclusive a razão inversa de Mills. No segundo estágio, cada uma dessas equações é estimada em função das suas respectivas variáveis explicativas, substituindo o valor observado da variável endógena por seu valor predito obtido no estágio anterior.

As variáveis independentes incluídas no modelo estão listadas no quadro 1. O logaritmo da renda não salarial, o número de crianças no domicílio, estado civil e se o indivíduo frequenta a escola são as variáveis de identificação do modelo da taxa de salários. Estamos supondo que essas variáveis afetam a escolha ocupacional, mas não afetam a produtividade do indivíduo (taxa salarial). As variáveis de identificação do modelo da oferta de trabalho são a escolaridade e o logaritmo da renda salarial.

**Quadro 1. Variáveis independentes incluídas no modelo de determinação dos rendimentos individuais**

Variáveis Independentes	Equação de Participação	Equação da oferta de trabalho	Equação de rendimentos
Logaritmo da renda salarial		X	
Logaritmo da renda não salarial	X	X	
Escolaridade (com um termo linear e quadrático)	X		X
Número de crianças no domicílio	X	X	
Variável <i>dummy</i> para estado civil,	X	X	
Variável <i>dummy</i> para raça	X	X	X
Variável <i>dummy</i> para local de residência (rural/urbana)	X	X	X
Variáveis <i>dummy</i> para região do país.	X	X	X
Variável <i>Dummy</i> informando se o indivíduo frequenta a escola	X	X	
Experiência (com um termo linear e quadrático)	X	X	X
Razão inversa de Mills		X	X

O próximo passo do estudo consiste na realização de micro-simulações dos rendimentos. Esse método permite analisar variações na distribuição de renda decorrentes de mudanças na estrutura de rendimentos.

### 3.2. Análise contra-factual a partir da decomposição da variação na distribuição de renda

Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001) decompõem a variação na distribuição de renda como a soma dos seguintes efeitos: efeito da escolha ocupacional ou de participação ( $P_{it}$ ), efeito produtividade ( $W_{it}$ ) e efeito dotação ( $X_{it}$ ;  $\varepsilon_{it}$ ). A análise contra-factual consiste em comparar uma distribuição de rendimentos

<sup>14</sup> Verificamos a presença de endogeneidade a partir do teste de Durbin-Wu-Hausman (Davidson e Mackinnon, 1993). Esse teste consiste em estimar a equação da taxa de salário em função de todas as variáveis exógenas (da equação de taxa de salários e do número de horas trabalhadas) de forma a obtermos os resíduos. Esses resíduos são incluídos na equação do número de horas de trabalho juntamente com as variáveis correspondentes dessa equação. Realizamos o teste de F para verificar se o coeficiente estimado para ao resíduo é igual a zero.

hipotética estimada para o ano  $t'$  com a distribuição de rendimentos observada nesse mesmo período. A distribuição hipotética em  $t'$  é obtida quando um ou mais coeficientes (ou quando a distribuição das características individuais) são supostos iguais aos coeficientes estimados para o período  $t$  (ou à distribuição das características observadas em  $t$ ). Nesse sentido, a proposta desenvolvida por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001) baseia-se em uma análise longitudinal, sendo, portanto adaptada para esse trabalho de modo a permitir uma análise *cross-section* e a inclusão da variável do estado de saúde.

A técnica de micro-simulação adotada nesse artigo consiste em dividir a amostra em indivíduos saudáveis e doentes e estimar as equações de rendimentos. Os coeficientes obtidos a partir da amostra saudável são aplicados à amostra de indivíduos doentes para estimar os rendimentos hipotéticos, ou seja, os rendimentos dos indivíduos doentes se estes apresentassem a mesma estrutura de remuneração dos saudáveis. Ao rendimento hipotético dos doentes e ao rendimento observado dos saudáveis, adicionamos a respectiva renda não salarial e calculamos a renda familiar per *capita* contra-factual<sup>15</sup>.

A variável utilizada para dividir a amostra em saudáveis e doentes é uma medida do estado de saúde auto avaliado. Essa variável, a despeito de ser mais subjetiva, é bastante utilizada na literatura empírica por proporcionar uma medida ampla do estado de saúde e por ser capaz de considerar todos os tipos de morbidade. Além disso, alguns estudos têm demonstrado a existência de uma estreita relação entre essa variável e a mortalidade, bem como com outras medidas de morbidade<sup>16</sup>. Na PNAD 98, essa medida apresenta cinco categorias de resposta: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim. Classificamos como saudáveis os indivíduos que avaliaram seu estado de saúde como muito bom e bom<sup>17</sup>.

Deixe  $n$  ser o subscrito que identifica a estrutura observada dos parâmetros e  $n'$  a estrutura hipotética na qual supõe que os parâmetros estimados são os mesmos para doentes e saudáveis. Como o estado de saúde afeta os rendimentos através da participação do indivíduo no mercado de trabalho, da oferta de trabalho e da produtividade, decompomos a variação na distribuição de renda nos seguintes efeitos: efeito da escolha ocupacional ou de participação ( $P_{nn'}$ ), efeito produtividade ( $W_{nn'}$ ) e efeito da oferta de trabalho ( $L_{nn'}$ )<sup>18</sup>.

O efeito produtividade ( $W_{nn'}$ ) é obtido ao compararmos a distribuição de rendimentos observada com a distribuição estimada supondo que as taxas de retorno salarial das características individuais são as mesmas para os saudáveis e doentes. Essa análise nos permite verificar em quanto a desigualdade de renda varia se os diferenciais de produtividade entre os dois grupos fossem eliminados.

Podemos definir a taxa salarial hipotética como:

$$w'_i = \sum_k \beta_k^S X_{ki}^D + \varepsilon_i^D \quad (5)$$

onde:

$\beta_k^S$  = k parâmetros estimados pela equação da taxa de salário para a amostra saudável;

<sup>15</sup> São excluídos da análise os indivíduos cuja condição na família é a de doméstico, parente de doméstico e pensionista, tendo em vista a impossibilidade de se calcular sua renda familiar.

<sup>16</sup> Idler e Benyamini (1997), Wilson e Kaplan (1995), Idler et al (1995).

<sup>17</sup> Um outro corte proposto é considerar como saudáveis os indivíduos que avaliam seu estado de saúde como muito bom. No entanto, devido ao pequeno número de observações nessa categoria, esse corte não se mostrou adequado para a análise da distribuição de renda.

<sup>18</sup> Um mecanismo pelo qual o estado de saúde afeta os rendimentos é através do investimento em capital humano. Para uma análise posterior consideraremos esse efeito.



$X_{ki}^D, \varepsilon_i^D$  = vetores de características individuais e vetor de resíduos dos indivíduos doentes respectivamente.

Para os saudáveis, a taxa salarial contra-factual é igual à observada ( $w_{ij}$ ).

Em termos algébricos, o efeito produtividade pode ser definido da seguinte maneira:

$$W_{nn'} = D(\{x_{in}, \varepsilon_{in}\}; \beta_{1n'}; \beta_{2n}; \beta_{3n}) - D(\{x_{in}, \varepsilon_{in}\}; \beta_{1n}; \beta_{2n}; \beta_{3n}) \quad (6)$$

Onde  $D(\{x_{in}, \varepsilon_{in}\}; \beta_{1n'}; \beta_{2n}; \beta_{3n})$  corresponde às medidas de distribuição de renda ou de pobreza calculadas com base na renda familiar *per capita* contra-factual. Deixe  $j$  ser o subscrito referente à família  $j$ . Para cada indivíduo  $i$ , podemos definir a renda familiar contra-factual como<sup>19</sup>:

$$W'_{ij} = \sum_i w'_{ij} h'_{ij} P_{ij} + Y_{ij} \quad (7)$$

onde:

$h_{ij}$  = o número de horas ofertadas de trabalho observada para o indivíduo  $i$  pertencente à família  $j$ ;

$P_{ij} = 1$  se o indivíduo  $i$  trabalha e 0 caso contrário;

$Y_{ij}$  = renda não salarial do indivíduo  $i$  na família  $j$ . Essa medida corresponde ao valor observado.

De forma análoga, o efeito da oferta de trabalho ( $L_{nn'}$ ) é mensurado a partir da comparação entre a distribuição dos rendimentos observados com a distribuição estimada supondo que a estrutura do número de horas ofertadas de trabalho não varia entre os indivíduos doentes e saudáveis. Algebricamente, temos que:

$$L_{nn'} = D(\{x_{in}, \varepsilon_{in}\}; \beta_{1n}; \beta_{2n'}; \beta_{3n}) - D(\{x_{in}, \varepsilon_{in}\}; \beta_{1n}; \beta_{2n}; \beta_{3n}) \quad (8)$$

Nesse caso, a renda familiar contra-factual é definida como:

$$W'_{ij} = \sum_i w_{ij} h'_{ij} P_{ij} + Y_{ij} \quad (9)$$

Finalmente, estimamos o efeito de participação, que permite comparar a distribuição dos rendimentos atuais com a distribuição hipotética na qual a probabilidade dos indivíduos doentes participar do mercado de trabalho é suposta igual a dos saudáveis. O procedimento adotado para estimar esse efeito difere daquele utilizado para obter o efeito produtividade e da quantidade ofertada de trabalho<sup>20</sup>. Nesse caso, a renda familiar per capita contra-factual é obtida a partir da realização de três etapas. Em primeiro lugar, obtivemos a proporção de pessoas ocupadas, entre 15 a 64 anos, na amostra dos indivíduos saudáveis. Na PNAD 98, essa proporção é igual a 0,7086 entre os homens e 0,4611 entre as mulheres. Supondo que entre os indivíduos doentes a proporção de ocupados é a mesma observada entre os saudáveis, temos que o número hipotético de doentes ocupados é igual a 14.049 na amostra de homens e 11.517 na amostra de mulheres, o que corresponde a um acréscimo de 1.065 e 1.691 indivíduos ocupados em cada amostra respectivamente.

A segunda etapa consiste em selecionar na amostra de doentes desocupados os indivíduos que hipoteticamente estariam ocupados, o que implica em selecionar nessa amostra 1.065 homens e 1.691

<sup>19</sup> Ressalta-se que, para os indivíduos entre 10 e 14 anos, e acima de 65 anos, a renda salarial corresponde à observada, independente de serem classificados como saudáveis ou doentes.

<sup>20</sup> O procedimento adotado nesse trabalho baseia-se na metodologia empregada em González-Rozada e Menendez (2002).

mulheres. Para a realização dessa etapa, estimamos a probabilidade contra-factual do indivíduo doente estar na força de trabalho, ou seja, a probabilidade do indivíduo doente participar da força de trabalho, supondo que os coeficientes da equação de participação são iguais aos estimados para a amostra saudável. Algebricamente, a probabilidade hipotética é definida da seguinte forma:

$$\hat{p}'_i(y_i, x_{3i}) = \begin{cases} \Phi(X_{3i}^D \beta_3^S) & y_i = 0 \\ 1 - \Phi(X_{3i}^D \beta_3^S) & y_i = 1 \end{cases} \quad (10)$$

Com base nessa probabilidade, ordenamos os indivíduos doentes desocupados de forma decrescente e selecionamos os primeiros 1065 homens e as 1691 mulheres, ou seja, os indivíduos cuja probabilidade hipotética de participar no mercado de trabalho é mais elevada<sup>21</sup>.

Na terceira etapa estimamos a taxa salarial e o número de horas trabalhadas contra-factual. Para os indivíduos saudáveis e para os doentes que estão ocupados, essas medidas hipotéticas correspondem aos valores observados. Para os indivíduos selecionados na amostra dos doentes desocupados, a renda salarial hipotética é obtida como definido em 11:

$$W'_i = w'_i h'_i \quad (11)$$

onde:

$$w'_i = \sum_k \beta_k^D X_k^D + \varepsilon'_{iw}$$

$$h'_i = \sum_l \beta_l^D X_l^D + \beta_w w'_i + \varepsilon'_{ih}$$

$\beta_k^D$  e  $\beta_l^D$  = k e l parâmetros estimados a partir da equação de salários e horas ofertadas de trabalho, respectivamente, para a amostra dos doentes ocupados.

$\varepsilon'_{iw}$  = resíduo da equação da taxa de salário estimada para o indivíduo doente i.

$\varepsilon'_{ih}$  = resíduo da equação da quantidade ofertada de trabalho estimada para o indivíduo doente i.

Como os termos residuais da equação da taxa de salário e da quantidade ofertada de trabalho para os indivíduos doentes desocupados não são observáveis, foi necessário imputar esse valor. O método utilizado baseia-se na imputação de regressão randômica, que consiste em extrair um termo randômico com distribuição normal padrão, cuja variância é igual à variância empírica dos resíduos, obtida a partir da estimação da equação de rendimentos e horas ofertadas de trabalho para a amostra dos indivíduos doentes ocupados.

### 3.3. Índices de Desigualdade e de Pobreza

Para analisar o impacto de cada um desses efeitos sobre a distribuição de renda e nível de pobreza, obtivemos dois índices de distribuição de renda e três medidas de pobreza. Para medir a distribuição de

<sup>21</sup> Para verificar a capacidade de predição do modelo probit, obtivemos a probabilidade predita de cada um dos modelos estimados para doentes e saudáveis e a transformamos em uma variável binária igual a 1 se a probabilidade predita é maior do que 0,5 e igual a zero, caso contrário. Essa medida é contraposta com a variável binária observada (variável dependente que indica se o indivíduo participa da força de trabalho). Constatamos que em torno de 80% das observações são preditas corretamente, quando consideramos a amostra de homens saudáveis e doentes, e cerca de 66%, quando analisamos as amostras de mulheres.

renda, utilizamos o coeficiente de gini e o índice t-theil<sup>22</sup>. Esta última é uma medida entrópica da desigualdade e tem a vantagem de ser decomposta em uma medida da desigualdade de renda entre grupos e uma média das medidas de desigualdade dentro dos grupos, ponderada pela fração da renda total<sup>23</sup>. Estimamos também o dual de t-theil, obtido a partir da seguinte transformação do índice t-theil:

$$U\text{-Theil} = 1 - e^{(-T)} \quad (12)$$

Onde T é igual ao índice de t-theil.

A partir dessa transformação, o intervalo do índice dual t-theil é entre 0 e 1-1/n, o que corresponde ao intervalo do coeficiente de gini, permitindo a comparação dos resultados entre essas duas medidas.

O nível de pobreza é medido a partir de um conjunto de indicadores proposto por Foster, Gree e Thorbecke (FGT), definido como:

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_i^p \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (13)$$

com:

n = tamanho da amostra total

p = número de pobres

z = linha de pobreza

yi = renda familiar per capita

$\alpha \geq 0$

Utilizamos três medidas de pobreza, definidas conforme o valor de  $\alpha$ : proporção de pobres, hiato de renda e hiato quadrático. A proporção de pobres é obtida quando  $\alpha$  igual a 0. Essa medida tem a vantagem de ser facilmente interpretada, no entanto não considera a intensidade de pobreza. O hiato de renda é definido quando  $\alpha = 1$ , e mede simultaneamente a proporção de pobres e a intensidade de pobreza. Esse índice nos fornece em que medida a renda média dos pobres está distante da linha de pobreza. O hiato quadrático é obtido quando  $\alpha = 2$ , e tem a vantagem sobre os demais por considerar a desigualdade entre os pobres. Cada um desses indicadores foi calculado em relação à linha de pobreza e à linha de indigência definidas em Rocha (2003) para 24 áreas geográficas no Brasil, que tem a vantagem de considerar variações no custo de vida dos pobres.

#### 4. Resultados e Discussão

Nessa seção apresentamos os resultados referentes ao coeficiente de gini e ao índice t-theil, bem como as medidas de pobreza calculadas para a renda hipotética e a renda observada. Os resultados estimados para as equações de salário, oferta de trabalho e participação da força de trabalho não são discutidos nesse artigo. Ressaltamos, contudo que os efeitos das variáveis incluídas no modelo são como esperados (ver em anexo).

##### 4.1. O impacto do estado de saúde sobre a distribuição de renda

<sup>22</sup> Existem duas medidas de desigualdade de theil, a saber: T-Theil e L-Theil. A principal dificuldade em se trabalhar com o índice L-Theil decorre do fato dele tender ao infinito quando a renda do indivíduo é zero (Hoffmann, 2001). Como estimamos a medida de desigualdade utilizando a renda familiar per capita, e incluímos na análise as famílias com renda zero, não é possível estimar o índice L-Theil.

<sup>23</sup> Hoffmann (1998).

A tabela 3 apresenta os resultados do coeficiente de gini e do índice t-theil hipotéticos e observados e a redução percentual verificada em cada um desses indicadores, ou seja, a diferença percentual entre o índice calculado a partir da renda familiar *per capita* contra-factual e o índice obtido a partir da renda observada. Apresentamos os resultados hipotéticos considerando separadamente cada um dos efeitos da saúde sobre os rendimentos (efeito participação, produtividade, oferta de trabalho), bem como o efeito conjunto.

Os resultados apontam que o estado de saúde contribui para aumentar a desigualdade de renda no Brasil, apoiando a hipótese de que a perda de rendimentos decorrente de um estado de saúde precário, associada com a desigualdade social em saúde, se traduz em uma maior desigualdade de renda. Considerando conjuntamente os três efeitos do estado de saúde (participação, produtividade e oferta de trabalho), observamos que se os indivíduos doentes apresentassem a mesma estrutura de retornos que os indivíduos saudáveis, o coeficiente de gini seria reduzido em 1,47% e o índice de t-theil (ou o dual de t-theil), em torno de 4% (2,4%). A magnitude desses valores situa-se no mesmo patamar dos resultados obtidos por Ferreira e Barros (1998) ao analisar o efeito de mudanças no retorno da escolaridade sobre variações na distribuição de renda<sup>24</sup>. Os resultados encontrados por esses autores, a despeito de não serem comparáveis com os encontrados nesse trabalho, nos permitem dimensionar o efeito do estado de saúde sobre a desigualdade de renda no Brasil. A partir de uma análise contra-factual, os autores constatam que se os retornos educacionais em 1976 fossem iguais aos de 1996, a desigualdade de renda em 1976 deveria ser mais elevada, com o índice de gini e o índice de t-theil aumentando em torno de 1,12 e 4% respectivamente em relação ao valor observado<sup>25</sup>.

Analisando separadamente cada um dos efeitos do estado de saúde, observamos que a maior redução na desigualdade de renda ocorre principalmente através do efeito de participação (tabela 3).

**Tabela 3. Resultados da Micro-Simulação – Desigualdade de Renda**

<i>Simulação</i>	<i>Índices de Desigualdade</i>		<i>Redução na Desigualdade de renda (%)</i>	
	<i>Gini</i>	<i>Theil (Dual)</i>	<i>Gini</i>	<i>Theil (Dual)</i>
<i>Efeito Participação</i>	0.603	0.735 (0.520)	1.31	3.92 (2.62)
<i>Efeito Produtividade</i>	0.605	0.744 (0.525)	0.98	2.74 (1.68)
<i>Efeito Oferta de Trabalho</i>	0.606	0.744 (0.525)	0.82	2.74 (1.68)
<i>Efeito Conjunto</i>	0.602	0.735 (0.521)	1.47	3.92 (2.43)
<i>Observado</i>	0.611	0.765 (0.534)	-	-

Supondo que os indivíduos saudáveis e doentes têm a mesma probabilidade de participar no mercado de trabalho, o coeficiente de gini sofreria uma redução de 1,31%, e o índice t-theil (dual), de 4% (2,62%). Uma possível explicação para a maior importância desse efeito em relação aos demais (oferta de trabalho e produtividade) é que os indivíduos doentes excluídos do mercado de trabalho são aqueles cuja participação ocorre através de serviços que exijam maior esforço físico e cujo nível educacional é mais

<sup>24</sup> Ferreira e Barros (1998) aplicam o método de micro-simulação desenvolvido por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001) com o objetivo de entender o declínio na desigualdade de renda observado entre 1976 e 1996. A questão principal identificada pelos autores é que apesar de se observar uma redução na desigualdade de renda entre 1976 e 1996, os retornos educacionais se alteraram no sentido de ampliar a desigualdade de renda e o nível de pobreza.

<sup>25</sup> Considerando que todos os coeficientes obtidos a partir da estimação das equações de participação e de rendimentos para 1976 fossem iguais aos estimados para 1996, o índice hipotético de gini e de theil seriam 3,33 e 4,7% mais elevados em relação ao valor observado em 1976 (Ferreira e Barros, 1998).

baixo. Nesse caso, a probabilidade de participar da força de trabalho seria menor uma vez que um estado de saúde precário que gere maiores restrições físicas impediria que esses indivíduos continuassem trabalhando. Como esses indivíduos pertencem aos extratos econômicos mais baixos, a sua exclusão do mercado de trabalho torna ainda maior a diferença de renda entre os grupos extremos da distribuição, acentuando com isso a desigualdade de renda.

Esses resultados evidenciam a importância em se desenvolver políticas que tenham como objetivo reduzir as desigualdades sociais em saúde e reintegrar os indivíduos doentes no mercado de trabalho, buscando reduzir essas diferenças entre os saudáveis e doentes através principalmente de programas de qualificação profissional. Quando o indivíduo é excluído do mercado de trabalho por motivo de saúde, em geral, recebe uma renda de aposentadoria por invalidez, gerando um ônus para o Estado, que tem que financiar essa aposentadoria, e para o próprio indivíduo, que pode estar limitado a receber apenas essa renda ao longo de sua vida.

O efeito da produtividade e do número de horas ofertadas de trabalho é menor, em torno de 2,74% quando consideramos o índice t-theil e menos de 1% quando analisamos o coeficiente de gini. Esse resultado surpreende, sobretudo para o efeito da produtividade, uma vez que os estudos realizados para o Brasil constatarem que o estado de saúde precário gera perdas expressivas de rendimentos através do seu impacto sobre a taxa de salários<sup>26</sup>. Duas hipóteses podem estar relacionadas a esse resultado. A primeira refere-se às diferenças de produtividade entre os indivíduos saudáveis e doentes. Muito embora na média o efeito do estado de saúde sobre a produtividade acarreta uma perda elevada de rendimento, em termos individuais essa perda pode não ser grande o suficiente para alterar a posição do indivíduo no *ranking* da distribuição de renda. Como a análise do efeito renda refere-se aos indivíduos que já estão no mercado de trabalho, é possível que não haja diferenças expressivas na produtividade entre os saudáveis e doentes.

A segunda hipótese é que as perdas de rendimentos decorrentes de um estado de saúde precário devem ser mais acentuadas entre os indivíduos que pertencem a classes sociais mais baixas, que possuem um pior estado de saúde e em geral, tendem a ocupar postos de trabalho que exigem maior esforço físico. Como a desigualdade de renda no Brasil é muito acentuada, decorrente principalmente do elevado nível de renda dos indivíduos pertencentes ao topo da distribuição, mudanças na renda entre os mais pobres, sem modificações significativas na renda dos mais ricos, irão alterar pouco os índices de desigualdade.

#### **4.2. O impacto do estado de saúde sobre o nível de pobreza**

As tabelas 4 e 5 apresentam os indicadores de pobreza hipotéticos e observados, calculados com relação à linha de pobreza e de indigência, respectivamente. As medidas hipotéticas referem-se a cada um dos efeitos da saúde sobre os rendimentos (efeito participação, produtividade, oferta de trabalho), e o efeito conjunto.

Constatamos um impacto do estado de saúde sobre o nível de pobreza, ou seja, a perda de rendimentos decorrente de um estado de saúde precário contribui para acentuar a pobreza no Brasil. Os resultados sugerem que se não houvesse diferenças entre saudáveis e doentes com relação à produtividade, quantidade ofertada de trabalho e probabilidade de participar da força de trabalho, verificaríamos não só uma redução na proporção de pobres (indigentes), como também na intensidade de pobreza, ou seja, na

---

<sup>26</sup> Alves e Andrade (2002), analisando os diferenciais de rendimentos entre os indivíduos saudáveis e doentes, constatam que um estado de saúde precário acarreta uma perda de rendimentos elevada, sendo maior quando consideram o efeito sobre a produtividade (13% e 10,5%, para homens e mulheres respectivamente) e sobre a participação no mercado de trabalho (12,58% para homens e 9,6% para mulheres). O efeito sobre a quantidade ofertada de trabalho é menor, igual a 1,17% para homens e 3,41% para mulheres. Os autores utilizam diferentes indicadores do estado de saúde para classificar os indivíduos em saudáveis e doentes. Os resultados acima correspondem ao critério denominado pelos autores de subjetivo irrestrito que consideram como saudáveis os indivíduos que classificam seu estado de saúde como muito bom e bom.

proporção em que a renda média dos pobres estaria distante das linhas de pobreza (P1 e I1), e na desigualdade entre os pobres (P2 e I2) (tabelas 4 e 5).

**Tabela 4. Resultados da Micro-simulação para as Medidas de Pobreza  
Linhas de Pobreza**

<i>Simulação</i>	<i>Indicadores de Pobreza</i>			<i>Redução nos Indicadores de Pobreza (%)</i>		
	Proporção de Pobre	P1	P2	Proporção de Pobre	P1	P2
<i>Efeito Participação</i>	0.324	0.141	0.086	2.41	4.73	6.52
<i>Efeito Produtividade</i>	0.325	0.144	0.089	2.11	2.70	3.26
<i>Efeito Oferta de Trabalho</i>	0.330	0.147	0.091	0.60	0.67	1.09
<i>Efeito Conjunto</i>	0.316	0.137	0.083	4.82	7.43	9.78
<i>Observado</i>	0.332	0.148	0.092	-	-	-

Analisando o efeito conjunto do estado de saúde, observamos que se os indivíduos doentes apresentassem a mesma estrutura de retornos dos rendimentos que os saudáveis, a proporção de pobres se reduziria em 4,82% (tabela 4). Essa redução é expressiva, uma vez equivale à cerca de 1/3 da redução observada na década de 80 (entre 1981 e 1990) e à 1/6 da redução observada nos últimos 10 anos (entre 1992 e 1999) no Brasil. Ou seja, se eliminássemos as diferenças, entre saudáveis e doentes, na produtividade, na quantidade ofertada de trabalho e na probabilidade de participar do mercado de trabalho, observaríamos uma redução no nível de pobreza equivalente a 1/3 da redução observada na década de 80 ou à 1/6 da redução observada em uma década que foi caracterizada por uma redução bastante acentuada na proporção de pobres decorrente do plano de estabilização econômica (plano Real), implementado em meados do período<sup>27</sup>. Considerando o hiato de renda (P1) e o hiato quadrático (P2), obtidos com relação à linha de pobreza, a redução seria em torno de 7,43% e 9,78% respectivamente (tabela 4)<sup>28</sup>.

Para os indicadores calculados em relação à linha de indigência, observamos uma redução de 9,89%, 12,76% e 13,5% na proporção de pobres, no hiato de renda e no hiato quadrático, respectivamente, quando consideramos o efeito conjunto (tabela 5).

A principal fonte de variação ocorre devido ao efeito de participação no mercado de trabalho, seguido do efeito produtividade. Com relação ao efeito da oferta de trabalho, o impacto sobre os indicadores de pobreza é desprezível.

<sup>27</sup> Na década de 90, a proporção de pobres caiu cerca de 31%, sendo essa variação mais acentuada logo após a implementação do Plano de estabilização econômica (Plano Real) o qual contribuiu para melhorar de forma significativa os rendimentos das classes econômicas mais baixa.

<sup>28</sup> Os resultados encontrados por Ferreira e Barros (1998) com relação ao efeito de mudanças nos retornos educacionais sobre variações no nível de pobreza mostram um aumento de 13%, 15% e 17% respectivamente na proporção de pobres, hiato de renda e hiato quadrático em relação ao valor observado em 1976, supondo que os retornos educacionais nesse ano são iguais aos de 1996. Esses resultados referem-se aos indicadores obtidos com relação à linha de pobreza igual a R\$ 60,00. Para os indicadores relativos à linha de pobreza igual a R\$ 30,00, essa variação é mais acentuada.

**Tabela 5. Resultados da Micro-simulação para as Medidas de Pobreza Linhas de Indigência**

<i>Simulação</i>	<i>Indicadores de Indigência</i>			<i>Redução nos Indicadores de Indigência (%)</i>		
	Proporção de Indigentes	I1	I2	Proporção de Indigentes	I1	I2
<i>Efeito Participação</i>	0.085	0.043	0.032	6.60	8.51	13.51
<i>Efeito Produtividade</i>	0.087	0.046	0.036	4.40	2.13	2.70
<i>Efeito Oferta de Trabalho</i>	0.090	0.047	0.037	1.10	0.00	0.00
<i>Efeito Conjunto</i>	0.082	0.041	0.032	9.89	12.76	13.51
<i>Observado</i>	0.091	0.047	0.037	-	-	-

## 5. Conclusão

A principal contribuição desse artigo é detectar o impacto do estado de saúde sobre a distribuição de renda e nível de pobreza no Brasil, apoiando a hipótese de que as perdas de rendimentos decorrentes de um estado de saúde precário, associadas à presença das desigualdades sociais em saúde, contribuem para acentuar a desigualdade de renda e pobreza no país. Se eliminássemos as diferenças entre os indivíduos saudáveis e doentes na produtividade, no número de horas ofertadas de trabalho e na probabilidade de participar da força de trabalho, observaríamos uma redução na desigualdade de renda em torno de 1,47% quando medida pelo coeficiente de gini e em torno de 4% quando medida pelo índice t-theil. Analisando a proporção de pobres, essa redução seria cerca de 5%, o que equivale a 1/3 da redução observada na década de 80 e 1/6 da redução observada na década de 90.

O principal mecanismo em que o estado de saúde afeta a distribuição de renda e nível de pobreza é através do efeito de participação, ou seja, através das diferenças na probabilidade de participar da força de trabalho observadas entre os indivíduos doentes e saudáveis. Uma possível explicação é que os indivíduos doentes excluídos do mercado de trabalho são aqueles cuja participação ocorre através de serviços que exijam maior esforço físico e cujo nível educacional é mais baixo. Esses resultados evidenciam a importância em se desenvolver políticas que tenham como objetivo reduzir as desigualdades sociais em saúde e reintegrar os indivíduos doentes no mercado de trabalho, buscando reduzir os diferenciais de produtividade entre os saudáveis e doentes através principalmente de programas de qualificação profissional.

Esse trabalho é inédito na literatura nacional e internacional. A maior parte dos estudos que buscam entender a distribuição de renda consideram a escolaridade como seu principal determinante, e não incluem o estado de saúde na análise. A não consideração dessa variável pode sobre-estimar os efeitos da escolaridade tendo em vista o impacto da saúde sobre os rendimentos e sobre o nível de investimento em capital humano. Murrugarra e Valdivia (1999) e Ivaschenko (2003) avançam nessa análise ao estimar o efeito do estado de saúde sobre cada quantil de rendimentos do trabalho, através de um modelo de regressão quantílica. Os autores observam que a não consideração do estado de saúde sobreestima o efeito da escolaridade sobre os rendimentos individuais. No entanto, o objetivo desses estudos é verificar como o estado de saúde afeta o mecanismo de geração de rendimentos ao longo da distribuição, ou seja, qual o efeito do estado de saúde sobre cada quantil de rendimentos, não havendo uma preocupação em avaliar como essa variável afeta o nível de desigualdade de renda e de pobreza.

Os resultados encontrados nesse trabalho ainda são preliminares, uma vez que alguns exercícios deverão ser considerados em uma análise posterior. O primeiro exercício é calcular outras medidas de desigualdade de renda, tais como a análise da razão de percentis, que permitam verificar em que ponto da distribuição o impacto do estado de saúde é mais elevado. O segundo consiste em utilizar outros indicadores do estado de saúde para classificar os indivíduos em saudáveis e doentes, de modo a verificar

a robustez dos resultados. No terceiro exercício consideraremos o efeito do estado de saúde sobre o nível de escolaridade através de uma análise do efeito de dotação, como proposto por Bourguignon, Ferreira e Lusting (2001).

## 6. Referências Bibliográficas

Almeida, Célia, Travassos, Cláudia, Porto, Silvia and LABRA, Maria Eliana. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. International Journal of Health Services, vol 30, no 1, 2000.

Alves, L. F. E Andrade, M. V. (2003). Impactos da Saúde nos Rendimentos Individuais no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*. São Paulo.

Alves, L. F. E Andrade, M. V., Macedo, Paulo B. R. (2003). Health and Labor Market in Brazil. (*mimeo*)

Barros, R. P e Mendonça, R. Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. in: A Economia Brasileira em Perspectiva -1996. vol.2, Rio de Janeiro, IPEA, 1996.

BARRETO, F. A. F. D., JORGE NETO, P. M., TEBALDI, E. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*. Fortaleza: 2001.

Bourguignon, François; Ferreira, Francisco; Lustig, Nora. The microeconomics of income distribution dynamics: A comparative analysis of selected developing countries. June, 2001 (*draft*).

Campino, Antonio Carlos Coelho; Diaz, Maria Dolores Montoya; Paulani, Leda Maria; Oliveira, Roberto Guena De; Piola, Sérgio Francisco; NUNES, André. Poverty and Equity in Health in Latin America and Caribbean: Results of Country-Case Studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico e Peru - Brazil. Washington; The World Bank (HNP-Health, Nutrition and Population), Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento e Organização Panamericana da Saúde, p. 1-82. 1999.)

**Cerqueira, Daniel & Lobão, Waldir.** *"Condicionantes sociais, poder de polícia e o setor de produção criminal. (Texto para Discussão 957)." Rio de Janeiro: IPEA, junho/2003.*

Davidson, R., Mackinnon, J. G. **Estimation and inference in econometrics**. Oxford: Oxford University, 1993.

Deaton, Angus. Inequalities in income and inequalities in health. Cambridge: NBER, 1999. (Working Paper 7141).

Ferreira, Francisco and Ricardo Paes de Barros .1998. *Climbing a Moving Mountain: Explaining the Decline in Income Inequality in Brazil from 1976 to 1996*. Mimeo.

Martín Rozada and Alicia Menéndez. "Why have poverty and income inequality increased so much? Argentina 1991-2002." Princeton University. September 2002. *Disponível on line: <http://www.undp.org/povertycentre/publications.htm>*. Texto capturado em 01/07/2004.

Heckman, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161. 1979.

Hoffmann R. Distribuição da renda no Brasil: poucos com muito e muitos com muito pouco. In: Dowbor L, Kilsztajn S, organizadores. *Economia social no Brasil*. São Paulo: SENAC; 2001.

Hoffmann, R. Distribuição da Renda no Brasil: poucos com muito e muitos com muito pouco. *Economia Social no Brasil*. 1ª. ed. São Paulo: SENAC, 2001, p. 43-69.



Idler, EL. & Kasl, S. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *Journal of Gerontology: Psychological Sciences* 1995; 50B: S344–S353

Ilder, Ellen L. And Yael Benyamini. “Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies”. *Journal of Health and Social Behavior*, N. 38, Pages 21-37, 1997.

Ivaschenko, Oleksiy. *Essays on Poverty, Income Inequality and Health in Transition Economies*, Göteborg : Department of Economics, School of Economics and Commercial Law, Göteborg University (Economic studies / Department of Economics, School of Economics and Commercial Law, Göteborg University ; 121), 2003.

Kassouf, A. L. Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde. **Economia Aplicada**. São Paulo, v. 3, n. 2, p. 239-262, 1999.

Kennedy B.P., Kawachi I, Prothrow-Stith D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *BMJ* 1996;312:1004-7.

Luft, H. S. The impact of poor health on earnings. **The Review of Economics and Statistics**, v. 57, n. 1, p. 43-57, 1975.

Menezes-Filho, N. A., Fernandes, R. e Picchetti, P. The Distribution of Male Wages in Brazil: Some Stylised Facts. In: Henriques, R.(org) *Desigualdade e Pobreza no Brasil*, IPEA, Rio de Janeiro, 2000.

Murrugarra, E., Valdivia, M. The Returns to Health for Peruvian Urban Adults: Differentials Across Genders, the Life Cycle and the Wage Distribution. Working Paper Series R-352, Inter-American Development Bank, Washington D.C, 1999.

Noronha, Kenya V. M. de S., Andrade, Monica Viegas. Desigualdade social no acesso aos serviços de saúde no Brasil: uma aplicação do modelo hurdle binomial negativo, 2001b (mimeo).

Noronha, Kenya V. M. de S., Andrade, Monica Viegas. Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. *Revista econômica do nordeste*, 2001a: 20p.

PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. “Relatório de Desenvolvimento Humano 2002: aprofundar a democracia em um mundo fragmentado”.

Ramos, L., Vieira, M.L. Desigualdade de Rendimentos no Brasil nas Décadas de 80 e 90: Evolução e Principais Determinantes. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão n. 803, jun, 2001.

Rocha, Sonia. *Pobreza no Brasil: Afinal, de que se trata?* Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003, 244 p.

Travassos, Cláudia, Viacava, Francisco, Fernandes, Cristiano e Almeida, Célia Maria. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*. Vol 5 no1, 2000.

Viacava, Francisco, Travassos, Cláudia, Pinheiro, Rejane, Brito, Alexandre. *Gênero e utilização de serviços de saúde no Brasil*. (2001).

Wilson, I., & Kaplan, S. (1995). Clinical practice and patients' health status: How are the two related? *Medical Care*, 33(1, Supp.), AS209-AS214.

**Anexos – Resultados do Modelo Estimado para a população em idade ativa (15 a 64 anos) por sexo e estado de saúde**

**Tabela 1. Resultados para a amostra de homens**

Variáveis Independentes	<i>Homens Saudáveis Homens Doentes</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Coefficiente</i>
<b>1.1. Probabilidade de Participar da Força de Trabalho</b>		
Logaritmo da renda não salarial	-0.24***	-0.27**
Anos de estudo	-0.03***	0.05***
Anos de estudo ao quadrado	0.01***	0.00*
Anos de experiência de trabalho	0.07***	0.04***
Anos de experiência de trabalho ao quadrado	0.00***	0.00***
número de crianças na família entre 0 a 2 anos	0.08***	0.10***
número de crianças na família entre 3 a 5 anos	0.04**	0.07**
número de crianças na família entre 6 a 10 anos	0.03**	0.01 <sup>+</sup>
número de crianças no domicílio entre 11 e 15 anos	-0.09***	0.02 <sup>+</sup>
Casado e o cônjuge não trabalha	0.63***	0.94***
Casado e o cônjuge trabalha	0.55***	0.83***
Raça - Categoria de Referência: Não Branco		
Branco	0.04***	0.03 <sup>+</sup>
Local de Residência - Categoria de Referência: Rural		
Urbano	-0.50***	-0.54***
Regiões - Categoria de Referência: São Paulo		
Nordeste	-0.09***	0.08**
Sudeste	-0.01 <sup>+</sup>	0.08**
Sul	0.13***	0.25***
Centro Oeste	0.29***	0.27***
Distrito Federal	-0.16***	0.10 <sup>+</sup>
Frequente a escola	-0.68***	-0.38***
Constante	0.27***	-0.15**
<b>1.2. Número de Horas Ofertadas de Trabalho</b>		
Logaritmo da renda salarial	-0.03***	-0.01 <sup>+</sup>
Logaritmo da renda não salarial	0.00 <sup>+</sup>	-0.02**
número de crianças na família entre 0 a 2 anos	0.00 <sup>+</sup>	0.00 <sup>+</sup>
número de crianças na família entre 3 a 5 anos	0.00 <sup>+</sup>	0.02***
número de crianças na família entre 6 a 10 anos	0.00 <sup>+</sup>	0.00 <sup>+</sup>
número de crianças no domicílio entre 11 e 15 anos	0.00 <sup>+</sup>	0.01*
Casado e o cônjuge não trabalha	0.06***	0.06***
Casado e o cônjuge trabalha	0.05***	0.06***
Raça - Categoria de Referência: Não Branco		
Branco	0.01**	0.02***
Anos de experiência de trabalho	0.00***	0.00 <sup>+</sup>
Anos de experiência de trabalho ao quadrado	0.00***	0.00*
Local de Residência - Categoria de Referência: Rural		
Urbano	-0.01**	-0.03*
Regiões - Categoria de Referência: São Paulo		
Nordeste	-0.09***	-0.06***
Sudeste	-0.04***	-0.02 <sup>+</sup>
Sul	-0.02***	0.00 <sup>+</sup>
Centro Oeste	0.03***	0.03**
Distrito Federal	-0.03***	-0.01 <sup>+</sup>
Frequente a escola	-0.11***	-0.10***
Razão Inversa de Mills	-0.06***	-0.01 <sup>+</sup>

Constante	3.81 <sup>***</sup>	3.80 <sup>***</sup>
<b>1.3. Taxa de Salários</b>		
Raça - Categoria de Referência: Não Branco		
Branco	0.14 <sup>***</sup>	0.14 <sup>***</sup>
Anos de experiência de trabalho	0.06 <sup>***</sup>	0.05 <sup>***</sup>
Anos de experiência de trabalho ao quadrado	0.00 <sup>***</sup>	-0.00 <sup>***</sup>
Local de Residência - Categoria de Referência: Rural		
Urbano	0.36 <sup>***</sup>	0.36 <sup>***</sup>
Regiões - Categoria de Referência: São Paulo		
Nordeste	-0.52 <sup>***</sup>	-0.57 <sup>***</sup>
Sudeste	-0.25 <sup>***</sup>	-0.35 <sup>***</sup>
Sul	-0.21 <sup>***</sup>	-0.31 <sup>***</sup>
Centro Oeste	-0.27 <sup>***</sup>	-0.31 <sup>***</sup>
Distrito Federal	0.13 <sup>***</sup>	-0.08 <sup>+</sup>
Anos de estudo	0.05 <sup>***</sup>	0.06 <sup>***</sup>
Anos de estudo ao quadrado	0.01 <sup>***</sup>	0.00 <sup>***</sup>
Razão Inversa de Mills	-0.09 <sup>***</sup>	-0.06 <sup>***</sup>
Constante	-0.98 <sup>***</sup>	-0.92 <sup>***</sup>

\*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%, + Não significativo

**Tabela 2. Resultados para a amostra de Mulheres**

Variáveis Independentes	<i>Homens Saudáveis</i>	<i>Homens Doentes</i>
	<i>Coefficiente</i>	<i>Coefficiente</i>
<b>2.1. Probabilidade de Participar da Força de Trabalho</b>		
Logaritmo da renda não salarial	-0.11 <sup>***</sup>	-0.13 <sup>***</sup>
Anos de estudo	-0.03 <sup>***</sup>	0.01 <sup>**</sup>
Anos de estudo ao quadrado	0.01 <sup>***</sup>	0.00 <sup>***</sup>
Anos de experiência de trabalho	0.08 <sup>***</sup>	0.07 <sup>***</sup>
Anos de experiência de trabalho ao quadrado	0.00 <sup>***</sup>	0.00 <sup>***</sup>
número de crianças na família entre 0 a 2 anos	-0.22 <sup>***</sup>	-0.22 <sup>***</sup>
número de crianças na família entre 3 a 5 anos	-0.03 <sup>***</sup>	-0.03 <sup>+</sup>
número de crianças na família entre 6 a 10 anos	0.01 <sup>+</sup>	0.04 <sup>***</sup>
número de crianças no domicílio entre 11 e 15 anos	-0.05 <sup>***</sup>	0.02 <sup>+</sup>
Casado e o cônjuge não trabalha	-0.66 <sup>***</sup>	-0.56 <sup>***</sup>
Casado e o cônjuge trabalha	-0.53 <sup>***</sup>	-0.44 <sup>***</sup>
Raça - Categoria de Referência: Não Branco		
Branco	-0.10 <sup>***</sup>	-0.10 <sup>***</sup>
Local de Residência - Categoria de Referência: Rural		
Urbano	0.05 <sup>***</sup>	-0.07 <sup>***</sup>
Regiões - Categoria de Referência: São Paulo		
Nordeste	-0.03 <sup>**</sup>	0.10 <sup>***</sup>
Sudeste	0.02 <sup>+</sup>	0.07 <sup>**</sup>
Sul	0.19 <sup>***</sup>	0.27 <sup>***</sup>
Centro Oeste	0.15 <sup>***</sup>	0.17 <sup>***</sup>
Distrito Federal	0.04 <sup>+</sup>	0.16 <sup>***</sup>
Frequente a escola	-0.46 <sup>***</sup>	-0.20 <sup>***</sup>
Constante	-0.76 <sup>***</sup>	-0.90 <sup>***</sup>
<b>2.2. Número de Horas Ofertadas de Trabalho</b>		
Logaritmo da renda salarial	-0.11 <sup>***</sup>	-0.14 <sup>**</sup>
Logaritmo da renda não salarial	0.00 <sup>+</sup>	0.01 <sup>+</sup>
número de crianças na família entre 0 a 2 anos	-0.01 <sup>+</sup>	0.01 <sup>+</sup>

número de crianças na família entre 3 a 5 anos	-0.03 <sup>***</sup>	-0.04 <sup>***</sup>
número de crianças na família entre 6 a 10 anos	-0.04 <sup>***</sup>	-0.03 <sup>***</sup>
número de crianças no domicílio entre 11 e 15 anos	0.00 <sup>+</sup>	-0.01 <sup>+</sup>
Casado e o cônjuge não trabalha	-0.01 <sup>+</sup>	0.00 <sup>+</sup>
Casado e o cônjuge trabalha	-0.03 <sup>*</sup>	-0.04 <sup>+</sup>
Raça - Categoria de Referência: Não Branco		
Branco	0.00 <sup>+</sup>	0.04 <sup>**</sup>
Anos de experiência de trabalho	0.00 <sup>+</sup>	0.00 <sup>+</sup>
Anos de experiência de trabalho ao quadrado	0.00 <sup>**</sup>	0.00 <sup>+</sup>
Local de Residência - Categoria de Referência: Rural		
Urbano	0.07 <sup>***</sup>	0.09 <sup>***</sup>
Regiões - Categoria de Referência: São Paulo		
Nordeste	-0.13 <sup>***</sup>	-0.21 <sup>***</sup>
Sudeste	-0.09 <sup>***</sup>	-0.17 <sup>***</sup>
Sul	-0.06 <sup>***</sup>	-0.15 <sup>***</sup>
Centro Oeste	-0.09 <sup>***</sup>	-0.17 <sup>***</sup>
Distrito Federal	0.04 <sup>**</sup>	0.01 <sup>+</sup>
Frequenta a escola	-0.04 <sup>**</sup>	-0.04 <sup>+</sup>
Razão Inversa de Mills	-0.23 <sup>***</sup>	-0.34 <sup>**</sup>
Constante	3.89 <sup>***</sup>	4.07 <sup>***</sup>

### 2.3. Taxa de Salários

Raça - Categoria de Referência: Não Branco		
Branco	0.12 <sup>***</sup>	0.07 <sup>***</sup>
Anos de experiência de trabalho	0.06 <sup>***</sup>	0.04 <sup>***</sup>
Anos de experiência de trabalho ao quadrado	0.00 <sup>***</sup>	0.00 <sup>***</sup>
Local de Residência - Categoria de Referência: Rural		
Urbano	0.24 <sup>***</sup>	0.23 <sup>***</sup>
Regiões - Categoria de Referência: São Paulo		
Nordeste	-0.56 <sup>***</sup>	-0.63 <sup>***</sup>
Sudeste	-0.25 <sup>***</sup>	-0.31 <sup>***</sup>
Sul	-0.21 <sup>***</sup>	-0.22 <sup>***</sup>
Centro Oeste	-0.30 <sup>***</sup>	-0.35 <sup>***</sup>
Distrito Federal	0.14 <sup>***</sup>	-0.03 <sup>+</sup>
Anos de estudo	0.02 <sup>***</sup>	0.02 <sup>***</sup>
Anos de estudo ao quadrado	0.01 <sup>***</sup>	0.01 <sup>***</sup>
Razão Inversa de Mills	0.22 <sup>***</sup>	0.13 <sup>***</sup>
Constante	-1.25 <sup>***</sup>	-0.99 <sup>***</sup>

\*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%, + Não significativo