



II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población

Guadalajara, México, 3 – 5 de Septiembre de 2006

**La demografía latinoamericana del siglo XXI
Desafíos, oportunidades y prioridades**

A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos da população adulta no Brasil

Kenya Valeria Micaela de Souza Noroña

University of Wisconsin
knoronha@ssc.wisc.edu

Monica Viegas Andrade

CEDEPLAR/UFMG

Simone Wajnman

CEDEPLAR/UFMG

A IMPORTÂNCIA DA SAÚDE COMO UM DOS DETERMINANTES DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS DA POPULAÇÃO ADULTA NO BRASIL¹

Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha²
Monica Viegas Andrade³
Simone Wajnman⁴

1. INTRODUÇÃO

Um dos principais problemas socioeconômicos observados em grande parte dos países, especialmente em economias menos desenvolvidas, é a presença de elevada desigualdade de renda. No Brasil, essa questão é particularmente importante uma vez que o país apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo, com um coeficiente de Gini em torno de 0,607.⁵ A desigualdade de renda observada no Brasil 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 cenário⁶.

O objetivo deste artigo é analisar se e em que medida o estado de saúde impacta na distribuição de renda no país. O estudo desta relação é importante, uma vez que a saúde precária gera perdas expressivas de rendimentos individuais (Luft, 1975, Thomas e Strauss, 1997, Alves e Andrade, 2003). Nossa hipótese é que essas perdas incidem de forma diferenciada entre os grupos socioeconômicos, sendo mais acentuadas nas classes de renda mais baixa, contribuindo assim para aumentar a desigualdade de renda. Este efeito seria observado por duas razões. A primeira decorre das diferenças no nível de qualificação profissional entre os estratos sociais que determinam a ocupação de postos de trabalho diferenciados. Indivíduos mais pobres, por apresentarem menor nível de escolaridade, tendem a desempenhar tarefas que exigem mais esforço físico do que intelectual. Como isso ocorre, a presença de alguma doença, que gere limitações físicas, pode ter um efeito maior sobre os rendimentos desses indivíduos *vis a vis* aqueles cuja ocupação exige menos ou nenhum esforço físico (Murrugarra e Valdivia, 1999, Ivaschenko, 2003). Essa questão é especialmente válida para o Brasil, que apresenta uma alta correlação entre escolaridade e nível de renda (Barros e Mendonça, 1996, Rivera e Currais, 2005).

A segunda razão se deve à presença de desigualdades sociais em saúde favoráveis às camadas de renda mais elevada (Le Grand, 1987, Wagstaff et al, 1991, Van Doorslaer et al, 1997). Como os grupos socioeconômicos menos privilegiados têm maior probabilidade de adoecer, a perda de rendimentos decorrente desse pior estado de saúde pode torná-los ainda mais pobres, agravando a distribuição de renda. Esse efeito pode ser mais acentuado uma vez que diversos estudos empíricos apontam a presença da desigualdade social no acesso aos serviços de saúde

¹ Trabalho apresentado no II Congresso da Associação Latino Americana de População realizado em Guadalajara, Mexico, de 3 a 5 de setembro de 2006.

² University of Wisconsin (Madison) e CEDEPLAR/UFMG. e-mail: knoronha@ssc.wisc.edu.

³ Centro de Desenvolvimento Econômico e Planejamento Regional (CEDEPLAR/UFMG). e-mail: mviegas@cedeplar.ufmg.br.

⁴ CEDEPLAR/UFMG. e-mail: wajnman@cedeplar.ufmg.br.

⁵ Esse valor é próximo, e por vezes superior, ao de economias mais pobres e com índices de desenvolvimento humano mais baixos, como a Nigéria e a Nicarágua, cujo coeficiente de Gini é igual a 0,506 e 0,603, respectivamente. Nesses dois países o índice de desenvolvimento humano é igual a 0,462 e 0,635, contra 0,757 no Brasil (PNUD, 2002).

⁶ Na década de 90, o coeficiente de Gini sofreu uma redução de 3,25%, variando de 0,614 em 1990 a 0,594 em 1999. Essa queda não foi suficiente para recuperar o aumento observado na década anterior, na qual esse indicador aumentou 9%, passando de 0,584 em 1981 para 0,636 em 1989 (IPEADATA).

(Le Grand, 1978, Van Doorslaer e Wagstaff, 1992, Gerdtham, 1997). As classes de renda mais elevada por terem mais acesso aos serviços, em especial aos cuidados preventivos, tendem a detectar mais cedo a doença, fazendo com que o tratamento seja mais eficaz. Assim, os efeitos da doença podem ser menos danosos entre os indivíduos pertencentes às camadas de renda mais alta, ainda que a probabilidade de adoecer fosse a mesma entre as diferentes camadas sociais. Nesse sentido, os pobres tenderão a apresentar uma saúde mais precária o que acarretaria perdas de rendimentos mais acentuadas para esse grupo.

Esses aspectos se tornam especialmente relevantes para o Brasil, tendo em vista o arcabouço institucional do sistema saúde que parece alimentar a desigualdade em saúde e a desigualdade de renda. O sistema de saúde brasileiro é caracterizado como um sistema misto, no qual os setores público e privado coexistem no financiamento e provimento desses serviços. 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. Esse desenho institucional contribui para acentuar a desigualdade social no acesso aos cuidados médicos, e, conseqüentemente, a desigualdade social em saúde (Campino et al, 1999, Travassos et al, 2000, Noronha e Andrade, 2002). Nesse sentido, políticas públicas, cujo objetivo é 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, devido aos impactos positivos do consumo de cuidados médicos e hospitalares sobre o estado de saúde. Desse modo, consideramos relevante o estudo da relação entre saúde e desigualdade de renda, tendo em vista, sobretudo, essas particularidades da realidade brasileira.

Não existem ainda estudos que procuram mensurar o impacto dessas perdas sobre a distribuição de rendimentos, especialmente análises realizadas a partir de informações individuais. O objetivo dos trabalhos existentes consiste apenas em analisar o efeito dos serviços de saúde ou da desigualdade em saúde sobre variações na distribuição de renda (Jappelli, Pistaferri e Weber, 2004, Schultz, 1999). Não há nesses trabalhos preocupação em mensurar o impacto do estado de saúde individual sobre o nível de distribuição de rendimentos, tornando a abordagem utilizada neste artigo inédita na literatura nacional e internacional.⁷

A base de dados utilizada é a PNAD de 2003. O método empregado baseia-se em uma análise contra-factual dos rendimentos salariais. A análise é realizada para os indivíduos acima de 25 anos de idade. Os resultados encontrados evidenciam que no Brasil, o estado de saúde afeta a distribuição de rendimentos salariais. Este efeito é mais acentuado entre os idosos (60 anos e mais). O principal mecanismo pelo qual a saúde afeta a distribuição de renda é através de seu efeito sobre a participação no mercado de trabalho.

Esse artigo apresenta mais quatro seções além desta introdução. Na próxima seção apresentamos a metodologia e na terceira, descrevemos a base de dados e as variáveis dependentes e independentes escolhidas para o processo de estimação. Na quarta seção discutimos os resultados encontrados, e na última, faremos as considerações finais.

⁷ A maior parte da literatura internacional verifica apenas o sentido oposto desta relação, ou seja, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde (Wilkinson, 1996, Kawachi, Kennedy e Wilkinson, 1999, Lynch et al, 2000).

2. METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste artigo é implementada em duas etapas. Na primeira etapa, estimamos, para a amostra de indivíduos saudáveis, as seguintes equações de determinação dos rendimentos salariais: **equação de participação, equação do número de horas ofertadas de trabalho e equação da taxa salarial**. A equação de participação refere-se à probabilidade do indivíduo participar da força de trabalho, estimada através do modelo de escolha binária probit. A segunda equação estima a oferta de trabalho - medida pelo logaritmo natural do número de horas trabalhadas. A terceira é uma função do tipo Minceriana para o logaritmo natural da taxa de salários por hora de trabalho. O método de estimação baseia-se no modelo proposto por Heckman (1979). Devido a endogeneidade entre a equação da taxa de salários e oferta de trabalho, essas equações são estimadas a partir do método dos mínimos quadrados em dois estágios.

Na segunda etapa, realizamos a análise contra-factual dos rendimentos individuais. A análise adotada neste artigo consiste em associar os coeficientes obtidos na estimação que considera os indivíduos da amostra saudável às características dos indivíduos da amostra de doentes, para estimar os rendimentos hipotéticos, ou seja, os rendimentos dos indivíduos doentes se estes apresentassem a mesma estrutura de remuneração dos saudáveis. Com base nos rendimentos salariais hipotéticos e observados, calculamos uma medida de desigualdade de renda (coeficiente de Gini), e três indicadores de pobreza - Proporção de Pobres, Hiato de Renda e Hiato Quadrático.⁸ O objetivo do cálculo dos indicadores de pobreza é avaliar se a posição do indivíduo, que afora rendimentos abaixo de um determinado nível, melhora no *ranking* da distribuição, ao eliminarmos as diferenças na estrutura de remuneração entre saudáveis e doentes.⁹

Decompomos a variação na distribuição de renda nos seguintes efeitos: ***efeito participação, efeito produtividade e efeito do número de horas ofertadas de trabalho***. O ***efeito produtividade*** é obtido ao compararmos a distribuição de rendimentos observada com a distribuição hipotética supondo que os parâmetros associados aos atributos individuais que determinam a taxa salarial são os mesmos para os saudáveis e doentes. Essa análise nos permite verificar em quanto a desigualdade de renda varia se os diferenciais de produtividade

⁸ Utilizamos os valores das linhas de pobreza estimadas em Rocha (2003) para setembro de 1999. Deflacionamos esses valores para setembro de 2003 a partir do INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor).

⁹ Essas medidas, como calculadas neste trabalho, não têm a pretensão de ser uma medida de bem estar, uma vez que são mensuradas a partir da renda salarial individual. Para obtermos uma medida de bem estar, seria necessário calcular esses indicadores a partir da renda familiar *per capita*. Esse procedimento apresenta pelo menos duas dificuldades que nos fizeram optar por considerar apenas os rendimentos salariais. A primeira dificuldade é a necessidade de se estimar a renda não-salarial para os indivíduos doentes, tendo em vista a sua relação com o estado de saúde. A concessão de um benefício, como aposentadoria por invalidez, está associada à presença de alguma doença que exclui os indivíduos do mercado de trabalho. Ao estimarmos os rendimentos hipotéticos para os indivíduos doentes, o recebimento deste benefício deixa de ser justificável. Infelizmente, as informações sobre a aposentadoria presentes na base de dados utilizada neste artigo permitem apenas verificar se o indivíduo recebe ou não esse benefício, não sendo possível distinguir entre os diferentes tipos. A segunda dificuldade refere-se ao arranjo domiciliar, que pode ser diferenciado entre doentes e saudáveis, na medida em que indivíduos doentes demandam apoio financeiro e ajuda na realização de atividades diárias. Ao eliminarmos as diferenças entre saudáveis e doentes na estrutura de rendimentos, a necessidade de apoio ficaria reduzida, alterando a composição do domicílio onde o indivíduo reside, e conseqüentemente, a sua renda familiar. Reconhecemos que essas dificuldades constituem-se em uma limitação deste trabalho. No entanto, para contorná-las, seria necessário analisar e mensurar o efeito do estado de saúde sobre os rendimentos não salariais e sobre o arranjo domiciliar, o que foge do escopo deste trabalho.

entre os dois grupos fossem eliminados. Em termos algébricos, o *efeito produtividade* (ψ) pode ser definido como:

$$\psi = D^*(\{X_i, u_i, v_i\}; \alpha; \beta_1; \beta_2; \beta_3^S) - D(\{x_i, u_i, v_i\}; \alpha; \beta_1; \beta_2; \beta_3) \quad (1)$$

Onde:

$D^*(.)$ = medidas de distribuição de renda ou de pobreza calculadas com base nos rendimentos salariais simulados;

$D(.)$ = medidas de distribuição de renda ou de pobreza calculadas com base nos rendimentos salariais observados;

X = vetores de características individuais referentes às três equações estimadas;

u, v = vetor de choques aleatórios;

β_1 = vetor dos parâmetros que determinam a decisão de participar da força de trabalho;

β_2, α = vetores dos parâmetros que determinam a quantidade ofertada de trabalho;

β_3 = vetor dos parâmetros que determinam a taxa salarial;

β_3^S = vetor dos parâmetros que determinam a taxa salarial, estimado para a amostra de indivíduos saudáveis.

De forma análoga, o *efeito do número de horas ofertadas de trabalho* (φ), condicionado ao indivíduo estar trabalhando, é mensurado a partir da comparação entre a distribuição de rendimentos salariais observados com a distribuição estimada supondo que os parâmetros associados aos atributos que determinam o número de horas ofertadas de trabalho são iguais para os indivíduos doentes e saudáveis. Algebricamente:

$$\varphi = D^*(\{X_i, u_i, v_i\}; \alpha; \beta_1; \beta_2^S; \beta_3) - D(\{x_i, u_i, v_i\}; \alpha; \beta_1; \beta_2; \beta_3) \quad (2)$$

Finalmente, estimamos o *efeito participação*. Como o estado de saúde precário exclui os indivíduos da força de trabalho, o procedimento adotado para estimar esse efeito difere daquele utilizado para obter o *efeito produtividade* e o *efeito da quantidade ofertada de trabalho*. Nesse caso, o rendimento salarial hipotético é calculado em três etapas.

Na primeira etapa, obtivemos o número hipotético de indivíduos doentes que trabalham, supondo que os coeficientes da equação de participação são iguais aos estimados para a amostra saudável. Esse número é obtido a partir da probabilidade média predita simulada, como definido na equação 3:

$$\widehat{P}^*(Y_i = 1 | X_1) = \text{média}[\Phi(\beta_1^S X_{1i}^D)] \quad (3)$$

onde:

\widehat{P}^* = Probabilidade média predita simulada;

Φ = função de distribuição normal acumulada;

X_1^D = vetor de características individuais dos doentes;

β_1^S = vetor dos parâmetros que determinam a decisão de participar da força de trabalho estimado para a amostra de saudáveis;

A segunda etapa consiste em definir critérios para selecionar quais indivíduos deveriam estar ocupados na amostra de doentes. O critério adotado foi a estimação da probabilidade

observada do indivíduo doente estar na força de trabalho. Com base nessa probabilidade, ordenamos os indivíduos doentes desocupados de forma decrescente e selecionamos as primeiras observações em cada amostra, ou seja, os indivíduos cuja probabilidade hipotética de participar no mercado de trabalho é mais elevada, de forma a obtermos o total de indivíduos acrescidos na força de trabalho.

Na terceira etapa estimamos a taxa salarial e o número de horas trabalhadas. Para os indivíduos saudáveis e para os doentes que estão ocupados, essas medidas correspondem aos valores observados. Para os indivíduos selecionados na amostra dos doentes desocupados, obtivemos uma renda salarial como definido em 4:

$$W_i^{**} = w_i^{**} L_i^{**} \quad (4)$$

onde:

W_i^{**} = Renda salarial hipotética para os doentes desocupados;

$w_i^{**} = \beta_3^D X_{3i}^D + u_i^{**}$, taxa salarial estimada para os doentes que supostamente participam da força de trabalho;

$L_i^{**} = \alpha^D w_i^{**} + \beta_2^D X_{2i}^D + v_i^{**}$, número de horas trabalhadas estimado para os doentes que supostamente participam da força de trabalho;

$\alpha^D, \beta_2^D e \beta_3^D$ = vetores de parâmetros estimados a partir da equação de horas ofertadas de trabalho e taxa salarial, respectivamente, para a amostra dos doentes ocupados.

u^{**} = vetor de resíduos da equação da taxa de salário estimada para os doentes desocupados.

v^{**} = vetor de resíduos da equação da quantidade ofertada de trabalho estimada para os indivíduos doentes desocupados.

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.

3. DESCRIÇÃO DO BANCO DE DADOS E DAS VARIÁVEIS

A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações referem-se ao ano de 2003, que apresenta um suplemento especial contemplando informações atinentes à saúde dos indivíduos. A variável escolhida para mensurar a condição de saúde dos indivíduos foi estado de saúde auto avaliado. Essa medida apresenta cinco categorias de resposta: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim. Neste trabalho, consideramos como saudáveis os indivíduos que avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom e como doentes os que avaliam como regular, ruim e muito ruim.¹⁰

A amostra utilizada para a realização da microssimulação é composta pelos indivíduos acima de 25 anos de idade, totalizando 191.292 observações. O modelo é estimado para diferentes sub-amostras definidas por sexo e pelos seguintes grupos etários: entre 25 e 59 e acima de 59 anos.

¹⁰ Essa classificação reflete bem as condições de morbidade dos indivíduos da amostra, estando bastante associada com as outras variáveis de morbidade presentes na PNAD, tais como idade, número de doenças crônicas, problemas de mobilidade física e se esteve acamado no período de referência. (Noronha, 2005).

As variáveis dependentes do modelo de geração de rendimentos são: participação da força de trabalho, número de horas trabalhadas e taxa salarial. Definimos como participando da força de trabalho os indivíduos cuja renda e o número de horas de trabalho são positivas. A quantidade ofertada de trabalho é definida pelo número de horas ofertadas na semana que antecedeu a pesquisa (PNAD), considerando o trabalho principal, trabalho secundário e demais empregos. A taxa salarial por hora de trabalho é definida como o total de rendimentos mensais provenientes de todos os trabalhos, dividido pelo número total de horas ofertadas de trabalho no mês correspondente. Consideramos os rendimentos mensais recebidos em dinheiro ou em valor dos produtos e mercadorias.

As variáveis independentes incluídas no modelo estão listadas no quadro 1.

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: Renda individual proveniente de todas as fontes exceto salário	X	X	
Escolaridade: Incluímos com um termo linear e um quadrático	X		X
Número de filhos	X	X	
Estado civil: Dummy se o indivíduo é casado e cônjuge não trabalha, se o indivíduo é casado e cônjuge trabalha. Categoria de referência: Solteiro	X	X	
Raça: Dummy igual a 1 se branco	X	X	X
Local de residência: Variável dummy igual a 1 se indivíduo reside na área urbana	X	X	X
Região do país: Conjunto de dummies definidas para cada região: norte, nordeste, sudeste (exceto São Paulo), sul e centro oeste e Distrito Federal. Referência: São Paulo	X	X	X
Chefe de família: Dummy igual a 1 se o indivíduo é chefe de família	X	X	
Idade: Incluída com um termo linear e quadrático	X	X	X
Razão inversa de Mills		X	X

4. RESULTADOS

4.1. O IMPACTO DO ESTADO DE SAÚDE SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS INDIVIDUAIS

Nessa seção discutimos os resultados referentes ao impacto do estado de saúde sobre a distribuição de rendimentos individuais. A análise é realizada primeiramente para toda amostra e posteriormente, os resultados são estratificados por sexo e pelos seguintes grupos etários: 25 a 59 e 60 anos e mais. A distinção segundo esses subgrupos populacionais é importante para considerar as diferentes escolhas que cada grupo de idade e sexo se depara ao decidir participar da força de trabalho. Além disso, o impacto da saúde é diferenciado entre esses subgrupos por estar muito associado ao ciclo de vida e por afetar homens e mulheres de forma diferente. As mulheres, em todos os grupos de idade, apresentam menor probabilidade de morrer, embora reportem mais morbidades, especialmente nas idades reprodutivas (Aquino, Menezes e Amoedo, 1992).

Os resultados encontrados revelam a presença do efeito da saúde sobre a distribuição de rendimentos. Se eliminássemos as diferenças entre saudáveis e doentes na probabilidade de participar da força de trabalho, na quantidade ofertada de trabalho e na produtividade, observaríamos uma redução de 2,47% na desigualdade de rendimentos (Tabela 1). A

magnitude desse valor é expressiva e equivale a 82,33% da variação observada no coeficiente de Gini na década de 90.¹¹

**TABELA 1. IMPACTO DA SAÚDE SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS INDIVIDUAIS
- AMOSTRA DE INDIVÍDUOS COM 25 ANOS OU MAIS DE IDADE**

<i>Efeitos</i>	<i>Coeficiente de Gini</i>	<i>Varição %</i>
<i>Total*</i>	0.5509	-2.47
<i>Participação*</i>	0.5539	-1.94
<i>Observado (com renda zero)*</i>	0.5649	-
<i>Produtividade</i>	0.5519	-0.14
<i>Oferta de Trabalho</i>	0.5507	-0.36
<i>Observado (sem renda zero)</i>	0.5527	-

* Para calcular o efeito participação, os índices de desigualdade de rendimentos observados são mensurados considerando os rendimentos iguais a zero dos indivíduos que hipoteticamente participam da força de trabalho.

Fonte: Elaboração Própria.

Dos três efeitos analisados, o que apresenta a maior magnitude é o *efeito participação*, cujo impacto é igual a 1,94%, contra 0,14% e 0,36% do *efeito produtividade* e do *número de horas ofertadas de trabalho*, respectivamente (Tabela 1). A maior importância do *efeito participação* em relação aos demais se deve à perda de rendimentos salariais ocorrer através da exclusão dos indivíduos doentes do mercado de trabalho. Em média, cerca de 3,58% dos indivíduos são excluídos da força de trabalho devido à saúde precária.¹² A magnitude desse valor é expressiva, correspondendo a mais de 1/3 da população desocupada em 2003 no Brasil.¹³ Ao supormos que não existem diferenças entre saudáveis e doentes na participação do mercado de trabalho, os doentes, que antes auferiam renda zero, passariam a receber uma renda positiva reduzindo a diferença de renda entre os grupos extremos da distribuição.

Os indivíduos doentes excluídos do mercado de trabalho muito provavelmente são aqueles cuja participação ocorreria através de serviços que exigem maior esforço físico e cujo nível educacional é mais baixo. Nesse caso, a probabilidade de participar da força de trabalho é menor, uma vez que um estado de saúde precário que gere maiores restrições físicas impede que esses indivíduos continuem 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. Quando analisamos a perda média de rendimentos salariais por decis de renda familiar per capita, observamos um efeito mais acentuado da saúde precária nos grupos socioeconômicos mais baixos (Gráfico 1).

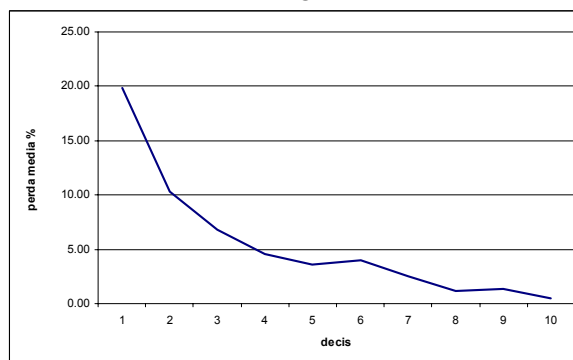
Esse resultado evidencia a importância em se desenvolver políticas que tenham como objetivo reduzir as desigualdades sociais em saúde e reintegrar os indivíduos doentes no mercado de trabalho, buscando reduzir essas diferenças entre os saudáveis e doentes através, principalmente, de programas de qualificação profissional.

¹¹ Entre 1990 e 1999 o coeficiente de Gini e o índice de Theil se reduziram 3 e 8% respectivamente.

¹² Esse percentual corresponde à razão entre o total de indivíduos doentes excluídos da força de trabalho e o total de indivíduos doentes e saudáveis que efetivamente participam da força de trabalho segundo a PNAD de 2003. O total de indivíduos doentes excluídos da força de trabalho é obtido a partir da comparação entre o número hipotético de doentes ocupados e a quantidade observada.

¹³ Segundo informações do IBGE, neste ano, a taxa de desemprego era igual a 9%.

GRÁFICO 1. PERDA MÉDIA DE RENDIMENTOS SALARIAIS DEVIDO AO EFEITO DA SAÚDE PRECÁRIA SOBRE A EXCLUSÃO DOS INDIVÍDUOS DO MERCADO DE TRABALHO SEGUNDO DECIS DE RENDA FAMILIAR PER CAPITA

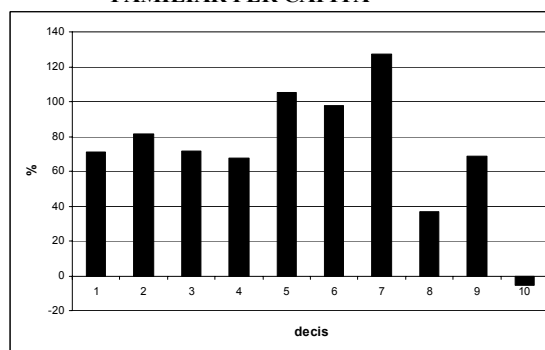


Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados encontrados neste trabalho, entretanto, apresenta restrições na medida em que considera apenas os rendimentos provenientes do trabalho. Quando o indivíduo é excluído do mercado de trabalho por motivo de saúde, em geral, ele recebe uma renda de aposentadoria por invalidez. O recebimento dessa fonte reduz os efeitos da saúde precária sobre o nível de bem estar, provocando uma compensação sobre a renda total. A extensão com que a desigualdade de renda é afetada pela exclusão do indivíduo do mercado de trabalho dependerá de quanto a renda por aposentadoria compensa a perda de rendimentos salariais. Dito de outra forma, a perda de rendimentos salariais decorrente da saúde precária, terá um efeito mais ou menos concentrador de renda dependendo de quanto as iniquidades observadas no sistema de seguridade social reproduzem as iniquidades presentes no mercado de trabalho.

Comparando a renda mensal média hipotética que o indivíduo doente desocupado receberia no mercado de trabalho com o rendimento médio de aposentadoria dos indivíduos doentes, por decis de renda familiar per capita, observamos que o rendimento salarial hipotético é maior do que a renda média de aposentadoria na maioria dos grupos socioeconômicos. Essa diferença é menor nas camadas de renda mais elevada, sendo que no último decil de renda a aposentadoria tende a ser maior do que a renda salarial hipotética (Gráfico 2).

GRÁFICO 2: DIFERENÇA PERCENTUAL ENTRE A RENDA MÉDIA MENSAL HIPOTÉTICA E RENDA MÉDIA MENSAL DE APOSENTADORIA DOS INDIVÍDUOS DOENTES POR DECIS DE RENDA FAMILIAR PER CAPITA



Fonte: Elaboração Própria.

Esses resultados sugerem que o sistema de seguridade social parece ampliar a desigualdade de renda. Entretanto, esta análise precisa ser vista com cautela na medida em que as informações sobre aposentadoria presentes na base de dados utilizada nesta tese não permitem distinguir a aposentadoria devido à doença dos demais tipos de aposentadoria.

Para o *efeito produtividade* e do *número de horas de trabalho*, observamos um efeito muito pequeno da saúde sobre o nível de desigualdade de rendimentos. Muito embora, na média, o efeito do estado de saúde sobre a produtividade acarreta uma perda elevada de rendimento, em termos individuais essa perda não é grande o suficiente para alterar a posição relativa do indivíduo no *ranking* da distribuição, uma vez que essa análise refere-se aos indivíduos que já estão no mercado de trabalho. Como já recebem uma renda positiva, as alterações no nível de renda podem acarretar modificações muito pequenas de sua posição relativa na sociedade.

Além disso, os índices de desigualdade de rendimentos parecem pouco sensíveis a melhoras na posição dos doentes de menor renda no ranking da distribuição. No Brasil, como observa Rocha (2003), a pouca sensibilidade das medidas de desigualdade a alterações na renda dos mais pobres decorre do rendimento muito elevado dos indivíduos que estão no topo da distribuição. De acordo com a autora, na década de 90, a despeito dos indicadores de pobreza terem sofrido uma forte redução, a queda observada na desigualdade de renda ficou abaixo deste valor. Em decorrência dessa limitação, calculamos os indicadores de pobreza para verificar se e em que medida a saúde impacta os rendimentos dos indivíduos que estão na base desta distribuição. Como será visto na próxima subseção, o estado de saúde precário altera a posição dos grupos de menor renda, uma vez que afeta a proporção de indivíduos que auferem rendimentos abaixo da linha de pobreza, contribuindo para aumentar a proporção de pobres. No entanto, essa mudança não é suficiente para alterar de forma expressiva o coeficiente de Gini.

Quando desagregamos a análise por sexo e idade, os resultados encontrados são similares ao observado para toda a amostra. Independentemente do grupo populacional analisado, este impacto ocorre principalmente através do efeito participação, sendo mais elevado entre os homens e entre os idosos (tabelas 2 e 3).

TABELA 2. IMPACTO DA SAÚDE SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS INDIVIDUAIS POR SEXO - AMOSTRA DE INDIVÍDUOS COM 25 ANOS OU MAIS DE IDADE

EFEITO	HOMENS		MULHERES	
	GINI	GINI (%)	GINI	GINI (%)
TOTAL	0.5499	-2.52	0.5363	-2.20
PARTICIPACAO	0.5526	-2.03	0.5390	-1.71
OBSERVADO	0.5641	-	0.5484	-
PRODUTIVIDADE	0.5514	-0.03	0.5345	-0.36
HORAS DE TRABALHO	0.5496	-0.36	0.5349	-0.27
OBSERVADO (COM RENDA ZERO)*	0.5515	-	0.5364	-

* Para calcular o efeito participação, os índices de desigualdade observados são obtidos considerando os rendimentos iguais a zero dos indivíduos que hipoteticamente participam da força de trabalho.

Fonte: Elaboração Própria.

TABELA 3. IMPACTO DA SAÚDE SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS INDIVIDUAIS POR SEXO E GRUPOS ETÁRIOS - EFEITO TOTAL*

ETARIOS	HOMENS			MULHERES			TOTAL		
	GINI								
	OBSERVADO	SIMULADO	VARIACAO %	OBSERVADO	SIMULADO	VARIACAO %	OBSERVADO	SIMULADO	VAR
	0.5505	0.5400	-1.91	0.5425	0.5321	-1.92	0.5542	0.5433	
	0.7113	0.6596	-7.27	0.7004	0.6504	-7.13	0.7165	0.6632	

* Para calcular o efeito total, os índices de desigualdade observados são obtidos considerando os rendimentos iguais a zero dos indivíduos que hipoteticamente participam da força de trabalho.

Fonte: Elaboração Própria.

O maior impacto observado entre os idosos se deve à exclusão mais acentuada da força de trabalho neste grupo etário em relação aos demais. Como pode ser observado na tabela 4, constatamos que o percentual de idosos excluídos do mercado de trabalho corresponde a 18 e 21% da força de trabalho masculina e feminina dessa faixa etária, respectivamente. Esse valor é 5 e 6 vezes mais elevado quando consideramos a média da população acima de 25 anos, cuja proporção é igual a 3,58%. Este resultado reflete a maior vulnerabilidade do estado de saúde deste grupo etário, para o qual observamos uma proporção de doentes mais elevada, e em geral a doença, por ser mais grave, tende a gerar algum tipo de incapacidade física ou cognitiva.

TABELA 4. EFEITO DA SAÚDE SOBRE A PARTICIPAÇÃO NA FORÇA DE TRABALHO DA AMOSTRA DE INDIVÍDUOS DOENTES EM 2003

Grupos Etários	Hipotético		Observado		Indiv. doentes excluídos da força de trabalho	Indiv. doentes excluídos da FT como % do total observado de indivíduos ocupados (doentes e saudáveis)
	% de indiv. ocupados na amostra de doentes	Valor absoluto	% de indiv. ocupados na amostra de doentes	Valor absoluto		
Homens						
25 a 59 anos	84.79	15344	76.11	13774	1570	2.40
60 e mais	45.71	3515	32.76	2519	996	18.00
Total Homens	-	18859	-	16293	2566	3.58
Mulheres						
25 a 59 anos	52.00	12195	46.05	10940	1255	2.90
60 e mais	12.81	1350	8.61	908	442	21.00
Total Mulheres	-	13545	-	11848	1697	3.60
Acréscimo de ind. doentes na FT	-	32404	-	28141	4263	3.58

Fonte: PNAD 2003.

Além disso, como entre os idosos o trabalho nem sempre é a principal fonte de renda, tendo em vista os rendimentos de aposentadoria, a presença de alguma doença, mesmo que não gere restrições de atividades, pode fazer com que esses indivíduos optem por se aposentar e sair do mercado de trabalho. Desse modo, a saúde precária faz com que a proporção de indivíduos excluídos do mercado seja mais elevada nesse grupo etário do que no restante da população. Como se trata de um grupo de idade mais avançada, o estado de saúde, em certa medida, representa os investimentos em saúde realizados ao longo de todo o ciclo de vida do indivíduo. Nesse sentido, políticas públicas que visam reduzir o nível de desigualdade de renda no país deveriam também contemplar políticas que tenham como objetivo melhorar a saúde de toda a população. O desenvolvimento desses programas é importante, sobretudo tendo em vista o rápido processo de envelhecimento observado no país nas últimas décadas.¹⁴

As mudanças verificadas no padrão demográfico acarretam importantes implicações para as políticas sociais, especialmente para as políticas de saúde e previdenciária, e tendem a onerar o sistema de previdência social devido ao aumento na razão entre o número de idosos e de indivíduos em idade economicamente ativa. Essa constatação é especialmente relevante se o processo de envelhecimento estiver sendo acompanhado pelo aumento do número de anos que se espera viver com alguma incapacidade como proporção do total da expectativa de vida¹⁵. Ademais, a literatura sobre as transferências entre gerações mostra que no Brasil o

¹⁴ Nas últimas décadas, o Brasil tem vivenciado um rápido processo de envelhecimento devido à redução das taxas de mortalidade e principalmente, das taxas de fecundidade, onde a proporção de idosos passou de 3% em 1950 para 5,2% em 2000. Segundo projeções populacionais, em 2030 a participação dos idosos aumentará para 12,3% (CELADE, 2004).

¹⁵ Baptista (2003), em um estudo realizado para os idosos residentes no município de São Paulo em 1999, constata que essa parcela da população irá viver um período expressivo do tempo que lhe resta de vida com algum tipo de incapacidade.

sentido das transferências familiares é predominantemente dos indivíduos mais velhos para os mais novos, especialmente porque a pobreza entre os idosos é muito menor do que entre as crianças e jovens.¹⁶ Desse modo, os rendimentos salariais são, cada vez mais, uma importante fonte de renda para os indivíduos desse grupo etário e para as famílias as quais pertencem.

4.2. O IMPACTO DO ESTADO DE SAÚDE SOBRE A POBREZA

O objetivo dessa seção é avançar nessa análise da distribuição de rendimentos realizada na seção anterior ao mensurar como a saúde afeta a proporção de indivíduos que auferem rendimentos abaixo da linha de pobreza. Pretende-se verificar se melhoras no estado de saúde dos indivíduos acarretam efeitos positivos sobre os rendimentos salariais suficientes para retirá-los da condição de pobres. Ressalta-se que, como estamos utilizando linhas de pobreza construídas com base na renda familiar per capita, este efeito pode estar subestimado.

Os resultados revelam que a saúde afeta os rendimentos desta parcela da população. Se eliminássemos as diferenças entre saudáveis e doentes na probabilidade de participar da força de trabalho, produtividade e número de horas ofertadas de trabalho, a proporção de pobres seria reduzida em 23,77% (tabela 5).

TABELA 5. IMPACTO DA SAÚDE SOBRE AS MEDIDAS DE POBREZA - INDIVÍDUOS COM 25 ANOS OU MAIS DE IDADE

Efeitos	Indicadores de Pobreza			Reducao nos indicadores de pobreza		
	Proporcao de pobres	Hiato de renda	Hiato Quadratico	Proporcao de pobres	Hiato de renda	Hiato Quadratico
Total	0.0920	0.0353	0.0196	-23.77	-44.23	-58.53
Participacao	0.1000	0.0388	0.0218	-17.17	-38.63	-54.05
OBS (com renda zero)*	0.1207	0.0632	0.0473	-	-	-
Produtividade	0.0911	0.0347	0.0192	-5.24	-6.45	-7.16
Horas de trabalho	0.0938	0.0359	0.0199	-2.39	-3.10	-3.72
OBS (sem renda zero)	0.0961	0.0370	0.0207	-	-	-

* Para calcular o efeito participação, os indicadores de pobreza observados são obtidos considerando os rendimentos iguais a zero dos indivíduos que hipoteticamente participam da força de trabalho.

Fonte: Elaboração Própria

Esse impacto é mais acentuado quando analisamos o efeito participação. Neste caso, ao eliminarmos as diferenças entre saudáveis e doentes na probabilidade de participar da força de trabalho, 17,17% dos indivíduos doentes excluídos da força de trabalho passariam a receber uma renda acima do valor da linha de pobreza. Considerando o hiato de renda – que mede a intensidade da pobreza para o conjunto da população pobre, a redução seria em torno de 38,63%. Este resultado sugere que a quantidade de recursos requerida para elevar a renda desses indivíduos excluídos da força de trabalho ao nível da linha de pobreza seria reduzida em 38,63%. Quando analisamos o hiato quadrático, a redução observada neste indicador é igual a 54,05%, o que implica dizer que as perdas de rendimentos geradas por um pior estado de saúde também se traduzem em um aumento da desigualdade de renda observada nessa parcela da população (tabela 5).

Este resultado deve ser visto com cautela, uma vez que as perdas de rendimentos devido ao efeito participação decorrem da exclusão dos indivíduos doentes do mercado de trabalho. Como o rendimento observado é igual a zero, ao estimarmos o rendimento salarial hipotético para estes indivíduos, observamos uma variação mais acentuada dessas medidas. Esta análise, contudo, é importante, pois permite verificar se os rendimentos estimados para os indivíduos

¹⁶ Este efeito é uma particularidade da realidade brasileira. Ver como exemplos, Pérez (2005) e Turra (2000).

doentes excluídos da força de trabalho seriam suficientes para retirá-los da condição de “pobreza”.

Para o efeito produtividade e do número de horas ofertadas de trabalho, observamos uma redução menor nesses indicadores. Se eliminássemos as diferenças na produtividade entre saudáveis e doentes, a proporção de pobres seria reduzida em 5,24%. Essa redução, a despeito de ser menor que a estimada para o efeito produtividade, é expressiva e equivale à cerca de 1/3 da redução na proporção de pobres observada na década de 90 no Brasil¹⁷. Ressalta-se que esta década foi um período atípico no país, sendo caracterizada pela implementação do plano de estabilização econômica (Plano Real) que produziu impactos significativos sobre a renda dos indivíduos. No caso do hiato de pobreza, a redução observada seria igual a 6,45%, sugerindo que o estado de saúde precário contribui para aumentar a diferença entre a renda média dos indivíduos de menor rendimentos e a linha de pobreza através de seu efeito sobre a produtividade. Se os indivíduos doentes fossem tão produtivos quanto os saudáveis, a quantidade de recursos requerida para elevar os rendimentos salariais dos pobres ao nível da linha de pobreza seria 6,45% menor. Analisando o hiato quadrático, observamos que a desigualdade entre os pobres se reduziria em 7,16% (tabela 5).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal contribuição deste artigo foi verificar se e em que medida o estado de saúde afeta o nível de distribuição de rendimentos no país. Não existem ainda estudos que buscam entender esta relação, o que torna este trabalho inédito na literatura nacional e internacional. A maior parte dos trabalhos existentes preocupa-se em estudar apenas a causalidade inversa dessa relação, ou seja, apenas o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde.

O desenvolvimento desse estudo é especialmente relevante para o Brasil, uma vez que o país apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo. O melhor entendimento dos determinantes da distribuição de renda pode auxiliar na formulação de políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda no país. A consideração da saúde como um dos determinantes da desigualdade de renda é fundamental, uma vez que a saúde precária gera perdas de rendimentos individuais. A maior parte da literatura empírica que se preocupa em verificar os determinantes da desigualdade de renda destaca a importância da educação como uma de suas principais variáveis, especialmente em economias menos desenvolvidas, onde os retornos educacionais são ainda elevados¹⁸. Na medida em que o estado de saúde pode afetar a distribuição de renda, a não consideração dessa variável pode sobreestimar os efeitos da escolaridade. Muito embora a investigação deste tema extrapole o escopo desse artigo, essa constatação é importante tendo em vista a relação entre o estado de saúde e o nível de investimento em capital humano.

Os resultados encontrados neste trabalho mostram que o estado de saúde precário é, juntamente com a baixa escolaridade, mais um indicador que está associado à parcela da população menos favorecida. O que essa variável difere da escolaridade é que, no caso desta última, espera-se que toda população adquira esse bem. Esse não é o caso do estado de saúde, uma vez que sempre irão existir pessoas saudáveis e pessoas doentes. A questão é que a distribuição da doença e do acesso aos serviços de saúde não é uniforme entre as classes

¹⁷ No Brasil, em 1990, a proporção de pobres era igual a 41,99% contra 35,26% em 1999 (IPEADATA). Essa variação corresponde a uma queda de 16% na proporção de pobres ao longo desta década.

¹⁸ Langoni (1973), Barros e Mendonça (1996), Ramos e Vieira (2001) e Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000).

sociais. Nesse sentido, os resultados obtidos nesse trabalho mostram a necessidade em melhorar o acesso aos serviços de saúde e as condições de vida entre as pessoas mais pobres, de modo a minimizar as diferenças no estado de saúde entre as camadas de renda, contribuindo para melhorar a distribuição de renda e reduzir o nível de pobreza no país.

Esses resultados, entretanto, ainda não são conclusivos. Existem ainda algumas restrições metodológicas que precisam ser avaliadas de forma a obtermos resultados mais precisos. O enfrentamento dessas questões constitui-se na agenda de pesquisa deste trabalho. A primeira dificuldade é que quando analisamos o efeito da saúde sobre a desigualdade de rendimentos, os indicadores de distribuição de renda e de pobreza foram calculados com base nos rendimentos salariais, não sendo portanto uma medida apropriada do bem estar. Para tanto, seria necessário calcular esses indicadores a partir da renda familiar per capita, o que requer a estimação dos rendimentos não salariais para os indivíduos doentes. A aposentadoria por invalidez está bastante associada à presença de alguma doença que exclui os indivíduos do mercado de trabalho. Assim, quando estimamos os rendimentos hipotéticos para os doentes, o recebimento deste benefício não seria justificado. Paralelamente, como o estado de saúde determina em certa medida a composição familiar, uma vez que os indivíduos doentes demandam mais apoio, para somar os rendimentos de todos os componentes da família seria necessário também simular a composição domiciliar.

A segunda dificuldade é que estamos supondo que o estado de saúde é exógeno em relação aos rendimentos individuais. A doença gera perda de rendimentos salariais, o que implica em menos recursos disponíveis para o indivíduo investir em sua saúde, reduzindo assim o estoque de saúde individual. Como consequência, a hipótese de que essa relação é exógena pode ser violada gerando estimativas enviesadas e inconsistentes dos coeficientes estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Em análises *cross-sectional*, essa hipótese é aceitável, na medida em que o estado de saúde pode ser considerado como uma variável de estoque associada a eventos de saúde ocorridos no passado e no presente, enquanto os rendimentos individuais podem ser considerados como uma variável de fluxo que representa a situação econômica atual do indivíduo e não necessariamente a renda permanente. Nesse sentido, o estado de saúde não é afetado por variações momentâneas no nível de rendimentos, sendo, portanto pré-determinado no curto prazo.¹⁹ Entretanto, se a hipótese de exogeneidade é rejeitada, seria necessário considerar a endogeneidade existente entre o estado de saúde e os rendimentos salariais.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L.F.E., ANDRADE, M.V. Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, v.7, n.2, p.359-388, abr./jun. 2003.

AQUINO, Estela M.L., MENEZES, Greice M.S., e AMOEDO, Marúcia B. Gênero e saúde no Brasil: considerações a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Rev. Saúde Pública*, vol.26, no.3. São Paulo, June, 1992.

BAPTISTA, D.B.D.A. *Idosos no município de São Paulo: expectativa de vida ativa e perfis multidimensionais de incapacidade a partir da SABE*. 2003. 113f. Dissertação (Mestrado em

¹⁹ Em análises longitudinais, essa hipótese pode ser mais forte, uma vez que o estado de saúde contém tanto um componente de estoque como um componente de fluxo, que podem variar devido ao nível de investimentos realizados (Strauss e Thomas, 1998)

Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.

BARROS, R.P., MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. In: A ECONOMIA brasileira em perspectiva : 2006. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. v.2, p.421-473.

CAMPINO, A.C.C., DIAZ, M.D.M., PAULANI, L.M., OLIVEIRA, R.G., PIOLA, S.F., NUNES, A. *Poverty and equity in health in Latin America and Caribbean: results of country-case studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico e Peru*. Washington, DC.: The World Bank : Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento : Organização Panamericana da Saúde, 1999. p.1-82.

CELADE. Estimaciones y proyecciones de población 1950-2050. Disponível em <<http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/intentoBD-2002.htm>> Acesso em 29 janeiro 2004.

GERDTHAM, U.-G. Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data. *Health Economics*, Chichester ; N.Y., v.6, n.3, p.303-319. May/June, 1997.

HECKMAN, J.J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Chicago, Ill., v.47, n.1, p.153-161, 1979.

IVASCHENKO, O. *Essays on poverty, income inequality and health in transition economies*. Göteborg : Göteborg University, Department of Economics, School of Economics and Commercial Law, 2003. 125p. (Economic studies; 121)

JAPPELLI, T., PISTAFERRI, L., WEBER, G. *Health care quality and economic inequality*. Università Degli Studi di Salerno, Centre for Studies in Economics and Finance, Dipartimento di Scienze Economiche. 2004. (Working paper; 120)

KAWACHI, I., KENNEDY, B.P., WILKINSON, R.G. (Ed.) *The society and population health reader: income inequality and health*. New York: New Press, 1999. 496p.

LANGONI, Carlos Geraldo. *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LE GRAND, J. The distribution of public-expenditure: the case of health care. *Economica*, London, v.45, n.178, p.125-142, 1978.

LE GRAND, J. Inequalities in health: some international comparisons. *European Economic Review*, [White Plains, N.Y.], v.31, n.1/2, p.182-191, Feb./Mar.1987.

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

LYNCH , J.W., SMITH, G.D., KAPLAN, G.A., HOUSE, J.S. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal*, London, v.320, n.7243,p.1200-1204, Apr. 2000.

MENEZES-FILHO, N.A., FERNANDES, R., PICCHETTI, P.A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, R.(Org) *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.231-250.

MURRUGARRA, E., VALDIVIA, M. *The returns to health for peruvian urban adults: differentials across genders, the life cycle and the wage distribution*. Washington D.C: Inter-American Development Bank, 1999. (Working paper; R-352)

NORONHA, K.V.M.S., ANDRADE, M.V. Social inequality in the access to health care services in Brazil In: LATIN AMERICAN MEETING OF THE ECONOMETRIC SOCIETY, 2002, São Paulo. *Proceedings*.[s.l.]: Latin American Econometric Society, 2002. Disponível em CD ROM.

NORONHA, K.V.M.S. A relação entre o estado de saúde a e desigualdade de renda no Brasil. 2005. 1v. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

PEREZ, Elisenda Renteria. [*Saúde e trabalho dos idosos em São Paulo: um estudo através da SABE*](#). Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

PNUD. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Relatório do desenvolvimento humano 2002: aprofundar a democracia em um mundo fragmentado*. Lisboa: Mensagem, 2002. 277p.

RAMOS, L., VIEIRA, M.L. *Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 17p. (Texto para discussão; 803)

RIVERA, B., CURRAIS, L. Individual returns to health in Brazil: a quantile regression analysis. In: LOPEZ-CASASNOVAS, G., RIVERA, B. CURRAIS, L. (Ed.) *Health and economic growth: findings and policy implications*. Cambridge: MA: MIT, 2005. Cap.11, p.364-390

ROCHA, S. *Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?* Rio de Janeiro: FGV, 2003, 244 p.

SCHULTZ, T.P. Productive benefits of improving health: evidence from low-income countries. New Haven, Connecticut: Yale University, 1999. 30p. (Mimeogr.)

STRAUSS, J., THOMAS, D. Health, nutrition, and economic development. *Journal of Economic Literature*, Nashville, Tenn., v.36, n.2, p.766-817, Jun. 1998.

THOMAS, D., STRAUSS, J. Health and wages: evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v.77, n.1, p.159-185, Mar. 1997.

TRAVASSOS, C., VIACAVA, F., FERNANDES, C., ALMEIDA, C.M. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.5, n.1, p.133-159, 2000.

TURRA, Cássio Maldonado. *Contabilidade das Gerações: Riqueza, Sistemas de Transferências e Conseqüências de Mudanças no Padrão Demográfico Brasileiro*. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2000.

VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A. Equity in the delivery of health care: some international comparisons. *Journal of health Economics*, v.11, n.4, p.389-411, Dec.1992.

VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A., BLEICHRODT, H., CALONGE, S., GERDTHAM, U.-G., GERFIN, M., GEURTS, J., GROSS, L., HÄKKINEN, U., LEU, R.E., O'DONNELL, O., PROPPER, C., PUFFER, F., RODRÍGUEZ, M., SUNDBERG, G., WINKELHAKE, O. Income-related inequalities in health: some international comparisons. *Journal of Health Economics*, Amsterdam, v.16, n.1, p.93-112, Feb.1997.

WAGSTAFF, A., PACI, P., VAN DOORSLAER, E. On the measurement of inequalities in health. *Social Science and Medicine*, Oxford, v.33, n.5, p.545-557, 1991.

WILKINSON, R.G. *Unhealthy societies: the afflictions of inequalities*. London: Routledge, 1996. 255p.