

O ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL E A DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS SALARIAIS DA POPULAÇÃO ADULTA NO BRASIL

Kenya Noronha¹

Monica Viegas Andrade²

Simone Wajnman²

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. Diversos trabalhos empíricos têm procurado analisar os seus 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 (Barreto, Neto e Tebaldi 2001, Cerqueira e Lobão 2003, Kennedy, Kawachi e Prothrow-Stith 1996).

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 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).

A desigualdade de renda observada no Brasil parece ser um problema estrutural. Apesar dos avanços macroeconômicos da última década não foram observadas melhoras significativas nesse cenário. 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. Atualmente, com a expansão dos programas de transferência de renda observamos uma redução dessa desigualdade, mas a eficácia desses mecanismos como redutores da desigualdade só podem

ser verificadas no longo prazo se essas transferências permitirem uma redução da pobreza inter-geracional.

Uma hipótese plausível é que esta desigualdade esteja relacionada à distribuição da dotação de fatores da economia, inclusive capital humano. A relação entre educação e desigualdade de renda já foi amplamente discutida na literatura de economia do trabalho, mas pouca ênfase tem sido dada ao componente de saúde do estoque de capital humano. Na literatura empírica internacional, a relação entre saúde e desigualdade de renda tem sido usualmente explorada em uma abordagem macroeconômica (Jáppelli, Pistaferri e Weber 2004; Schultz 1999; Kawachi, Kennedy e Wilkinson 1999, Wilkinson 1996, Lynch et al 2000).

O objetivo deste artigo é analisar a relação entre o estado de saúde e a distribuição de rendimentos salariais para a população adulta no Brasil a partir de informações individuais. A saúde precária pode gerar perdas expressivas de rendimentos para os indivíduos podendo afetar a distribuição de renda. O estado de saúde afeta os rendimentos através de pelo menos três canais: *produtividade, número de horas ofertadas de trabalho e a decisão de participar na força de trabalho* (Luft 1975, Thomas e Strauss 1997, Ribero 1999, Schultz 2002, Kassouf 1999). A análise será realizada considerando separadamente cada um dos três canais.

O estado de saúde precário pode contribuir para aumentar a desigualdade de renda se as perdas de rendimentos salariais forem relativamente mais acentuadas nas classes de renda mais baixa. Dois argumentos podem fundamentar essa hipótese. Indivíduos mais pobres, por apresentarem menor nível de escolaridade, tendem a desempenhar tarefas mais caracterizadas por esforço físico do que intelectual. Nesse caso, 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 devido à presença da desigualdade social no acesso aos serviços de saúde. 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 (Le Grand 1978, Van Doorslaer e Wagstaff 1992, Cameron et al 1988, Gerdtham 1997). Assim, os efeitos da doença podem ser menos danosos entre os in-

divíduos pertencentes às camadas de renda mais alta, ainda que a probabilidade de adoecer fosse a mesma entre as diferentes camadas sociais. No Brasil, dada a duplicidade de acesso aos serviços de saúde para os grupos sócio-econômicos mais favorecidos esse problema é particularmente importante. Existem evidências robustas da presença de desigualdade social no acesso aos serviços de saúde, sobretudo, o cuidado preventivo que pode ser mensurado através do número de consultas realizadas anualmente. (Campino et al 1999, Travassos et al 2000, Noronha e Andrade 2002).

Metodología

Nesse artigo para analisar a relação entre saúde e desigualdade de rendimentos realizamos uma microsimulação contra-factual onde estimamos os rendimentos que os indivíduos doentes receberiam se apresentassem a mesma função-resposta dos indivíduos saudáveis. A metodologia é implementada em duas etapas. Na primeira etapa, dividimos a amostra em saudáveis e doentes e estimamos para cada subamostra as equações de determinação de rendimentos. Na segunda etapa, realizamos a análise contra-factual dos rendimentos individuais.

Com base nos rendimentos salariais hipotéticos e observados, calculamos o coeficiente de Gini e a proporção de indivíduos abaixo da linha de pobreza. A definição das linhas de pobreza segue os valores referentes a setembro de 1999 estimados em Rocha (2003), e deflacionamos para setembro de 2003 a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor.

Primeira Etapa: Estimação da equação de rendimentos individuais

A estimação dos rendimentos individuais é obtida a partir de um modelo composto por três equações. A primeira equação refere-se à probabilidade do indivíduo participar da força de trabalho, estimada através do modelo probit. A segunda e a terceira equações estimam o número de horas ofertadas de trabalho e a taxa salarial respectivamente. O método de estimação segue o proposto por Heckman (1979). Para considerar a endogeneidade entre a taxa de salários e oferta de trabalho, utilizamos mínimos quadrados em dois estágios.

Segunda Etapa: Análise Contra-Factual dos Rendimentos Individuais

Para entender a relação entre a desigualdade de rendimentos e o estado de saúde buscamos decompor a variação na distribuição de renda considerando os três canais pelos quais a saúde pode afetar os rendi-

mentos: *produtividade, número de horas ofertadas de trabalho e participação na força de trabalho.*

A relação entre saúde e *produtividade* é obtida através da comparação da 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. Esses parâmetros são obtidos através das equações de rendimentos individuais estimadas na primeira etapa.

A taxa salarial hipotética para cada indivíduo doente i é definida como:

$$w_i^* = \beta_3^S X_{3i}^D + u_i^D \quad (1)$$

onde:

β_3^S = vetor dos parâmetros que definem a taxa salarial, estimado para a amostra saudável através do modelo identificado na primeira etapa;

X_3^D, u^D = vetores de características individuais e de resíduos dos indivíduos doentes ocupados, respectivamente.

O rendimento salarial mensal hipotético é obtido (W_w^*) ao multiplicarmos a taxa salarial hipotética (w^*) pelo número observado de horas de trabalho (L).

Em termos algébricos, a variação na distribuição de rendimentos devido à relação da saúde com a produtividade (ψ) pode ser definida como:

$$\psi = D(Ww^*) - D(W) \quad (2)$$

onde:

$D(W_w^*)$ = medida de distribuição de renda ou de pobreza calculadas com base nos rendimentos salariais assumindo a taxa salarial hipotética para os doentes e a taxa salarial observada para os saudáveis;

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

De forma análoga, a variação na distribuição de rendimentos devido à relação entre saúde e *número de horas ofertadas de trabalho* (φ), condicionado ao indivíduo estar trabalhando, é mensurada 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.

O número hipotético de horas ofertadas de trabalho L_i^* para os doentes é igual a:

$$L_i^* = \beta_2^S X_{2i}^D + v_i^D \quad (3)$$

com:

β_2^S = vetor dos parâmetros que determinam a quantidade ofertada de trabalho estimado para a amostra saudável através do modelo identificado na primeira etapa;

X_2^D, v^D = vetores de características individuais e vetor de resíduos dos indivíduos doentes ocupados, respectivamente.

O rendimento salarial mensal hipotético W_L^* é obtido ao multiplicarmos a taxa salarial observada (w) pelo número hipotético de horas de trabalho (L^*).

Algebricamente, a variação na distribuição de rendimentos devido à relação saúde - número de horas ofertadas de trabalho (j) pode ser definida como:

$$\varphi = D(WL^*) - D(W) \quad (4)$$

onde:

$D(W_L^*)$ = medida de distribuição de renda ou de pobreza calculadas com base nos rendimentos salariais assumindo o número hipotético de horas ofertadas de trabalho para os doentes e o número observado de horas ofertadas de trabalho para os saudáveis;

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

Finalmente, estimamos a relação entre saúde e a *decisão de participação no mercado de trabalho*. Como o estado de saúde precário pode excluir indivíduos da força de trabalho, o procedimento adotado para estimar essa relação difere dos anteriores.

Primeiro obtemos 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 média da probabilidade predita hipotética dos indivíduos doentes participarem da força de trabalho, como definido na equação 5:

$$\bar{P}^*(Y_i = 1 | X_i) = \text{média}[\Phi(\beta_1^S X_{1i}^D)] \quad (5)$$

onde:

\bar{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 através do modelo identificado na primeira etapa;

A diferença entre a média da probabilidade predita hipotética e a média da probabilidade predita observada dos indivíduos doentes estarem ocupados fornece o total de indivíduos acrescidos na força de traba-

lho. Para selecionar quais indivíduos doentes estariam hipoteticamente ocupados, estimamos a probabilidade predita de estar na força de trabalho para a amostra dos indivíduos doentes. Algebricamente:

$$\hat{P}(Y_i = 1 | X_1) = \Phi(\beta_1^D X_{1i}^D) \quad (6)$$

Com base nessa probabilidade, ordenamos os indivíduos doentes desocupados de forma decrescente e selecionamos as primeiras observações até obtermos o total de indivíduos doentes acrescidos na força de trabalho.

Finalmente, estimamos a taxa salarial e o número de horas trabalhadas para os indivíduos selecionados na amostra dos doentes desocupados e obtivemos uma renda salarial como definido em 7:

$$W_i^{**} = w_i^{**} L_i^{**} \quad (7)$$

onde:

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

$w_i^{**} = \beta_2^D X_{3i}^D + u_i^{**}$, taxa salarial estimada para os doentes que supostamente participam da força de trabalho;

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

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

$u^{**} v^{**}$ = vetores de resíduos da equação da taxa de salário e da quantidade ofertada de trabalho estimada para os doentes desocupados. Os termos residuais são estimados utilizando-se o método de imputação de regressão randômica.

Para os indivíduos saudáveis e para os doentes que estão ocupados, a taxa salarial e o número de horas trabalhadas correspondem aos valores observados.

Banco de dados e variáveis

A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), referente ao ano de 2003, que possui um suplemento especial com informações sobre saúde. Nossa análise considera os indivíduos acima de 25 anos de idade, totalizando 191.292 observações. O corte para indivíduos acima de 25 anos se justifica por estes já terem concluído o ciclo de vida escolar não sendo necessário modelar a escolha de estu-

dar como uma alternativa ao trabalho. 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.

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. A variável de estado de saúde auto-avaliado foi escolhida por ser interpretada como uma medida mais ampla do estado de saúde. As demais variáveis disponíveis estão associadas a dimensões específicas do estado de saúde, como por exemplo, a presença de alguma doença crônica específica, ou dificuldade para realização de algum tipo de tarefa³. Ademais, a auto-avaliação do estado de saúde é a variável mais usualmente utilizada na literatura internacional e alguns estudos têm demonstrado a existência de uma estreita relação entre essa variável e a mortalidade, bem como com outras medidas de morbidade (Idler e Benyamini 1997; Wilson e Kaplan 1995; Idler e Kasl 1995).

Na tabela 1 apresentamos o número de observações em cada sub-amostra, distinguindo por condição de saúde. As variáveis dependentes do modelo de geração de rendimentos são: participação da força de trabalho, logaritmo natural do número de horas trabalhadas e logaritmo natural da 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.

Tabela 1
Total de Observações por Sub-Amostra de Sexo e Idade, 2003

Amostra	25 a 59 anos	60 anos e mais	Total
Homens saudáveis	59740	6565	66305
Homens Doentes	18334	7784	26118
Mulheres Saudáveis	57281	7448	64729
Mulheres Doentes	23566	10556	34122
<i>Total</i>	<i>158921</i>	<i>32353</i>	<i>191274</i>
<i>Missing Saúde</i>	14	4	18
<i>Total</i>			<i>191292</i>

Fonte: PNAD 2003.

As variáveis independentes incluídas no modelo estão listadas na tabela 2.

Tabela 2
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

Resultados

A tabela 3 apresenta os resultados estimados da variação no coeficiente de gini devido à saúde precária entre os indivíduos acima de 25 anos de idade. De acordo com esses resultados existe uma relação entre o estado de saúde e a distribuição de rendimentos. Supondo a função resposta dos indivíduos saudáveis para os doentes nas três funções estimadas (participação na força de trabalho, número de horas ofertadas de trabalho e produtividade) observamos uma redução de 2,47% na desigualdade de rendimentos. Dos três canais analisados, o mais relevante é a de-

cisão de *participar da força de trabalho* que determina uma redução de 1,94% na desigualdade de rendimentos.

Tabela 3
Análise contrafactual: Variação da desigualdade de rendimentos individuais devido às diferenças no estado de saúde para os indivíduos com mais de 25 anos de idade, 2003

Mecanismos	Coefficiente de Gini	Varição %
Total ^(a)	0,551	-2,47
Participação ^(a)	0,554	-1,94
Observado (com renda zero) ^(a)	0,565	-
Produtividade	0,552	-0,14
Oferta de Trabalho	0,551	-0,36
Observado (sem renda zero)	0,553	-

Fonte: PNAD 2003.

(a) 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.

A tabela 4 apresenta o total simulado de indivíduos doentes excluídos da força de trabalho bem como a proporção que esses indivíduos representam no total observado de indivíduos ocupados por sexo e idade. Como pode ser observado, os indivíduos doentes excluídos da força de trabalho representam 3,58% do total de indivíduos ocupados. A exclusão do mercado de trabalho é mais intensa para os indivíduos acima de 60 anos. Nesse caso, o percentual de indivíduos excluídos do mercado de trabalho pode chegar a 21% na subamostra de mulheres.

Tabela 4
Análise Contrafactual: Indivíduos doentes acima de 25 anos de idade excluídos da força de trabalho, 2003

Grupos Etários	Indiv. doentes excluídos da força de trabalho	Indiv. doentes excluídos da FT como % do total observado de indivíduos ocupados (doentes e saudáveis)
Homens		
25 a 59 anos	1570	2,40
60+	996	18,00
Total Homens	2566	3,58
Mulheres		
25 a 59 anos	1255	2,90
60+	442	21,00
Total Mulheres	1697	3,60
Total (Homens + Mulheres)	4263	3,58

Fonte: PNAD 2003.

A tabela 5 apresenta os resultados por sexo. Como pode ser observado, a relação entre o estado de saúde e a distribuição de rendimentos é mais forte para os homens quando analisamos os três canais conjuntamente: a redução da desigualdade de rendimentos é de 2,52% para os homens enquanto que este valor é de 2,20% para as mulheres. Considerando apenas a relação entre o estado de saúde e a decisão de participar da força de trabalho, notamos uma redução de 2,03% no coeficiente de Gini para os homens e de 1,71% para as mulheres. De maneira análoga ao resultado encontrado para a população total, a decisão de participar da força de trabalho é o canal mais relevante para ambos os sexos. Somente em relação à produtividade, observamos uma perda de taxa de salário mais importante para as mulheres: 0,36% contra 0,03% entre os homens.

Tabela 5

Análise contrafactual: Variação da desigualdade de rendimentos individuais devido às diferenças no estado de saúde para os indivíduos com mais de 25 anos de idade – análise por sexo, 2003^(a)

Mecanismos	Homens		Mulheres	
	Gini	(%)	Gini	(%)
Total ^(a)	0,5499	-2,52	0,5363	-2,20
Participacao ^(a)	0,5526	-2,03	0,5390	-1,71
Observado (com renda zero) ^(a)	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 (sem renda zero)	0,5515	-	0,5364	-

Fonte: PNAD 2003.

^(a) 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.

Na tabela 6 apresentamos os resultados por idade. A desagregação por idade mostra que a relação entre o estado de saúde e os rendimentos depende da etapa do ciclo de vida do indivíduo sendo bem mais forte entre os idosos. Para esta parcela da população, a desigualdade da distribuição de rendimentos se reduz em 7,27% entre os homens e 7,13% entre as mulheres quando supomos que esses indivíduos reagem no mercado de trabalho com a mesma função de resposta dos indivíduos idosos saudáveis. Para os que têm entre 25 e 59 anos, esta redução seria bem menor, igual a 1,97%. Novamente, o principal mecanismo que explica essa relação é a decisão de participar da força de trabalho, 6,12% entre os homens e 5,62% entre as mulheres (Tabela 6).

Tabela 6
Análise Contrafactual: Variação da desigualdade de rendimentos individuais devido às diferenças no estado de saúde para os indivíduos com mais de 25 anos de idade.
Análise por sexo e grupos etários, 2003 (a)

Grupos Etários	Homens			Mulheres			Total		
	Observado	Simulado	Δ %	Observado	Simulado	Δ %	Observado	Simulado	Δ %
Total									
25 E 59	0,550	0,540	-1,91	0,542	0,532	-1,92	0,554	0,543	-1,97
60 +	0,711	0,659	-7,27	0,700	0,650	-7,13	0,716	0,663	-7,44
Participação									
25 E 59	0,550	0,542	-1,52	0,542	0,534	-1,48	0,554	0,545	-1,52
60 +	0,711	0,667	-6,12	0,700	0,661	-5,62	0,716	0,672	-6,11
Número de horas ofertadas de trabalho									
25 E 59	0,542	0,540	-0,29	0,533	0,532	-0,22	0,545	0,544	-0,30
60 +	0,666	0,660	-0,90	0,641	0,631	-1,52	0,669	0,662	-0,98
Produtividade									
25 E 59	0,542	0,542	-0,01	0,533	0,531	-0,35	0,545	0,545	-0,13
60 +	0,666	0,664	-0,28	0,641	0,638	-0,39	0,669	0,666	-0,42

Fonte: PNAD 2003.

(a) Para calcular o efeito participação e 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.

Em relação à produtividade e o número de horas ofertadas de trabalho, observamos uma relação menos importante com a distribuição de rendimentos. Ressaltamos contudo o efeito do número de horas ofertadas de trabalho observado entre as mulheres acima de 60 anos de idade, cuja variação estimada no coeficiente de gini é igual a 1.52% (Tabela 6).

Estado de saúde e pobreza

A tabela 7 apresenta os indicadores de pobreza hipotético e observado, calculados com relação à linha de pobreza para a amostra de indivíduos com 25 anos ou mais de idade. Os resultados revelam que o estado de saúde tem forte relação com os rendimentos auferidos pela parcela mais pobre 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%.

Quando analisamos o efeito participação observamos um impacto mais acentuado comparado ao efeito produtividade e ao efeito do número de horas ofertadas de trabalho. 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 pas-

sariam a receber uma renda acima do valor da linha de pobreza. Para o efeito produtividade e do número de horas ofertadas de trabalho, a proporção de pobres seria reduzida em 5,24% e 2,39% respectivamente (tabela 7).

Tabela 7

Análise contrafactual: Variação da proporção de pobres devido às diferenças no estado de saúde para os indivíduos com mais de 25 anos de idade, 2003 ^(a)

Mecanismos	Proporcao de pobres	Δ %
Total ^(a)	0,0920	-23,77
Participação ^(a)	0,1000	-17,17
OBS (com renda zero) ^(a)	0,1207	-
Produtividade	0,0911	-5,24
Horas de trabalho	0,0938	-2,39
OBS (sem renda zero)	0,0961	-

Fonte: PNAD 2003.

^(a) Para calcular o efeito participação e o efeito total, o indicador de pobreza observados são obtidos considerando os rendimentos iguais a zero dos indivíduos que hipoteticamente participam da força de trabalho.

Discussão

Neste artigo, estimamos três canais através dos quais o estado de saúde pode afetar a distribuição de rendimentos salariais para a população adulta no Brasil: “participação na força de trabalho”, “produtividade” e o “número de horas ofertadas de trabalho”. Considerando conjuntamente os três canais, observamos uma redução na desigualdade de rendimentos equivalente a 2,47%. A magnitude desse valor equivale a 82,33% da variação observada no coeficiente de Gini na década de 90, cuja redução neste período foi igual a 3%. Quando analisamos a proporção de pobres, essa relação é ainda mais importante, a melhora na distribuição de saúde entre os pobres significaria uma redução de 23.77% da pobreza.

O principal mecanismo pelo qual o estado de saúde afeta a distribuição de rendimentos e proporção de pobres no Brasil ocorre através do *participação na força de trabalho*. A maior importância desse mecanismo em relação aos demais se deve à perda de rendimentos salariais ocorrer através da exclusão dos indivíduos doentes do mercado de trabalho. Como vimos, a proporção de indivíduos excluídos da força de trabalho corresponde a 3,58% do total de indivíduos ocupados. A magnitude desse valor é expressiva, correspondendo a mais de 1/3 da população desocupada em 2003 no Brasil. Segundo informações oficiais do IBGE, neste ano, a taxa de desemprego era igual a 9%.

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.

Os resultados encontrados em nosso trabalho contam apenas uma parte de toda a história na medida em que consideram apenas relação da saúde precária e distribuição dos rendimentos salariais. As perdas de rendimentos salariais parecem também afetar a distribuição de renda familiar per capita no país na medida em que essas perdas são diferenciadas ao longo dos grupos de renda familiar per capita. A comparação entre o rendimento médio salarial hipotético e observado por decis de renda familiar per capita fornece indícios da existência dessa relação. De acordo com essa análise, a perda média de rendimentos salariais devido à exclusão dos indivíduos doentes da força de trabalho é mais acentuada nos grupos socioeconômicos mais baixos. Entre os indivíduos pertencentes ao primeiro decil de renda familiar per capita, essa perda média é em torno de 20% enquanto que entre os indivíduos do décimo decil esse percentual é de apenas 0.48%.

Entretanto, em geral, quando o indivíduo é excluído do mercado de trabalho por motivo de saúde recebe uma renda de aposentadoria por invalidez. Consequentemente, 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 decorrente da saúde precária. A comparação dos rendimentos de aposentadoria presentes na PNAD 2003 com o rendimento mensal hipotético que o indivíduo doente desocupado receberia se estivesse no mercado de trabalho mostra que este último supera a renda média de aposentadoria dos doentes em todos os decis de renda familiar per capita. 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 (resultados não mostrados). Essa análise sugere que o sistema de seguridade social parece ampliar a desigualdade de renda. Além disso, como o rendimento mensal hipotético em média supera os rendimentos de aposentadoria (em quase todos os grupos de renda), mais uma vez fica evidenciada a perda de bem estar que o estado de saúde precário acarreta para os indivíduos e seus familiares.

A produtividade e o número de horas ofertadas de trabalho apresentam uma menor importância na determinação da distribuição de rendimentos, igual a 0.14% e 0.36% respectivamente. A magnitude da relação entre esses dois mecanismos e a proporção de pobres, apesar de ser menor do que a observada para a participação da força de trabalho, é ainda expressiva. Por exemplo, se eliminássemos as diferenças na produtividade

entre saudáveis e doentes, a proporção de pobres seria reduzida em 5,24%. Essa redução equivale à cerca de 1/3 da redução na proporção de pobres observada na década de 90 no Brasil. No Brasil, em 1990, de acordo com dados oficiais, a proporção de pobres era igual a 41,99% contra 35,26% em 1999.⁴

Considerando a relação entre saúde e desigualdade de rendimentos por grupos etários, nossos resultados mostram um impacto mais acentuado entre os idosos. O impacto mais elevado do estado de saúde sobre a distribuição de rendimentos entre os idosos se deve tanto a maior exclusão da força de trabalho bem como à maior perda de rendimentos salariais em relação aos indivíduos mais jovens. 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 do que a média da população acima de 25 anos de idade (3,58%).

Comparando a média de rendimentos observados e hipotéticos da amostra de indivíduos doentes, verificamos que enquanto a perda de rendimentos entre os mais jovens devido à exclusão dos indivíduos da força de trabalho é igual a 10,6%, entre os idosos esse percentual é bem mais elevado, igual a 41,8%.

Estes resultados refletem 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. Além disso, como entre os idosos o trabalho nem sempre é a principal fonte de renda, tendo em vista os rendimentos de aposentadoria por idade ou tempo de serviço, 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.

A principal limitação desse trabalho é a hipótese de exogeneidade do estado de saúde. A dificuldade em endogeneizar o estado de saúde advém da inexistência de variáveis que sejam bons instrumentos e nos permitam garantir a estratégia de identificação. No caso específico da pesquisa da PNAD não existem bons instrumentos e essa é a única pesquisa com abrangência nacional que apresenta dados confiáveis de renda associada a informações de saúde.

Como estamos trabalhando com uma análise de corte transversal pode-se supor que a relação entre o estado de saúde do indivíduo e o fluxo de rendimentos atuais sejam ortogonais (Pérez 2005, Alves, Andrade e Macedo 2003, Strauss e Thomas 1998). O estado de saúde é 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 pré-determinado no curto prazo (Strauss e Thomas 1998). A relação entre saúde e rendimentos está bastante associada ao ciclo de vida dos indivíduos (Smith 1998, Hurd e Kapteyn 2003, Adams et al 2003). Na infância e adolescência, os indivíduos formam seu estoque de capital humano através principalmente dos investimentos realizados em sua saúde e educação. Consequentemente, o efeito da condição socioeconômica sobre o estado de saúde é mais evidente. Na fase adulta (grupo etário considerado em nosso trabalho), dado que o estoque de capital humano foi determinado durante a infância, variações momentâneas na condição socioeconômica terão efeitos menos significativos sobre o estado de saúde. Nesta etapa da vida, a saúde dos indivíduos é menos vulnerável, podendo ser considerada como uma variável de estoque.

A hipótese de exogeneidade pode ser violada se os rendimentos contemporâneos forem fortemente correlacionados com os rendimentos passados configurando portanto, uma relação de dupla causalidade. A direção da relação entre saúde e fluxo de rendimentos nos permite, entretanto, interpretar nossos resultados como um limite inferior dessa relação. Ou seja, como um melhor estado de saúde implica em maiores rendimentos, e maiores rendimentos, por sua vez, implicam em maior chance de se ter um melhor estado de saúde, ao considerarmos apenas o efeito da saúde sobre os rendimentos estamos subestimando essa relação (Grossman e Benham 1974, Lee 1982, Haveman et al 1993, Dwyer e Mitchell 1998, Lindeboom e Kerkhofs 2002).

O presente artigo contribui na medida em que são ainda bastante escassos os trabalhos que associam a desigualdade de renda/rendimentos ao estado de saúde. No contexto de um país como o Brasil que apresenta problemas estruturais de desigualdade de renda, é fundamental se pensar em instrumentos de políticas que alterem a capacidade produtiva da população e ao mesmo tempo garantam mais equidade.

Notas

¹ Center for Demography and Ecology (CDE), University of Wisconsin-Madison e Institute for Policy Research (IPR), Northwestern University

² Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Universidade Federal de Minas Gerais

³ Essa variável é bastante correlacionada com as demais medidas presentes na PNAD que consideram indicadores objetivos. Essas tabelas podem ser disponibilizadas pelos autores se solicitadas.

⁴ Dados disponíveis em: www.ipeadata.gov.br

Bibliografia

- ADAMS, P., Hurd, M. D., Mcfadden, D., Merrill, A. & Ribeiro, T. (2003) Healthy, wealthy and wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status. *Journal of Econometrics*, 112, 57-63.
- ALVES, L. F., Andrade, M. V. & Macedo, P. B. R. (2003) *Health and labor market in Brazil*. Belo Horizonte, CEDEPLAR/UFGM (Unpublished Manuscript).
- BARRETO, F. & Jorge, N. (2001) Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, 32, 842-859.
- BARROS, R. P. & Rosane, M. (1996) Os determinantes da desigualdade no Brasil. *A economia brasileira em perspectiva*. Brasília, IPEA.
- CAMERON, A., Trivedi, P., Milne, F. & Piggott, J. (1988) A Microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. *Review of Economic Studies*, 55, 85-106.
- CAMPINO, A., Diaz, M., Paulani, L., Oliveira, R., Piola, S. & Nunes, A. (1999) Poverty and equity in health in Latin America and Caribbean: Results of country-case studies from Brazil, Equator, Guatemala, Jamaica, Mexico and Peru. *Washington, DC.: The World Bank: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento: Organização Panamericana da Saúde*, 1-82.
- CERQUEIRA, D., Lobão, W. & Aplicada, I. D. P. E. (2003) Condicionantes sociais: poder de polícia e o setor de produção criminal. *Texto para discussão*. Rio de Janeiro, IPEA.
- DWYER, D. & Mitchell, O. (1999) Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous? *Journal of Health Economics*, 18, 173-193.
- GERDTHAM, U. (1997) Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data. *Health Economics*, 6, 303-319.
- GROSSMAN, M. & Benham, L. (1974) Health, hours and wages. IN PERLMAN, M. (Ed.) *The economics of health and medical care*. London, Macmillan.
- HAVEMAN, R., Wolfe, B., Buron, L., Steven, C. & Hill, S. (1995) The Loss of Earnings Capability from Disability/Health Limitations: Towards a New Social Indicator. *Review of Income and Wealth*, 41, 289-308.
- HECKMAN, J. J. (1979) Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161.
- HURD, M. & Kapteyn, A. (2003) Health, wealth, and the role of institutions. *Journal of Human Resources*, 38, 386-415.
- IDLER, E. L. & AND Benyamini, Y. (1997) Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38, 21-37.
- IDLER, E. L. & Kasl, S., V. (1995) Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *Journal of Gerontology*, 50B, S344-S353.
- IVASCHENKO, O. (2003) Essays on poverty, income inequality and health in transition economies. *Economic studies*. Göteborg, Göteborg University, Department of Economics, School of Economics and Commercial Law.
- JAPPELLI, T., Pistaferri, L. & Weber, G. (2004) Health care quality and economic inequality. *Discussion Paper*. London, Centre for Economic Policy Research.
- KASSOUF, A. (1999) Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde. *Economia Aplicada*. São Paulo, 3, 239-262.
- KAWACHI, I., Kennedy, B. & Wilkinson, R. (Eds.) (1999) *The society and population health reader: income inequality and health*, New York, New Press.

- KENNEDY, B., Kawachi, I. & Prothrow-Stith, D. (1996) Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *British Medical Journal*, 312, 1004-1007.
- LE GRAND, J. (1978) The distribution of public-expenditure: the case of health care. *Economica*, 45, 125-142.
- LE GRAND, J. (1987) Inequalities in health Some international comparisons. *European Economic Review*, 31, 182-191.
- LEE, L. (1982) Health and Wage: A Simultaneous Equation Model with Multiple Discrete Indicators. *International Economic Review*, 23, 199-221.
- LINDEBOOM, M. & Kerkhofs, M. (2002) Health and Work of the Elderly Subjective Health Measures: Reporting Errors and the Endogenous Relationship between Health and Work. *IZA Discussion Paper*. Bonn, Institute for the Study of Labor.
- LUFT, H. (1973) The Impact of Poor Health on Earnings. *Review of Economics and Statistics*, 57, 43-57.
- LYNCH, J., Smith, G., Kaplan, G. & House, J. (2000) Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal*, 320, 1200.
- MURRUGARRA, E. & Valdivia, M. (1999) The returns to health for peruvian urban adults: differentials across genders, the life-cycle and the wage distribution. *Working Paper*. Washington, DC, Inter-American Development Bank.
- NORONHA, K. & Andrade, M. V. (2002) Social inequality in the access to health care services in Brazil. *Latin American Meeting of the Econometric Society*. São Paulo.
- PÉREZ, E. (2005) Saúde e Trabalho dos Idosos em São Paulo: um estudo através da SABE. *Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional*. Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais.
- PNUD (2002) Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Relatório do desenvolvimento humano 2002: aprofundar a democracia em um mundo fragmentado. Brasília, PNUD.
- RIBERO, R. (1999) Earnings effects of household investment in health in Colombia. *Discussion Paper*. New Haven, Yale University, Economic Growth Center.
- RIVERA, B. & Currais, L. (2005) Individual returns to health in Brazil: a quantile regression analysis. IN LÓPEZ I CASASNOVAS, G., RIVERA, B. & CURRAIS, L. (Eds.) *Health and economic growth: findings and policy implications*. Cambridge, Mass., MIT Press.
- ROCHA, S. (2003) *Pobreza No Brasil: Afinal, de Que Se Trata?*, Rio de Janeiro, FGV.
- SCHULTZ, T. (1999) Productive benefits of health: evidence from low-income countries. New Haven, Yale University.
- SCHULTZ, T. (2002) Wage gains associated with height as a form of health human capital. *American Economic Review*, 92, 349-353.
- SMITH, J. (1998) Socioeconomic Status and Health. *American Economic Review*, 88, 192-196.
- STRAUSS, J. & Thomas, D. (1998) Health, nutrition, and economic development. *Journal of Economic Literature*, 36, 766-817.
- THOMAS, D. & Strauss, J. (1997) Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, 77, 159-185.
- TRAVASSOS, C., Viacava, F., Fernandes, C. & Almeida, C. (2000) Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 5, 133-149.
- VAN DOORSLAER, E. & Wagstaff, A. (1992) Equity in the delivery of health care: some international comparisons. *Journal of Health Economics*, 11, 389-411.

- VAN DOORSLAER, E., Wagstaff, A., Bleichrodt, H., Calonge, S., Gerdtham, U., Gerfin, M., Geurts, J., Gross, L., Häkkinen, U. & LEU, R. (1997) Income-related inequalities in health: some international comparisons. *Journal of Health Economics*, 16, 93-112.
- WAGSTAFF, A., Paci, P. & Van Doorslaer, E. (1991) On the measurement of inequalities in health. *Social Science and Medicine*, 33, 545-557.
- WILKINSON, R. (1996) *Unhealthy Societies: The Afflictions of Inequality*, London, Routledge.
- WILSON, L. & Kaplan, S. (1995) Clinical practice and patients' health status: how are the two related?. *Medical Care*, 3, AS209-AS214.