

# O EFEITO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SOBRE O ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL NO BRASIL

Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha\*  
Monica Viegas Andrade\*

O objetivo deste trabalho é estudar a relação entre o estado de saúde individual e a distribuição de renda no Brasil. Mais especificamente, estamos interessados em avaliar como a distribuição de renda impacta o estado de saúde auto-reportado dos indivíduos. A metodologia utilizada é o modelo *logit* multinível. A base de dados empregada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1993 e as Pnads de 1998 e 2003, que apresentam um suplemento especial contendo informações sobre o estado de saúde. Os principais resultados encontrados revelam que a distribuição de renda afeta o estado de saúde auto-avaliado, apesar de a magnitude desse efeito ser pequena: quanto maior a desigualdade na distribuição de renda, menor é a chance de o indivíduo reportar um melhor estado de saúde.

## 1 INTRODUÇÃO

A preocupação com o estado de saúde tem se tornado cada vez maior para os gestores de políticas públicas em diversas economias, dado o seu efeito sobre o nível de bem-estar da população. Tal efeito pode ser direto, uma vez que a doença afeta negativamente a função de utilidade individual, e indireto, devido ao seu impacto sobre os rendimentos individuais (LUFT, 1975; ALVES; ANDRADE, 2003; MURRUGARRA; VALDIVIA, 1999; IVASCHENKO, 2003). A perda de rendimentos salariais devido à saúde precária afeta o nível de bem-estar tanto do ponto de vista individual quanto da sociedade, produzindo impactos sobre diferentes indicadores macroeconômicos, tais como o nível de riqueza da população e a distribuição de renda. O impacto da saúde sobre a distribuição de renda é verificado se as perdas de rendimentos incidirem de forma diferenciada sobre os grupos socioeconômicos (NORONHA, 2005).

Entretanto, a causalidade da relação entre o estado de saúde e a distribuição de renda não é unívoca. Um grupo importante de pesquisadores na literatura internacional tem enfatizado o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde individual e médio da sociedade (KAWACHI; KENNEDY; WILKINSON, 1999; LYNCH *et al.*, 2004; WILKINSON, 1996). Esse efeito é observado na medida em que sociedades mais desiguais são caracterizadas pela presença de conflitos sociais e maiores divergências entre as classes socioeconômicas, que podem se refletir em um maior nível de estresse emocional, taxas elevadas de criminalidade e menor provisão pública de serviços, produzindo efeitos adversos sobre o estado de saúde.

---

\* Pesquisadora do Cedeplar-UFMG.

O objetivo deste artigo é verificar se e em que medida a distribuição de renda afeta o nível de saúde individual no Brasil. A investigação da existência desse efeito para o país é particularmente importante, tendo em vista a elevada desigualdade de renda – observada tanto entre os indivíduos como entre as regiões. A despeito disso, existem ainda poucos estudos empíricos que buscam analisar essa relação para o Brasil. Os trabalhos existentes são realizados a partir de informações agregadas, as quais permitem avaliar o efeito da distribuição de renda apenas sobre o nível de saúde médio da população. Os resultados, contudo, não são conclusivos, uma vez que esses estudos encontram evidências tanto da presença do efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, como evidências de que esse efeito não é significativo (MESSIAS, 2003; SZWARCOWALD; BASTOS; ESTEVES, 1999). Nosso estudo avança nessa análise, ao considerar o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual em todas as unidades da federação (UFs), contribuindo para ampliar o debate existente na literatura empírica nacional e situar o Brasil no debate internacional.

A base de dados utilizada é a Pnad de 1998 e de 2003, cujo suplemento contém informações detalhadas sobre a saúde, e a Pnad de 1993 para informações agregadas. O método utilizado consiste na estimação de um modelo de regressão logística multinível. Os principais resultados encontrados evidenciam que, no Brasil, a desigualdade de renda afeta o estado de saúde auto-avaliado, apesar de a magnitude desse efeito ser pequena. Indivíduos que apresentam características individuais semelhantes, mas que vivem em localidades mais desiguais, têm maior probabilidade de avaliar seu estado de saúde como regular, ruim ou muito ruim.

Este artigo apresenta seis seções, incluindo esta introdução. Na próxima, realizamos a revisão da literatura. Na terceira, apresentamos a metodologia, e, na quarta, descrevemos a base de dados e as variáveis dependentes e independentes escolhidas para o processo de estimação. Na quinta seção discutimos os resultados encontrados. Na última, faremos as considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Existem duas principais abordagens teóricas que explicam os mecanismos pelos quais a distribuição de renda afeta o estado de saúde: corrente *Psicossocial* (WILKINSON, 1996; KAWACHI; KENNEDY; WILKINSON, 1999) e corrente *Neomaterial* (LYNCH *et al.*, 2000). O principal fundamento teórico da corrente *Psicossocial* é a hipótese de renda relativa de Wilkinson. De acordo com essa hipótese, a posição relativa do indivíduo na sociedade é um importante determinante do estado de saúde individual, já que o efeito da renda sobre o estado de saúde ocorre não somente através do seu nível absoluto, mas também do seu nível relativo. Segundo essa abordagem, o nível de desigualdade de renda afeta o estado de saúde mediante a percepção do ambiente social em que o indivíduo está inserido, ao comparar sua

posição na estrutura social com a posição daqueles que pertencem a outras classes. Essa comparação pode gerar sentimentos negativos, tais como angústia, insegurança, inferioridade, vergonha de sua posição na sociedade e menor nível de confiança interpessoal.

Do ponto de vista individual, essas emoções, experimentadas principalmente pelos grupos de menor renda, se traduzem em comportamentos nocivos à saúde, como, por exemplo, o uso excessivo de álcool e cigarros, e maior estresse emocional, além de contribuírem para reduzir a participação desse grupo de renda no processo decisório das políticas sociais, tendo como consequência o menor provimento de bens e serviços de saúde direcionados a essa camada da população.

No âmbito macro, esses sentimentos irão se traduzir em conflitos sociais latentes e menor qualidade das relações sociais, dificultando o estabelecimento de uma coesão social forte, importante para a construção de uma rede de apoio e cooperação entre as pessoas. Como a desigualdade de renda amplia a divergência de interesses entre os grupos sociais, as características das relações sociais – como grau de confiança entre os membros de uma sociedade – que constituem importantes recursos para alcançar fins coletivos podem se tornar mais frágeis. Tais características determinam, em certa medida, o nível de capital social de uma sociedade, sendo menor onde a desigualdade de renda é mais elevada. Nesse contexto, a desigualdade de renda afeta o estado de saúde de todos os indivíduos, independentemente de sua condição socioeconômica.<sup>1</sup> Um exemplo é o maior nível de estresse emocional observado entre os indivíduos que residem em sociedades mais desiguais, que pode estar associado a menor segurança no emprego, menos apoio social, maior nível de violência e criminalidade.

A abordagem *Neomaterial* surgiu como crítica à corrente *Psicossocial*.<sup>2</sup> De acordo com Lynch *et al.* (2000), os *neomaterialistas* reconhecem as consequências *psicossociais* da desigualdade de renda sobre o estado de saúde. No entanto, o principal mecanismo segundo o qual esse efeito ocorre é através das causas estruturais da desigualdade de renda e não apenas através de percepções dessa desigualdade, uma vez que o efeito dos fatores *psicossociais* sobre o estado de saúde está vinculado às condições estruturais e materiais que caracterizam o ambiente econômico e social. Ademais, a abordagem *psicossocial* negligencia as consequências ambíguas do efeito de uma coesão social forte sobre o estado de saúde, que podem ser

1. De acordo com Kawachi *et al.* (1997), capital social é definido por um conjunto de características da organização social, tais como participação cívica, nível de confiança entre os indivíduos, organização social e normas de reciprocidade, que proporcionam a cooperação entre as pessoas para alcançar benefícios mútuos. O capital social é uma variável medida no nível macro, cuja contrapartida no nível individual são as redes sociais, portanto determinado pela estrutura e pela qualidade das relações sociais estabelecidas entre os indivíduos.

2. O termo *neomaterial* deve-se à natureza das condições materiais, que é contingente a fatores históricos e é específica ao tipo de doença. As condições materiais relevantes para tratar de doenças infecto-contagiosas no século XIX são diferentes das condições materiais para tratar das doenças crônico-degenerativas que caracterizam o perfil epidemiológico no século XX (Lynch *et al.*, 2000).

positivas ou negativas dependendo do grupo que tem maior influência. Um exemplo é a sociedade cujo grupo mais coeso é composto por dependentes químicos, traficantes ou mafiosos, afetando negativamente o estado de saúde. Nesse caso, a existência de forte coesão social pode ser fonte de tensão, na medida em que esses grupos exerçam papel coercivo na sociedade (LYNCH *et al.*, 2000).

De acordo com a abordagem *Neomaterial*, a distribuição de renda determina um conjunto específico de características econômicas, políticas, sociais e institucionais que afetam o nível de investimentos em recursos humanos, recursos sociais e de saúde (MACINKO *et al.*, 2003). Nesse sentido, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde ocorre através de mecanismos materiais. Esse processo é observado tendo em vista a maior divergência de interesses entre as diferentes classes sociais. Uma consequência dessa maior divergência é a segregação espacial econômica que resulta em uma distribuição mais concentrada da provisão pública dos serviços de saúde, educação e saneamento básico.<sup>3</sup> Essa segregação determina a distribuição espacial dos diferentes grupos socioeconômicos, caracterizando as áreas pela maior ou menor concentração de ricos e pobres. Assim, em sociedades mais desiguais, a segmentação territorial em áreas ricas e pobres é mais acentuada, uma vez que indivíduos mais ricos tendem a se isolar econômica e politicamente, determinando uma divisão espacial mais desigual dos bens e serviços públicos. Nas localidades em que há maior concentração de ricos, o nível de investimentos em bens e serviços públicos é mais elevado, devido à maior influência político e econômica dessa camada da população. Quando a desigualdade de renda é menor, a segregação espacial é menos acentuada e a distribuição da oferta desses bens e serviços é menos concentrada, ampliando o acesso aos serviços de saúde, sobretudo entre os mais pobres.

As duas correntes teóricas prevêm um efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde. Residir em localidades mais desiguais gera um custo para o indivíduo além daqueles relacionados às características intrínsecas a essas sociedades, tais como maior nível de criminalidade, menor coesão social e maior nível de estresse.<sup>4</sup> Essas características, que por si só afetam o nível de bem-estar individual e da população, são potencializadas devido ao seu efeito sobre o estado de saúde. Esse efeito pode ser mais perverso, uma vez que afeta de forma diferenciada ricos e pobres, sendo mais acentuado entre os pobres, reforçando a importância de se desenvolver políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda.

3. Lynch *et al.* (2004) e Lynch *et al.* (2000) mostram que, nos Estados Unidos, a desigualdade de renda está altamente associada ao nível de investimentos em recursos sociais, tais como infra-estrutura, sistema de saúde, sistema educacional, seguro-saúde, bem-estar social, gastos médicos etc.

4. Diversos estudos mostram que a desigualdade de renda contribui para aumentar a taxa de criminalidade e violência (BOURGUIGNON, 1998; FAJNZYLBER; LEDERMAN; LOAYZA, 1998a e 1998b; HSIEH; PUGH, 1993; WILSON; DALY, 1997; KENNEDY *et al.*, 1998; WALBERG *et al.*, 1998).

Existe, entretanto, um extenso debate na literatura tanto empírica como teórica que questiona a existência do efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde (JUDGE, 1995; GRAVELLE, 1998; DEATON, 2001; DEATON; PAXSON, 2001; DEATON, 2002; MELLOR; MILYO, 2001; DELAJARA, 2002). Diversos trabalhos têm criticado as evidências encontradas na literatura quanto à existência da relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde. A principal crítica refere-se à metodologia utilizada para estimar essa relação.

A dificuldade na escolha do método de estimação decorre da natureza hierárquica dos dados. Essa característica é observada quando a análise refere-se a variáveis medidas em níveis distintos de agregação. Quando analisamos o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, estamos avaliando a relação entre uma variável medida no nível agregado e outra medida no nível individual. A maior parte dos estudos existentes na literatura empírica, que analisa o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde, ignora essa característica e utiliza informações medidas em apenas um nível (RODGERS, 1979; WALDMANN, 1992; WILKINSON, 1992; BEN-SHLOMO; WHITE; MARMOT, 1996; KAPLAN *et al.*, 1996; KENNEDY; KAWACHI; PROTHROW-STITH, 1996; LYNCH *et al.*, 1998).

Por um lado, utilizar informações medidas apenas no nível agregado pode levar à ocorrência de falácia ecológica. A falácia ecológica corresponde a inferências a respeito de relações no nível agregado que, na realidade, refletem relações no nível individual. Particularmente, quando utilizamos apenas os dados agregados para avaliar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, essa análise estaria refletindo também a natureza da relação entre o nível de renda individual e o estado de saúde. Como a relação entre essas duas variáveis é côncava, ou seja, o impacto de variações no nível de renda sobre o estado de saúde é maior nas camadas de renda mais baixas, e como as regiões com maiores desigualdades de renda têm uma proporção elevada de pobres, o nível de saúde médio tende a ser menor. Nesse caso, a relação entre a desigualdade de renda e o nível médio de saúde estaria, na realidade, refletindo em parte a relação entre o nível de renda individual e a saúde individual (HOX, 1995).

Por outro lado, ao utilizarmos apenas informações individuais, estaríamos incorrendo em falácia atomística, na qual conclusões extraídas de relações no nível individual estariam na realidade refletindo as relações contextuais. A falácia atomística ocorre porque a relação entre duas variáveis analisadas no nível individual difere da relação observada entre essas mesmas variáveis medidas no âmbito macro. Um exemplo é a relação entre o nível de renda e a mortalidade por doença coronária cardíaca. Na análise realizada no nível individual, a correlação entre essas duas variáveis é negativa, ou seja, um aumento no nível de renda reduz a probabilidade de o indivíduo morrer devido à doença coronária. O problema de falácia atomística irá ocorrer se, com base nessa análise, inferirmos que essa mesma correlação será

observada no nível agregado. Nesse caso, iremos erroneamente concluir que um aumento na renda *per capita* está associado a reduções nas taxas de mortalidade devido a essa doença. Na realidade, no âmbito macro, a correlação entre essas duas variáveis é positiva, sugerindo que um aumento na renda *per capita* aumenta a taxa de mortalidade segundo essa causa. Tal resultado é observado uma vez que, em sociedades mais ricas, devido à maior longevidade da população, as taxas de mortalidade por doenças crônico-degenerativas são mais altas (ROUX, 2002).

Alguns estudos têm procurado contornar essas dificuldades a partir da estimação de modelos multiníveis que permitem utilizar, conjuntamente, na análise, variáveis mensuradas nos dois níveis: agregado e individual (SOOBADER; LECLERE, 1999; MELLOR; MILYO, 2002; KENNEDY *et al.*, 1998b). Com a estimação desse modelo, é possível analisar o efeito direto das características individuais e de contexto e determinar se as variáveis medidas no nível agregado servem como moderadoras das relações observadas no nível individual, considerando-se a relação entre níveis.

Esses estudos avaliam o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde com base em análises *cross-sectional*. Os resultados novamente não são conclusivos, uma vez que existem evidências tanto da existência da relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde (KENNEDY *et al.*, 1998b; SOOBADER; LECLERE, 1999; SUBRAMANIAN *et al.*, 2003), como também de que essa relação não é significativa (MELLOR; MILYO, 2002; FISCELLA; FRANKS, 1997).

No presente artigo, como estimamos um modelo multinível, estamos considerando na análise variáveis mensuradas nos dois níveis: agregado e individual. Esse instrumental econométrico, como visto, vem sendo amplamente utilizado na literatura empírica internacional, mas os estudos existentes para o Brasil são ainda escassos. Nesse sentido, este trabalho contribui para ampliar o debate existente na literatura empírica nacional e situar o Brasil no debate internacional. A utilização dessa abordagem permite, em alguma medida, contornar as dificuldades previamente especificadas e existentes em análises nas quais as variáveis de interesse correspondem a distintos níveis de agregação.

### 3 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste trabalho baseia-se na estimação de um modelo *logit* multinível composto por dois níveis: individual (nível 1) e agregado (nível 2). A variável dependente é uma medida binária do estado de saúde auto-reportado, avaliada no nível 1.<sup>5</sup>

5. Utilizamos a abordagem do modelo hierárquico linear generalizado, estimado através do método PQL (Penalized Quasi-Likelihood) restrito, que utiliza séries de expansão de Taylor de primeira ordem para linearizar o modelo. O *software* estatístico utilizado é o HLM. Para uma discussão mais detalhada, ver Raudenbush e Bryk (2002).

Para a especificação do modelo de nível 1, deixa-se  $y_{ij}^*$  ser uma variável contínua latente, não observável, que representa o estado de saúde do indivíduo  $i$  na unidade de análise  $j$  (nível 2). Essa variável pode ser definida a partir da seguinte relação linear:

$$y_{ij}^* = \beta_{0j} + X_{kij} \beta_{kj} + e_{ij} \quad (1)$$

onde:

$X_{kij}$  = vetor das  $k$  variáveis independentes medidas no nível 1;

$\beta_{0j}$  = intercepto;

$\beta_{kj}$  = vetor dos  $k$  parâmetros a serem estimados pelo modelo; e

$e_{ij}$  = termo randômico, cuja distribuição é normal.

Considere-se uma variável binária observada  $y_{ij}$ , que mede o estado de saúde observado, definida por:

$$y_{ij} = 1 \text{ se } y_{ij}^* > 0$$

$$y_{ij} = 0, \text{ caso contrário}$$

tal que:

$$E(y_{ij}^* | X'_{ijk}) = X'_{ijk} \beta_{jk}$$

Ao especificarmos uma função de probabilidade *logistic*, obtemos o “modelo de chance proporcional” (*proportional odds model*) multinível da seguinte forma:

$$P(y_{ij} = 1 | X_{ij}) = \frac{\exp(X'_{ijk} \beta_{jk})}{1 + \exp(X'_{ijk} \beta_{jk})} \quad (2)$$

Esse modelo é semelhante ao modelo de regressão *logistic* padrão. A diferença é que a análise multinível considera a natureza hierárquica dos dados e permite analisar a relação entre uma variável medida no nível agregado (desigualdade de renda) e outra medida no nível individual (estado de saúde). Alguns ou todos os parâmetros estimados podem conter um termo aleatório que varia segundo a unidade de análise medida no nível 2, ou seja, no nível agregado. Neste artigo, apenas o intercepto é suposto aleatório, no qual o modelo de nível 2 é especificado pelas equações a seguir:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{j1} + \gamma_{02}Z_{j2} + \dots + \gamma_{0m}Z_{jp} + u_{0j} \quad (3)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} \text{ com } k \neq 0$$

onde:

$Z_j$  = vetor de covariadas medidas nas unidades macro;

$K = 1, 2, \dots, K$  e  $p = 1, 2, \dots, P$  correspondem às  $K$  e  $P$  covariadas das características individuais e agregadas respectivamente;

$u_{0j}$  e  $u_{kj}$  = termo residual no nível agregado com distribuição normal  $u_j \sim N(0, \sigma_u^2)$ .

Os termos residuais do modelo de nível 2 ( $u_{0j}$  e  $u_{kj}$ ) são supostos não correlacionados com o termo residual do modelo de nível 1 ( $e_{ij}$ ). No entanto,  $u_{0j}$  e  $u_{kj}$  podem estar correlacionados, apresentando covariância igual a  $\sigma_{0k}^2$ .

A especificação desse modelo permite verificar o efeito direto da desigualdade de renda sobre o estado de saúde individual, ou seja, se o estado de saúde tende a ser pior em regiões onde o nível de desigualdade de renda é mais elevado. Considerando-se que a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo é saudável, e supondo-se que o intercepto ( $\beta_{0j}$ ) estimado seja positivo, então, para indivíduos com o mesmo nível de renda, escolaridade e outras características individuais, a probabilidade esperada de ocorrência de um melhor estado de saúde é mais alta em unidades de análise que possuem um valor mais elevado do  $\beta_{0j}$ , que pode ser explicado pelas características de contexto, tais como a desigualdade de renda.

#### 4 DESCRIÇÃO DO BANCO DE DADOS E DAS VARIÁVEIS

A base de dados utilizada é a Pnad, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações referem-se aos anos de 1993, 1998 e 2003. Nos anos de 1998 e 2003, a Pnad possui um suplemento especial contemplando informações sobre as características de saúde dos indivíduos. A pesquisa tem ampla cobertura nacional, com representatividade estadual e de nove regiões metropolitanas



(RMs): Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. Na região Norte, a Pnad abrange apenas a área urbana, exceto em Tocantins, que compreende também a área rural. Em 1998, foram pesquisados 344.975 pessoas, 112.434 unidades domiciliares e 793 municípios e, em 2003, 384.834 indivíduos, 133.255 domicílios e 851 municípios.

O modelo *logit* hierárquico estimado neste trabalho é composto por dois níveis. O primeiro refere-se às informações das características individuais; e o segundo, às informações agregadas. A variável dependente do modelo é uma medida binária do estado de saúde auto-reportado, avaliada no nível inferior, ou seja, no nível correspondente às informações individuais (nível 1). A auto-avaliação do estado de saúde é bastante utilizada na literatura empírica por proporcionar uma medida ampla do estado de saúde e por ser capaz de considerar todos os tipos de morbidade. Além disso, alguns estudos têm demonstrado uma estreita relação entre essa variável e a mortalidade, bem como com outras medidas de morbidade (IDLER; BENYAMINI, 1997; WILSON; KAPLAN, 1995; IDLER; KASL, 1995). A dificuldade com esse tipo de variável decorre do fato de ser uma medida subjetiva e que depende das informações que os indivíduos dispõem sobre seu estado de saúde: indivíduos mais pobres, por exemplo, podem ter menos acesso aos serviços médicos e, portanto, desconhecer o seu verdadeiro estado de saúde.

As demais medidas presentes na Pnad, a despeito de serem mais objetivas, também apresentam limitações. A presença de doença crônica está muito condicionada ao acesso aos serviços de saúde, dependendo do diagnóstico médico para detectá-la e do estágio em que a doença se encontra. Se os sintomas estiverem controlados, nem sempre a ocorrência da doença irá gerar perdas de bem-estar. A dificuldade de se utilizar como medida de saúde problemas de mobilidade física está no fato de que existem diversas morbidades que não se traduzem em limitações físicas e, em geral, as doenças que acarretam restrições de atividades acometem mais os idosos, não sendo, portanto, um bom indicador para o restante da população. No caso das variáveis “dias acamados” e “dias sem realizar atividades habituais” por motivo de saúde, como o período de referência considerado na Pnad é muito curto, mensurar a presença de alguma doença ocorrida no curto prazo, sendo pouco precisa para avaliar o estoque de saúde dos indivíduos.

O estado de saúde auto-avaliado apresenta diversas gradações disponíveis do estado de saúde, sendo, portanto, uma variável com resposta não dicotômica. A Pnad permite que os indivíduos classifiquem sua saúde como muito boa, boa, regular, ruim e muito ruim.<sup>6</sup> Os resultados de estudos realizados com base nessa

6. Na Pnad, essas informações podem ser fornecidas pela própria pessoa, por outra pessoa moradora no domicílio e pessoa não moradora no domicílio. Em 1998, 36,78% das informações foram relatadas pela própria pessoa e 60,95% por outra pessoa moradora no domicílio. Em 2003, esse percentual era de 38,19% e 59,71%, respectivamente.

medida estão extremamente condicionados ao *cutoff* estabelecido para classificar os indivíduos como saudáveis e doentes. No referido estudo, classificamos 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. Para verificar se essa classificação reflete as condições de morbidade dos indivíduos da amostra, analisamos a proporção de indivíduos em cada categoria de resposta segundo idade, presença de doenças crônicas, problemas de mobilidade física e se esteve acamado no período de referência. A análise por idade se deve à estreita relação dessa variável com o estado de saúde, sendo um importante determinante do estado de saúde individual. Os resultados foram similares para os dois anos considerados.

A presença de doenças crônicas segundo condição de saúde auto-avaliada é muito diferenciada entre os indivíduos que avaliam sua saúde como muito boa e boa, em contraste com os que avaliam como regular, ruim e muito ruim. Para os que avaliam como muito boa e boa, há uma concentração maior de pessoas sem doença crônica, sendo igual a 87,41% e 76,53%, respectivamente. Para os que avaliam como regular, ruim e muito ruim, esse percentual é bem mais baixo, sendo igual a 36,52%, 19,51% e 17,81% (Pnad de 2003).

O mesmo padrão é verificado quando analisamos a distribuição das outras duas medidas de morbidade em cada categoria de resposta. O percentual de indivíduos com problemas de mobilidade física e que estiveram acamados é mais elevado entre os que avaliam sua saúde como regular, ruim e muito ruim, sugerindo um estado de saúde mais precário entre os indivíduos desse grupo.<sup>7</sup>

Os resultados por grupos etários estão de acordo com o observado na literatura, ou seja, o estado de saúde tende a se deteriorar com o aumento da idade. A proporção de pessoas que avaliam sua saúde como muito boa e boa é maior entre os mais jovens e se reduz com o aumento da idade. O oposto é observado quando analisamos os indivíduos que consideram seu estado de saúde como regular, ruim ou muito ruim. Nesse caso, a proporção é menor para os grupos etários mais jovens, tornando-se mais elevada nas idades avançadas.

Essa análise sugere que o corte estabelecido na medida de saúde auto-avaliada parece adequado para classificar a amostra em doentes e saudáveis, estando bastante associado às outras variáveis de morbidade presentes na Pnad. Os indivíduos com saúde muito boa e boa tendem a apresentar melhores condições de saúde.

7. As Pnads de 1998 e 2003 perguntaram aos indivíduos com idade superior a 14 anos se eles normalmente têm dificuldades para tomar banho, alimentar-se ou ir ao banheiro; para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; para empurrar mesa ou realizar consertos domésticos, entre outras. Aqueles que responderam que “não conseguem realizar” ou “têm grande dificuldade para realizar” pelo menos uma das tarefas mencionadas no questionário foram considerados indivíduos que apresentam problema de mobilidade física.

Para os que avaliam sua saúde como regular, a relação com as outras medidas de morbidade é similar à encontrada para os que têm saúde ruim e muito ruim, justificando a classificação dessas três categorias em um único grupo.<sup>8</sup>

De acordo com essa classificação, cerca de 79% da amostra avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom, sendo esse percentual mais elevado entre os homens (tabela 1).

As variáveis independentes incluídas nesse nível compreendem um conjunto de medidas socioeconômicas e demográficas importantes na determinação do estado de saúde individual (quadro 1).

TABELA 1  
**Proporção de indivíduos segundo estado de saúde auto-avaliado**  
(Em %)

Estado de saúde auto-avaliado	1998				2003			
	Homens	Mulheres	Total	Total acumulado	Homens	Mulheres	Total	Total acumulado
Muito bom	30,04	26,51	28,24	28,24	26,39	23,33	24,82	24,82
Bom	51,79	49,95	50,85	79,09	54,58	53,03	53,79	78,61
Regular	15,04	19,35	17,24	96,33	15,93	19,91	17,97	96,58
Ruim	2,56	3,46	3,02	99,35	2,56	3,11	2,84	99,42
Muito ruim	0,55	0,70	0,62	100,00	0,53	0,62	0,58	100,00
Total	100,00	100,00	100,00	-	100,00	100,00	100,00	-

Fontes: Pnads de 1998 e 2003.

QUADRO 1  
**Variáveis independentes do modelo multinível (nível 1)**

Variáveis independentes	Descrição
Logaritmo natural da renda familiar <i>per capita</i>	Renda familiar total (proveniente de todas as fontes) dividida pelo número de componentes da família. Essa medida foi deflacionada considerando o ano-base 2003
Sexo	Medida dicotômica igual a 1 se mulher, e 0 caso contrário
Idade	Medida discreta modelada com um termo linear e um termo quadrático
Cor	Medida dicotômica igual a 1 se branco, e 0 caso contrário (preto, pardo, amarelo)
Status marital	Medida dicotômica igual a 1 se o indivíduo é casado, e 0 caso contrário
Escolaridade do chefe de família	Anos completos de estudo. Variável discreta modelada com um termo linear e quadrático

8. Para uma análise mais detalhada, ver Noronha (2005).

Estimamos o modelo hierárquico considerando conjuntamente as amostras referentes aos anos de 1998 e de 2003, totalizando 704.360 observações no nível 1 (332.612 referentes a 1998 e 371.748 a 2003).

A unidade de análise do segundo nível é definida pelos estados da federação, distinguidos por situação do domicílio e tipo de área, constituindo-se em 57 unidades, conforme especificado no quadro 2. Como a análise é realizada conjuntamente para os dois períodos, as 57 unidades foram definidas para cada ano, o que totalizou 114 observações no nível macro.<sup>9</sup>

Tal classificação é pertinente para a análise dos determinantes do estado de saúde individual, tendo em vista as desigualdades na oferta dos serviços de saúde entre as regiões do país. O Brasil é caracterizado por profundas desigualdades sociais e regionais que são também observadas no setor de saúde, determinando uma distribuição espacial da oferta dos serviços de saúde bastante desigual. A maior parte da oferta, sobretudo a de maior complexidade tecnológica, como os serviços hospitalares, está concentrada nas regiões mais ricas e desenvolvidas, tais como os estados da região Sudeste e as regiões urbanas. Além disso, as diferenças em estilo de vida entre as regiões urbana e rural podem determinar estados de saúde diferenciados. Os indivíduos que residem na área urbana têm um estilo de vida mais agitado e estão mais expostos a determinados fatores de risco que podem acarretar prejuízos à saúde. Um exemplo é o alto nível de estresse, maior poluição sonora e atmosférica. Para os que residem na área rural, os fatores de risco estão, em grande medida, relacionados com as condições de saneamento básico e características do trabalho, especialmente no setor agrícola, devido ao uso inadequado de produtos agrotóxicos.

As variáveis independentes incluídas nesse nível estão sintetizadas no quadro 3. Além do indicador de desigualdade de renda, medido pelo coeficiente de Gini, testamos o efeito de mais três variáveis contextuais sobre o estado de saúde auto-avaliado: renda média domiciliar, proporção de idosos e número de habitantes. Essas variáveis procuram mensurar a disponibilidade de recursos, bem como as condições de vida e nível de desenvolvimento econômico e social de cada localidade.<sup>10</sup>

A inclusão do tamanho da população decorre do fato de o consumo dos serviços de saúde ser caracterizado pela presença de economias de escala (sobretudo cuidados hospitalares, que são eventos esporádicos e intensivos em tecnologia), o

9. Essa tipologia foi construída por Rios-Neto, César e Riani (2002).

10. Três outras medidas também foram testadas: proporção de domicílio com água encanada, escolaridade média da população adulta (25 anos e mais) e proporção de pessoas ocupadas. Devido à alta correlação das duas primeiras variáveis com a renda média domiciliar (0,76 e 0,90, respectivamente), optamos por não considerar essas medidas no modelo, pois podem gerar problemas de multicolinearidade. No caso da proporção de pessoas ocupadas, quando a incluímos no modelo, o seu efeito sobre a probabilidade de ser saudável não foi significativo. Além disso, em vez de reduzir a variabilidade entre as unidades, contribuiu para aumentar o valor do componente da variância estimado relativo ao intercepto.

QUADRO 2

**Unidades de análise do nível 2**

UF	Área	UF	Área
Rondônia	Urbana não-metropolitana	Bahia	Urbana não-metropolitana
Acre	Urbana não-metropolitana	Bahia	Rural
Amazonas	Urbana não-metropolitana	Minas Gerais	Urbana metropolitana
Roraima	Urbana não-metropolitana	Minas Gerais	Urbana não-metropolitana
Pará	Urbana metropolitana	Minas Gerais	Rural
Pará	Urbana não-metropolitana	Espírito Santo	Urbana não-metropolitana
Amapá	Urbana não-metropolitana	Espírito Santo	Rural
Tocantins	Urbana não-metropolitana	Rio de Janeiro	Urbana metropolitana
Tocantins	Rural	Rio de Janeiro	Urbana não-metropolitana
Maranhão	Urbana não-metropolitana	Rio de Janeiro	Rural
Maranhão	Rural	São Paulo	Urbana metropolitana
Piauí	Urbana não-metropolitana	São Paulo	Urbana não-metropolitana
Piauí	Rural	São Paulo	Rural
Ceará	Urbana metropolitana	Paraná	Urbana metropolitana
Ceará	Urbana não-metropolitana	Paraná	Urbana não-metropolitana
Ceará	Rural	Paraná	Rural
Rio Grande do Norte	Urbana não-metropolitana	Santa Catarina	Urbana não-metropolitana
Rio Grande do Norte	Rural	Santa Catarina	Rural
Paraíba	Urbana não-metropolitana	Rio Grande do Sul	Urbana metropolitana
Paraíba	Rural	Rio Grande do Sul	Urbana não-metropolitana
Pernambuco	Urbana metropolitana	Rio Grande do Sul	Rural
Pernambuco	Urbana não-metropolitana	Mato Grosso do Sul	Urbana não-metropolitana
Pernambuco	Rural	Mato Grosso do Sul	Rural
Alagoas	Urbana não-metropolitana	Mato Grosso	Urbana não-metropolitana
Alagoas	Rural	Mato Grosso	Rural
Sergipe	Urbana não-metropolitana	Goiás	Urbana não-metropolitana
Sergipe	Rural	Goiás	Rural
Bahia	Urbana metropolitana	Distrito Federal	Urbana metropolitana
		Distrito Federal	Rural

QUADRO 3

**Variáveis independentes do modelo multinível (nível 2)**

Variáveis independentes	Fonte de dados	Descrição
Variáveis de nível 2		
Índice de Gini	Pnad de 1993 e Pnad de 1998 <i>Incluídas no modelo com uma defasagem de cinco anos</i>	Obtido a partir de informações sobre a renda domiciliar <i>per capita</i> proveniente de todas as fontes, deflacionada e medida em real considerando como ano-base 2003
Proporção de idosos	Variáveis construídas utilizando-se o fator de expansão (peso amostral)	Proporção de indivíduos com 65 anos ou mais em cada unidade
Renda média		Renda média domiciliar <i>per capita</i> deflacionada e medida em real (ano-base: 2003)
Tamanho da unidade	Pnad de 1998 e Pnad de 2003 Variáveis construídas utilizando-se o fator de expansão (peso amostral)	O tamanho da unidade é definido pelo número de habitantes. Consideramos três faixas de tamanho populacional: até 1 milhão de habitantes, entre 1 milhão e 3 milhões e 3 milhões e +

que requer escala populacional que viabilize o financiamento da capacidade instalada. Nesse sentido, o número de habitantes pode definir um estado de saúde diferenciado devido à maior disponibilidade e ao melhor acesso aos recursos de cuidados com a saúde nas localidades maiores.

A proporção de idosos indica maior longevidade da população, estando associada a um nível mais avançado de desenvolvimento econômico e social e da estrutura dos serviços de saúde. Em termos individuais, os idosos apresentam uma saúde mais vulnerável. Mas, em termos agregados, uma sociedade que apresenta uma proporção maior de idosos indica maior longevidade da população, ou seja, maior expectativa de vida e, conseqüentemente, melhor estado de saúde. Por exemplo, os países mais desenvolvidos, como Estados Unidos e Inglaterra, apresentam uma estrutura populacional mais envelhecida e melhores indicadores de saúde, enquanto os países em desenvolvimento, cuja estrutura etária da população é mais jovem, apresentam piores indicadores de saúde. Esse cenário é observado tanto em relação aos indicadores agregados, como taxa de mortalidade infantil, quanto aos indicadores medidos em nível individual.

Existem situações, contudo, em que o percentual mais elevado de idosos se deve à maior imigração desse grupo para determinadas regiões e não à maior longevidade da população. Ainda nesse caso é razoável supor que essas localidades possuem recursos (naturais ou institucionais) que definem uma melhor qualidade

de vida para os idosos de forma a atrair esses indivíduos. Como esse grupo tem uma saúde mais vulnerável, é possível que os benefícios que atraem os idosos para essas localidades afetem positivamente a saúde de toda a população local.<sup>11</sup> A renda média domiciliar, por sua vez, reflete o nível de riqueza e bem-estar da região.

O coeficiente de Gini, a renda média domiciliar e a proporção de idosos foram incluídos na análise com uma defasagem de cinco anos em relação à variável dependente. Esse procedimento é adotado por dois motivos. Em primeiro lugar, a relação entre essas medidas contextuais e o estado de saúde não é imediata. Contudo, não há consenso na literatura sobre o período de defasagem que capta melhor a natureza dessa relação (BLAKELY *et al.*, 2000).<sup>12</sup>

Em segundo lugar, é possível que a relação entre o estado de saúde e o nível de desigualdade seja endógena, isto é, determinada simultaneamente pelo modelo. Uma forma de controlar o problema de endogeneidade é através da utilização de variáveis instrumentais, que estejam relacionadas com a medida de desigualdade de renda, mas não com a medida de saúde. O instrumento comumente utilizado para esse tipo de análise é a própria variável, incluída de forma defasada em relação à variável dependente.

A dificuldade de se considerar o período de defasagem para mensurar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde decorre da presença de fluxos migratórios ocorridos durante o período. Nesse caso, estamos mensurando o efeito das características da localidade em que o indivíduo atualmente reside, quando na realidade a sua atual condição de saúde é em grande medida determinada pelas características da sua localidade de origem.<sup>13</sup>

A metodologia utilizada na Pnad para classificar áreas rurais e urbanas impõe uma dificuldade adicional, uma vez que o período de defasagem utilizado neste trabalho requer a utilização de Pnads realizadas em décadas diferentes. Como essa classificação depende da legislação vigente no ano censitário correspondente à década, as regiões urbanas e rurais na Pnad de 1998 são definidas segundo o Censo de 1991, enquanto a Pnad de 2003 segue a classificação do Censo de 2000

11. Berquó e Baeninger (2000) apontam a presença de um fluxo migratório de idosos, sobretudo entre as mulheres. O fluxo migratório é caracterizado principalmente pela migração de retorno, ou seja, indivíduos que, quando mais jovens, migraram para outras localidades em busca de trabalho e retornam ao local de origem assim que se aposentam.

12. A dificuldade em se considerar um período de defasagem maior decorre das diferenças metodológicas entre as Pnads anteriores a 1992, e da criação do Estado de Tocantins, que se desmembrou do Estado de Goiás em 1988, sendo essa modificação incorporada apenas a partir da Pnad de 1992.

13. Uma forma de superar essa dificuldade é a inclusão de variáveis que permitam identificar a condição de migração do indivíduo. Incluímos no nível 1 do modelo variáveis *dummies* que indicam a condição de migração dos indivíduos. Utilizamos o conceito de migração de data fixa de cinco anos. Os resultados, contudo, foram bastante similares ao anterior. Por essa razão, tais medidas não foram incluídas no modelo final.

(GROSSI; SILVA, 2002). Essas diferenças na classificação das áreas urbana e rural reduzem a comparabilidade entre Pnads de diferentes décadas.<sup>14</sup>

A tabela 2 apresenta a média, o valor mínimo e máximo e o desvio-padrão das variáveis contextuais. O coeficiente de Gini varia de 0,44 a 0,68 em 1993 e de 0,42 a 0,70 em 1998, com média igual a 0,56 e 0,55, respectivamente.

TABELA 2

**Estatística descritiva das variáveis de nível 2**

Variáveis	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis contextuais associadas às informações individuais de 1998					
Variáveis defasadas					
Coeficiente de Gini	57	0,56	0,06	0,44	0,68
Proporção de idosos	57	0,05	0,01	0,02	0,07
Renda média da unidade	57	274,86	143,44	67,91	655,32
Variáveis não-defasadas					
Unidade de menor porte (menos de 1 milhão de habitantes)	57	0,28	0,45	0,00	1,00
Unidades de médio porte (entre 1 e 3 milhões de habitantes)	57	0,47	0,50	0,00	1,00
Unidades de grande porte (3 milhões ou + de habitantes)	57	0,25	0,43	0,00	1,00
Variáveis contextuais associadas às informações individuais de 2003					
Variáveis defasadas					
Coeficiente de Gini	57	0,55	0,06	0,42	0,70
Proporção de idosos	57	0,05	0,01	0,02	0,08
Renda média da unidade	57	325,83	175,55	82,52	851,11
Variáveis não-defasadas					
Unidade de menor porte (menos de 1 milhão de habitantes)	57	0,28	0,45	0,00	1,00
Unidades de médio porte (entre 1 milhão e 3 milhões de habitantes)	57	0,42	0,50	0,00	1,00
Unidades de grande porte (3 milhões ou + de habitantes)	57	0,30	0,46	0,00	1,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1993, 1998 e 2003.

14. Para regiões que tiveram sua classificação alterada nesse período, a combinação das informações do nível 1 com as do nível 2 será imperfeita. Áreas consideradas urbanas pela Pnad de 2003 e que eram rurais na Pnad de 1998 estarão erroneamente associadas a indicadores agregados mensurados para as localidades urbanas. Além disso, como a definição dessas áreas se mantém inalterada durante todo o período intercensitário, para as Pnads realizadas no final da década, é possível que algumas áreas, classificadas como rurais, sejam na realidade urbanas.



As unidades com a maior desigualdade de renda estão em sua maioria localizadas na área urbana das regiões Norte e Nordeste do país. Por outro lado, o coeficiente de Gini é mais baixo na maioria das unidades localizadas na zona rural (tabela 3).

TABELA 3  
Nível de desigualdade de renda por unidade analisada

Unidades		Gini		Proporção de saudáveis	
		1993	1998	1998	2003
Paraíba	Rural	0,51	0,42	0,75	0,76
Rio de Janeiro	Rural	0,44	0,44	0,79	0,76
Mato Grosso do Sul	Rural	0,49	0,45	0,79	0,77
Rio Grande do Norte	Rural	0,50	0,46	0,81	0,77
Ceará	Rural	0,54	0,48	0,78	0,78
Santa Catarina	Rural	0,53	0,49	0,72	0,73
Rio Grande do Sul	Rural	0,51	0,49	0,74	0,74
Pará	Urbana não	0,51	0,49	0,69	0,72
Mato Grosso	Rural	0,58	0,50	0,75	0,74
São Paulo	Rural	0,52	0,50	0,80	0,81
São Paulo	Urbana não	0,52	0,50	0,84	0,83
Espírito Santo	Rural	0,50	0,50	0,76	0,71
Roraima	Urbana não	0,54	0,51	0,80	0,77
Goiás	Rural	0,58	0,51	0,76	0,72
Santa Catarina	Urbana não	0,50	0,51	0,79	0,82
Bahia	Rural	0,54	0,51	0,80	0,75
Paraná	Rural	0,53	0,51	0,75	0,72
Alagoas	Rural	0,45	0,51	0,82	0,78
Sergipe	Rural	0,46	0,52	0,80	0,76
Minas Gerais	Rural	0,53	0,52	0,76	0,75
Pernambuco	Urbana não	0,56	0,52	0,76	0,67
Maranhão	Urbana não	0,56	0,53	0,67	0,71
Rio de Janeiro	Urbana não	0,56	0,53	0,79	0,81
Piauí	Rural	0,59	0,53	0,77	0,73
Minas Gerais	Urbana não	0,56	0,53	0,80	0,78
Rio Grande do Sul	Urbana não	0,54	0,53	0,80	0,80
Paraná	Urbana não	0,54	0,54	0,78	0,78
Bahia	Urbana não	0,59	0,54	0,82	0,74

(continua)

(continuação)

Unidades		Gini		Proporção de saudáveis	
		1993	1998	1998	2003
Pernambuco	Rural	0,57	0,54	0,72	0,70
Mato Grosso do Sul	Urbana não	0,57	0,55	0,80	0,79
Rondônia	Urbana não	0,55	0,55	0,81	0,75
Piauí	Urbana não	0,61	0,56	0,71	0,72
Paraná	Urbana metrop.	0,59	0,57	0,81	0,82
Espírito Santo	Urbana não	0,58	0,57	0,76	0,76
Acre	Urbana não	0,55	0,57	0,67	0,69
Goiás	Urbana não	0,59	0,57	0,77	0,76
Tocantins	Rural	0,48	0,58	0,71	0,70
Amazonas	Urbana não	0,56	0,58	0,81	0,87
Rio Grande do Sul	Urbana metrop.	0,59	0,58	0,82	0,84
Mato Grosso	Urbana não	0,57	0,58	0,78	0,79
São Paulo	Urbana metrop.	0,57	0,58	0,81	0,82
Ceará	Urbana não	0,61	0,59	0,78	0,77
Amapá	Urbana não	0,68	0,59	0,74	0,82
Rio de Janeiro	Urbana metrop.	0,59	0,59	0,83	0,84
Minas Gerais	Urbana metrop.	0,61	0,59	0,83	0,84
Pará	Urbana metrop.	0,63	0,60	0,73	0,72
Ceará	Urbana metrop.	0,60	0,60	0,78	0,80
Rio Grande do Norte	Urbana não	0,58	0,60	0,74	0,75
Distrito Federal	Urbana metrop.	0,61	0,60	0,80	0,80
Tocantins	Urbana não	0,56	0,61	0,69	0,75
Alagoas	Urbana não	0,63	0,61	0,79	0,76
Sergipe	Urbana não	0,64	0,62	0,76	0,77
Bahia	Urbana metrop.	0,66	0,62	0,77	0,75
Paraíba	Urbana não	0,64	0,62	0,75	0,75
Pernambuco	Urbana metrop.	0,64	0,65	0,74	0,75
Maranhão	Rural	0,68	0,65	0,75	0,77
Distrito Federal	Rural	0,65	0,70	0,78	0,77

Fonte: IBGE/Phads de 1993, 1998 e 2003.

As tabelas 4 e 5 apresentam a correlação entre as medidas contextuais e a saúde média da população.

Definimos como saúde média a proporção de pessoas com saúde boa e muito boa em cada unidade. Observamos que as localidades mais ricas e com maior porte populacional tendem a apresentar uma proporção maior de pessoas com saúde boa e muito boa. A relação positiva com o nível de renda média pode estar refletindo, por um lado, a maior disponibilidade de recursos e, por outro, o nível de renda individual, configurando, nesse último caso, um problema de falácia

TABELA 4  
**Correlação entre as variáveis de nível 2 – 1998**

Variáveis de nível 2	Proporção de saudáveis	Coefficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coefficiente de Gini	-0,09 <sup>n.s.</sup>	1,00		
Renda média da unidade	0,33**	0,37**	1,00	
Proporção de idosos	0,05 <sup>n.s.</sup>	-0,09 <sup>n.s.</sup>	-0,36**	1,00
Unidades de menor porte	-0,12 <sup>n.s.</sup>	-0,28**	-0,14 <sup>n.s.</sup>	-0,41**
Unidades de porte médio	-0,26 <sup>n.s.</sup>	0,22 <sup>n.s.</sup>	-0,10 <sup>n.s.</sup>	0,20 <sup>n.s.</sup>
Unidades de maior porte	0,42**	0,04 <sup>n.s.</sup>	0,27**	0,20 <sup>n.s.</sup>

Fonte: IBGE/Pnads de 1993 e 1998.

\*\* Significativo a 5%.

n.s. = não-significativo.

TABELA 5  
**Correlação entre as variáveis de nível 2 – 2003**

Variáveis de nível 2	Proporção de saudáveis	Coefficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coefficiente de Gini	0,15 <sup>n.s.</sup>	1,00		
Renda média da unidade	0,54**	0,45**	1,00	
Proporção de idosos	-0,02 <sup>n.s.</sup>	-0,38**	-0,26 <sup>n.s.</sup>	1,00
Unidades de menor porte	-0,21 <sup>n.s.</sup>	-0,26 <sup>n.s.</sup>	-0,26**	-0,33**
Unidades de porte médio	-0,15 <sup>n.s.</sup>	0,13 <sup>n.s.</sup>	-0,12 <sup>n.s.</sup>	0,11 <sup>n.s.</sup>
Unidades de maior porte	0,37**	0,12 <sup>n.s.</sup>	0,38**	0,21 <sup>n.s.</sup>

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

\*\* Significativo a 5%.

n.s. = não-significativo.

ecológica. Dito de outra forma, essa correlação, analisada no nível agregado, pode estar refletindo as relações observadas no nível individual, uma vez que localidades com maior nível de renda média tendem a ter uma proporção maior de pessoas com renda individual mais elevada, que, por sua vez, apresentam um melhor estado de saúde auto-reportado. A análise dos resultados estimados pelo modelo multinível permitirá distinguir o efeito da renda média sobre o estado de saúde do efeito das características individuais. No caso do tamanho populacional, o resultado observado parece refletir a maior oferta de serviços de saúde em localidades maiores, devido à existência de escala populacional.

A correlação entre a saúde média e as demais variáveis contextuais (desigualdade de renda e proporção de idosos) não é estatisticamente significativa (tabelas 4 e 5). Essa análise refere-se à relação entre as variáveis de contexto e o estado de saúde médio da população, que pode diferir da correlação entre essas medidas e o estado de saúde individual auto-avaliado. Apesar de, na média, essas variáveis contextuais não apresentarem uma correlação significativa com a proporção de pessoas que avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom, é possível que sejam importantes determinantes do estado de saúde individual.

Ressalta-se que, para o ano de 2003, a correlação entre o estado de saúde auto-avaliado e o coeficiente de Gini é positiva, apesar de não ser significativa (tabela 5). Essa correlação pode estar refletindo a incompatibilidade entre as características agregadas e individuais, tendo em vista as diferenças na classificação das áreas rurais e urbanas entre as Pnads de 1998 e 2003.

Analisando-se a correlação entre as características de contexto associadas a cada observação da amostra e o estado de saúde individual auto-reportado, os resultados são um pouco diferentes. Nesse caso, o coeficiente de Gini e a proporção de idosos passam a apresentar uma correlação significativa com essa medida de saúde. Em 1998, indivíduos que residem em localidades menos desiguais tendem a avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom. Em 2003, o oposto é observado, ou seja, a correlação entre o coeficiente de Gini e o estado de saúde auto-reportado é positiva. No caso da proporção de idosos, nos dois anos analisados, a correlação positiva indica que indivíduos residentes em localidades cuja estrutura etária é mais envelhecida tendem a considerar melhor seu estado de saúde (tabelas 6 e 7). Tal resultado reflete as melhores condições de vida das pessoas que residem nessas localidades, fazendo com que esses indivíduos tenham um melhor estado de saúde.

A análise apresentada nesta seção refere-se à correlação simples entre a medida de saúde e as características individuais e de contexto. Na próxima seção apresentaremos os resultados estimados pelo modelo *logit* multinível, que, além de ser uma análise controlada, considera também a característica hierárquica das informações.

TABELA 6

**Correlação entre as variáveis de nível 2 e o estado de saúde individual – 1998**

Variáveis de nível 2	Estado de saúde individual	Coefficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coefficiente de Gini	-0,01**	1		
Renda média da unidade	0,04**	0,21**	1	
Proporção de idosos	0,01**	-0,23**	-0,26**	1
Unidades de menor porte	-0,02**	-0,13**	-0,16**	-0,26**
Unidades de porte médio	-0,04**	0,28**	-0,20**	-0,16**
Unidades de maior porte	0,05**	-0,19**	0,30**	0,31**

Fonte: IBGE/Phads de 1993 e 1998.

\*\* Significativo a 5%.

TABELA 7

**Correlação entre as variáveis de nível 2 e o estado de saúde individual – 2003**

Variáveis de nível 2	Estado de saúde individual	Coefficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coefficiente de Gini	0,01**	1		
Renda média da unidade	0,06**	0,31**	1	
Proporção de idosos	0,01**	-0,32**	-0,04**	1
Unidades de menor porte	-0,02**	-0,19**	-0,22**	-0,27**
Unidades de porte médio	-0,02**	0,03**	-0,21**	-0,16**
Unidades de maior porte	0,04**	0,07**	0,33**	0,30**

Fonte: IBGE/Phads de 1998 e 2003.

\*\* Significativo a 5%.

Ressalta-se que, na estimação desse modelo, estamos supondo que a relação entre a renda familiar *per capita* (nível 1) e o estado de saúde auto-avaliado é exógena, ou seja, estamos supondo que o estado de saúde é predeterminado. No entanto, essa hipótese não prejudica nossa análise, já que não estamos preocupados em avaliar o efeito da renda sobre o estado de saúde, mas apenas controlá-lo na análise para testar se a desigualdade de renda afeta o estado de saúde auto-reportado. No caso da distribuição de renda (nível 2), como consideramos uma defasagem de cinco anos desses indicadores em relação ao estado de saúde auto-avaliado, se existe alguma endogeneidade entre essas variáveis supõe-se que o efeito estaria sendo controlado.

## 5 RESULTADOS

Nesta seção, analisamos o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado no Brasil. A tabela 8 apresenta os resultados dos efeitos fixos e aleatórios estimados pelo modelo *logit* multinível de intercepto randômico. Testamos cinco especificações definidas segundo o número de covariadas incluídas no nível 2. A especificação mais simples é o modelo não-condicional (modelo 1), na qual nenhuma variável contextual é considerada na análise.

TABELA 8  
Resultados do modelo *logit* multinível

Variáveis	MOD1	MOD2	MOD3	MOD4	MOD5
Nível 2					
Intercepto	1,71***	2,43***	2,53***	1,80***	2,15***
Coefficiente de Gini	–	–1,30***	–1,18***	–0,81**	–0,81*
Renda média domiciliar	–	–	–1,26 <sup>n.s.</sup>	–0,89 <sup>n.s.</sup>	–1,29**
Renda média domiciliar (quadrático)	–	–	1,83 <sup>n.s.</sup>	1,51*	1,75**
% de idosos	–	–	–	8,55***	6,33***
População pequena (<1 milhão)	–	–	–	–	–0,20**
População média (entre 1 milhão e 3 milhões)	–	–	–	–	–0,18***
Nível 1					
Sexo (ref. homens)	–0,29***	–0,29***	–0,29***	–0,29***	–0,29***
Idade	–0,04***	–0,04***	–0,04***	–0,04***	–0,04***
Idade (quadrático)	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
Raça (ref. preto/pardo)	0,08***	0,08***	0,08***	0,08***	0,08***
Educação do chefe	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**
Educação do chefe (quadrático)	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
Casado (ref. solteiros)	–0,07***	–0,07***	–0,07***	–0,07***	–0,07***
Log natural da renda domiciliar <i>per capita</i>	0,19***	0,19***	0,19***	0,19***	0,19***
Efeito aleatório					
Componente da variância	0,081	0,076	0,074	0,061	0,056
% variância explicada		5,20	8,28	24,30	30,20

Fonte: Elaboração própria.

\*\*\*, \*\* e \* significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

n.s. = não-significativo.

Para auxiliar na escolha do modelo, calculamos o percentual da variância explicada pelas medidas contextuais, de acordo com a seguinte expressão (RAUDENBUSH; BRYK, 2002):

$$\%VE = \left( \frac{\hat{\tau}_{00(\text{n\~{a}o-condicional})} - \hat{\tau}_{00(\text{condicional})}}{\hat{\tau}_{00(\text{n\~{a}o-condicional})}} \right) \times 100$$

onde:

$\%VE$  = percentual da variância explicada;

$\tau_{00}$  = componente da variância do intercepto estimado pelo modelo não-condicional e pelo modelo condicional (com pelo menos uma variável de nível 2).

O objetivo é verificar em quanto as variáveis de nível 2 contribuem para reduzir o componente da variância estimada relativo ao intercepto. Os resultados são reportados na última linha da tabela 8.

Comparando o modelo 2 (condicional) com o modelo 1 (não-condicional), temos que a inclusão do índice de Gini explica 5,20% da variância do intercepto, ou seja, cerca de 5% da variação no estado de saúde auto-avaliado são explicados pelas diferenças no nível de desigualdade de renda observadas entre as unidades (tabela 8). Ao acrescentarmos a renda média (modelo 2), os resultados revelam uma redução menor na variância. A maior redução é constatada quando consideramos, além dessas duas variáveis, a proporção de idosos e o porte populacional (modelo 5). Nesse caso, as quatro medidas de contexto explicam conjuntamente 30,20% da variância do intercepto (tabela 8).

A análise nesta seção será realizada em duas etapas. A primeira procura responder ao principal objetivo deste trabalho, que é verificar se a desigualdade de renda afeta o estado de saúde auto-reportado. Nessa etapa, analisamos o efeito do coeficiente de Gini sobre a probabilidade de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom. Na segunda etapa discutimos os efeitos das demais variáveis consideradas no modelo.

### 5.1 A desigualdade de renda afeta o estado de saúde individual?

Os resultados encontrados neste trabalho revelam que, para o Brasil, a desigualdade de renda afeta negativamente o estado de saúde. Um aumento de um desvio-padrão (0,06 unidade) no coeficiente de Gini reduz em 4,74% a chance de o indivíduo avaliar sua saúde como muito boa ou boa (tabela 8).<sup>15</sup> Esse resultado

15. Esse valor é igual a  $[\exp(-0,81 \cdot 0,06) - 1] \times 100$ . Como o modelo *logit* é log-linear, para analisarmos o efeito marginal de cada variável sobre a probabilidade de ser saudável, calculamos a razão de chance de o evento ocorrer, que é igual à exponencial do coeficiente estimado.

sugere que não é apenas a condição socioeconômica do indivíduo e o nível de riqueza local que afetam o estado de saúde auto-avaliado, mas também o nível de desigualdade de renda do contexto em que ele está inserido, uma vez que o modelo estimado controla o efeito da renda individual e média da localidade.

Para entendermos melhor o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde no país, realizamos uma simulação que consiste em calcular a probabilidade predita de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom segundo o coeficiente de Gini. Essa probabilidade é calculada para os homens brancos casados, cujas características contextuais e demais características individuais são avaliadas na média da amostra total (quadro 4).

A simulação nos permite avaliar melhor a magnitude do efeito considerando o intervalo de valores que o coeficiente de Gini assume no país nos dois períodos analisados e que varia de 0,43 a 0,70. Esse exercício é primeiro realizado supondo-se que a renda domiciliar *per capita* e a escolaridade do chefe de família são constantes e iguais à média da amostra. Depois, variamos simultaneamente essas duas medidas de forma a verificar se esse efeito é diferenciado segundo a condição socioeconômica do indivíduo.

Como pode ser verificado no gráfico 1, a probabilidade de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom varia de 0,858, quando o coeficiente de Gini assume o seu valor mais baixo, a 0,829, para valores mais elevados da desigualdade de renda, constatando-se uma redução de até 3,43% nessa probabilidade.

QUADRO 4

**Perfil da análise de simulação**

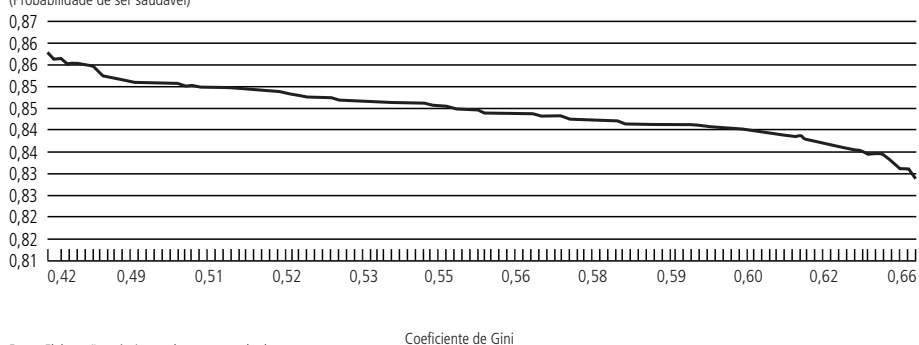
Características do nível 1
Homens
Idade média da amostra total = 28,64 anos
Branco
Escolaridade do chefe de família = 5,5 anos (média da amostra)
Casado
Média do logaritmo da renda familiar <i>per capita</i> = 5,24 (corresponde a R\$ 188)
Características do nível 2
Renda média da unidade = R\$ 300
Média da proporção de idosos = 0,051
Unidades de grande porte (com mais de 3 milhões de habitantes)



GRÁFICO 1

**Efeito do coeficiente de Gini sobre a probabilidade de ser saudável**

(Probabilidade de ser saudável)



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados estimados pelo modelo *logit* multinível.

Coeficiente de Gini

Para analisar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado segundo condições socioeconômicas, definimos três grupos de acordo com a renda familiar *per capita* e a escolaridade do chefe de família (quadro 5).<sup>16</sup> A variação simultânea dessas duas medidas decorre da forte correlação positiva existente entre elas.<sup>17</sup>

O gráfico 2 retrata o efeito da desigualdade de renda sobre a probabilidade de o indivíduo avaliar o estado de saúde como muito bom e bom em cada um desses grupos socioeconômicos, mantendo as demais características constantes,

QUADRO 5

**Definição dos grupos socioeconômicos**

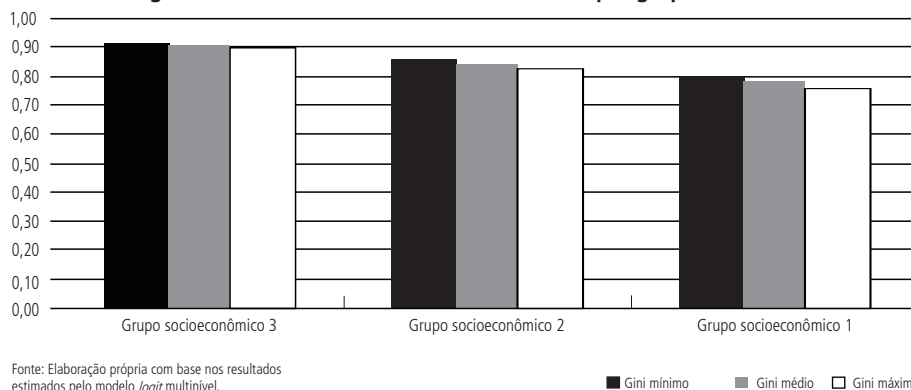
Grupo socioeconômico	Escolaridade do chefe (anos)	Renda domiciliar mensal <i>per capita</i> (logaritmo natural)
1. Um desvio-padrão abaixo da média	1	4
2. Condição socioeconômica média	5,49	5,24
3. Um desvio-padrão acima da média	10	6,48

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

16. Neste estudo, definimos grupos socioeconômicos considerando o nível de renda e escolaridade do chefe de família. Entendemos que outros fatores, como, por exemplo, características do domicílio e acesso a saneamento básico, também são importantes para melhor caracterizar a condição socioeconômica dos indivíduos. Contudo, já que a renda familiar *per capita* e a escolaridade estão bastante associadas ao acesso a esses recursos, acreditamos que essas duas variáveis são uma *proxy* razoável para caracterizar a condição socioeconômica dos indivíduos.

17. A correlação entre a escolaridade do chefe de família e o logaritmo da renda domiciliar *per capita* é igual a 0,49, sendo estatisticamente significativa a 1% (Pnads de 1998 e 2003).

GRÁFICO 2

**Efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde por grupos socioeconômicos**

conforme sintetizadas no quadro 4. Consideramos três contextos de desigualdade de renda definidos pela média do coeficiente de Gini (0,56) e pelos seus valores mínimo (0,42) e máximo (0,70).

Os resultados encontrados mostram que o efeito é mais acentuado entre os indivíduos com piores condições socioeconômicas. Para esse grupo, a probabilidade de o indivíduo avaliar sua saúde como muito boa e boa é igual a 0,80 e 0,76, entre aqueles que residem em localidades com menor e maior coeficiente de Gini, respectivamente. O resultado mostra que residir em regiões mais desiguais reduz em 4,79% a chance de ser saudável, na comparação com os que residem em áreas com baixa desigualdade de renda (gráfico 2).

Por outro lado, no grupo com melhores condições socioeconômicas, essa diferença na probabilidade de ser saudável é menos acentuada. Para os que vivem em áreas onde o coeficiente de Gini é mais baixo, a probabilidade de reportar um melhor estado de saúde é igual a 0,92. Esse valor se reduz em 2% para aqueles que residem em localidades mais desiguais, cuja probabilidade é igual a 0,90 (gráfico 2).

Os resultados obtidos nesta seção sugerem que residir em localidades mais desiguais gera um custo para o indivíduo, além daqueles relacionados às características sociais intrínsecas a essas sociedades, tais como maior nível de criminalidade, menor coesão social, maior nível de estresse.<sup>18</sup> Essas características, que por si só afetam o nível de bem-estar individual e da população, são potencializadas devido ao seu efeito sobre o estado de saúde auto-reportado.

18. Diversos estudos mostram que a desigualdade de renda contribui para aumentar a taxa de criminalidade e violência (BOURGUIGNON, 1998; FAJNZYLBER, LEDERMAN; LOAYZA, 2002; HSIEH; PUGH, 1993; WILSON; DALY, 1997; KENNEDY *et al.*, 1998a; WALBERG *et al.*, 1998).

Apesar de esse efeito ser estatisticamente significativo, a sua magnitude é pequena. Contudo, ressaltamos que, como viver em sociedades com maior desigualdade de renda implica pior avaliação do estado de saúde, que, por sua vez, afeta a capacidade de geração de rendimentos, é possível que esse efeito se traduza em um menor nível de riqueza para essas sociedades (NORONHA, 2005). Esse efeito pode ser mais perverso se estiver afetando de forma diferenciada ricos e pobres, constituindo um círculo vicioso: maior desigualdade, pior saúde; e menor renda especialmente entre os pobres, maior desigualdade.

Nesse sentido, os resultados encontrados neste trabalho reforçam a importância de se desenvolver políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda, uma vez que esta afeta diretamente o nível de bem-estar da população, sendo potencializada pelo efeito sobre o estado de saúde e, conseqüentemente, influenciando a capacidade de geração de rendimentos individuais, sobretudo nas camadas de renda mais baixa.

## 5.2 Análise dos efeitos das demais variáveis

Como pode ser observado na tabela 9, para a maioria das variáveis o efeito das características individuais (nível 1) e de contexto (nível 2) está de acordo com o comumente observado na literatura.

A probabilidade de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom é crescente com a renda familiar *per capita* e com a escolaridade, e decrescente com a idade, indicando que indivíduos mais jovens e com melhor nível socioeconômico têm maiores chances de reportar um melhor estado de saúde. Essa probabilidade também é mais elevada entre os homens, os brancos e os solteiros.

A chance de avaliar melhor o estado de saúde é maior para os que residem em unidades cuja população é mais envelhecida. Quando aumentamos a proporção de idosos em um desvio-padrão (0,01), observamos um acréscimo de 7% nessa probabilidade.<sup>19</sup> Esse resultado decorre da maior longevidade da população ou da maior imigração de idosos, que estão associadas a melhores condições de vida das pessoas, determinando, assim, um melhor estado de saúde para todos os indivíduos dessa sociedade (considerando-se todos os grupos etários).

Os indivíduos que moram nas unidades com menor porte populacional tendem a apresentar um pior estado de saúde. A probabilidade de o indivíduo avaliar sua saúde como muito boa e boa é 18% e 17% menor para aqueles que residem em unidades de pequeno e médio portes, respectivamente, na comparação com os que residem em localidades maiores.

19. Esse valor é igual a  $[\exp((0,01) \times (6,33)) - 1] \times 100$ . Como o modelo *logit* é log-linear, para analisarmos o efeito marginal de cada variável sobre a probabilidade de ser saudável, calculamos a razão de chance de o evento ocorrer, que é igual à exponencial do coeficiente estimado.

TABELA 9  
**Resultados do modelo *logit* multinível – especificação 5**

Variáveis	MOD5
Nível 2	
Intercepto	2,15***
Coeficiente de Gini	-0,81*
Renda média domiciliar	-1,29**
Renda média domiciliar (quadrático)	1,75**
% de idosos	6,33***
População pequena (< 1 milhão)	-0,20**
População média (entre 1 e 3 milhões)	-0,18***
Nível 1	
Sexo (ref. homens)	-0,29***
Idade	-0,04***
Idade (quadrático)	0,00***
Raça (ref. preto/pardo)	0,08***
Educação do chefe	0,01**
Educação do chefe (quadrático)	0,00***
Casado (ref. solteiros)	-0,07***
Log natural da renda domiciliar <i>per capita</i>	0,19***

Fonte: IBGE/Pnads de 1993 e 1998.

\*\*\*, \*\* e \* significativos a 1%, 5% e 10%.

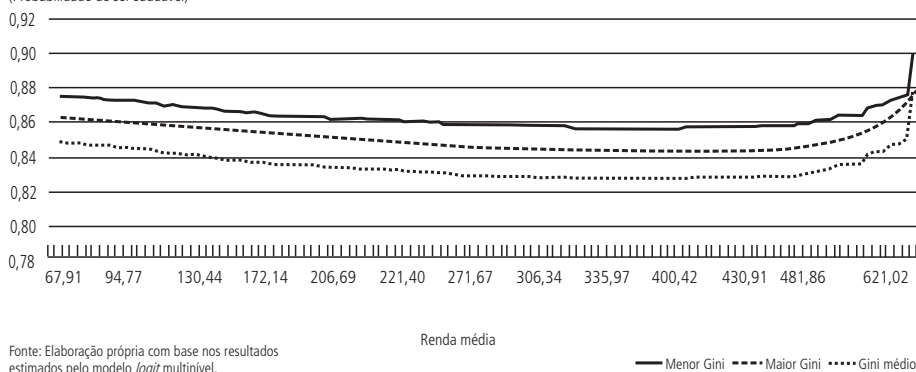
Um resultado que surpreende é o observado para a renda média da unidade, em que constatamos menor probabilidade de ser saudável para indivíduos residentes em localidades mais ricas. Um aumento de R\$ 161,63 (um desvio-padrão) nessa variável reduz em 15% a chance de reportar um melhor estado de saúde.

Para melhor visualizar esse efeito, retratamos no gráfico 3 o efeito da renda média da localidade sobre o estado de saúde. Tal efeito é analisado para três níveis de desigualdade de renda definidos pela média do coeficiente de Gini (0,56), e pelos seus valores mínimo (0,42) e máximo (0,70), mantendo constantes as demais características individuais e de contexto, conforme sintetizadas no quadro 4. Como pode ser verificado, independentemente do nível de desigualdade, a probabilidade de reportar um melhor estado de saúde se reduz à medida que a renda média da unidade se eleva.

GRÁFICO 3

**Efeito da renda média sobre o estado de saúde por nível de desigualdade de renda**

(Probabilidade de ser saudável)



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados estimados pelo modelo *logit* multinível.

Esse resultado é contra-intuitivo e difere da análise realizada na subseção anterior, que revela uma correlação positiva entre a renda média e o estado de saúde (médio e individual). Duas questões emergem desse resultado. Primeiramente, cabe indagar por que, na estimativa do modelo multinível, a relação entre a renda média e o estado de saúde se inverte, sendo diferente daquela obtida da análise da correlação simples. Uma possível explicação é que esta última, por não considerar a natureza hierárquica das informações, incorre no problema da falácia ecológica. A relação positiva entre essas duas variáveis estaria, na realidade, refletindo a relação existente entre o estado de saúde auto-reportado e a renda individual, uma vez que esta tende a ser mais alta em localidades mais ricas. Quando estimamos o modelo multinível, o resultado reflete apenas o efeito das características de contexto definidas pelo nível de renda média, pois estamos controlando o efeito das características individuais, eliminando assim a influência da renda individual.

A segunda questão que surge é por que esse efeito é negativo. Quais características das sociedades mais ricas contribuem para reduzir a chance de se reportar melhor o estado de saúde? Três hipóteses podem estar relacionadas a esse resultado. A primeira refere-se à relação positiva entre a renda média e o grau de urbanização. Localidades mais ricas, por serem mais urbanizadas, apresentam algumas características que afetam negativamente o estado de saúde. Podemos citar como exemplos a maior poluição do ar e a poluição sonora, e o estilo de vida mais agitado, que contribuem para o aparecimento de diversos problemas de saúde, tais como doenças respiratórias e doenças relacionadas ao maior nível de estresse. A segunda hipótese diz respeito ao melhor acesso aos serviços de saúde nas regiões com renda média mais elevada. Como isso ocorre, a chance de a doença ter sido diagnosticada é maior para esses indivíduos, fazendo com que sejam mais rigorosos ao avaliar o seu estado de saúde. Ademais, é possível que indivíduos doentes migrem para

essas localidades mais ricas para obter tratamento médico adequado. A terceira hipótese é que a desigualdade de renda tende a ser mais elevada nas localidades mais ricas. Apesar de o modelo considerar o coeficiente de Gini na estimação, é possível que os efeitos inerentes a uma sociedade mais desigual não estejam totalmente controlados, refletindo-se, assim, no efeito negativo da renda sobre o estado de saúde.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal contribuição deste artigo foi mensurar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado no Brasil. O desenvolvimento desses estudos é especialmente relevante para o país, que apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo. Existem ainda poucos estudos no Brasil que buscam analisar essa relação. Os trabalhos existentes são realizados a partir de informações agregadas, as quais permitem avaliar o efeito da distribuição de renda apenas sobre o nível de saúde médio da população. Os resultados, contudo, não são conclusivos, uma vez que esses estudos encontram evidências tanto da presença do efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, como evidências de que esse efeito não é significativo. Nosso estudo avança nessa análise, ao considerar o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado medido no âmbito individual em todas as unidades da federação. Nesse sentido, este trabalho contribui para situar o país no debate existente na literatura internacional, e ampliar a discussão na literatura nacional.

Como utilizamos um modelo multinível, que considera a estrutura hierárquica dos dados, nossa análise controla o efeito da relação existente entre a saúde e o nível de renda individual, reduzindo a possibilidade de incorrer em um problema de falácia ecológica. Os resultados mostram que indivíduos que residem em localidades com menor nível de desigualdade de renda têm maiores chances de avaliar melhor o seu estado de saúde, muito embora a magnitude desse efeito seja pequena.

Os resultados encontrados não nos permitem identificar os mecanismos pelos quais a desigualdade de renda afeta a auto-avaliação do estado de saúde, uma vez que a análise realizada neste artigo não considera o nível de estresse dos indivíduos, a distribuição espacial dos recursos em saúde e o acesso a esses serviços, bem como a distribuição de recursos que indiretamente afetam a saúde da população. Entretanto, tendo em vista as particularidades da realidade brasileira, é possível encontrar explicação nas duas abordagens teóricas existentes nessa literatura (psicossocial e neomaterial). O país é caracterizado pela presença de desigualdades tanto individuais como regionais, definindo, de um lado, localidades mais ricas, com indicadores socioeconômicos e de saúde semelhantes aos de economias mais desenvolvidas, e, de outro, localidades muito pobres, como as observadas no Norte e no Nordeste do

país, cujos indicadores são comparáveis aos de economias com renda *per capita* inferior à do Brasil (ROCHA, 1998; LEMOS *et al.*, 2000; MACIEL; ANDRADE; TELES, 2005). A presença dessas desigualdades resulta em uma distribuição desigual de recursos entre as localidades e, conseqüentemente, em um acesso menos eqüitativo a determinados bens e serviços importantes para o nível de saúde do indivíduo e da população, tais como serviços de saúde, educação e saneamento básico (BARROS; MENDONÇA, 1996; PORTO JUNIOR, 2002; ALMEIDA *et al.*, 2000). Desde que o modelo não controla pela oferta dos serviços de saúde presente em cada localidade, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-reportado pode estar ocorrendo através da distribuição desigual desses recursos, acarretando desigualdades em acesso aos serviços de saúde.<sup>20</sup>

Além dos fatores materiais, a elevada desigualdade de renda verificada no país parece refletir-se em uma deterioração maior da qualidade das relações individuais, afetando, portanto, o estado de saúde através do processo psicossocial relacionado ao conflito social latente e a uma coesão social menor. Um exemplo é o alto índice de violência e criminalidade, observado em quase todo o país, que se traduz em maior nível de estresse dos indivíduos e maior mortalidade precoce (ANDRADE, 2000; SZWARCOWALD *et al.*, 1999; MINAYO, 1994; SZWARCOWALD; CASTILHO, 1998). Ressalta-se que os resultados encontrados neste trabalho referem-se apenas aos indivíduos que estão vivos, porque o indicador de saúde mensura a morbidade sem considerar aspectos sobre a mortalidade da população. Desse modo, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado pode estar subestimado, uma vez que não capta o efeito sobre a mortalidade. Essa questão é especialmente relevante para o Brasil, tendo em vista as altas taxas de mortalidade observadas, sobretudo a mortalidade infantil e a por causas violentas.

A relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde encontrada neste trabalho parece refletir mais as características associadas ao contexto em que o indivíduo está inserido do que a privação de recursos materiais ou o menor poder de compra pelos indivíduos mais pobres, uma vez que a análise considera o nível de renda individual e o nível de renda médio da localidade. Isso implica dizer que dois indivíduos, com as mesmas características socioeconômicas, que vivem em localidades igualmente ricas, poderão apresentar estados de saúde diferenciados se a região de residência diferir em relação ao nível de desigualdade de renda. Esse resultado é observado mesmo para as classes sociais privilegiadas.

20. Apesar de a Pnad permitir calcular o número de médicos por mil habitantes residentes em cada unidade, essa variável apresenta limitações, dificultando a obtenção de uma medida precisa da oferta dos serviços de saúde em cada localidade, sobretudo na área rural. De acordo com informações da Pnad, observamos a ausência de médicos residentes na área rural, sugerindo, por um lado, que há escassez de serviços de saúde nessas localidades e, por outro, que o local de residência dos médicos difere do local de trabalho, não sendo, portanto, um indicador preciso da oferta desses serviços. Quando incluímos essa variável na estimação do modelo, os resultados encontrados não são significativos, e observamos uma redução menor no componente da variância estimada relativo ao intercepto.

Os resultados encontrados neste artigo, entretanto, ainda não são conclusivos, uma vez que existem algumas restrições metodológicas que precisam ser avaliadas de forma a obtermos resultados mais precisos. A principal dificuldade consiste no fato de o indicador de saúde utilizado neste trabalho ser uma medida apenas da morbidade, desconsiderando aspectos sobre a mortalidade da população. Conseqüentemente, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde pode estar subestimado, uma vez que não capta o efeito sobre a mortalidade. Essa questão é especialmente relevante para o Brasil, tendo em vista as altas taxas de criminalidade. Nesse cenário, observamos um efeito da desigualdade de renda sobre as taxas de mortalidade precoce. Além disso, em sociedades com altos índices de criminalidade, o nível de estresse é muito mais elevado, tendo efeitos adversos sobre o estado de saúde individual.

#### ABSTRACT

The aim of this paper is to study the relationship between individual health status and income distribution in Brazil. Specifically, we are interested in evaluating how income distribution impacts individual self-reported health status. The methodology used in this work is the logit multilevel model. Our database is PNAD (National Household Survey) 1993 and PNADs 1998 and 2003, which present a special survey about health status and other related subjects. Our main findings suggest that income distribution affects individual self-reported health status, although the magnitude of this effect is small: the higher is tends to be income inequality, the worse individual health status.

#### REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C.; TRAVASSOS, C.; PORTO, S.; LABRA, M. E. A. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. *International Journal of Health Services*, Farmingdale, N.Y., v. 30, n. 1, p. 129-162, 2000.
- 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.
- ANDRADE, M. V. *Ensaio em economia da saúde*. 2000. 1v. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Pos-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2000.
- BARROS, R. P. de.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. *A Economia Brasileira em Perspectiva*: 2006, Rio de Janeiro: Ipea, v. 2, p. 421-473, 1996.
- BEN-SHLOMO, Y.; WHITE, I. R.; MARMOT, M. Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality? *British Medical Journal*, London, v. 312, n. 7.037, p. 1.013-1.014, Apr. 1996.
- BERQUÓ, E.; BAENINGER, R. *Os idosos no Brasil: considerações demográficas*. Campinas: Unicamp/Nepo, 2000, 69p. (Textos Nepo, 37).
- BLAKELY, T. A.; KENNEDY, B. P.; GLASS, R.; KAWACHI, I. What is the lag time between income inequality and health status? *Journal of Epidemiology Community Health*, London, v. 54, n. 4, p. 318-319, Apr. 2000.



BOURGUIGNON, F. *Crime as a social cost of poverty and inequality: a review focusing on developing countries*. Paris: Delta, 1998. Processed.

DEATON, A. *Relative deprivation, inequality, and mortality*. Cambridge: NBER, 2001, 47p. (Working paper, 8.099).

\_\_\_\_\_. *Health, inequality, and economic development*. 2002. 93p. (Paper Prepared for Working Group 1 of the WHO Commission on Macroeconomics and Health. Research Program in Development Studies Economic development and health policy and Center for Health and Wellbeing, Princeton University) Disponível em: <<http://www.rand.org/labor/aging/rsi/Deatoninequ-heal-all.pdf>>.

DEATON, A.; PAXSON, C. *Mortality, income, and income inequality over time in Britain and the United States*. Cambridge: NBER, Oct. 2001, 48p. (Working paper, n. 8.534).

DELAJARA, M. *Inequality and health: the missing link*. Córdoba, Argentina: Universidad Empresarial Siglo 21, 2002. Mimeo.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. *Determinants of crime rates in Latin America and the world*. World Bank Latin America and the Caribbean, 1998a (Viewpoints Series Paper).

\_\_\_\_\_. What causes violent crime? *European Economic Review*, v. 46, n. 7, p. 1.323-1.357, July 2002.

FISCELLA, K.; FRANKS, P. Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study. *British Medical Journal*, London, v. 314, n. 7.096, p. 1.724-1.724, June 1997.

GRAVELLE, H. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *British Medical Journal*, London, v. 316, n. 7.128, p. 382-385, Jan. 1998.

GROSSI, M. E.; SILVA, J. G. *O uso das PNADS para as áreas rurais*. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 33p. (Texto para discussão, n. 874).

HOX, J. J. *Applied multilevel analysis*. 2<sup>nd</sup> ed. Amsterdam: T. T.- Publikaties, 1995. 118p.

HSIEH, C.; PUGH, M. D. Poverty, income inequality, and violent crime: a meta-analysis of recent aggregate data studies. *Criminal Justice Review*, v. 18, n. 2, p. 182-202, 1993.

IDLER, E. L.; BENYAMINI, Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, Albany, N.Y., v. 38, n. 1, p. 21-37, Mar. 1997.

IDLER, E. L.; KASL, S. V. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *Journal of Gerontology, Serie B, Psychological Sciences*, Washington, D.C., v. 50, n. 6, p. S344-S353, Nov. 1995.

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).

JUDGE, K. Income distribution and life expectancy: a critical appraisal. *British Medical Journal*, London, v. 311, v. 7.015, p. 1.282-1.285, Nov. 1995.

KAPLAN, G. A.; PAMUK, E. R.; LYNCH, J. W.; COHEN, R. D.; BALFOUR, J. L. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *British Medical Journal*, London, v. 312, n. 7.037, p. 999-1.003, Apr. 1996.

KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P.; LOCHNER, K.; PROTHROW-STIH, D. Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, New York, v. 87, n. 9, p. 1.491-1.498, Sep. 1997.

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

KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; GLASS, R.; PROTHROW-STITH, D. Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis. *British Medical Journal*, London, v. 317, n. 7.163, p. 917-921, Oct. 1998b.

KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; PROTHROW-STITH, D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *British Medical Journal*, London, v. 312, n. 7.040, p. 1.004-1.007, May 1996.

KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; PROTHROW-STITH, D.; LOCHNER, K.; GIBBS, B. Social capital, income inequality, and firearm violent crime. *Social Science and Medicine*, v. 47, n. 1, p. 7-17, 1998a.

LEMOS, M. B.; DINIZ, C. C.; GUERRA, L. C.; MORO, S.; DINIZ, B. P. C.; BOSCHI, R. F. *A nova geografia econômica do Brasil: uma proposta de regionalização com base nos pólos econômicos e suas áreas de influência*. Belo Horizonte: Cedeplar, 2000. Texto apresentado no IX Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina, 29 de agosto a 1º de setembro de 2000. Disponível em: <[http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pronex/textos/Texto\\_Seminario\\_Diamantina\\_2000.zip](http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pronex/textos/Texto_Seminario_Diamantina_2000.zip)>.

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.; KAPLAN, G. A.; PAMUK, E. R.; COHEN, R. D.; BALFOUR, J. L.; YEN, I. H. Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States. *American Journal of Public Health*, New York, N.Y., v. 88, n. 7, p. 1.074-1.080, July 1998.

LYNCH, J. W.; SMITH, G. D.; HARPER, S.; HILLEMEIER, M.; ROSS, N.; KAPLAN, G. A.; WOLFSON, M. Is income inequality a determinant of population health? Part 1. A systematic review. *Milbank Quarterly*, New York, N.Y., v. 82, n. 1, p. 5-99, 2004.

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. 7.243, p. 1.200-1.204, Apr. 2000.

MACIEL, P. J.; ANDRADE, J.; TELES, V. K. Convergência regional revisitada: uma análise em equilíbrio geral para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, 2005, Natal, RN. *Anais...* Belo Horizonte: Anpec, 2005. 20p. (Disponível em CD-ROM).

MACINKO, J. A.; SHI, L.; STARFIELD, B.; WULU J. R. J. T. Income inequality and health: a critical review of the literature. *Medical Care Research and Review*, Thousand Oaks, C.A., v. 60, n. 4, p. 407-452, Dec. 2003.

MELLOR, J. M.; MILYO, J. Reexamining the evidence of an ecological association between income inequality and health. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, Durham, N.C., v. 26, n. 3, p. 487-522, June 2001.

\_\_\_\_\_. Income inequality and health status in the United States: evidence from the current population survey. *Journal of Human Resource*, Madison, v. 37, n. 3, p. 510-539, Summer 2002.

- MESSIAS, E. Income inequality, illiteracy rate and life expectancy in Brazil. *American Journal of Public Health*, New York, v. 93, n. 8, p. 1.294-1.296, Aug. 2003.
- MINAYO, M. C. S. Inequality, violence and ecology in Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, p. 241-250, Apr./June 1994.
- 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. *A relação entre o estado de saúde e a 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.
- PORTO JÚNIOR, S. S. A distribuição espacial da educação no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2., 2002, São Paulo, SP. *Anais...*São Paulo: USP/FEA, Departamento de Economia: FGV/Eaes, 2002. Disponível em CD-ROM
- RAUDENBUSH, S.W.; BRYK, A. S. *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*. 2<sup>nd</sup> ed. London: Sage, 2002. 485p.
- RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C. C.; RIANI, J. L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 395-415, dez. 2002.
- ROCHA, S. *Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução, 1981/95*. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. 21p. (Texto para discussão, n. 567).
- RODGERS, G. B. Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-sectional analysis. *Population Studies*, Gainesville, Fla., v. 33, n. 2, p. 343-51, 1979.
- ROUX, A. V. D. A glossary for multilevel analysis. *Journal of Epidemiology and Community Health*, v. 56, n. 8, p. 588-594, Aug. 2002.
- SOOBADER, M.-J.; LECLERE, F. B. Aggregation and the measurement of income inequality: effects on morbidity. *Social Science & Medicine*, Oxford, N.Y., v. 48, n. 6, p. 733-744, Mar. 1999.
- SUBRAMANIAN, S. V.; DELGADO, I.; JADUE, L.; VEGA, J.; KAWACHI, I. Income inequality and health: multilevel analysis of Chilean communities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, v. 57, n. 11, p. 844-848, Nov. 2003.
- SZWARCWALD, C. L.; BASTOS, F. I.; ESTEVES, M. A. P.; ANDRADE, C. L. T. de; PAEZ, M. S.; MEDICI, E. V.; DERRICO, M. Income inequality and health: the case of Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 15-28, Jan./Mar. 1999.
- SZWARCWALD, C. L.; CASTILHO, E. A. Mortalidade por armas de fogo no Estado do Rio de Janeiro: uma análise espacial. *Revista Panamericana de Salud Pública*, Washington, D.C., v. 4, n. 3, p. 161-170, Sep. 1998.
- WALBERG, P.; MCKEE, M.; SHKOLNKOV, V.; CHENET, L.; LEON, D. A. Economic change, crime, and mortality crisis in Russia: regional analysis. *British Medical Journal*, v. 317, p. 312-318, 1998.
- WALDMANN, R. J. Income distribution and infant mortality. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, Mass., v. 107, n. 4, p. 1.283-1.302, Nov. 1992.

WILKINSON, R. G. Income distribution and life expectancy. *British Medical Journal*, London, v. 304, n. 6.820, p. 165-168, Jan. 1992.

\_\_\_\_\_. *Unhealthy societies: the afflictions of inequalities*. London: Routledge, 1996. 255p.

WILSON, L.; KAPLAN, S. Clinical practice and patients' health status: how are the 2 related? *Medical Care*, Philadelphia, v. 33, n. 4, Supp. 1, p. AS209-AS214, Apr. 1995.

WILSON, M.; DALY, M. Life expectancy, economic inequality, homicide, and reproductive timing in Chicago neighborhoods. *British Medical Journal*, v. 314, p. 1.271-1.278, 1997.

(Originais recebidos em junho de 2007. Revistos em agosto de 2007.)