

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

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

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

Resumo:

Um dos principais problemas socioeconômicos observados em grande parte dos países, especialmente nas economias menos desenvolvidas, é a presença da elevada desigualdade de renda e nível de pobreza. No Brasil, essas questões são particularmente importantes uma vez que o país apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo, com um coeficiente de gini em torno de 0,607. O objetivo desse 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 individual. A metodologia utilizada nesse trabalho é o modelo logit multinível. A base de dados utilizada é a PNAD 98 que apresenta 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 individual: quanto maior a distribuição de renda, menor é a chance do indivíduo reportar um melhor estado de saúde.

Palavras Chaves: saúde e distribuição de renda

Área ANPEC: 11 Economia Social e Demografia Econômica

JEL: I10, J24

Abstract:

One of the main social economic problems observed in the majority of countries, in particular, in the less developed countries, is the high level of income inequality and poverty. In Brazil, these facts are especially important because our country presents one of the worst income distributions in the world that results in a gini coefficient around 0,607. The aim of this paper is to study the relationship between health status and income distribution in Brazil. Specifically, we are interested in evaluate how income distribution impacts individual health status. The methodology used in this work is the logit multilevel model. Our database is PNAD 98 (National Household Survey) that presents a special survey about health status and other related subjects. Our main findings points that income distribution affects individual health status: the higher income distribution the worse individual health status.

Keywords: health and income distribution

O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil

1. Introdução

Nas últimas décadas, observamos uma preocupação crescente entre os gestores de políticas públicas com o nível de saúde de sua população, onde a principal meta de política de saúde tem sido promover uma distribuição igualitária de saúde e garantir o acesso aos serviços desse setor. Essa preocupação pode ser constatada pelo aumento dos gastos com a saúde na maioria dos países, independentemente da forma como a oferta é organizada¹. A importância crescente da saúde decorre, em grande medida, do seu efeito sobre o nível de bem estar, que pode ser direto ou indireto: diretamente, uma vez que a doença afeta negativamente a função de utilidade individual; e indiretamente, devido ao seu impacto sobre a participação na força de trabalho e produtividade, ocasionando perdas de rendimentos individuais².

Diversos estudos têm procurado identificar os determinantes do estado de saúde individual³. Os resultados apontam a existência de pelo menos três grupos de fatores: fatores associados às preferências, fatores exógenos e fatores socioeconômicos. Os fatores associados às preferências se referem aos hábitos e escolhas, como por exemplo, hábito de fumar, de beber, e prática de exercícios físicos. Os fatores exógenos estão associados ao componente geneticamente determinado, ao ciclo de vida (idade) e acidentes, que não dependem das atitudes ou condições socioeconômicas dos indivíduos. Os fatores socioeconômicos são medidos basicamente pelo nível de renda e escolaridade, e se destacam em diferentes economias como um dos principais determinantes, estando positivamente relacionados com o estado de saúde, ou seja, as chances de morrer e adoecer são menores entre os grupos socioeconômicos privilegiados⁴.

Além dos atributos individuais, parte da literatura empírica tem considerado as características contextuais como determinantes do estado de saúde individual. Essas características são mensuradas através de indicadores macroeconômicos, tais como renda média da população, nível de desemprego, nível de pobreza e desigualdade de renda⁵. Como esses fatores afetam a disponibilidade de recursos destinados para a saúde e a qualidade das relações individuais, podem ter efeitos diretos sobre o estado de saúde.

O objetivo deste trabalho é verificar, através da estimação de um modelo logit multinível (hierárquico), se e em que medida a distribuição de renda afeta o nível de saúde individual. A base de dados utilizada é a PNAD 98, que contém um suplemento especial sobre saúde. A relação entre o estado de saúde e distribuição de renda não é unívoca, verificando-se tanto um impacto da saúde sobre a distribuição de renda através de seu efeito sobre os rendimentos individuais⁶, bem como o oposto, ou seja, um impacto da distribuição de renda sobre o estado de saúde.

O efeito da distribuição de renda sobre a saúde é conhecido como a hipótese da renda relativa de Wilkinson. De acordo com essa hipótese, indivíduos que vivem em localidades mais desiguais têm maiores chances de adoecer e de morrer. Nesse sentido, a posição relativa do indivíduo na sociedade é um importante determinante do estado de saúde individual, à medida que o efeito da renda sobre o estado de saúde ocorre não somente através do seu nível absoluto, mas também através do seu nível relativo. Esta

¹ Nos Estados Unidos, o gasto per capita com a saúde em 2002 foi cerca de 5 vezes maior do que em 1980, indicando que o gasto absoluto nesse setor cresceu a taxas superiores que a taxa de crescimento populacional. A fração do PIB norte americano gasta com saúde variou de 8,7 para 14,6%, o que corresponde a um acréscimo de 68% no período. Esse aumento, apesar de menor, foi também constatado em outros países da OCDE (OECD HEALTH DATA 2004, 1ª Edição, disponível em <<http://www.oecd.org/document>> . Acesso em 13, nov. de 2004).

² Luft (1975), Kassouf (1999), Alves e Andrade (2003), Murrugarra e Valdivia (1999), Ivaschenko (2003) e Alves, Andrade e Macedo (2003).

³ Grossman (1972), Travassos et al (2000), Almeida et al (2000), Campino et al (1999), Viacava et al (2001).

⁴ Noronha e Andrade (2001a).

⁵ Kennedy et al (1998), Soobader e LeClere (1999), Béland, Birch e Stoddart (2001).

⁶ Noronha e Andrade (2005) constatam que no Brasil a saúde afeta a distribuição de rendimentos, sendo este efeito mais acentuado entre os homens e entre os idosos.

hipótese tem sido bastante estudada na literatura empírica internacional, especialmente em países mais desenvolvidos⁷. No entanto, não há ainda um consenso acerca da existência dessa relação, uma vez que os resultados encontrados dependem da metodologia utilizada e do país considerado. Grande parte da literatura testa a hipótese de renda relativa a partir de informações agregadas, onde o estado de saúde médio da população é medido através das taxas de mortalidade e expectativa de vida ao nascer. A maioria desses estudos encontra evidências de que localidades com maior nível de desigualdade de renda tendem a apresentar piores resultados de saúde⁸. Alguns pesquisadores, contudo não apóiam essa evidência⁹. A principal crítica concerne à utilização de apenas dados agregados para analisar essa relação, podendo incorrer em um problema de falácia ecológica. Essa situação ocorre quando fazemos inferências a respeito de relações no nível agregado que na realidade refletem relações no nível individual. Alguns estudos têm procurado contornar essa dificuldade a partir da estimação de modelos multi-nível, que permitem utilizar informações medidas no nível agregado e individual. Esses estudos avaliam o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, medido pelo risco de morte individual (análises longitudinais) ou pelo estado de saúde auto reportado (análises *cross-sectional*). Os resultados, entretanto não são conclusivos, uma vez que existem tanto evidências da existência da relação entre a desigualdade de renda e estado de saúde (Kennedy et al, 1998, Soobader e LeClere, 1999), como também de que essa relação não é significativa (Mellor e Milyo, 2002, Fiscella e Franks, 1997).

Investigar a relação entre a distribuição de renda e o estado de saúde no Brasil é particularmente importante haja 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.

Messias (2003) utiliza dados agregados para avaliar a relação entre desigualdade de renda e expectativa de vida ao nascer no Brasil em 2000. A análise é realizada considerando todos os estados da federação. Os principais resultados encontrados apontam que no Brasil não há evidências de que a desigualdade de renda impacta sobre o estado de saúde. Por outro lado, Szwarcwald et al (1999), utilizando diferentes indicadores de saúde média da população e diferentes medidas de desigualdade para o município do Rio de Janeiro, encontram evidências de que localidades com pior distribuição de renda tendem a apresentar os piores resultados de saúde.

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, contribuindo para ampliar o debate existente na literatura empírica nacional e situar o Brasil no debate internacional. Os principais resultados encontrados neste trabalho apóiam a hipótese de que os indivíduos residentes em localidades mais desiguais têm uma probabilidade menor de ser saudável quando comparado com os que residem em sociedades com menor desigualdade de renda. Um aumento de uma unidade no coeficiente de gini reduz em 77% a chance do indivíduo reportar um melhor estado de saúde. Esse percentual é superior ao encontrado por estudos realizados para os Estados Unidos, cujo percentual é em torno de 30.

Esse artigo é composto por mais quatro seções além desta introdução. Na próxima, apresentamos a base de dados e a metodologia, na terceira descrevemos as variáveis utilizadas na estimação do modelo, na quarta discutimos os resultados e na última, faremos as considerações finais.

2. Descrição da Base de dados e Metodologia

⁷ A literatura empírica internacional sobre o efeito da desigualdade de renda e saúde é bastante extensa. Para uma revisão completa acerca dos trabalhos existentes ver Kawachi, Kennedy e Wilkinson (1999), Lynch et al (2004), Wilkinson (1996), Deaton (1999).

⁸ Rodgers (1979), Waldmann (1992), Wilkinson (1992), Bem-Shlomo, White e Marmot (1996), Kaplan et al (1996), Kennedy, Kawachi e Prothrow-Stith (1996), Lynch et al (1998).

⁹ Judge, 1995, Gravelle, 1998.

A análise será realizada a partir da estimação de um modelo multinível, que 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). As bases de dados utilizadas são a PNAD 98 (para informações individuais) e a PNAD 93 (para informações agregadas).

Como vimos anteriormente, a maior parte dos estudos existentes na literatura empírica, que analisa o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde, ignora a estrutura hierárquica dos dados e utiliza informações medidas em apenas um nível - agregado ou individual¹⁰. Esse tipo de análise apresenta dificuldades tanto conceituais como estatísticas¹¹. A dificuldade conceitual é que ao considerarmos apenas informações medidas no nível agregado, estaríamos incorrendo em uma falácia ecológica. Essa situação é observada quando inferimos acerca de relações contextuais (nível macro) que na realidade estariam refletindo as relações observadas 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 baixa, 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 nível médio de saúde estaria na realidade refletindo em parte a relação entre o nível de renda individual e a saúde individual. Por outro lado, ao utilizarmos apenas informações individuais, estaríamos incorrendo em uma falácia atomística, na qual conclusões extraídas de relações no nível individual estariam na realidade refletindo as relações contextuais.

A dificuldade estatística quando realizamos análises que ignoram a natureza hierárquica dos dados é que se por um lado optamos por agregar os dados individuais, estaríamos perdendo essas informações na análise. Por outro lado, se optamos por desagregar as informações, por exemplo, atribuir para cada indivíduo o valor da medida de desigualdade de renda da localidade ao qual ele pertence, estaríamos violando a hipótese de que as informações são independentes, gerando estimadores enviesados. A análise multinível, ao considerar no modelo características observadas nos dois níveis, permite controlar essas dificuldades. Além disso, com a estimação desse modelo é possível analisar o efeito direto das variáveis no nível individual e agregado e determinar se as variáveis no nível agregado servem como moderadoras das relações no nível individual, ou seja, considera a relação entre níveis.

Estimaremos um modelo logit multinível, composto por dois níveis¹². O primeiro nível refere-se às informações das características individuais e o segundo, às informações agregadas. A unidade de análise do segundo nível são os estados da federação, distinguidos por situação do domicílio (urbana e rural) e o tipo de área (metropolitana e não metropolitana), constituindo-se em 57 unidades macro como especificado no quadro 1 (27 unidades da federação e dez regiões metropolitanas, sendo que para sete estados da região norte a PNAD não contempla a área rural)¹³.

QUADRO 1. UNIDADES DE ANÁLISE DO NÍVEL 2

¹⁰ Rodgers, 1979, Waldmann, 1992, Wilkinson, 1992, Bem-Shlomo, White e Marmot, 1996, Kaplan et al, 1996, Kennedy, Kawachi e Prothrow-Stith, 1996, Lynch et al, 1998.

¹¹ Hox, 1995.

¹² Neste artigo, 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. Este método é apropriado na presença de um número elevado de observações em cada unidade de nível 2 e quando o componente da variância é pequeno, o que parece estar de acordo com nossos dados. Uma abordagem alternativa é estimar o modelo através do método da quadratura ordinária ou da quadratura adaptativa, que pode ser implementado através do software estatístico STATA. Como observam Rabe-Hesketh, Skrondal e Pickles (2004), o método da quadratura ordinária ajusta melhor quando o tamanho das unidades de nível 2 é pequeno. Para unidades maiores, como é o nosso caso, o método PQL ou o método da quadratura adaptativa é mais apropriado. A dificuldade com a estimação através da quadratura adaptativa é que este método é computacionalmente mais complexo e requer um tempo maior para a sua estimação. Para uma discussão mais detalhada, ver Raudenbush e Bryk, 2002.

¹³ Essa tipologia foi construída por Rios-Neto, César e Riani, 2002.

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

Descrição do Método de Estimação

Para a especificação do modelo de nível 1, deixe 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:

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

onde:

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

β_{0j} = intercepto;

β_{kj} = vetor dos k parâmetros a serem estimados pelo modelo;

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

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

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

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

$y_{ij} = 0$ 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*) com coeficientes randômicos da seguinte forma:

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

Esse modelo é semelhante ao modelo de regressão *logistic* padrão. A diferença é que na análise multinível alguns ou todos os parâmetros estimados podem conter um termo aleatório que varia segundo a unidade de análise de nível 2. A especificação mais simples desse método é o modelo multinível não condicional, onde apenas o intercepto é suposto aleatório e nenhuma variável contextual é considerada na análise. Nesse caso, o modelo de nível 2 seria como especificado pelas equações abaixo:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

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

onde:

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

De outro extremo, tem-se o modelo completo, no qual todos os coeficientes estimados – tanto o intercepto como os coeficientes de inclinação, são supostos aleatórios e sofrem influência das variáveis medidas no nível agregado, definindo o modelo de nível 2 da seguinte forma:

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

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} + \gamma_{k1}Z_{j1} + \gamma_{k2}Z_{j2} + \dots + \gamma_{km}Z_{jp} + u_{kj}$$

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 à σ_{0k}^2 .

A dificuldade do modelo completo decorre da complexidade envolvida no processo de estimação e a grande quantidade de parâmetros obtidos nesse tipo de análise. Por esse motivo, é conveniente que o modelo estimado seja o mais parcimonioso possível, tanto no que se refere ao número de covariadas incluídas, como no número de parâmetros supostos aleatórios. A escolha dos coeficientes considerados aleatórios e que sofrem influência das variáveis contextuais depende dos aspectos teóricos envolvidos na análise e da realização de testes dessas hipóteses. O teste da aleatoriedade dos coeficientes envolve a

estimação do modelo supondo que os mesmos são aleatórios. Essa hipótese não pode ser rejeitada se os componentes da variância contextual (u_{0j} e u_{kj}) são significativamente diferentes de zero.

Para a realização desses testes, o modelo será estimado considerando todas as variáveis explicativas de nível 1, supondo que apenas o intercepto é aleatório. Se essa hipótese não é rejeitada, a probabilidade média do indivíduo reportar um determinado estado de saúde varia entre as localidades devido às características do contexto em que ele está inserido. Essas características podem ser consideradas na análise ao incluir as variáveis de nível 2, obtendo-se o seguinte modelo logit multinível:

Nível 1:

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

Nível 2:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{jm} + u_{0j}$$

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

com X_{kij} , β_{0j} , β_{kj} , e_{ij} , u_{0j} como definidos anteriormente. Z_{jm} refere-se às variáveis contextuais.

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 que a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo é saudável, e suponha que o intercepto (β_{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 β_{0j} , que pode ser explicado pelas características de contexto, tais como a desigualdade de renda.

3. Descrição das Variáveis Utilizadas na Estimação do Modelo

A variável dependente é uma medida categórica do estado de saúde auto reportado, avaliada no nível inferior, ou seja, no nível correspondente às informações individuais (nível 1). Essa variável, a despeito de ser mais subjetiva, é bastante utilizada na literatura empírica por proporcionar uma medida ampla do estado de saúde e por ser capaz de considerar todos os tipos de morbidade. Além disso, alguns estudos têm demonstrado uma estreita relação entre essa variável e a mortalidade, bem como com outras medidas de morbidade¹⁴.

Na PNAD 98, essa medida apresenta cinco categorias de resposta: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim. Para classificar os indivíduos como saudáveis e doentes, é necessário estabelecer um ponto de corte entre essas categorias, não havendo um consenso na literatura sobre qual é o mais apropriado¹⁵. Neste trabalho, consideramos como saudáveis os indivíduos que avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom. De acordo com essa classificação, 79% da amostra é considerada saudável, sendo esse percentual mais elevado entre os homens (Tabela 1).

Tabela 1. Proporção de indivíduos da amostra segundo estado de saúde auto avaliado

Estado de Saúde Auto Avaliado	Homens (%)	Mulheres (%)	Total (%)
Muito Bom	30.01	26.48	28.21
Bom	51.76	49.91	50.82
Regular	15.1	19.42	17.31

¹⁴ Idler e Benyamini (1997), Wilson e Kaplan (1995), Idler et al (1995).

¹⁵ Wagstaff e Dooslaer (1994).

Ruim	2.58	3.49	3.04
Muito Ruim	0.55	0.69	0.62
Total	100	100	100

Fonte: PNAD 98.

Essa classificação parece refletir melhor a condição de saúde dos indivíduos da amostra, tendo em vista a proporção de indivíduos em cada categoria de resposta do estado de saúde auto avaliado segundo a presença de alguma doença crônica (tabela 2)¹⁶. Como pode ser observado na tabela 6, entre os indivíduos que avaliam sua saúde como muito boa, a proporção dos que têm pelo menos uma doença crônica é igual a 11,36%. Para os que avaliam sua saúde como boa, esse percentual é igual 25,66%. Entre os indivíduos com saúde regular, ruim e muito ruim, observamos um valor mais elevado, superando 70%.

Tabela 2. Proporção de pessoas reportando algum problema de saúde

<i>Categorias de Resposta</i>	<i>% com pelo menos uma doença crônica</i>		
	<i>Homens</i>	<i>Mulheres</i>	<i>total</i>
Muito Bom	10.4	12.4	11.36
Bom	23.34	27.96	25.66
Regular	66.56	74.39	71.04
Ruim	82.3	88.18	85.74
Muito Ruim	82.14	86.15	84.43

Fonte: PNAD 98.

As variáveis independentes incluídas no modelo de nível 1 (individual) e 2 (agregado) podem ser observadas no quadro 2.

Quadro 2: Relação das Variáveis Independentes do Modelo Multinível

<i>Variáveis Independentes</i>	<i>Fonte de Dados</i>	<i>Descrição</i>
<i>Variáveis de Nível 1</i>		
<i>Logaritmo Natural da Renda Familiar per capita</i>	PNAD 98	Renda familiar total (proveniente de todas as fontes) dividida pelo número de componentes da família.
<i>Sexo</i>		Medida dicotômica igual a 1 se mulher e zero caso contrário
<i>Idade</i>		Medida discreta modelada com um termo linear e um termo quadrático
<i>Cor</i>		Medida dicotômica igual a 1 se branco e zero caso contrário (preto, pardo, amarelo)
<i>Status Marital</i>		Medida dicotômica igual a 1 se o indivíduo é casado e zero caso contrário
<i>Escolaridade do chefe de família</i>		Anos completos de estudo. Variável discreta modelada com um termo linear e quadrático
<i>Variáveis de Nível 2</i>		
<i>Índice de Gini</i>	PNAD 93. Essas variáveis são incluídas no modelo com uma defasagem de 05 anos. A relação entre essas variáveis contextuais e o estado de saúde não é contemporânea.	Obtido a partir de informações sobre a renda domiciliar per capita proveniente de todas as fontes.
<i>Proporção de Idosos</i>		Proporção de indivíduos com 65 anos ou mais em cada unidade
<i>Renda média</i>		Renda média domiciliar per capita deflacionada e medida em Real (ano base: 1998).
<i>Tamanho da Unidade</i>	PNAD 98	O tamanho da unidade é definido por seu número de habitantes. Consideramos três faixas de tamanho populacional: até 1 milhão de habitantes, entre 1 e 3 milhões e 3 milhões e mais.

As variáveis de nível 1 compreendem um conjunto de medidas socioeconômicas e demográficas importantes na determinação do estado de saúde individual. A tabela 3 apresenta a estatística descritiva dessas variáveis.

TABELA 3. ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS DE NÍVEL 1

¹⁶A PNAD 98 considera as seguintes doenças: problema de coluna, artrite, câncer, diabete, asma, hipertensão, doença cardíaca, problema renal, depressão, tuberculose, tendinite e cirrose.

Estatística Descritiva					
NÍVEL 1					
Variáveis	N	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÍNIMO	MÁXIMO
Sexo	332636	0.51	0.50	0.00	1.00
Idade	332636	28.00	19.76	0.00	113.00
Raça	332636	0.51	0.50	0.00	1.00
Educação do Chefe de Família	332636	5.23	4.42	0.00	15.00
Status Marital	332636	0.39	0.49	0.00	1.00
Log renda familiar per capita	332636	4.82	1.22	0.00	10.61

Fonte: PNAD 98.

A variável dependente tem uma correlação positiva com as médias socioeconômicas e uma correlação negativa com a idade, ou seja, o estado de saúde é melhor para indivíduos com níveis mais elevados de escolaridade e de renda, e pior nos grupos com idade mais avançada. A proporção de pessoas que avalia sua saúde como muito boa e boa é maior entre os brancos, sendo igual a 80,39%. Para os não brancos, esse percentual é mais baixo, igual a 77,4% (tabela 4).

Tabela 4. Relação entre as variáveis de nível 1 com a medida de saúde auto avaliada

CORRELAÇÃO COM A MEDIDA DE SAÚDE AUTO-AVALIADA	
Educação do Chefe de Família	0.16***
Logaritmo Natural da Renda Familiar per capita	0.06***
Idade	-0.39***
% DA AMOSTRA QUE AVALIA SUA SAÚDE COMO MUITO BOA E BOA POR COR	
Brancos	80.39
Não brancos	77.4

*** correlação significativa a 1%.

Fonte: PNAD 98.

No nível 2, além do indicador da desigualdade de renda, medido pelo coeficiente de gini, testamos o efeito de mais três variáveis contextuais sobre o estado de saúde individual: renda média domiciliar, proporção de idosos e número de habitantes¹⁷. Essas variáveis procuram mensurar a disponibilidade de recursos, bem como as condições de vida e nível de desenvolvimento econômico e social de cada localidade.

A inclusão do tamanho da população decorre do 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 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 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. Existem situações, contudo, onde o percentual mais elevado de idosos se deve à maior imigração desse grupo para determinadas regiões e não à maior longevidade da população. Ainda neste 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 este grupo tem uma saúde mais vulnerável, é

¹⁷ 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 pode gerar problemas de multicolinearidade. No caso da proporção de pessoas ocupadas, quando a incluimos no modelo, o seu efeito sobre a probabilidade de ser saudável não foi significativa. Além disso, ao invés de reduzir a variabilidade entre as unidades, contribuiu para aumentar o valor do componente da variância estimado relativo ao intercepto. Por este motivo, achamos convenientes não incluir essa medida na análise.

possível que os benefícios que atraem os idosos para estas localidades afetem positivamente a saúde de toda população local¹⁸.

A renda média domiciliar por sua vez reflete o nível de riqueza e bem estar da região. Essa medida, assim como o coeficiente de gini e a proporção de idosos, foram incluídos na análise com uma defasagem de cinco anos em relação à variável dependente para considerar a característica não contemporânea dessa relação¹⁹. A renda média foi deflacionada tomando 1998 como ano base, e convertida do Cruzeiro Real para Real.

A tabela 5 apresenta a média, valor mínimo e máximo e o desvio padrão das variáveis contextuais.

Tabela 5. ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS DE NÍVEL 1

Variáveis	NÍVEL 2				
	N	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÍNIMO	MÁXIMO
1993					
Coefficiente de Gini	57	0.56	0.06	0.43	0.68
Proporção de Idosos	57	0.05	0.01	0.02	0.07
Renda média da Unidade	57	168.91	87.82	41.92	403.39
1998					
Unidade de menor porte (menos que 1 milhão de habitantes)	57	0.28	0.45	0	1
Unidades de médio porte (entre 1 e 3 milhões de habitantes)	57	0.47	0.5	0	1
Unidades de Grande porte (3 milhões ou mais de habitantes)	57	0.25	0.43	0	1

Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

O coeficiente de gini varia de 0,43 a 0,68, com uma média igual a 0,56. As unidades que possuem a maior desigualdade de renda estão em sua maioria localizadas na área urbana da região Norte e Nordeste do país. Por outro lado, o coeficiente de gini é mais baixo na maioria das unidades localizadas na zona rural, sendo menor que 0,50 no Rio de Janeiro, Alagoas, Sergipe, Tocantins, Mato Grosso do Sul e Espírito Santo (tabela 6).

¹⁸ 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 para o local de origem assim que se aposentam.

¹⁹ A análise multinível requer que o modelo seja parcimonioso, tendo em vista a grande quantidade de parâmetros estimados pelo modelo. Por este motivo, consideramos apenas essas variáveis no nível 2.

Tabela 6. Nível de desigualdade de renda por Unidade analisada

Unidades	% saudáveis	Gini	Porte populacional
Rio de Janeiro Rural	79.14	0.43	pequeno
Alagoas Rural	81.76	0.44	pequeno
Sergipe Rural	79.61	0.45	pequeno
Tocantins Rural	70.65	0.46	pequeno
Mato Grosso do Sul Rural	78.51	0.47	pequeno
Rio Grande do Norte Rural	80.97	0.49	pequeno
Espírito Santo Rural	75.5	0.49	pequeno
Santa Catarina Urbana Não Metropolitana	79.48	0.49	grande
Rio Grande do Sul Rural	73.64	0.50	médio
Pará Urbana Não Metropolitana	69.31	0.51	médio
Paraíba Rural	74.65	0.51	médio
São Paulo Urbana Não Metropolitana	83.92	0.51	grande
Ceará Rural	78.4	0.52	médio
Bahia Rural	79.95	0.52	grande
São Paulo Rural	80.44	0.52	médio
Santa Catarina Rural	71.87	0.52	médio
Roraima Urbana Não Metropolitana	80.03	0.53	pequeno
Pernambuco Rural	72.25	0.53	médio
Minas Gerais Rural	76.3	0.53	grande
Paraná Rural	75.26	0.53	médio
Rondônia Urbana Não Metropolitana	80.85	0.54	pequeno
Paraná Urbana Não Metropolitana	78.23	0.54	grande
Rio Grande do Sul Urbana Não Metropolitana	80.46	0.54	grande
Acre Urbana Não Metropolitana	66.98	0.55	pequeno
Amazonas Urbana Não Metropolitana	81.36	0.55	médio
Tocantins Urbana Não Metropolitana	69.37	0.55	pequeno
Maranhão Urbana Não Metropolitana	67.39	0.55	médio
Pernambuco Urbana Não Metropolitana	75.87	0.55	médio
Rio de Janeiro Urbana Não Metropolitana	79.03	0.55	médio
São Paulo Urbana metropolitana	81.11	0.55	grande
Minas Gerais Urbana Não Metropolitana	79.87	0.56	grande
Espírito Santo Urbana Não Metropolitana	76.01	0.56	médio
Mato Grosso do Sul Urbana Não Metropolitana	80.43	0.56	médio
Mato Grosso Rural	74.87	0.56	pequeno
Piauí Rural	76.59	0.57	médio
Mato Grosso Urbana Não Metropolitana	78.41	0.57	médio
Rio Grande do Norte Urbana Não Metropolitana	74.38	0.58	médio
Bahia Urbana Não Metropolitana	81.63	0.58	grande
Rio de Janeiro Urbana metropolitana	82.91	0.58	grande
Paraná Urbana metropolitana	81.35	0.58	médio
Rio Grande do Sul Urbana metropolitana	82.35	0.58	grande
Goiás Urbana Não Metropolitana	77.03	0.58	grande
Goiás Rural	75.86	0.58	pequeno
Piauí Urbana Não Metropolitana	71.17	0.60	médio
Ceará Urbana metropolitana	78.12	0.60	médio
Minas Gerais Urbana metropolitana	83.27	0.60	grande
Ceará Urbana Não Metropolitana	77.56	0.61	médio
Distrito Federal Urbana metropolitana	80.35	0.61	médio
Pernambuco Urbana metropolitana	74.35	0.62	médio
Pará Urbana metropolitana	73.23	0.63	pequeno
Alagoas Urbana Não Metropolitana	78.77	0.63	médio
Sergipe Urbana Não Metropolitana	76.15	0.63	médio
Paraíba Urbana Não Metropolitana	74.58	0.64	médio
Distrito Federal Rural	78.28	0.64	pequeno
Bahia Urbana metropolitana	77.4	0.65	médio
Maranhão Rural	75.34	0.66	grande
Amapá Urbana Não Metropolitana	74.26	0.68	pequeno

Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

Analisando a correlação entre as variáveis contextuais e a saúde média (proporção de pessoas com saúde boa e muito boa), observamos que as localidades mais ricas e com maior porte populacional tendem a apresentar uma maior proporção 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 de outro lado, o nível de renda individual configurando neste último caso em um problema de falácia 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 maior proporção de pessoas com renda individual mais elevada, que por sua vez, apresentam um melhor estado de saúde. A análise dos resultados estimados pelo modelo multinível, realizada na próxima seção, permite distinguir o efeito da renda média sobre o estado de saúde do efeito das características individuais.

A correlação entre a saúde média e as demais variáveis contextuais (desigualdade de renda e proporção de idosos), não é estatisticamente significativa (tabela 7). Esta 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. Apesar de na média essas variáveis contextuais não

apresentarem uma correlação significativa com a proporção de pessoas saudáveis, é possível que sejam importantes determinantes do estado de saúde individual.

Tabela 7. Correlação Entre as Variáveis de Nível 2

VARIÁVEIS NÍVEL 2	Proporção de saudáveis	Coefficiente de gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coefficiente de gini	-0.07 ⁺	1		
Renda média da unidade	0.36***	0.41***	1	
Proporção de idosos	0.04 ⁺	-0.11 ⁺	-0.36***	1
Unidades de menor porte	-0.14 ⁺	-0.28 ⁺	-0.14 ⁺	-0.41***
Unidades de porte médio	-0.24 ⁺	0.23 ⁺	-0.10 ⁺	0.16 ⁺
Unidades de maior porte	0.43***	0.03 ⁺	0.27 ⁺	0.24 ⁺

*** Significativo a 1%, + não significativo.

Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

Quando consideramos a correlação entre as características de contexto associadas a cada observação da amostra e o estado de saúde individual, os resultados são um pouco diferentes. Neste caso, o coeficiente de gini e a proporção de idosos passam a apresentar uma correlação significativa com o a saúde, onde indivíduos que residem em localidades menos desiguais ou com maior proporção de idosos tendem a ser mais saudáveis (tabela 8). Os resultados observados para a proporção de idosos refletem as melhores condições de vida das pessoas que residem em localidades mais envelhecidas, fazendo com que esses indivíduos tenham um melhor estado de saúde.

Tabela 8. Correlação Entre as Variáveis de Nível 2

VARIÁVEIS NÍVEL 2	Estado de Saúde Individual	Coefficiente de gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coefficiente de gini	-0.0154*	1	-	-
Renda média da unidade	0.0515*	0.0995*	1	-
Proporção de idosos	0.0178*	0.1600*	0.1645*	1
Unidades de menor porte	-0.0155*	-0.1835*	-0.1952*	-0.2701*
Unidades de porte médio	-0.0505*	0.2414*	-0.3264*	-0.1678*
Unidades de maior porte	0.0564*	-0.1442*	0.4113*	0.2943*

*** Significativo a 1%, + não significativo.

Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

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 apresentamos os resultados estimados pelo modelo logit multinível, que além de ser uma análise controlada, considera também a característica hierárquica das informações. Ressalta-se que na estimação deste modelo, estamos supondo que a relação entre a renda familiar per capita (nível 1) e o estado de saúde é exógena, ou seja, estamos supondo que o estado de saúde é pré-determinado. No entanto, essa hipótese não prejudica nossa análise à medida 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 individual. 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, esse efeito estaria sendo controlado.

4. Resultados

A tabela 9 apresenta os efeitos fixos e aleatórios estimados pelo modelo logit multinível de intercepto randômico²⁰. 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 9. Resultados do Modelo Logit Multinível

Efeito Fixo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Intercepto	1.84 ***	2.93 ***	2.94 ***	2.42 ***	2.76 ***
Coef. De Gini		-1.95 ***	-1.51 *	-1.67 **	-1.49 **
Renda Média Unidade			-0.00 *	-0.00 ns	-0.00 *
Renda Média Unidade (Quadrático)			0.00 *	0.00 ns	0.00 ns
Proporção idosos				9.73 ***	6.70 **
pop pequena					-0.27 **
pop média					-0.24 ***
Sexo (ref. Homem)	-0.33 ***	-0.33 ***	-0.33 ***	-0.33 ***	-0.33 ***
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. Não branco)	0.07 ***	0.07 ***	0.07 ***	0.07 ***	0.07 ***
Escolaridade do Chefe	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
Escolaridade do Chefe (Quadrático)	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
Status Marital (ref. Solteiro)	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***
Renda Familiar per capita	0.19 ***	0.19 ***	0.19 ***	0.19 ***	0.19 ***
Efeito Aleatório					
Componente da Variância	0.0935 ***	0.0835 ***	0.0823 ***	0.0660 ***	0.0579 ***
% variância explicada		10.67	12	29.45	38.10

Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

Para auxiliar na escolha do modelo, calculamos o percentual da variância explicada pelas medidas contextuais, conforme a seguinte expressão²¹:

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

onde

%VE = percentual da variância explicada;

τ_{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. Comparando o modelo 2 (condicional) com o modelo 1 (não condicional), temos que a inclusão do índice de gini explica 10,67% da variância do intercepto, ou seja, cerca de 11% da variação na saúde média é explicada pelas diferenças no nível de desigualdade de renda

²⁰ Seria possível considerar também alguns ou todos os coeficientes de inclinação randômicos. Mas como visto anteriormente, a análise multinível requer que o modelo seja o mais parcimonioso possível. Além disso, quando consideramos o coeficiente de renda aleatório, o efeito encontrado da desigualdade de renda sobre a probabilidade de ser saudável foi muito similar ao encontrado quando consideramos apenas o intercepto aleatório. Esses resultados não são reportados neste trabalho, podendo ser obtidos junto aos autores.

²¹ Raudenbush e Bryk, 2002.

observadas entre as unidades. 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). Neste caso, as quatro medidas de contexto explicam conjuntamente 38,10% da variância do intercepto. Desse modo, optamos por analisar os resultados obtidos a partir da estimação do modelo 5. A análise será realizada em duas etapas. A primeira procura responder ao principal objetivo deste trabalho que é testar a hipótese de renda relativa de Wilkinson. Nesta etapa, analisamos o efeito do coeficiente de gini sobre a probabilidade de ser saudável para verificar se a desigualdade de renda tem efeitos sobre o estado de saúde individual. Na segunda etapa discutimos os efeitos das demais variáveis consideradas no modelo.

4.1. A desigualdade de renda afeta o estado de saúde individual?

Os resultados deste trabalho revelam que para o Brasil, a desigualdade de renda afeta negativamente o estado de saúde, corroborando a hipótese de renda relativa de Wilkinson, na qual indivíduos que vivem em sociedades mais desiguais têm maiores chances de adoecer e de morrer. Um aumento de uma unidade no coeficiente de gini reduz em 77,46% a chance do indivíduo ser saudável.²² Esse resultado é maior que o encontrado por estudos desenvolvidos para os Estados Unidos, cujo efeito é da ordem de 30% (Kennedy et al, 1998 e Soobader e LeClere, 1999). O maior efeito encontrado para o Brasil decorre da maior desigualdade de renda observada tanto entre os indivíduos como entre as regiões, o que deve acentuar os mecanismos pelos quais essa distribuição afeta o estado de saúde²³.

Kawachi, Kennedy e Wilkinson (1999) apontam pelo menos três mecanismos através dos quais a distribuição de renda afeta o estado de saúde. Primeiro, em sociedades mais desiguais observa-se uma maior divergência de interesses entre as diferentes classes sociais, resultando em uma menor provisão pública - e conseqüentemente em um acesso menos equitativo a determinados recursos, tais como bens e serviços de saúde, educação e saneamento básico. O que ocorre nessas localidades é uma segregação econômica espacial entre pobres e ricos que afetam o nível de investimentos em bens e serviços públicos. Essa segregação será maior, quanto maior for o nível de desigualdade de renda, aumentando ainda mais a divergência de interesses entre as diferentes classes sociais.

Em segundo lugar, a presença da desigualdade de renda pode dificultar o estabelecimento de uma coesão social forte, importante para a construção de uma rede de apoio e cooperação entre as pessoas. Algumas características das relações sociais, como por exemplo, o grau de confiança entre os membros de uma sociedade, que se constituem em importantes recursos para alcançar fins coletivos, pode se tornar mais frágil na presença de uma pior distribuição de renda. Estas características definem, em certa medida, o nível de capital social de uma sociedade, sendo menor onde a desigualdade de renda é mais elevada. Por fim, a desigualdade de renda pode afetar o estado de saúde através do processo psico-social relacionado ao conflito social latente e à qualidade das relações sociais. Um exemplo é o maior nível de estresse 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.

O resultados sugerem que não é apenas a condição socioeconômica do indivíduo e o nível de riqueza local que afetam o estado de saúde, mas também as características associadas ao contexto em que ele está inserido, uma vez que estamos controlando o efeito da renda individual e médio da localidade. Essas características afetam a qualidade das relações individuais e o nível de capital social para alcançar bens e fins coletivos. Em sociedades mais desiguais, como essas relações se tornam mais frágeis, observa-se uma

²² Esse valor é igual a $[\exp(-1,49)-1] \times 100$. 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 do evento ocorrer, que é igual à exponencial do coeficiente estimado.

²³ Soobader e LeClere (1999) constatam que o efeito da desigualdade de renda depende da unidade de análise, sendo menor para níveis menores de agregação (regiões censitárias) comparado com os resultados obtidos para os municípios (maior nível de agregação).

menor provisão pública de recursos que são importantes para o bem estar social, e conseqüentemente para o nível de saúde.

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 segundo o coeficiente de gini. Essa probabilidade é calculada para os homens brancos solteiros, cujas características contextuais e demais características individuais são avaliadas na média da amostra total, conforme especificado no quadro 3.

Quadro 3. Perfil da Análise de Simulação

Características do Nível 1
Homens
Idade média da amostra total = 28 anos
Branco
Escolaridade do Chefe de família = 5 anos (média da amostra)
Solteiro
Média do Logaritmo da Renda Familiar per capita = 4,82 (corresponde a 124 reais)
Características do Nível 2
Renda Média Unidade = 169 reais
Média da Proporção de idosos = 0,05
Unidades de Grande Porte (com mais de 3 milhões de habitantes)

A realização desta simulação nos permite avaliar melhor a magnitude do efeito considerando o intervalo de valores que o coeficiente de gini assume no país, que varia de 0,43 a 0,68. A variação observada no coeficiente de gini, como é menor do que a unidade, restringirá o efeito da desigualdade de renda sobre a probabilidade de ser saudável, sendo menor que o encontrado na análise anterior (77,63%). Ressalta-se, contudo, que apesar da variação de 1 unidade não ser condizente com os valores que o coeficiente de gini pode assumir, torna possível comparar o efeito encontrado neste trabalho com o observado na literatura internacional.

Esse exercício é primeiro realizado supondo que a renda domiciliar per capita e a escolaridade do chefe de família são constantes e iguais à média da amostra, conforme especificado no quadro 3. Posteriormente, variamos simultaneamente essas duas medidas de forma a verificar se esse efeito é diferenciado segundo a condição socioeconômica do indivíduo, definindo cinco grupos socioeconômicos, sintetizados no quadro 4. A variação simultânea dessas duas variáveis decorre da forte associação positiva existente entre elas²⁴.

Quadro 4. Definição dos Grupos Socioeconômicos

Grupo Socioeconômico	Escolaridade do Chefe (anos)*	Renda domiciliar mensal per capita (logaritmo natural)
1. Pior condição socioeconômica	2	1
2. Um desvio padrão abaixo da média	3	3,60
3. Condição socioeconômica média	5	4,82
4. Um desvio padrão acima da média	10	6,04
5. Melhor Condição socioeconômica	13	10,61

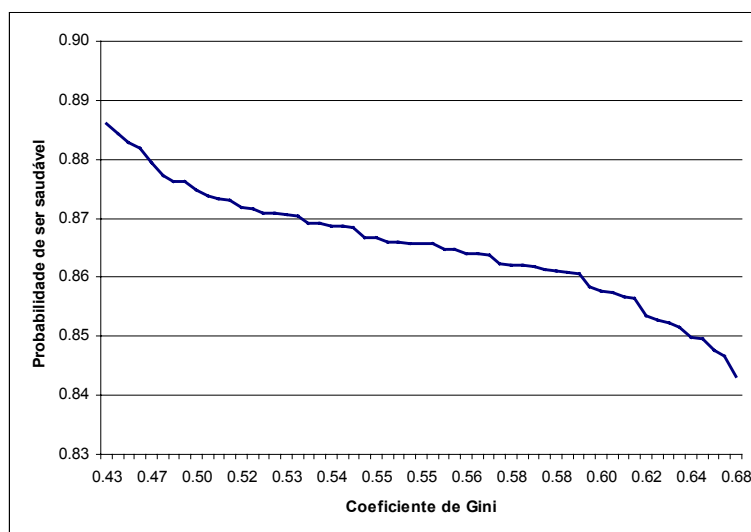
* A escolaridade do chefe de família corresponde à média de escolaridade observada em cada nível de renda domiciliar per capita correspondente.

Fonte: PNAD 98.

²⁴ A correlação entre a escolaridade do chefe de família e o logaritmo da renda domiciliar per capita é igual a 0,53, sendo estatisticamente significativa a 1% (PNAD 98).

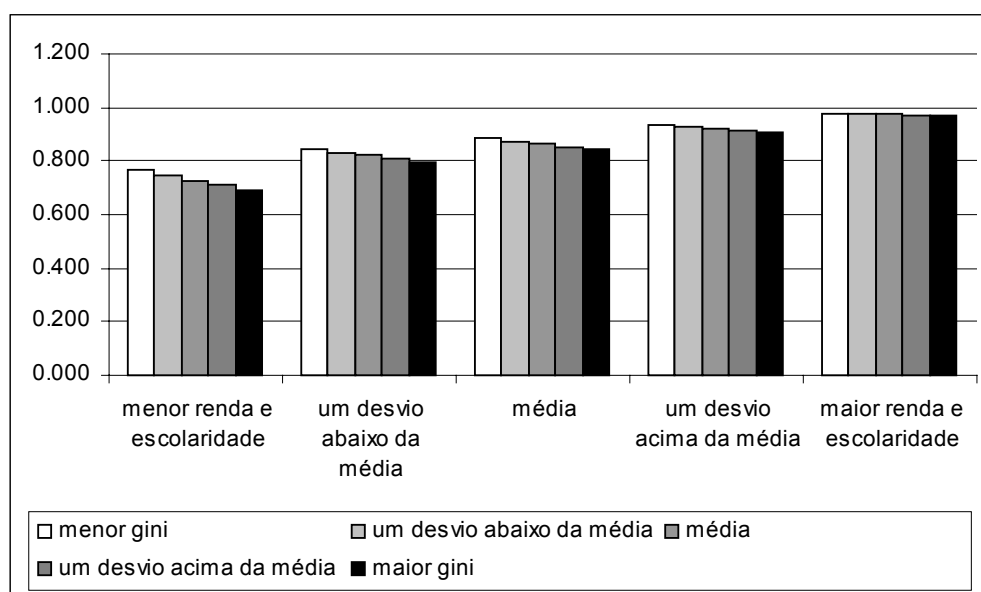
Como pode ser verificado no gráfico 1, a probabilidade de ser saudável varia de 0,88, quando o coeficiente de gini é igual ao valor mais baixo, a 0,84, para valores mais elevados da desigualdade de renda, verificando-se uma redução de até 4% na probabilidade de ser saudável para indivíduos com as características definidas neste exercício.

Gráfico 1. Efeito do Coeficiente de Gini sobre a Probabilidade de ser saudável



Analisando segundo condição socioeconômica, observamos que o efeito da desigualdade de renda sobre a probabilidade de ser saudável é mais acentuado entre os indivíduos com piores condições socioeconômicas, e decresce à medida que aumentamos o nível de escolaridade e de renda (gráficos 2 e 3). Entre os indivíduos com pior condição socioeconômica, a chance de ser saudável é igual a 0,76 para os que residem em localidades menos desigual (coeficiente de gini igual a 0,43), reduzindo-se em 10,68% para os que vivem em uma região onde o coeficiente de gini é mais alto (0,68). Nos grupos de maior escolaridade e renda, a diferença na probabilidade de ser saudável é menos acentuada, não alcançando 1%.

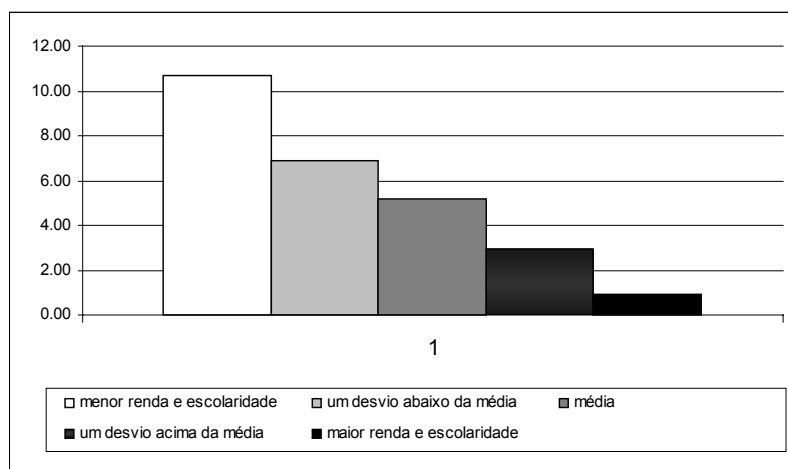
Gráfico 2. EFEITO DA DESIGUALDADE DE RENDA SOBRE O ESTADO DE SAÚDE POR GRUPOS SOCIOECONÔMICOS



Fonte: PNAD 98 e PNAD 93.

Gráfico 3.

Diferença da probabilidade de ser saudável entre um indivíduo que reside numa sociedade com menor desigualdade de renda e aquele que reside em uma mais desigual, segundo grupo socioeconômico



Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

Os resultados obtidos neste estudo mostram 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 stress. 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 individual. Além disso, como viver em sociedades com maior desigualdade de renda implica em pior 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. Este efeito pode ser mais perverso se estiver afetando de forma diferenciada ricos e pobres. Nesse sentido, os resultados encontrados neste trabalho reforçam a importância em se desenvolver políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda, uma vez que afeta diretamente o nível de bem estar da população, sendo potencializado pelo efeito sobre o estado de saúde, e conseqüentemente, por influenciar na capacidade de geração de rendimentos individuais, sobretudo nas camadas de renda mais baixa.

4.2. Análise dos efeitos das demais variáveis

Como pode ser observado na tabela 10, para a maioria das variáveis o efeito das características individuais (nível 1) e de contexto (nível 2) está de acordo ao comumente observado na literatura. A probabilidade de ser saudável 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.

**Tabela 10. Resultados do Modelo Logit Multinível
ESPECIFICAÇÃO 5**

Efeito Fixo	
Resultados do nível 1	Coefficientes
Intercepto	2.76 ***
Sexo (ref. Homem)	-0.33 ***
Idade	-0.04 ***
Idade (Quadrático)	0.00 ***
Raça (ref. Não branco)	0.07 ***
Escolaridade do Chefe	0.02 ***
Escolaridade do Chefe (Quadrático)	0.00 ***
Status Marital (ref. Solteiro)	-0.06 ***
Renda Familiar per capita	0.19 ***
Resultados do Nível 2	Coefficientes
Coef. de Gini	-1.49 **
Renda Média Unidade	-0.00 *
Renda Média Unidade (Quadrático)	0.00 ns
Proporção idosos	6.70 **
pop pequena	-0.27 **
pop média	-0.24 ***

*** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * significativo a 10%.

Fonte: PNAD 93 e PNAD 98.

A chance de ser saudável é maior para os que residem em unidades que são mais envelhecidas, observando-se um acréscimo de 7% quando aumentamos em 0,01 unidade (um desvio padrão) a proporção de idosos²⁵. Esse resultado, como discutido na seção anterior, 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.

Os indivíduos que moram nas unidades com menor porte populacional tendem a apresentar um pior estado de saúde. A probabilidade de o indivíduo ser saudável é 23,5 e 21,16% menor para aqueles que residem em unidades de pequeno e médio porte, respectivamente, comparado com os que residem em localidades maiores.

Um resultado que surpreende é o observado para a renda média da unidade, onde constatamos uma menor probabilidade de ser saudável para indivíduos residentes em localidades mais ricas. Um aumento de R\$ 87,82 (um desvio padrão) nesta variável reduz em 20,8% a chance de reportar um melhor estado de saúde. Este resultado é contra-intuitivo e difere da análise realizada na seção 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 porque 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 e a renda individual, uma vez que a renda individual 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.

²⁵ Esse valor é igual a $\{\exp[(0,01) \times (6,7)] - 1\} \times 100$. 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 do evento ocorrer, que é igual à exponencial do coeficiente estimado.

A segunda questão que surge é por que este efeito é negativo. Quais características das sociedades mais ricas contribuem para reduzir a chance de ser saudável? Três hipóteses podem estar relacionadas a este 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 poluição sonora, e 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 stress. A segunda hipótese diz respeito ao melhor acesso aos serviços de saúde nas regiões com renda média mais elevada. Como isso ocorre, a chance da doença ter sido diagnosticada é maior para esses indivíduos, fazendo com que sejam mais rigorosos ao avaliar o seu estado de saúde. A terceira hipótese é que a desigualdade de renda tende a ser mais elevada nas localidades mais ricas. Apesar do modelo considerar o coeficiente de gini na estimação, é possível que os efeitos inerentes a uma sociedade mais desigual não estejam totalmente controlados, refletindo assim no efeito negativo da renda sobre o estado de saúde.

5. Considerações Finais

A principal contribuição deste trabalho é detectar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde individual, além de situar o Brasil 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 nível de renda individual, reduzindo a possibilidade de incorrer em um problema de falácia ecológica. Os resultados corroboram a hipótese de renda relativa de Wilkinson, na qual indivíduos que residem em localidades com menor nível de desigualdade de renda têm maiores chances de serem saudáveis. Se aumentarmos o coeficiente de gini em uma unidade, observamos uma redução de 77% na probabilidade do indivíduo ser saudável, sendo mais elevado do que o percentual encontrado para os Estados Unidos, cuja redução estaria em torno de 30%.

Ressalta-se que a relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde reflete mais as características associadas ao contexto em que o indivíduo está inserindo, do que a privação de recursos materiais ou o menor poder de compra pelos indivíduos mais pobres. Isso implica dizer que dois indivíduos, com as mesmas características socioeconômicas, que vivem em localidades igualmente ricas, poderão apresentar estado de saúde diferenciado se a região de residência diferir em relação ao nível de desigualdade de renda. Esse resultado é observado mesmo para as classes sociais privilegiadas. Os mecanismos pelos quais isso ocorre são: 1) em sociedades mais desiguais observamos uma maior divergência de interesses entre as diferentes classes sociais, resultando em uma menor provisão pública de determinados recursos, tais como bens e serviços de saúde, educação e saneamento básico; 2) verifica-se um menor nível de capital social devido a maior dificuldade em se estabelecer uma coesão social forte que permite construir uma rede de apoio e cooperação entre as pessoas; 3) presença de um conflito social latente que afeta a qualidade das relações sociais.

A análise realizada neste trabalho aponta pelo menos a existência de dois custos para a sociedade decorrentes da desigualdade de renda. O primeiro se deve ao efeito direto da desigualdade sobre o nível de bem estar. Esse custo está relacionado a questões sociais intrínsecas à pior distribuição de renda, tais como nível de criminalidade, menor coesão social, maior nível de stress. Essas características, que por si só afetam o nível de bem estar, têm seu efeito potencializado por afetar o estado de saúde individual. O segundo provém da relação entre o estado de saúde e capacidade de geração de rendimentos. Como viver em sociedades mais desiguais implica em um pior estado de saúde, é possível que esse efeito se traduza em um menor nível de riqueza para essas localidades, uma vez que a saúde precária implica em perda de rendimentos individuais. Nesse sentido, os resultados encontrados neste trabalho reforçam a importância em se desenvolver políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda uma vez que terá efeitos sobre o nível de bem estar da população, potencializados por melhoras do estado de saúde e por aumentar a capacidade de geração de rendimentos individuais, sobretudo nas camadas de renda mais baixa.

6. Referências Bibliográficas

- Almeida, Célia, Travassos, Cláudia, Porto, Silvia and LABRA, Maria Eliana. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. International Journal of Health Services, vol 30, no 1, 2000.
- Alves, L. F. E Andrade, M. V. (2003). Impactos da Saúde nos Rendimentos Individuais no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*. São Paulo.
- Alves, L. F. E Andrade, M. V., Macedo, Paulo B. R. (2003). Health and Labor Market in Brazil. (*mimeo*)
- Ben-Shlomo Y, White IR, Marmot M. *Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality?* *BMJ* 1996;312:1013.
- Berquó, E. , Baeninger, R. *Os idosos no Brasil: considerações demográficas*. Campinas: Nepo-Unicamp, 2000 (Textos Nepo no 37).
- Campino, Antonio Carlos Coelho; Diaz, Maria Dolores Montoya; Paulani, Leda Maria; Oliveira, Roberto Guena De; Piola, Sérgio Francisco; NUNES, André. Poverty and Equity in Health in Latin America and Caribbean: Results of Country-Case Studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico e Peru - Brazil. Washington; The World Bank (HNP-Health, Nutrition and Population), Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento e Organização Panamericana da Saúde, p. 1-82. 1999.)
- Deaton, Angus. Inequalities in income and inequalities in health. Cambridge: NBER, 1999. (Working Paper 7141).
- Fiscella, K; and Franks, P. **Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study**. *British Medical Journal*, 1997; 314(7096): 1724 - 1724.
- Gravelle, H. **How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact?** *British Medical Journal*, 1998; 316(7128): 382 - 385.
- Grossman, Michael, 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Vol. 80 (2) pp. 223-55.
- Hox, J.J. *Applied Multilevel Analysis*. Amsterdam: T.T.- Publikaties, 1995.
- Idler, EL. & Kasl, S. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? [Journal of Gerontology: Psychological Sciences](#) 1995; 50B: S344–S353
- Ilder, Ellen L. And Yael Benyamini. "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies". *Journal of Health and Social Behavior*, N. 38, Pages 21-37, 1997.
- Ivaschenko, Oleksiy. *Essays on Poverty, Income Inequality and Health in Transition Economies*, Göteborg : Department of Economics, School of Economics and Commercial Law, Göteborg University (Economic studies / Department of Economics, School of Economics and Commercial Law, Göteborg University ; 121), 2003.
- Judge, Ken. Income distribution and life expectancy: a critical appraisal. *BMJ* 1995;311:1282-1285.
- Kaplan, George A. ; Pamuk, Elsie R.; Lynch , John W.; Cohen, Richard D.; Balfour, Jennifer L. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *British Medical Journal*, 312:999-1003, 1996.
- Kassouf, A. L. Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde. **Economia Aplicada**. São Paulo, v. 3, n. 2, p. 239-262, 1999.
- Kawachi, Ichiro; Kennedy, Bruce P.; Wilkinson, Richard G. (Eds). *The Society and Population Health Reader: Income Inequality and Health*. New York: New York Press, November, 1999.
- Kennedy B.P., Kawachi I, Prothrow-Stith D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *BMJ* 1996;312:1004-7.

- Kennedy, B. P; Kawachi, I.; Glass, R.; and Prothrow-Stith, D. **Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis.** *British Medical Journal*, 1998; 317(7163): 917 - 921
- Luft, H. S. The impact of poor health on earnings. **The Review of Economics and Statistics**, v. 57, n. 1, p. 43-57, 1975.
- Lynch , John; Smith, George Davey; Harper, Sam; Hillemeier, Marianne; Ross, Nancy; Kaplan, George A.; Wolfson, Michael. Is Income Inequality a Determinant of Population Health? Part 1. A Systematic Review. *Milbank Quarterly* - Volume 82, Number 1, 2004
- Lynch, John; 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*, 1998, 88:1074-80.
- Mellor , Jennifer M.; Milyo, Jeffrey. Income Inequality and Health Status in the United States: Evidence from the Current Population Survey. *Journal of Human Resources* 37(3):510-539, 2002.
- Messias, Erik. Income inequality, illiteracy rate and life expectancy in Brazil. *American Journal of Public Health*, 2003, 93: 1294-1296.
- Murrugarra, E., Valdivia, M. The Returns to Health for Peruvian Urban Adults: Differentials Across Genders, the Life Cycle and the Wage Distribution. Working Paper Series R-352, Inter-American Development Bank, Washington D.C, 1999.
- Noronha, Kenya V. M. de S., Andrade, Monica Viegas. Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. *Revista econômica do nordeste*, 2001a: 20p.
- Rios-Neto, Eduardo L.G.; César, Cibele Comini; Riani, Juliana de Lucena Ruas. Estratificação Educacional e Progressão Escolar por Série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.32, n.3, dez. 2002.
- Rodgers GB. Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-sectional analysis. *Population Studies*. 33:343-51, 1979.
- Soobader, Mah-Jabeen ; LeClere, Felicia B. Aggregation and the measurement of income inequality: effects on morbidity. *Social Science & Medicine* 48 (1999) 733-744.
- Szwarcwald, Célia Landmann, Bastos, Francisco Inácio, Esteves, Maria Angela Pires et al. Income inequality and health: the case of Rio de Janeiro. *Cad. Saúde Pública*, Jan./Mar. 1999, vol.15, no.1, p.15-28.
- Travassos, Cláudia, Viacava, Francisco, Fernandes, Cristiano e Almeida, Célia Maria. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*. Vol 5 no1, 2000.
- Viacava, Francisco, Travassos, Cláudia, Pinheiro, Rejane, Brito, Alexandre. Gênero e utilização de serviços de saúde no Brasil. (2001).
- WAGSTAFF, Adam, PACI, Pierella, DOORSLAER, Eddy van. Measuring inequalities in health in the presence of multiple - category morbidity indicators. *United Kingdom: Health Economics*, vol. 3, n. 4, july-aug, p. 281-291, 1994.
- Waldman RJ. Income distribution and infant mortality. *Quarterly Journal of Economics* 1992;107:1283-302.
- Wilkinson RG. Income distribution and life expectancy. *British Medical Journal*, 1992;304:165-8.
- Wilkinson RG. *Unhealthy Societies: The Afflictions of Inequalities*. London: Routledge, 1996. 255pgs.
- Wilson, I., & Kaplan, S. (1995). Clinical practice and patients' health status: How are the two related? *Medical Care*, 33(1, Supp.), AS209-AS214.