

EVOLUÇÃO DAS DESIGUALDADES SOCIAIS NA UTILIZAÇÃO DE SERVIÇOS DE SAÚDE: ANÁLISE PARA AS REGIÕES E AS UNIDADES DA FEDERAÇÃO DO BRASIL

Jacqueline Nogueira Cambota¹

Fabiana Rocha²

O objetivo deste artigo é avaliar a evolução das desigualdades na utilização de serviços de saúde para as regiões e as Unidades da Federação (UFs) do Brasil. São estimados índices de concentração (ICs) e de desigualdade horizontal que levam em conta o fato de que os indivíduos têm diferentes necessidades e que estas podem afetar o uso de serviços de saúde. São utilizados dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnads/IBGE) de 1998, 2003 e 2008 e simulados por *bootstrap* os desvios-padrão, dado o processo complexo de amostragem da Pnad. No uso de consultas médicas, encontra-se evidência de desigualdade favorável aos ricos para o Brasil como um todo, para todas as regiões e para a maioria das UFs. Esse padrão, contudo, evolui positivamente, embora em 2008 o viés pró-rico ainda seja observado. A desigualdade também caiu em todas as regiões, exceto no Centro-Oeste. O mesmo ocorreu na maioria das UFs, exceto em Rondônia, no Amapá, no Rio Grande do Norte e em Goiás, em que a desigualdade aumentou. No Distrito Federal, o aumento na desigualdade pró-rico no uso das consultas médicas foi particularmente importante. No que diz respeito às internações hospitalares, não foram encontradas evidências de desigualdade, uma vez que índices estimados não foram estatisticamente significantes para a amostra como um todo, para as regiões ou para os estados.

Palavras-chave: desigualdade em saúde; índices de concentração; índices de desigualdade horizontal; regiões; estados; Brasil.

INEQUALITY TRENDS IN THE USE OF HEALTH SERVICES: ANALYSIS FOR THE REGIONS AND STATES OF THE FEDERATION OF BRAZIL

The aim of this paper is to assess the evolution of inequalities in the utilization of health services in the regions and states of the Federation of Brazil. We estimate concentration indexes and horizontal inequity indexes that take into account the fact that individuals have different health needs that affect their use of health services. We use data from Pnads 1998, 2003 and 2008 and simulate standard errors using bootstrap in order to deal with the complex sample aspect of Pnad. We find pro-rich inequality in the use of physician services for Brazil, its regions and most of Federative Units. This pattern, however, evolved positively, although in 2008 the pro-rich bias is still observed. Inequality fell also in all regions, except the Midwest. The same happened in most of the Federatives Units, except Rondônia, Amapá, Rio Grande do Norte and Goiás, where inequality increased. In Distrito Federal the increase in inequality was particularly important. Regarding hospitalizations, we find no evidence of inequities as the estimated indexes are not significant for the whole country, for the regions and states.

Keywords: health inequality; concentration indexes; horizontal inequality indexes; regions; states; Brazil.

1. Economista no Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste do Banco do Nordeste (Etene/BNB). *E-mail:* <jacquelinecambota@hotmail.com>.

2. Professora titular no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail:* <frocha@usp.br>.

TENDENCIAS DE LA DESIGUALDAD EN EL USO DE LOS SERVICIOS DE SALUD: ANÁLISIS DE LAS REGIONES Y LOS ESTADOS DE LA FEDERACIÓN DE BRASIL

El objetivo de este trabajo es evaluar la evolución de las desigualdades en el uso de los servicios de salud para las regiones y los estados de la Federación de Brasil. Están los niveles de concentración y los índices de desigualdad horizontal que tengan en cuenta el hecho de que las personas tienen diferentes necesidades y que éstas pueden afectar el uso de los servicios de salud estiman. Pnad de datos se utilizan para 1998, 2003 y 2008 y simulados por desviaciones estándar de arranque, dado el complejo proceso de toma de muestras Pnad. El uso de las consultas médicas, pruebas favorables a los ricos desigualdad para Brasil como un todo, para todas las regiones y para la mayoría de las unidades de la Federación. Este patrón, sin embargo, ha evolucionado positivamente, aunque en 2008 todavía se observa el sesgo pro-rico. La desigualdad también se redujo en todas las regiones excepto en el Medio Oeste. Lo mismo ocurrió en la mayor parte de las unidades de la Federación, con excepción de Rondônia, Amapá, Rio Grande do Norte y Goiás, donde aumentó la desigualdad. En el Distrito Federal el aumento de las desigualdades en favor de los ricos en el uso de las citas médicas fue particularmente importante. Con respecto a las hospitalizaciones, no se encontraron pruebas de la desigualdad como índices se estima que no fueron estadísticamente significativas para la muestra en su conjunto, para las regiones o estados.

Palabras clave: la desigualdad de la salud; índices de concentración; índices de desigualdad horizontal; regiones; estados; Brasil.

LES TENDANCES DE L'INEGALITE DANS L'UTILISATION DES SERVICES DE SANTE: ANALYSE POUR LES REGIONES ET LES ETATS DE LA FEDERATION DU BRÉSIL

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'évolution des inégalités dans l'utilisation des services de santé pour les régions et les Etats de la Fédération du Brésil. Elles sont estimées des niveaux de concentration et les indices de l'inégalité horizontale qui prennent en compte le fait que les individus ont des besoins différents et que ceux-ci peuvent affecter l'utilisation des services de santé. Pnad de données sont utilisées pour 1998, 2003 et 2008 et simulés par des écarts-types bootstrap donnés le processus complexe de Pnad échantillonnage. L'utilisation de consultations médicales, est la preuve favorable à l'inégalité riche pour le Brésil dans son ensemble, pour toutes les régions et pour la plupart des unités de la Fédération. Ce modèle, toutefois, a évolué de manière positive, même si en 2008, le parti pris pro-riche est encore observé. L'inégalité a également diminué dans toutes les régions sauf le Midwest. La même chose est arrivée dans la plupart des unités de la Fédération, à l'exception de Rondônia, Amapá, Rio Grande do Norte et de Goiás où l'inégalité a augmenté. Dans le District Fédéral l'accroissement des inégalités pro-riche dans l'utilisation des rendez-vous médicaux était particulièrement important. En ce qui concerne les hospitalisations, nous avons trouvé aucune preuve de l'inégalité que les indices qu'il estimés étaient pas statistiquement significative pour l'échantillon dans son ensemble, pour les régions ou états.

Mots-clés: les inégalités de santé; indices de concentration; les indices de l'inégalité horizontale; régions; états; Brésil.

JEL: I10; I14.

1 INTRODUÇÃO

A literatura aponta as diferenças socioeconômicas como principal determinante das desigualdades em saúde. O papel desempenhado pela renda no surgimento e na perpetuação dessas desigualdades aparece como particularmente relevante em decorrência dos diversos mecanismos pelos quais a renda pode afetar a saúde. Indivíduos com renda maior podem desfrutar de melhores condições de nutrição, saneamento e cuidado médico. Entretanto, a saúde também afeta a renda, uma vez que indivíduos com saúde precária têm baixa produtividade e menor probabilidade de alcançar maiores rendimentos.

A desigualdade na distribuição da renda também é responsável por um conjunto de características que pode limitar a capacidade de os indivíduos de regiões mais pobres adquirirem boa saúde, como, por exemplo, a concentração de recursos físicos e humanos de saúde em área mais favorecidas economicamente. De acordo com Noronha e Andrade (2007), em localidades em que há maior concentração de indivíduos com renda mais alta, o nível de investimentos em bens e serviços públicos é mais elevado, em razão da maior influência política e econômica dessa camada da população. Neste sentido, a segregação espacial econômica resulta em uma distribuição espacial econômica que acarreta uma distribuição mais concentrada da provisão pública dos serviços de saúde.

Travassos *et al.* (2000), por exemplo, encontram evidência de um aumento do consumo de serviços de saúde por tercil de renda nas regiões Nordeste e Sudeste, controlado por idade, sexo e características de morbidade a partir da análise para três grupos de renda com base nas Pesquisas de Padrões de Vida (PPV) de 1989 e 1996/1997 do IBGE. Mostram, ainda, desigualdades regionais no consumo de serviços de saúde pela razão das taxas de uso entre o Sudeste e o Nordeste, embora esta tenha se reduzido no período.

Esses resultados são corroborados por Travassos, Oliveira e Viacava (2006), que, em análise semelhante baseada nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnads/IBGE) de 1998 e 2003, encontram que o acesso à saúde no Brasil é fortemente influenciado pela condição socioeconômica e pelo local de residência. Isso significa que pessoas com melhor condição econômica e moradoras de regiões mais desenvolvidas têm maiores chances de acesso a serviços de saúde do que pessoas que vivem em regiões menos desenvolvidas e com baixa condição socioeconômica. Ao contrário de Travassos *et al.* (2000), entretanto, encontram evidência de uma redução nas desigualdades sociais e um aumento das desigualdades regionais no período 1998-2003.

Noronha e Andrade (2002) e Palermo, Portugal e Souza (2005) investigam a desigualdade no cuidado com a saúde nas regiões Sudeste e Sul, respectivamente.

Em ambas as regiões, após se controlar por características de demanda e de oferta do processo de decisão, de uma forma geral, há incremento na probabilidade de consulta médica à medida que se avança no decil da renda. Entretanto, a probabilidade de ser internado diminui com a renda. Os resultados para a frequência de uso mostraram-se menos sensíveis ao nível de renda, mas a frequência do uso de consultas médicas é maior entre os grupos mais ricos, enquanto a frequência de internações é maior entre os mais pobres.

Macinko e Lima-Costa (2012) e Almeida *et al.* (2013) mensuraram as desigualdades sociais na utilização de serviços de saúde, comparando sua evolução ao longo de dez anos (1998-2008). Os autores encontram desigualdades relacionadas à renda na utilização de serviços de saúde, mas a direção da desigualdade depende do serviço. A desigualdade na utilização de serviços de consultas médicas e odontológicas mostra-se pró-rico (favorável ao uso pelos mais ricos) e com tendência declinante ao longo do período. A utilização de internação hospitalar, por sua vez, possui desigualdade pró-pobre (favorável aos mais pobres).

Andrade *et al.* (2013) realizam análise semelhante para um comparativo entre o Brasil e as grandes regiões. A análise da utilização dos serviços de saúde para o Brasil e as regiões sugere melhora, principalmente na área de cuidado primário, consultas médicas e odontológicas. Os autores não encontram alterações importantes na desigualdade no cuidado hospitalar ao longo do período, mas, considerando as regiões, a magnitude da desigualdade foi pequena e favorável aos mais pobres.

Essas evidências mostram que, a despeito de a Constituição de 1988 haver instituído o Sistema Único de Saúde (SUS), que oferece universalidade na assistência à saúde para a população brasileira, as desigualdades na utilização de serviços de saúde relacionada à renda são persistentes, sendo ampliadas por desigualdades regionais na distribuição de renda.

Nesse sentido, o objetivo deste artigo é avaliar a tendência temporal da desigualdade na utilização dos serviços de consultas médicas e internações hospitalares relacionada à renda, com base nos dados das Pnads de 1998, 2003 e 2008. Para mensurar as desigualdades em saúde, foram utilizados índices de concentração (ICs) e índices de concentração padronizados (ou índices de desigualdade horizontal – IHwvs). Estes últimos consideram como desigualdade na utilização de serviços de saúde a desigualdade remanescente após a padronização por características de necessidade de uso (Wagstaff e Van Doorslaer, 2000). Procurou-se, também, incrementar a discussão regional por meio do recorte para grandes regiões e Unidades da Federação (UFs). Em relação aos estudos mais recentes (Macinko e Lima-Costa, 2012; Almeida *et al.*, 2013; Andrade *et al.*, 2013), este artigo difere em três aspectos fundamentais.

O primeiro diz respeito à forma de mensuração da demanda por serviços de saúde necessária para obter os ICs. Como as variáveis de utilização destes serviços assumem valores inteiros não negativos, é mais apropriada a estimação por modelos não lineares. O segundo está relacionado à inferência estatística, uma vez que os valores para os ICs são calculados a partir de amostras. Conforme recomendado por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003), faz-se necessário o cálculo dos desvios-padrão por meio do procedimento de *bootstrap*. O terceiro diz respeito à análise da evolução da desigualdade por UFs.

Este artigo está organizado em cinco seções, contando com esta introdução. A seção 2 expressa os ICs que serão utilizados para avaliar as tendências temporais da equidade horizontal na utilização de serviços de saúde. A seção 3 descreve os dados e a metodologia, ressaltando as características de amostragem das Pnads que fazem com que seja necessária a aplicação de *bootstrap* para amostras complexas, para que seja feita a inferência estatística de forma adequada. A seção 4 apresenta os resultados, tanto para o Brasil quanto para as regiões e UFs. Finalmente, a seção 5 resume as principais conclusões.

2 MENSURAÇÃO DA DESIGUALDADE EM SAÚDE

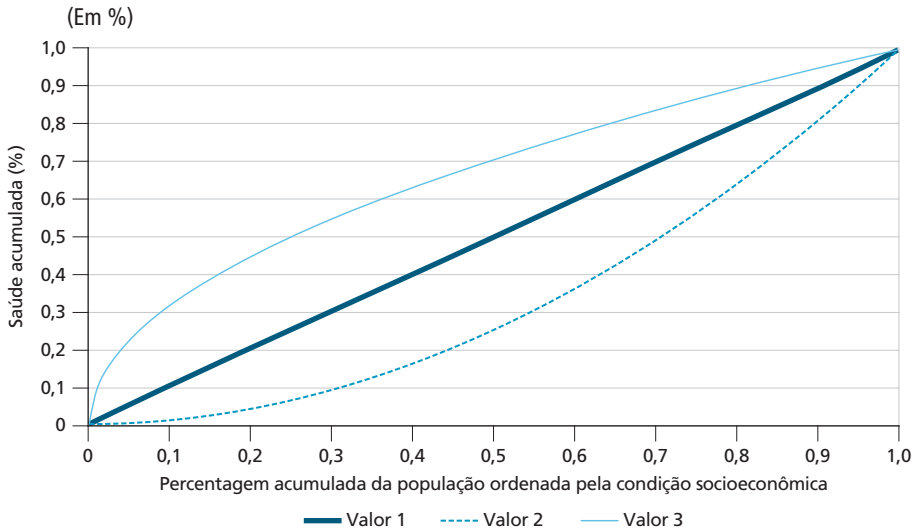
A mensuração da desigualdade na utilização de serviços de saúde relacionada à renda foi realizada por IC, medida que possui definição similar ao índice de Gini.³ Seu valor é obtido com a elaboração da construção de uma curva de concentração acumulada para a variável de saúde contra a proporção acumulada na condição de renda, ordenada do indivíduo em maior desvantagem socioeconômica para o de menor desvantagem. Deste modo, o IC para variáveis de saúde é definido como duas vezes a área entre a curva de concentração $L(s)$ e a linha de 45º:

$$IC = 1 - 2 \int_0^1 L(s) ds. \quad (1)$$

Quando a variável de saúde é igualmente distribuída entre os grupos socioeconômicos, a curva de concentração coincide com a diagonal. O IC é positivo quando a curva de concentração estiver abaixo da diagonal e negativo quando estiver acima da diagonal. O índice varia de -1 a 1, assumindo esses valores extremos se a variável saúde está totalmente concentrada nas mãos das pessoas em maior desvantagem socioeconômica e em menor desvantagem socioeconômica, respectivamente.

3. Obtido como a razão da área abaixo da curva de Lorenz, o índice varia entre 0 (perfeita igualdade de renda) e 1 (no caso em que um único indivíduo tem toda a renda).

GRÁFICO 1
Curva de concentração para saúde



Elaboração das autoras.

O IC também pode ser estimado por uma “regressão conveniente”, que nada mais é do que a regressão entre uma transformação da variável saúde contra o *rank* fracionário da variável classificadora da posição socioeconômica:

$$\frac{2\sigma_r^2}{\bar{y}} y_i = \alpha_1 + \beta_1 r_i + \varepsilon_i. \quad (2)$$

O coeficiente $\hat{\beta}_1$ em (2) representa o IC; y_i é a variável saúde de interesse; $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ é a média dessa variável; r_i é o *rank* fracionário da variável classificadora da posição socioeconômica;⁴ e σ_r^2 é a variância da variável (r).

O *rank* fracionário é definido como $r_i = \sum_{j=0}^{i-1} \omega_j + \frac{\omega_i}{2}$, sendo ω_i o peso amostral dimensionado para somar 1, com as observações classificadas em ordem crescente da posição na condição socioeconômica e $\omega_0 = 0$.

É preciso, contudo, levar em conta que os indivíduos têm diferentes necessidades de saúde, gerando demandas diferentes por serviços de saúde, que devem ser padronizadas para que a utilização remanescente possa ser considerada como desigualdade associada à condição socioeconômica. Como resultado, obtém-se uma medida de desigualdade horizontal (IHvw), que leva em conta as diferenças de necessidades individuais determinadas por características demográficas e

4. Definido como $r_i = \sum_{j=0}^{i-1} \omega_j + \frac{\omega_i}{2}$, sendo ω_i o peso amostral dimensionado para somar 1, com as observações classificadas em ordem crescente da posição na condição socioeconômica e $\omega_0 = 0$.

de morbidade, sendo definido como a diferença entre a utilização observada e a utilização que seria observada dadas as necessidades de saúde.

O primeiro passo para obter o IHvw envolve a estimação da demanda por serviços de saúde:

$$y_i = \alpha_1 + \beta_1 \ln inc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i} + \varepsilon_i, \quad (3)$$

em que y_i é a utilização de um serviço de cuidado de saúde (por exemplo, número de consultas médicas) pelo indivíduo i ; $\ln inc_i$ é o logaritmo da renda familiar do indivíduo i ; x_j é um vetor de variáveis de necessidade de saúde (características demográficas e de morbidade); z_k é um vetor de variáveis de não necessidade, ou seja, determinantes sociais da desigualdade em saúde; α_1 , β_1 , δ_j e γ_k são os parâmetros a serem estimados; e ε_i é termo do erro.

Na equação (3), obtém-se a utilização “x-esperada”, ou seja, a utilização esperada com base nas necessidades de cuidados (\hat{y}_i^X):

$$\hat{y}_i^X = \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 \ln inc_i^m + \sum_j \hat{\delta}_j x_{j,i} + \sum_k \hat{\gamma}_k z_{k,i}^m, \quad (3.1)$$

em que m indica que são utilizadas as médias amostrais do logaritmo da renda e as médias amostrais das variáveis de não necessidade.

A utilização esperada nas necessidades de cuidados (\hat{y}_i^X) é a demanda de saúde prevista para o indivíduo i com base em suas necessidades de saúde, ou seja, a quantidade de utilização que o indivíduo i deveria ter, utilizar, se fosse tratado da mesma forma que indivíduos com as mesmas necessidades de saúde.

A estimativa do uso padronizado pelas necessidades, \hat{y}_i^{IS} , é obtida como a diferença entre a utilização efetiva e utilização “x-esperada” mais a média da variável saúde observada (y_i):

$$\hat{y}_i^{IS} = y_i - \hat{y}_i^X + \bar{y}. \quad (4)$$

Assim, com a obtenção da utilização padronizada pelas necessidades de saúde (\hat{y}_i^{IS}), chega-se ao IHvw, que é calculado da mesma forma que o IC. Este indicador soluciona, portanto, o problema de subestimação da desigualdade no IC não padronizado, uma vez que indivíduos mais pobres tendem a apresentar mais necessidades de cuidados de saúde, mas, normalmente, utilizam menos esses serviços do que indivíduos de renda mais alta.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 Dados

Para elaborar as medidas de desigualdade, foram usados os microdados da Pnad do IBGE⁵ para os anos de 1998, 2003 e 2008.⁶ A periodicidade corresponde aos anos em que foram realizados os suplementos de saúde da pesquisa. A amostra foi restrita aos indivíduos com dez anos ou mais e com declaração de rendimento.

As medidas da utilização dos serviços de saúde são obtidas por meio de duas variáveis *proxies* para a utilização total de consultas médicas e de internações hospitalares. A utilização dos serviços de consultas médicas é retratada pelas questões “nos doze últimos meses, consultou médico?” e “quantas vezes consultou médico nos últimos doze meses?”. A primeira questão informa a probabilidade de contato inicial para cuidado médico, enquanto a segunda fornece a frequência do cuidado médico. A soma das respostas a essas questões fornece uma medida da utilização total, incluindo os indivíduos que não utilizaram nenhum tipo de serviço de saúde. A utilização de internações hospitalares é mensurada de forma semelhante, uma vez que envolve as mesmas questões: “nos últimos doze meses, esteve internado?” e “nos doze últimos meses, quantas vezes esteve internado?”.

A condição socioeconômica é definida pela posição no rendimento mensal familiar *per capita* (rendimento mensal familiar/número de componentes da família), determinada por uma variável *rank* do rendimento que ordena os indivíduos pela posição no rendimento familiar *per capita*.

Para o cálculo da utilização de serviços esperada pela necessidade e, consequentemente, do IHwv, as variáveis de saúde foram classificadas em dois grupos. O primeiro agrupa as variáveis de necessidades e, assim, inclui as variáveis demográficas e de morbidade. O segundo reúne as variáveis de não necessidade ou determinantes sociais.

No quadro 1 estão as variáveis que compõem cada um dos grupos.

5. IBGE, disponível em: <<http://goo.gl/TmYUY7>>.

6. Para os anos de 1998 e 2003, as estatísticas pesquisadas pela Pnad para as UFs Pará, Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá referiam-se apenas à área urbana. De 2004 em diante, as estatísticas para essas UFs e para a região Norte passaram a incluir a área rural.

QUADRO 1
Definição das variáveis de utilização, de necessidade e de não necessidade

Variáveis de utilização de cuidado médico	
<i>Consulta</i>	Nos últimos doze meses, consultou médico?
<i>Nconsulta</i>	Quantas vezes consultou médico, nos últimos doze meses?
<i>Tconsulta</i>	Soma das duas questões referentes à consulta médica (utilização total).
<i>Internação</i>	Nos últimos doze meses, esteve internado?
<i>Ninternacao</i> <i>Tinternacao</i>	Quantas vezes esteve internado, nos últimos doze meses? Soma das duas questões referentes à internação hospitalar (utilização total).
Dummies de necessidade	
<i>m18_29</i>	1, se homem entre 18 e 29 anos, 0, caso contrário.
<i>m30_44</i>	1, se homem entre 30 e 44 anos, 0, caso contrário.
<i>m45_59</i>	1, se homem entre 45 e 59 anos, 0, caso contrário.
<i>m60_69</i>	1, se homem entre 60 e 69 anos, 0, caso contrário.
<i>m70+</i>	1, se homem com 70 ou mais, 0, caso contrário.
<i>f10_17</i>	1, se mulher entre 10 e 17 anos, 0, caso contrário.
<i>f18_29</i>	1, se mulher entre 18 e 29 anos, 0, caso contrário.
<i>f30_44</i>	1, se mulher entre 30 e 44 anos, 0, caso contrário.
<i>f45_59</i>	1, se mulher entre 45 e 59 anos, 0, caso contrário.
<i>f60_69</i>	1, se mulher entre 60 e 69 anos, 0, caso contrário.
<i>f70+</i>	1, se mulher com 70 ou mais, 0, caso contrário.
<i>Bom</i>	1, se estado de saúde bom, 0, caso contrário.
<i>Regular</i>	1, se estado de saúde regular, 0, caso contrário.
<i>Ruim</i>	1, se estado de saúde ruim, 0, caso contrário.
<i>Mruim</i>	1, se estado de saúde muito ruim, 0, caso contrário.
<i>Limitação</i>	1, para limitação de atividade diária, 0, caso contrário.
<i>Crônica</i>	1, para presença de alguma doença crônica, 0, caso contrário.
Renda familiar <i>per capita</i> e dummies sociais	
<i>Lrendapc</i>	Logaritmo da renda <i>per capita</i>
<i>Fundamental</i>	1, se concluiu de dois a oito anos, 0, caso contrário.
<i>Médio</i>	1, se concluiu de nove a onze anos, 0, caso contrário.
<i>Superior</i>	1, se concluiu doze anos ou mais anos, 0, caso contrário.
<i>Desocupado</i>	1, se desocupado, 0, caso contrário.
<i>Ccarteira</i>	1, se empregado com carteira, 0, caso contrário.
<i>Fpúblico</i>	1, se funcionário público ou militar, 0, caso contrário.
<i>Doméstico</i>	1, se doméstico com ou sem carteira, 0, caso contrário.
<i>Scarteira</i>	1, se empregado sem carteira, 0, caso contrário.
<i>Cprópria</i>	1, se trabalhador por conta própria, 0, caso contrário.
<i>Empregador</i>	1, se empregador, 0, caso contrário.
<i>Outra</i>	1, se produção ou construção para consumo ou não remunerado, 0, caso contrário.
<i>Plano</i>	1, para posse de plano de saúde, 0, caso contrário.
<i>Norte</i>	1, se UF da região Norte, 0, caso contrário.
<i>Sudeste</i>	1, se UF da região Sudeste, 0, caso contrário.
<i>Sul</i>	1, se UF da região Sul, 0, caso contrário.
<i>Centro-Oeste</i>	1, se UF da região Centro Oeste, 0, caso contrário.

Elaboração das autoras.

3.2 Procedimento de estimação

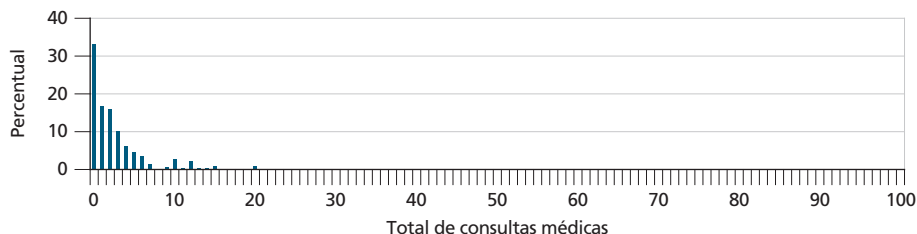
Como as variáveis de utilização de serviços de saúde normalmente assumem valores inteiros não negativos e não são normalmente distribuídas, a forma mais adequada para realizar a padronização pelas necessidades de saúde envolve a utilização de modelos não lineares.

Freqüentemente, a distribuição do uso de serviços de saúde tende a ser assimétrica à direita, com extensa quantidade de zeros e longa cauda à direita. Este comportamento é observado pela distribuição das consultas médicas e internações hospitalares (gráficos 2 e 3) que possuem apenas valores inteiros e não negativos, com muitos indivíduos declarando pouco ou nenhum uso durante os últimos doze meses.

GRÁFICO 2

Distribuição da utilização total de consultas médicas

(Em %)



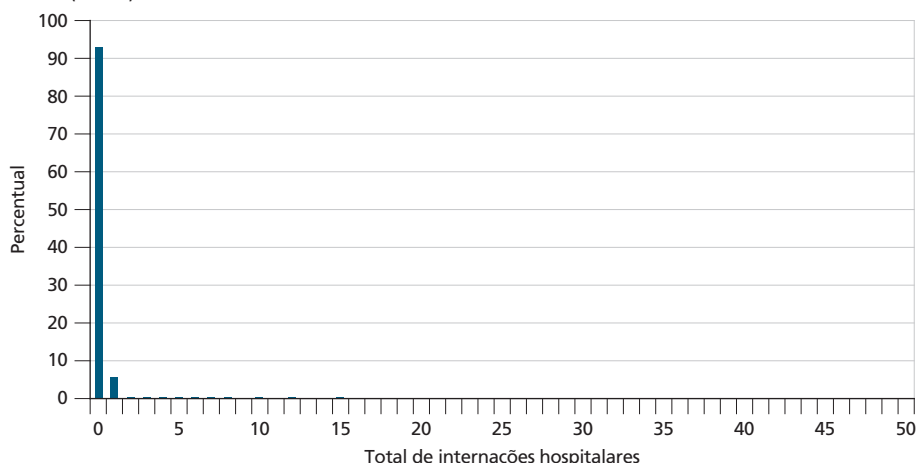
Fonte: IBGE (2008).

Elaboração das autoras.

GRÁFICO 3

Distribuição da utilização total de internações hospitalares

(Em %)



Fonte: IBGE (2008).

Elaboração das autoras.

A natureza discreta dos dados de uso de serviços de saúde necessita de estimadores particulares. O enfoque mais básico assume um processo de Poisson para a probabilidade de observar um determinado evento condicional a intervalo fixo.

A distribuição de Poisson, descrita como a probabilidade de ocorrência do evento y_i , condicional a um conjunto de características X_i , é dada por:

$$\Pr(Y = y_i/X_i) = \exp(-\lambda_i)\lambda_i^{y_i}/y_i!, \text{ para } y_i = 0, 1, \dots, \quad (5)$$

em que $\exp(\cdot)$ é uma função exponencial; $y_i!$ representando fatorial de y_i ; e λ_i é a média condicional da contagem, especificada como:

$$\lambda_i = E[y_i/X_i] = \exp(x'\beta), \quad (6)$$

em que β representa o coeficiente e o vetor x corresponde às variáveis explicativas. Entretanto, a distribuição de Poisson assume a propriedade de equidispersão, ou seja, $E[y_i/X_i] = V[y_i/X_i] = \lambda_i$, propriedade comumente violada em dados de uso de cuidado com a saúde em que, frequentemente, observa-se *overdispersion* dos dados, ou seja, $E[y_i/X_i] < V[y_i/X_i]$.

A relação variância/média de 7,97 e 3,33 para o número de consultas médicas e internações hospitalares, respectivamente, sugere *overdispersion* nos dados. Esta foi testada assumindo uma *overdispersion* com a forma (Cameron e Trivedi, 2005, p. 670-671):

$$V[y_i/X_i] = \lambda_i + \alpha f(\lambda_i), \quad (7)$$

em que α é um parâmetro desconhecido e $f(\lambda_i)$ é uma função da média, comumente, $f(\lambda) = \lambda^2$ ou $f(\lambda) = \lambda$.

O teste para $H_0: \alpha = 0$ contra $H_A: \alpha > 0$ pode ser implementado, estimando-se um modelo de Poisson, elaborando valores estimados e, por fim, testando a significância do coeficiente α da regressão auxiliar de mínimos quadrados sem constante:

$$\frac{(y_i - \hat{\lambda}_i)^2 - y_i}{\hat{\lambda}_i} = \alpha \frac{g(\hat{\lambda}_i)}{\hat{\lambda}_i} + u_i. \quad (8)$$

Não foi possível rejeitar a hipótese nula de que os dados de consultas médicas e internações hospitalares possuem *overdispersion*.⁷

7. Os resultados dos testes podem ser obtidos diretamente com as autoras deste artigo.

Analisando os mesmos dados que Cameron e Trivedi (1986), Mullahy (1997) mostrou que o excesso de zeros em modelos de contagem é um resultado “intrínseco da heterogeneidade não observada”, argumentando que, dependendo do tipo de serviço e das razões para a não utilização, a observação de nenhum uso durante um período pode decorrer de perspectivas de planejamento ou de política.

A hipótese de *equidispersion* no modelo de Poisson foi, então, relaxada, introduzindo um efeito individual não observado dentro da função (5), que permite capturar a natureza discreta, censurada e a *overdispersion* dos dados. Deste modo, a distribuição de y_i condicionada em X_i e o efeito não observado (u_i) permanecem como uma distribuição de Poisson:

$$f(y_i/X_i, u_i) = \exp(-\lambda_i u_i) (\lambda_i u_i)^{y_i} / y_i! \quad (9)$$

Na equação (9), λ_i deixa de ser determinística e passa a ser aleatória; $\lambda_i = \exp(x'\beta)\exp(u_i)$. Se $g(u_i)$ representa a densidade de probabilidade para u_i , então a densidade marginal pode ser obtida integrando $f(y_i/X_i, u_i)$ com respeito a u_i :

$$f(y_i/X_i) = \int_0^\infty \frac{e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}}{\lambda_i} g(u_i) du_i \quad (10)$$

Desse modo, a densidade marginal dependerá da forma assumida por $g(u_i)$. Assumindo, como em Greene (2000), que $g(u_i)$ tenha uma distribuição gama igual a:

$$g(u_i) = \frac{\alpha^\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\alpha u_i} u_i^{\alpha-1}, \quad (11)$$

chega-se a uma forma de distribuição binomial negativa, correspondente ao modelo binomial negativo.⁸ Logo, a densidade para y_i é igual a:

$$f(y_i/X_i) = \frac{\Gamma(\alpha+y_i)}{\Gamma(y_i+1)} \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i+\alpha}\right)^{y_i} (1-r_i)^\alpha, \text{ em que } r_i = \frac{\lambda_i}{\lambda_i+\alpha} \quad (12)$$

8. Este corresponde ao modelo Negbin II descrito em Cameron e Trivedi (1986). No Negbin II, a variância é uma função quadrática da média $\lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i^2)$, enquanto, no Negbin I, a variância é proporcional a media, $\lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i)$.

Portanto, a distribuição terá média e variância iguais, respectivamente, a:

$$\begin{aligned} E[y_i/\lambda_i, \alpha] &= \lambda_i \\ V[y_i/\lambda_i, \alpha] &= \lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i^2), \end{aligned} \tag{13}$$

em que α representa o parâmetro de *overdispersion* dos dados que, quando igual a zero, indica ausência de *overdispersion*, resultando em média igual à variância, como no modelo de Poisson. Havendo *overdispersion*, o modelo binomial negativo produzirá estimativas consistentes e eficientes, tendo sido aplicado extensivamente em estudos de utilização de serviços de saúde (Gerdtham, 1997; Pohlmeier e Ulrich, 1995; Cameron *et al.*, 1988; Cameron e Trivedi, 1986).

É importante observar que os valores dos ICs possuem origem em amostras, sendo, então, necessário o cálculo de desvios-padrão para testar sua significância estatística.

O problema é que a Pnad possui desenho amostral complexo, que envolve estratificação, amostragem em conglomeração ou *cluster* (multiestágios) e probabilidade de seleção diferente. É realizada uma estratificação geográfica na qual o país é dividido entre 36 amostras naturais: *i*) dezoito UFs formam, cada uma delas, um estrato independente; *ii*) as outras nove UFs (Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul) dão origem a dois estratos, um formado por todos os municípios da região metropolitana (RM) e outro com os demais municípios.

Nos nove estratos formados pelas RMs, o plano de amostragem é realizado em dois estágios e as unidades primárias de amostragem (Upas ou Psus, do inglês *primary sampling unit*) são formadas pelos setores censitários. Nos outros 27 estratos, a amostragem é realizada em três estágios. No primeiro, os municípios são as Psus classificadas em autorrepresentativas (probabilidade 1 de pertencer à amostra) e não representativas. As não representativas passam por um processo de estratificação em que a seleção ocorre com reposição e com probabilidade proporcional ao tamanho da população no último Censo demográfico. No segundo estágio, setores censitários são selecionados em cada município por probabilidade proporcional e com reposição. Finalmente, no último estágio, em cada setor censitário são selecionadas unidades domiciliares com equiprobabilidade para investigação das características dos moradores e de habitação.

A desconsideração do desenho amostral complexo da Pnad pode conduzir a estimativas viesadas da variância, alterando inclusive a significância dos parâmetros estimados. Deste modo, conforme recomendado por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003), foi utilizado o procedimento de *bootstrap* na obtenção das estimativas dos erros-padrão. Uma dificuldade para fazer isso são os estratos com

Psu única nas UFs que originaram dois estratos. Para resolver esses problemas, os estratos com Psus únicas foram identificados e agrupados em um novo estrato na mesma UF. A estimativa dos erros-padrão envolveu a criação de cem variáveis pesos, aplicados na estimação da equação de uso ponderada pelos pesos replicados e dos ICs e IHwvs que também são ponderados por esses pesos.⁹

4 RESULTADOS: ÍNDICES DE CONCENTRAÇÃO

4.1 Brasil

A tabela 1 apresenta os ICs e os IHwvs para consultas médicas e internações hospitalares para o Brasil como um todo.

Para as consultas médicas, os ICs em todos os períodos são positivos e estatisticamente significantes, indicando uma desigualdade pró-rico. A magnitude do IC é muito menor em 2003; no entanto, essa queda é revertida em 2008, quando o índice calculado é similar ao de 1998.

Os valores correspondentes dos IHwvs são maiores em magnitude do que aqueles dos ICs, evidência de que quando as necessidades de saúde são levadas em consideração, as desigualdades pró-rico são ainda mais elevadas em cada um dos anos. Verifica-se, contudo, uma tendência clara, ainda que lenta, de redução da desigualdade com os índices calculados passando de 0,109, em 1998, para 0,0887, em 2003 e, finalmente, para 0,0797, em 2008. Este resultado indica que a desigualdade dos mais ricos consumirem mais os serviços de consultas médicas do que os mais pobres tende a reduzir-se ao longo da década. Deve-se notar, entretanto, que, apesar da evolução temporal demonstrar uma tendência decrescente para a desigualdade no uso de consultas, essa medida permaneceu significativa em 2008. Além disso, quando não se controla pela necessidade de uso, os ICs apontam para a manutenção do padrão de desigualdade das consultas médicas, como discutido anteriormente.

No que diz respeito à desigualdade nas internações hospitalares, os ICs são todos negativos, indicando, em todos os anos, uma desigualdade pró-pobre. Ainda que os IHwvs também sejam negativos em todos os anos, a perda de significância estatística em 2003 e 2008 indica a evolução para uma situação de equidade horizontal. Em 1998, a situação era favorável aos mais pobres (coeficiente significativo igual a -0,0336), mas, em 2003 e em 2008, os coeficientes são não significativos (iguais a -0,0037 e -0,0035, respectivamente).

9. A estimativa dos erros-padrão que incorpora o desenho amostral necessita que sejam levantadas informações sobre o estrato e a Psu (unidade primária de amostragem), além da identificação dos municípios em autorrepresentativos e não representativos. Para detalhes sobre o plano amostral da Pnad, ver Silva, Pessoa e Lila (2002). Sobre o procedimento de cálculo dos desvios-padrão por *bootstrap* em amostras complexas no Stata, ver Nelder (2004).

TABELA 1
Brasil: ICs e IHwvs para consultas médicas e utilização total de internações hospitalares (1998, 2003 e 2008)

Variável	1998		2003		2008	
	IC	IHwv	IC	IHwv	IC	IHwv
Consultas	<i>0,0717***</i>	<i>0,109***</i>	<i>0,0468***</i>	<i>0,0887***</i>	<i>0,0738***</i>	<i>0,0797***</i>
	<i>(0,00337)</i>	<i>(0,00303)</i>	<i>(0,00332)</i>	<i>(0,00278)</i>	<i>(0,00271)</i>	<i>(0,00254)</i>
	<i>0,0717***</i>	<i>0,109***</i>	<i>0,0468***</i>	<i>0,0887***</i>	<i>0,0738***</i>	<i>0,0797***</i>
	<i>(0,0029)</i>	<i>(0,00195)</i>	<i>(0,00212)</i>	<i>(0,00194)</i>	<i>(0,00189)</i>	<i>(0,00174)</i>
	<i>-0,0882***</i>	<i>-0,0336***</i>	<i>-0,0701***</i>	<i>-0,00371</i>	<i>-0,0256***</i>	<i>-0,00355</i>
	<i>(0,00641)</i>	<i>(0,00602)</i>	<i>(0,00653)</i>	<i>(0,00615)</i>	<i>(0,00726)</i>	<i>(0,00730)</i>
N	344.769	344.769	306.282	306.282	319.288	319.288

Elaboração das autoras.

Notas: * p<0,10.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Para calcular a utilidade padronizada nas necessidades foi usado um modelo binomial negativo. Os resultados com procedimento de *bootstrap* estão em itálico.

Ainda que não seja possível uma comparação direta dos resultados aqui obtidos com os demais existentes na literatura, dadas as diferenças metodológicas (quadro 2), verifica-se que qualitativamente eles são os mesmos. Macinko e Lima-Costa (2012), Almeida *et al.* (2013) e Andrade *et al.* (2013) também encontram evidência de redução das desigualdades a favor dos ricos no uso de consultas médicas. Além disso, todos encontram evidências de desigualdade a favor dos mais pobres nas internações hospitalares. Contudo, somente para Almeida *et al.* (2013) os IHwvs são estatisticamente insignificantes como os encontrados neste artigo.

4.2 Regiões

A tabela 2 apresenta os ICs e os IHwvs para a utilização total de consultas médicas.

Para todos os anos, os ICs são positivos e estatisticamente significantes, indicando desigualdade pró-rico. Eles são, ainda, sempre maiores na região Nordeste. Na comparação entre os anos de 1998 e 2008, os ICs expressam magnitudes semelhantes nas regiões Nordeste e Sul, aumentos moderados nas regiões Norte e Sudeste e um aumento importante na região Centro-Oeste.

A redução na desigualdade só aparece quando são usados índices padronizados pelas necessidades de cuidados. Novamente, os índices são positivos e estatisticamente significantes para todas as regiões, em todos os períodos. Além disso, exceto para a região Centro-Oeste, em que a desigualdade pró-rico na utilização de

consultas médicas aumentou 1,95%, nas demais regiões, a desigualdade pró-rico reduziu-se. Na região Norte, o IHwv caiu 24,45%; na região Nordeste, 31,55%; na região Sudeste, 22,60%; e na região Sul, 30,36%.

Esses resultados contrastam com os encontrados em Andrade *et al.* (2013), em que a redução na desigualdade só aparece claramente nos ICs não padronizados. A diferenças nesses resultados pode ser uma decorrência dos controles para estimar a demanda por utilização em cada trabalho.

TABELA 2
Regiões brasileiras: ICs e IHwvs na utilização total de consultas médicas (1998, 2003 e 2008)

Regiões	1998		2003		2008	
	IC	IHwv	IC	IHwv	IC	IHwv
Norte	<i>0,0510***</i>	<i>0,0777***</i>	<i>0,0195**</i>	<i>0,0413***</i>	<i>0,0659***</i>	<i>0,0587***</i>
	<i>(0,0111)</i>	<i>(0,0104)</i>	<i>(0,00911)</i>	<i>(0,00926)</i>	<i>(0,00674)</i>	<i>(0,00610)</i>
	N = 26.064	N = 26.064	N = 32.609	N = 32.609	N = 40.240	N = 40.240
Nordeste	<i>0,0942***</i>	<i>0,103***</i>	<i>0,0676***</i>	<i>0,0764***</i>	<i>0,0933***</i>	<i>0,0705***</i>
	<i>(0,00506)</i>	<i>(0,00487)</i>	<i>(0,00559)</i>	<i>(0,00492)</i>	<i>(0,00453)</i>	<i>(0,00477)</i>
	N = 110.687	N = 110.687	N = 98.708	N = 98.708	N = 101.830	N = 101.830
Sudeste	<i>0,0300***</i>	<i>0,0770***</i>	<i>0,0151**</i>	<i>0,0731***</i>	<i>0,0440***</i>	<i>0,0596***</i>
	<i>(0,00465)</i>	<i>(0,00443)</i>	<i>(0,00512)</i>	<i>(0,00446)</i>	<i>(0,00411)</i>	<i>(0,00354)</i>
	N = 113.853	N = 113.853	N = 92.458	N = 92.458	N = 93.880	N = 93.880
Sul	<i>0,0330***</i>	<i>0,0840***</i>	<i>0,0156***</i>	<i>0,0720***</i>	<i>0,0321***</i>	<i>0,0585***</i>
	<i>(0,00629)</i>	<i>(0,00582)</i>	<i>(0,00638)</i>	<i>(0,00561)</i>	<i>(0,00557)</i>	<i>(0,00571)</i>
	N = 57.549	N = 57.549	N = 49.167	N = 49.167	N = 48.028	N = 48.028
Centro-Oeste	<i>0,0379***</i>	<i>0,0820***</i>	<i>0,0131**</i>	<i>0,0664***</i>	<i>0,0628***</i>	<i>0,0836***</i>
	<i>(0,00817)</i>	<i>(0,00771)</i>	<i>(0,00714)</i>	<i>(0,00732)</i>	<i>(0,00735)</i>	<i>(0,00660)</i>
	N = 36.616	N = 36.616	N = 33.340	N = 33.340	N = 35.310	N = 35.310

Elaboração das autoras.

Notas: * p<0.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: ¹ Desvios-padrão entre parênteses.

² A utilidade padronizada nas necessidades foi calculada por um modelo binomial negativo. Os resultados com procedimento de *bootstrap* estão em *itálico*.

A tabela 3 contém os ICs e os IHWvs para a utilização total de internações hospitalares.

Os ICs não padronizados são quase que majoritariamente negativos, indicando desigualdade pró-pobre. De forma geral, esses resultados são consistentes com os obtidos por Andrade *et al.* (2013), os quais indicam desigualdade inexpressiva em todas as regiões em 1998 e 2008.

Os IHWvs que aparecem como negativos e estatisticamente significantes em 1998, em todas as regiões, perdem significância estatística em 2008, indicando um movimento em direção à ausência de desigualdade horizontal ao longo do tempo.

TABELA 3
Regiões brasileiras: ICs e IHWvs na utilização total de internações hospitalares (1998, 2003 e 2008)

Regiões	1998		2003		2008	
	IC	IHWv	IC	IHWv	IC	IHWv
Norte	-0,0578*** (0,0181)	-0,0169 (0,0179)	-0,0687*** (0,0149)	-0,0302** (0,0146)	-0,0399** (0,0200)	-0,0212 (0,0181)
	-0,0578*** (0,0154)	-0,0169 (0,0150)	-0,0687*** (0,0150)	-0,0302** (0,0142)	-0,0399** (0,0163)	-0,0212 (0,0159)
	N = 26.064	N = 26.064	N = 32.609	N = 32.609	N = 40.240	N = 40.240
Nordeste	-0,0529*** (0,0112)	-0,0360*** (0,0108)	-0,0275*** (0,00905)	-0,000297 (0,00812)	-0,0104 (0,0117)	-0,0180 (0,0112)
	-0,0529*** (0,00865)	-0,0360*** (0,00845)	-0,0275*** (0,00862)	-0,000297 (0,00841)	-0,104 (0,0114)	-0,0180 (0,0112)
	N = 110.687	N = 110.687	N = 98.708	N = 98.708	N = 101.830	N = 101.830
Sudeste	-0,0949*** (0,0116)	-0,0291*** (0,0113)	-0,0826*** (0,011)	-0,00156 (0,0103)	-0,0285** (0,0113)	-0,00211 (0,0108)
	-0,0949*** (0,00998)	-0,0291*** (0,00973)	-0,0826*** (0,0103)	-0,00156 (0,00995)	-0,0285** (0,0101)	-0,00211 (0,0108)
	N = 113.853	N = 113.853	N = 92.458	N = 92.458	N = 93.880	N = 93.880
Sul	-0,120*** (0,0133)	-0,0519*** (0,0123)	-0,0763*** (0,0162)	0,00639 (0,0148)	-0,0409*** (0,0175)	0,00377 (0,0177)
	-0,120*** (0,0122)	-0,0519*** (0,0117)	-0,0763*** (0,0129)	0,00639 (0,0124)	-0,0409*** (0,0144)	0,00377 (0,0139)
	N = 57.549	N = 57.549	N = 49.167	N = 49.167	N = 48.028	N = 48.028
Centro-Oeste	-0,129*** (0,0157)	-0,0582*** (0,0156)	-0,130*** (0,0155)	-0,0466*** (0,0145)	-0,0444*** (0,0151)	-0,00631 (0,0148)
	-0,129*** (0,0147)	-0,0582*** (0,0143)	-0,130*** (0,0155)	-0,0466*** (0,0148)	-0,0444*** (0,0155)	-0,00631 (0,0152)
	N = 36.616	N = 36.616	N = 33.340	N = 33.340	N = 35.310	N = 35.310

Elaboração das autoras.

Notas: * p<0.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: ¹ Desvios-padrão entre parênteses.

² A utilidade padronizada nas necessidades foi calculada por um modelo binomial negativo. Os desvios-padrão calculados por *bootstrap* estão em itálico.

QUADRO 2

Resumo das estimações da desigualdade na utilização de serviços de saúde no Brasil (1998-2008)

Artigo	Principal contribuição	Variáveis de cuidados com a saúde	Tratamento do plano amostral	Escala geográfica	Resultados
Macinko e Lima-Costa (2012)	Primeiro artigo a empregar o Índice de Iniquidade Horizontal desenvolvido por Wagstaff e Van Doorslaer (2000) para mensuração da evolução das iniquidades sociais em variáveis de saúde no Brasil.	Probabilidade de visitar um médico, dentista ou hospital e usar qualquer serviço de saúde.	Utilização dos pesos amostrais da Pnad	Brasil	Os autores realizam uma comparação entre os resultados do IC e do IH, e verificam que os valores para o IH são levemente mais elevados que os valores para IC, uma vez que as necessidades de cuidado são levadas em consideração. Os autores encontram desigualdades na utilização de serviços de saúde geralmente decrescente no Brasil. Normalmente, elas são pró-rico para os serviços de consultas médicas e odontológicas, mas têm crescido pouco ao longo do período (1998-2008), enquanto, para a utilização de hospitalização, a desigualdade mostra-se pró-pobre.
Almeida <i>et al.</i> (2013)	Análise da desigualdade de saúde em saúde e em serviços de saúde.	Probabilidade e número de visitas médicas, probabilidade de visitas odontológicas, probabilidade de internação e número de dias de internação.	Utilização dos pesos amostrais da Pnad	Brasil	Os autores percebem que as diferenças na probabilidade e intensidade do uso de consultas médicas, dias de internação e probabilidade de consultar dentista, entre diversos grupos de renda, decresceram lentamente ao longo do tempo.
Andrade <i>et al.</i> (2013)	A consideração de uma variável <i>proxie</i> para a variável de procura corrigida pela demanda não observada e estimação de IC para a cobertura do PSF.	Além das variáveis de utilização usualmente consideradas na literatura (realização de consultas médicas, número de consultas médicas, internação hospitalar e consulta odontológica), os autores estimaram a desigualdade para a demanda não observada e a desigualdade na cobertura do Programa de Saúde da Família (PSF).	Utilização dos pesos amostrais da Pnad	Brasil e grandes regiões	A análise dos indicadores de concentração para a utilização de consultas médicas e serviços odontológicos mostram redução na desigualdade entre 2008 e 1998. Em relação à desigualdade hospitalar, a magnitude em todas as regiões foi pequena e favorável aos mais pobres. Para o indicador de problema de acesso (variável <i>proxie</i> corrigida para a demanda não observada), observou-se desigualdade favorável aos grupos socioeconômicos mais favorecidos do Brasil, ao longo do período, o IC diferiu entre as regiões. Os ICs estimados para medir desigualdade socioeconômica na cobertura do PSF evidenciam a focalização entre indivíduos mais pobres e também sugerem que o PSF seja um elemento compensador das desigualdades socioeconômicas e regionais na atenção primária.

Elaboração das autoras.

4.3 Unidades da Federação

A tabela 4 traz os ICs e IHwvs para a utilização total de consultas médicas para cada uma das UFs.

Todos os ICs expressam sinal positivo, indicando novamente desigualdades a favor dos ricos no uso de consultas médicas. Da mesma forma que na análise regional, a tendência decrescente da desigualdade só aparece de modo mais claro quando se realiza a padronização; portanto, optou-se por restringir a análise das UFs ao IHwv.

Os IHwvs foram significantes para poucas UFs da região Norte. A região Nordeste, entretanto, abriga as UFs com a maior concentração no consumo de consultas médicas favorável aos mais ricos. Além disso, ainda que tenha sido observada uma redução na desigualdade, para a maioria das UFs os índices em 2008 continuam estatisticamente significantes. A exceção é o estado do Maranhão, em que a desigualdade observada em 1998 foi substituída por uma ausência de desigualdade em 2008 (o IHw é positivo, mas deixa de ser estatisticamente significativo). No Rio Grande do Norte, o índice não só continua significativo em 2008, como também tem crescido desde 1998, indicando uma piora na desigualdade horizontal em saúde. Nos demais estados, houve redução nos índices, mas a evidência ainda é de desigualdade no uso de consultas médicas: Piauí (-37,87%), Ceará (-10,02%), Paraíba (-59,52%), Pernambuco (-34,13%), Alagoas (-39,36%), Sergipe (-53,86%) e Bahia (-13,51%).

Nas regiões Sudeste e Sul estão as UFs com a menor desigualdade no uso de consultas relacionada à renda. Os IHwvs, apesar de reduzirem-se ao longo do tempo, permaneceram positivos e estatisticamente significantes, resultado similar ao observado para as UFs da região Nordeste; portanto, o viés pró-rico também caracteriza o uso de consultas médicas das UFs dessas regiões.

Nos estados da região Sudeste, as mudanças nas magnitudes do IHw são bem menos expressivas do que nos estados da região Nordeste: Minas Gerais (-12,32%), Espírito Santo (-28,18%) e São Paulo (-32,77%). No Rio de Janeiro, não houve alteração importante (o IHw aumentou 0,59%).

Nos estados da região Sul, a principal mudança foi em Santa Catarina (-70,87%), seguida do Paraná (-21,78%) e do Rio Grande do Sul (-14,33%).

Nos estados da região Centro-Oeste, os índices também mantiveram-se positivos e significantes em 2008. É observada redução somente para o Mato Grosso do Sul. No caso do Distrito Federal, há uma piora substancial na desigualdade, com o IHwv aumentando 80,72% no período de dez anos.

TABELA 4
Regiões e UFs: ICs e IHwvs na utilização total de consultas médicas (1998, 2003 e 2008)

Regiões e UFs	1998		2003		2008	
	IC	IHwv	IC	IHwv	IC	IHwv
Norte	0,0510*** (0,0111)	0,0777*** (0,0104)	0,0195** (0,00911)	0,0413*** (0,00926)	0,0659*** (0,00674)	0,0587*** (0,00610)
Rondônia	0,0165 (0,0339)	0,0491 (0,0345)	0,0174 (0,0205)	0,0698*** (0,0159)	0,0508*** (0,0160)	0,0706*** (0,0150)
Acre	0,0772* (0,0446)	0,101*** (0,0389)	0,0511** (0,0218)	0,101*** (0,0217)	0,0755*** (0,0249)	0,0676*** (0,0230)
Amazonas	0,00940 (0,0257)	0,0558*** (0,0206)	0,0209 (0,0180)	0,0254 (0,0176)	0,0549*** (0,0153)	0,0486*** (0,0136)
Roraima	0,00636 (0,0270)	0,0736* (0,0380)	-0,0512 (0,0415)	-0,0221 (0,0410)	-0,000584 (0,0207)	-0,00932 (0,0162)
Pará	0,0705*** (0,0130)	0,0908*** (0,0116)	0,0310** (0,0137)	0,0461*** (0,0141)	0,0883*** (0,0114)	0,0738*** (0,0100)
Amapá	0,0459 (0,0301)	0,0753** (0,0303)	0,0108 (0,0287)	0,0304 (0,0248)	0,0790*** (0,0242)	0,0943*** (0,0204)
Tocantins	0,0644*** (0,0218)	0,0818*** (0,0209)	-0,0123 (0,0230)	0,0131 (0,0207)	0,0209 (0,0138)	0,0113 (0,0137)
Nordeste	0,0942*** (0,00506)	0,103*** (0,00487)	0,0676*** (0,00559)	0,0764*** (0,00492)	0,0933*** (0,00453)	0,0705*** (0,00477)
Maranhão	0,104*** (0,0197)	0,102*** (0,0213)	0,0478* (0,0249)	0,0506*** (0,0187)	0,0265 (0,0192)	0,0236 (0,0209)
Piauí	0,0780*** (0,0170)	0,0853*** (0,0136)	0,0592*** (0,0116)	0,0721*** (0,0225)	0,0907*** (0,0110)	0,0530*** (0,0120)
Ceará	0,0833*** (0,0131)	0,0858*** (0,0125)	0,0820*** (0,0191)	0,0580*** (0,00983)	0,117*** (0,00799)	0,0772*** (0,00834)
Rio Grande do Norte	0,0685*** (0,0175)	0,0814*** (0,0170)	0,0747*** (0,0243)	0,0825*** (0,0180)	0,135*** (0,0191)	0,120*** (0,0184)
Paraíba	0,0940*** (0,0200)	0,105*** (0,0243)	0,0575*** (0,0113)	0,0858*** (0,0237)	0,0845*** (0,0108)	0,0425*** (0,0119)
Pernambuco	0,0730*** (0,0132)	0,0923*** (0,0134)	0,0476** (0,0218)	0,0789*** (0,0114)	0,0851*** (0,00852)	0,0608*** (0,00798)
Alagoas	0,0611*** (0,0220)	0,0752*** (0,0205)	0,0617*** (0,0179)	0,0550** (0,0232)	0,0631*** (0,0172)	0,0456*** (0,0165)
Sergipe	0,0799*** (0,0251)	0,0830*** (0,0226)	0,0758*** (0,0115)	0,0701*** (0,0212)	0,0573*** (0,0149)	0,0383*** (0,0130)
Bahia	0,0924*** (0,0124)	0,0970*** (0,0119)	0,0151*** (0,00512)	0,0891*** (0,0101)	0,0979*** (0,00988)	0,0839*** (0,00999)

(Continua)

(Continuação)

Regiões e UFs	1998		2003		2008	
	IC	IHwv	IC	IHwv	IC	IHwv
<i>Sudeste</i>	0,0300*** (0,00465)	0,0770*** (0,00443)	0,0233** (0,00964)	0,0731*** (0,00446)	0,0440*** (0,00411)	0,0596*** (0,00354)
Minas Gerais	0,0252*** (0,00733)	0,0747*** (0,00682)	0,0400** (0,0166)	0,0857*** (0,00792)	0,0532*** (0,00733)	0,0655*** (0,00706)
Espírito Santo	0,0840*** (0,0127)	0,110*** (0,0138)	0,0215** (0,0101)	0,0960*** (0,0145)	0,0651*** (0,0173)	0,0790*** (0,0151)
Rio de Janeiro	0,0409*** (0,00880)	0,0851*** (0,00740)	-0,00611 (0,00651)	0,0657*** (0,00807)	0,0839*** (0,00673)	0,0856*** (0,00626)
São Paulo	0,00410 (0,00750)	0,0476*** (0,00695)	0,0156** (0,00638)	0,0495*** (0,00587)	0,0120* (0,00672)	0,0320*** (0,00604)
<i>Sul</i>	0,0330*** (0,00629)	0,0840*** (0,00582)	0,0185 (0,0120)	0,0720*** (0,00561)	0,0321*** (0,00557)	0,0585*** (0,00571)
Paraná	0,0238** (0,0112)	0,0799*** (0,0102)	-0,00907 (0,0138)	0,0846*** (0,00982)	0,0270*** (0,00879)	0,0625*** (0,00878)
Santa Catarina	0,0298** (0,0144)	0,0865*** (0,0133)	0,0294*** (0,00715)	0,0432*** (0,0150)	-0,000658 (0,0145)	0,0252* (0,0147)
Rio Grande do Sul	0,0469*** (0,00792)	0,0914*** (0,00778)	0,0131* (0,00714)	0,0771*** (0,00647)	0,0557*** (0,00933)	0,0783*** (0,00730)
<i>Centro-Oeste</i>	0,0379*** (0,00817)	0,0820*** (0,00771)	-0,00845 (0,0164)	0,0664*** (0,00732)	0,0628*** (0,00735)	0,0836*** (0,00660)
Mato Grosso do Sul	0,0261 (0,0195)	0,0608*** (0,0170)	-0,0164 (0,0278)	0,0496*** (0,0172)	0,0278* (0,0154)	0,0383*** (0,0146)
Mato Grosso	0,0150 (0,0217)	0,0511** (0,0225)	-0,0258*** (0,00955)	0,0104 (0,0277)	0,0296** (0,0144)	0,0520*** (0,0132)
Goiás	-0,00114 (0,0147)	0,0471*** (0,0129)	0,113*** (0,0121)	0,0427*** (0,0100)	0,0434*** (0,00999)	0,0633*** (0,00926)
Distrito Federal	0,0519*** (0,0117)	0,0913*** (0,0103)	0,0468*** (0,00332)	0,149*** (0,0123)	0,148*** (0,0108)	0,165*** (0,0100)

Elaboração das autoras.

Notas: * p<0.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: ¹ Desvios-padrão entre parênteses.

² A utilidade padronizada nas necessidades foi calculada por um modelo binomial negativo. Para as UFs optou-se por apresentar apenas as estimativas com *bootstrap*. Os resultados sem procedimento podem ser obtidos diretamente com as autoras.

A tabela 5 apresenta os ICs e os IHwvs para a utilização total de internações para cada uma das UFs.

Para internações hospitalares, observam-se ICs com valores majoritariamente negativos, sinalizando que melhores posições no rendimento familiar *per capita* estão associadas a menores consumos de internações hospitalares. Esse resultado permanece mesmo após a padronização pelas necessidades de uso.

TABELA 5
Regiões e UFs: ICs e IHwvs para utilização total de internações hospitalares (1998, 2003 e 2008)

Regiões e UFs	1998		2003		2008	
	IC	IHwv	IC	IHwv	IC	IHwv
Norte	-0,0578*** (0,0181)	-0,0169 (0,0179)	-0,0687*** (0,0149)	-0,0302** (0,0146)	-0,0399** (0,0200)	-0,0212 (0,0181)
Rondônia	-0,0685 (0,0598)	-0,0217 (0,0564)	-0,0138 (0,0322)	0,0719** (0,0280)	-0,0638 (0,0411)	-0,0299 (0,0387)
Acre	0,0124 (0,0660)	0,0176 (0,0628)	-0,0104 (0,0549)	0,0371 (0,0513)	0,00915 (0,0557)	0,0538 (0,0529)
Amazonas	-0,0417 (0,0461)	0,0412 (0,0453)	-0,102*** (0,0388)	-0,0793** (0,0395)	-0,0146 (0,0659)	-0,0155 (0,0622)
Roraima	-0,0909 (0,0911)	-0,0885 (0,0879)	-0,308*** (0,0539)	-0,280*** (0,0491)	-0,0110 (0,0527)	0,00373 (0,0515)
Pará	-0,0408* (0,0239)	-0,0149 (0,0257)	-0,0472** (0,0232)	-0,0209 (0,0210)	-0,0383 (0,0236)	-0,0241 (0,0206)
Amapá	-0,0734 (0,0595)	-0,0594 (0,0636)	-0,0686 (0,0684)	0,0248 (0,122)	-0,0251 (0,166)	0,00105 (0,162)
Tocantins	-0,0288 (0,0331)	-0,00278 (0,0328)	-0,0829*** (0,0239)	-0,0485*** (0,0220)	-0,0799* (0,0411)	-0,0654 (0,0415)
Nordeste	-0,0529*** (0,0112)	-0,0360*** (0,0108)	-0,0275*** (0,00905)	-0,000297 (0,00812)	-0,0104 (0,0117)	-0,0180 (0,0112)
Maranhão	-0,00861 (0,0342)	-0,00558 (0,0310)	-0,00145 (0,0376)	0,00327 (0,0372)	-0,0650* (0,0373)	-0,0366 (0,0370)
Piauí	0,000664 (0,0253)	0,0160 (0,0255)	-0,0366* (0,0205)	-0,0120 (0,0241)	0,0102 (0,0256)	-0,0248 (0,0250)
Ceará	-0,0774*** (0,0292)	-0,0684** (0,0287)	-0,0165 (0,0397)	-0,0311 (0,0190)	0,0502*** (0,0193)	0,0136 (0,0190)
Rio Grande do Norte	-0,0262 (0,0377)	0,00185 (0,0309)	-0,0494** (0,0227)	-0,000616 (0,0335)	-0,0606* (0,0361)	-0,122*** (0,0366)
Paraíba	-0,0399 (0,0354)	-0,0328 (0,0320)	-0,0105 (0,0262)	-0,0326 (0,0255)	0,0700** (0,0356)	0,0407 (0,0340)
Pernambuco	-0,0679*** (0,0213)	-0,0400* (0,0211)	-0,0290 (0,0369)	0,0532** (0,0265)	-0,0458 (0,0423)	-0,0332 (0,0407)
Alagoas	-0,136*** (0,0422)	-0,133*** (0,0452)	-0,122*** (0,0327)	0,0121 (0,0320)	-0,0517 (0,0594)	-0,0647 (0,0653)
Sergipe	-0,0890*** (0,0313)	-0,0985*** (0,0258)	-0,0238 (0,0178)	-0,0796*** (0,0295)	-0,0159 (0,0429)	-0,00921 (0,0385)
Bahia	-0,0513** (0,0249)	-0,0395* (0,0237)	-0,0826*** (0,0110)	0,00533 (0,0164)	-0,00992 (0,0227)	-0,00942 (0,0209)

(Continua)

(Continuação)

Regiões e UFs	1998		2003		2008	
	IC	IHwv	IC	IHwv	IC	IHwv
<i>Sudeste</i>	-0,0949*** (0,0116)	-0,0291*** (0,0113)	-0,0964*** (0,0191)	-0,00156 (0,0103)	-0,0285** (0,0113)	-0,00211 (0,0108)
<i>Minas Gerais</i>	-0,0998*** (0,0189)	-0,0269 (0,0181)	-0,0754* (0,0393)	-0,00898 (0,0172)	-0,0424** (0,0173)	-0,0262 (0,0159)
<i>Espírito Santo</i>	-0,0766 (0,0517)	-0,00769 (0,0533)	-0,0390 (0,0263)	-0,00361 (0,0408)	-0,00142 (0,0503)	0,0300 (0,0479)
<i>Rio de Janeiro</i>	-0,0752*** (0,0197)	0,000711 (0,0198)	-0,0724*** (0,0180)	0,0277 (0,0256)	0,0269 (0,0239)	0,0370 (0,0231)
<i>São Paulo</i>	-0,0786*** (0,0153)	-0,0264* (0,0150)	-0,0763*** (0,0162)	-0,000246 (0,0169)	-0,0120 (0,0187)	0,0197 (0,0176)
<i>Sul</i>	-0,120*** (0,0133)	-0,0519*** (0,0123)	-0,0612** (0,0243)	0,00639 (0,0148)	-0,0409** (0,0175)	0,00377 (0,0177)
<i>Paraná</i>	-0,120*** (0,0197)	-0,0576*** (0,0194)	-0,107*** (0,0251)	0,0350 (0,0224)	-0,0786*** (0,0236)	-0,0254 (0,0238)
<i>Santa Catarina</i>	-0,125*** (0,0328)	-0,0530 (0,0323)	-0,0690*** (0,0214)	-0,0364 (0,0247)	0,00877 (0,0280)	0,0501** (0,0248)
<i>Rio Grande do Sul</i>	-0,120*** (0,0189)	-0,0539*** (0,0170)	-0,130*** (0,0155)	0,00364 (0,0196)	-0,0132 (0,0288)	0,0261 (0,0287)
<i>Centro-Oeste</i>	-0,129*** (0,0157)	-0,0582*** (0,0156)	-0,121*** (0,0327)	-0,0466*** (0,0145)	-0,0444*** (0,0151)	-0,00631 (0,0148)
<i>Mato Grosso do Sul</i>	-0,0814** (0,0378)	-0,0408 (0,0353)	-0,0620** (0,0294)	-0,0328 (0,0315)	0,0100 (0,0226)	0,0348 (0,0217)
<i>Mato Grosso</i>	-0,0544* (0,0309)	0,00648 (0,0291)	-0,152*** (0,0227)	-0,0155 (0,0262)	-0,0440 (0,0327)	0,0143 (0,0363)
<i>Goiás</i>	-0,155*** (0,0245)	-0,0730*** (0,0244)	-0,0360 (0,0305)	-0,0587** (0,0239)	-0,0348 (0,0223)	-0,00741 (0,0219)
<i>Distrito Federal</i>	-0,0618* (0,0353)	0,00808 (0,0322)	-0,0701*** (0,00653)	0,0538* (0,0293)	-0,0401 (0,0287)	-0,0130 (0,0274)

Elaboração das autoras.

Notas: * p<0,1.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: ¹ Erros-padrão entre parênteses.

² A utilidade padronizada nas necessidades foi calculada por um modelo binomial negativo. Para as UFs optou-se por apresentar apenas as estimações com *bootstrap*. Os resultados sem procedimento podem ser obtidos diretamente com as autoras.

Deve-se notar, contudo, que os IHwvs negativos para a utilização de cuidados hospitalares não se revelaram estatisticamente significantes. Van Doorslaer *et al.* (2000) observam que a ausência de precisão nas estimativas dos IHwvs

para o uso de internação pode ser resultado da insuficiente incapacidade de os indicadores de necessidade capturarem as necessidades de internação que aparecem somente em menos de 10,0% da amostra total (em 2008, apenas 7,2% da amostra esteve ao menos um dia internada).

De qualquer forma, dada a não significância dos índices, é possível concluir que parece haver evidência de que não há desigualdade no uso de internações.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A Constituição Federal de 1988, com o propósito de garantir saúde para toda a população brasileira, instituiu o SUS, que oferece integralidade e universalidade na assistência. A literatura mostra, entretanto, que a despeito da oferta de uma cobertura universal, desigualdades na utilização de serviços de saúde relacionadas à renda são persistentes, sendo ampliadas pelas desigualdades regionais na distribuição de renda.

Diante disso, o objetivo deste artigo é analisar a evolução das desigualdades na utilização de serviços de saúde relacionadas à renda em uma perspectiva regional de 1998 a 2008. Para tanto, foram usados ICs que corrigem para diferenças nas necessidades de uso e simulação de desvios-padrão que levam em conta o processo de amostragem complexa das Pnads.

Para a variável utilização de consultas médicas, verificou-se desigualdade favorável aos mais ricos para o Brasil como um todo, para todas as regiões e a maioria das UFs. Esse padrão, contudo, tem evoluído favoravelmente, embora o viés pró-rico continue sendo observado em 2008. Em termos regionais, exceto para a região Centro-Oeste, em que a desigualdade pró-rico na utilização de consultas médicas aumentou, nas demais regiões a desigualdade pró-rico se reduziu. Apesar de esta tendência geral também ser observada para a maioria dos estados, algumas UFs exibiram comportamento temporal de deterioração na desigualdade. Os estados de Rondônia, do Amapá, do Rio Grande do Norte e de Goiás evoluíram para uma maior concentração favorável aos ricos de 1998 a 2008. O Distrito Federal merece atenção particular, dado o aumento substantivo na desigualdade pró-rico no uso das consultas médicas.

No caso da variável internações hospitalares, os ICs e os IHWvs para o Brasil, regiões e estados demonstram sinal negativo ao longo de todo o período, o que sugere um padrão de desigualdade no uso de internações favorável aos mais pobres. Não é encontrada, contudo, significância estatística, o que leva à conclusão de ausência de desigualdade horizontal nas hospitalizações.

A explicação das razões para a mudança na desigualdade não foi objeto deste artigo; entretanto, algumas hipóteses podem ser levantadas a partir de

outras referências encontradas na literatura. Andrade *et al.* (2013), por exemplo, mostram evidências de que a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) contribui para a redução da desigualdade no acesso à saúde, gerando aumentos nas taxas de utilização de consultas médicas, principalmente entre indivíduos que não possuem plano de saúde. Esses resultados são extremamente importantes, uma vez que, em 2008, apenas aproximadamente 25% da população possuía cobertura de seguro privado (Almeida *et al.*, 2013). Deve-se observar, no entanto, que maior número de consultas médicas e internações hospitalares não implica melhor qualidade de acesso.

Dessa forma, entende-se que parte das desigualdades na utilização de serviços de saúde poderá ser atenuada com redução na desigualdade de renda, e que estratégias como a do PSF podem contribuir para a ampliação do acesso à saúde das camadas mais pobres da população. Pesquisas futuras devem, assim, avaliar com cuidado o papel do PSF na redução das desigualdades em saúde para que as estratégias possíveis de redução das desigualdades sejam, mais do que preservadas, reforçadas.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, G. *et al.* Analysis of the evolution and determinants of income-related inequalities in the Brazilian health systems: 1998-2008. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 33, n. 2, p. 90-97, 2013.
- ANDRADE, M. V. *et al.* Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 4, p. 623-645, 2013.
- CAMERON, A. C. *et al.* A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. **The Review of Economic Studies**, v. 55, n. 1, p. 85-106, 1988.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 1, n. 1, p. 29-53, 1986.
- _____. **Microeconometrics: methods and applications**. London: Cambridge University Press, 2005.
- GERDTHAM, U. Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data. **Health Economics**, v. 6, n 3, p. 303-319, 1997.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4. ed. London: Prentice-Hall, 2000.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad)**. Rio de Janeiro: IBGE, 1998.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

MACINKO, J.; LIMA-COSTA, M. F. Horizontal equity in health care utilization in Brazil, 1998-2008. **International Journal for Equity in Health**, v. 11, n. 33, p. 1-8, 2012.

MULLAHY, J. Heterogeneity, excess zeros, and the structure of count data models. **Journal of Applied Econometric**, v. 12, n. 3, p. 337-350, 1997.

NEDER, H. D. Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das Pnads. *In*: CAMPANHOLA, C.; SILVA, J. G. (Org.). **O novo rural brasileiro: rendas das famílias rurais**. Brasília: Embrapa, 2004. v. 5.

NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. Desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na região Sudeste do Brasil. *In*: SEMINÁRIO DE ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina. **Anais...** Diamantina: Cedeplar, 2002. Disponível em: <<http://goo.gl/KN1dN0>>.

_____. O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, p. 521-556, 2007.

PALERMO, P. U.; PORTUGAL, M. S.; SOUZA, F. H. Um estudo sobre desigualdade no acesso à saúde na região Sul. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 10., 2005, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Anpec, 2005.

POHLMIEIER, W.; ULRICH, V. An econometric model of the two-part decision making process in the demand for health care. **The Journal of Human Resources**, v. 30, n. 2, p. 339-361, 1995.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da Pnad: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TRAVASSOS, C. *et al.* Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 5, n. 1, p. 133-149, 2000.

TRAVASSOS, C.; OLIVEIRA, E. X. G.; VIACAVA, F. Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 975-986, 2006.

VAN DOORSLAER, E. *et al.* Equity in delivery of health care in Europe and US. **Journal of Health Economics**, v. 19, issue 5, p. 553-583, 2000.

WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E. Measuring and testing for inequity in the delivery of health care. **The Journal of Human Resources**, v. 35, n. 4, p. 716-733, 2000.

WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E.; WATANABE, N. On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. **Journal of Econometrics**, v. 112, issue 1, p. 207-223, 2003.