

# DETERMINANTES DAS DESIGUALDADES NA UTILIZAÇÃO DE SERVIÇOS DE SAÚDE: ANÁLISE PARA O BRASIL E REGIÕES

Jacqueline Nogueira Cambota<sup>1</sup>

Fabiana Fontes Rocha<sup>2</sup>

O objetivo deste artigo é mensurar e explicar as desigualdades relacionadas à renda na utilização de serviços de saúde (consultas médicas e internações hospitalares) para determinar quais fatores contribuíram para aumentar ou diminuir a desigualdade no cuidado com a saúde, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2008, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Inicialmente foram construídos índices de concentração, sem e com padronização, pelas variáveis de necessidades de saúde (índice de iniquidade horizontal) para o Brasil e suas regiões. Os resultados indicam iniquidade horizontal pró-rico no uso de consultas médicas e maior grau de iniquidade nas regiões Norte e Nordeste. Por outro lado, não são encontradas evidências de iniquidade no uso de internações hospitalares. A decomposição da desigualdade indica que as contribuições de determinantes de necessidade são principalmente pró-pobre, enquanto os determinantes sociais fornecem contribuições mais diversificadas. Renda, escolaridade e plano de saúde contribuem para aumentar a distribuição pró-rico no uso de consultas médicas e reduzir a distribuição pró-pobre no uso de internações hospitalares. A condição de atividade no mercado de trabalho fornece, principalmente, contribuições pró-pobre em razão do maior custo de oportunidade das pessoas economicamente ativas em procurar cuidados de saúde.

**Palavras-chave:** utilização de cuidados de saúde; iniquidade horizontal; decomposição.

JEL: I14; I15.

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o país passou por mudanças profundas em sua estrutura social, com significativa redução na desigualdade de renda e na pobreza. A desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini, declinou 13,7% entre 1990 e 2012, passando de 0,61, em 1990, para 0,53, em 2012. No mesmo período, a taxa de pobreza alcançou patamares historicamente baixos. Em 1990, essa taxa, que era de 41,9%, passou para 15,9%, em 2012 (Ipea, 2013).

A despeito dos significativos avanços na redução da desigualdade de renda e da pobreza, desigualdades sociais na utilização de serviços de saúde são amplamente verificadas na literatura brasileira (Campino *et al.*, 1999; Almeida *et al.*, 2000; Travassos *et al.*, 2000; Travassos, Oliveira e Viaca, 2006; Nunes *et al.*, 2001; Barros e Bertoldi, 2002; Neri e Soares, 2002; Diaz, 2003; Noronha e Andrade, 2001; Andrade *et al.*, 2011; Palermo, Portugal e Souza, 2005), despertando, assim, o interesse em conhecer seus determinantes.

---

1. Economista no Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (Etene) do Banco do Nordeste. *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>.

De acordo com Andrade *et al.* (2013), apesar de o sistema de saúde brasileiro ter sido formulado para garantir acesso universal e igualitário para toda a população brasileira, seu desenho institucional misto, em que a saúde suplementar constitui uma parcela significativa da assistência à saúde, parece alimentar a desigualdade no acesso e na utilização de serviços de saúde. Assim, a presença de risco moral,<sup>3</sup> caracterizado pela sobreutilização de serviços de saúde entre os usuários de plano de saúde, apresenta-se como uma das faces pelas quais o próprio sistema de saúde brasileiro contribui para o surgimento das desigualdades sociais no cuidado.

A organização descentralizada dos serviços do Sistema Único de Saúde (SUS), dada pela participação compartilhada de cada esfera do governo (União, estados e municípios) na oferta e no financiamento de serviços de saúde, é outra característica do SUS que contribui para uma oferta desigual entre as Unidades da Federação (UFs), uma vez que localidades mais pobres enfrentam maiores dificuldades em cumprir com suas responsabilidades no financiamento e na oferta de serviços de saúde.

Além disso, a desigualdade na distribuição de renda regional representa uma dificuldade adicional para a população residente em áreas mais pobres, que conta com uma oferta insuficiente do SUS, e não pode pagar por planos nem por seguros de saúde suplementar. Desse modo, a desigualdade na distribuição de renda regional funciona como uma barreira para a aquisição de cuidados de saúde pela população mais pobre dessas regiões. Como destacado por Noronha e Andrade (2007), quanto maior a desigualdade na distribuição de renda, menor é a chance de a pessoa reportar bom estado de saúde no Brasil.

Nesse sentido, Almeida *et al.* (2000) argumentam que, a despeito das medidas regulatórias para aumento da eficiência e redução das desigualdades, a entrega de serviços de saúde permaneceu bastante desigual dentro do país, envolvendo, além da dimensão socioeconômica, uma dimensão geográfica.

Travassos, Oliveira e Viacava (2006) mostram que o acesso à saúde no Brasil é fortemente influenciado pela condição socioeconômica e pelo local de residência, uma vez que pessoas com melhor condição econômica e moradoras de regiões mais desenvolvidas possuem maiores chances de acesso a serviços de saúde do que aquelas que vivem em regiões menos desenvolvidas e com baixa condição socioeconômica.

As causas das desigualdades na utilização de serviços de saúde no Brasil, no entanto, não podem ser explicadas somente pelas características dos SUS apontadas acima, uma vez que também estão relacionadas aos determinantes da utilização desses serviços. Nesse sentido, dois trabalhos fornecem contribuições importantes para essa literatura: Mancinko e Lima-Costa (2012) e Almeida

---

3. Evidências de risco moral na utilização de serviços de saúde podem ser encontradas em Andrade e Maia (2009) e em Maia, Andrade e Oliveira (2004).

*et al.* (2013), os quais procuram identificar os principais fatores que afetaram a desigualdade na utilização de serviços de saúde nos três anos em que foi realizado o suplemento de saúde da Pnad. Em ambos os trabalhos mostra-se que, a despeito da redução da desigualdade na utilização de serviços de saúde relacionada à renda, fatores socioeconômicos continuam contribuindo para uma utilização desigual dos serviços de saúde no Brasil.

Este artigo avança em relação aos trabalhos de Mancinko e Lima-Costa (2012) e Almeida *et al.* (2013) em três aspectos: *i*) na estratégia empírica, que trata o processo de utilização de serviços de saúde em duas etapas distintas – contato inicial e contatos subsequentes –, o que permite analisar a contribuição dos determinantes em cada uma destas etapas; *ii*) na inferência estatística, que considera o desenho amostral complexo para o cálculo das estimativas dos desvios padrão; conforme Van Doorslaer, Koolman e Jones (2004), a desconsideração desse desenho sujeita as estimativas da variância a vieses; e *iii*) na análise regional, justificada tanto pela desigualdade na oferta de serviços de saúde quanto pela desigualdade na distribuição de renda.

Além desta introdução, este artigo está organizado em mais cinco seções. Na seção 2, discute-se as medidas para a obtenção das desigualdades em saúde e o método de decomposição do índice de concentração. Na seção 3, descreve-se a base de dados, definindo-se as variáveis de utilização, de necessidade e sociais. Na seção 4, discute-se a estratégia empírica e o procedimento para inferência estatística em amostras complexas, como a Pnad. A seção 5 apresenta a mensuração das desigualdades na utilização em uma perspectiva regional, e a contribuição dos determinantes da utilização para o surgimento dessas desigualdades. Por fim, na seção 6 são delineadas as considerações finais.

## 2 DESIGUALDADES EM SAÚDE E SEUS DETERMINANTES

As desigualdades em saúde são explicadas por meio da decomposição dos índices de concentração a partir dos determinantes da utilização de serviços de cuidados de saúde, conforme a metodologia proposta por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003).<sup>4</sup> Essa abordagem consiste, portanto, na estimação do índice de concentração e na decomposição dessa medida, o que permite avaliar a contribuição de cada determinante da utilização para a desigualdade. Nas subseções a seguir, discute-se, de forma mais detalhada, a metodologia para a explicação dos determinantes das desigualdades em saúde.

---

4. O enfoque de decomposição do índice de concentração em saúde foi anteriormente aplicado por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003) para analisar as causas da malnutrição no Vietnã. Em trabalho mais recente, Van Doorslaer, Koolman e Jones (2004) utilizam esse mesmo enfoque para explicar as desigualdades no uso de cuidados médicos na Europa.

## 2.1 Estimativa do índice de concentração e de iniquidade horizontal

Diversas medidas de desigualdade de renda são usadas para a obtenção de desigualdades em variáveis de saúde, mas somente o índice de inclinação (SII), o índice de desigualdade relativa (RII) e o índice de concentração (IC) atendem aos requerimentos mínimos necessários para a mensuração de desigualdades sociais em saúde, ao conseguirem: *i)* refletir a dimensão socioeconômica das desigualdades em saúde; *ii)* refletir as experiências da população inteira; e *iii)* ser sensível a mudanças na distribuição da população entre os grupos socioeconômicos. Quando o interesse, porém, está em comparações entre unidades geográficas ou ao longo do tempo, o IC possui uma vantagem adicional, dada por sua representação visual como desvios da perfeita igualdade (Wagstaff, Paci e Van Doorslaer, 1991).

Em virtude dessa vantagem e de ser facilmente calculado por uma “regressão conveniente”, correspondente à transformação da variável saúde contra a *rank* fracionário<sup>5</sup> da variável classificadora da posição socioeconômica, o IC encontra-se mais frequentemente na literatura de desigualdades em saúde, calculado pela seguinte regressão conveniente:

$$\frac{2\sigma_r^2}{\bar{y}} y_i = \alpha_1 + \hat{\beta}_1 r_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que o coeficiente  $\hat{\beta}_1$  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; e  $\sigma_r^2$  é a variância da variável ( $r$ ).

Se a variável de saúde é igualmente distribuída entre os grupos socioeconômicos, o IC será igual a 0. Se, no entanto, estiver concentrada nas mãos da pessoa em maior desvantagem socioeconômica, o IC assumirá seu valor mais baixo (-1). Por outro lado, se estiver concentrada nas mãos da pessoa em menor desvantagem socioeconômica, o IC assumirá seu valor mais alto (1).

O uso de serviços de saúde, entretanto, varia de acordo com as necessidades individuais determinadas por características demográficas e de morbidade. Dessa maneira, a desigualdade estimada com base na equação (1) pode não capturar as diferenças nessas variáveis, tornando necessária a padronização dos índices de concentração pelas necessidades de uso. Somente assim será possível obter uma medida de desigualdade que reflita apenas as desigualdades relacionadas

5. Antes da estimativa de  $\hat{\beta}_1$  deve-se computar a variável *rank* fracionário, definida como  $r_i = \sum_{j=0}^{i-1} \omega_j + \frac{\omega_i}{2}$ . O *rank* fracionário da posição na condição socioeconômica é definido pela equação acima, em que  $\omega_i$  é definido como peso amostral dimensionado para somar 1, com as observações classificadas em ordem crescente da posição na condição socioeconômica, e  $\omega_0 = 0$ .

à condição socioeconômica. A padronização, em suma, resulta em uma medida de iniquidade que permite avaliar desigualdades no uso para pessoas com as mesmas necessidades de saúde.

O primeiro passo para construir essa medida consiste em estimar a demanda por serviços de saúde. Supondo um modelo de variável explicativa linear, tem-se:

$$y_i = \alpha_1 + \beta_1 \ln inc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

em que a variável dependente  $y_i$  é uma variável de utilização do cuidado com a saúde (número de consultas médicas e número de internações hospitalares, por exemplo); e as variáveis explicativas são divididas em três tipos: *i*) o logaritmo da renda familiar individual  $i$  ( $\ln inc_i$ ); *ii*) um conjunto de  $j$  variáveis de necessidade ( $x_j$ ), de características demográficas e de morbidade; e *iii*) um conjunto de  $k$  variáveis ( $z_k$ ), que representam os determinantes sociais da desigualdade na utilização, por estarem correlacionadas com o uso de cuidado com a saúde e com a variável *rank* da distribuição de renda.

O logaritmo da renda indica uma relação côncava entre renda e saúde, ou seja, a saúde tende a crescer com a renda, mas a taxas decrescentes. O vetor  $x_j$  contém as variáveis pelas quais se intenta padronizar, enquanto o vetor  $z_k$  reúne as variáveis pelas quais não se quer padronizar, mas que devem ser controladas a fim de evitar um possível viés nos coeficientes das variáveis de necessidades.  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\delta_j$  e  $\gamma_k$  representam os parâmetros a serem estimados, enquanto  $\varepsilon_i$  corresponde ao termo do erro.

A equação (2) gera os valores previstos das necessidades, ou seja, o uso esperado do indivíduo  $i$  com base em suas características de necessidade. Combinando as estimativas dos coeficientes obtidos dessa equação com os valores observados de  $x_{j,i}$  e com as médias amostrais de  $\ln inc_i$  e de  $z_k$ , chega-se aos valores de utilização “x-esperado”:

$$\hat{y}_i^X = \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 \ln inc_i^m + \sum_j \hat{\delta}_j x_{j,i} + \sum_k \hat{\gamma}_k z_{k,i}^m. \quad (3)$$

Esse valor indica a quantidade de cuidado médico que a pessoa deveria receber se fosse tratada como as outras que, em média, possuem as mesmas características. A estimativa do uso padronizado pelas necessidades  $\hat{y}_i^{IS}$ , necessária para cálculo do índice de iniquidade, será obtida como a diferença entre a utilização efetiva e a utilização “x-esperada” mais a média do  $y_i$  observado:

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

O valor previsto para o uso padronizado nas necessidades ( $\hat{y}_i^{IS}$ ) é, então, usado para obter o índice de iniquidade horizontal (IH<sub>wv</sub>) de Wagstaff e Van Doorslaer (2000). Essa medida é calculada da mesma forma que o índice de concentração (IC) e possui interpretação similar: um valor positivo indica iniquidade horizontal no uso a favor dos mais ricos; um valor negativo representa iniquidade no uso a favor dos mais pobres; e um valor nulo ou não significativo sinaliza a ausência de iniquidade; ou seja, o uso e as necessidades são proporcionalmente distribuídos na distribuição de renda.

## 2.2 Estimativa dos determinantes das desigualdades em saúde com base na decomposição do IC

Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003) demonstram que o IC pode ser decomposto em contribuições das elasticidades e dos índices de concentração das variáveis que determinam a utilização.<sup>6</sup> Assim, supondo que o uso de cuidados com a saúde siga um modelo linear como o descrito em (2), o IC pode ser decomposto em:

$$IC = \eta_r IC_{linc} + \sum_j \eta_j IC_{x,j} + \sum_k \eta_k IC_{zk} + IC_\epsilon / \bar{y}, \quad (5)$$

em que  $IC_{linc}$  é o índice de concentração para a renda;  $IC_{x,j}$  é o índice de concentração definido para  $x_j$ ;  $IC_{zk}$  é o índice de concentração definido para  $Z_{k,i}$ ; e  $IC_\epsilon$  é um índice de concentração generalizado para o termo de erro  $\epsilon$ . Esses índices são computados seguindo a equação (1).

A equação (5) mostra que o IC em saúde é composto de: *i*) componente determinístico dado pela média ponderada dos ICs dos  $k$  regressores (renda, variáveis de necessidade e demais variáveis socioeconômicas), sendo o peso determinado pela elasticidade de cada regressor, definida como  $\eta_j = \delta_j x_j^m / y^m$ , em que  $\delta_j$  é o coeficiente da regressão linear;  $y^m$  é a média ponderada de  $y$  e  $x_j^m$  é a média ponderada de  $x_j$ ; e *ii*) um componente residual que reflete a desigualdade em saúde que não pode ser explicada por variações sistemáticas nas variáveis explicativas entre grupos de renda. O método de decomposição proposto por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003) combina, portanto, análise de regressão e distribuição de dados.

Um problema da aplicação do enfoque linear proposto na equação (5) para a decomposição da desigualdade em cuidados de saúde surge do fato de as medidas de uso normalmente assumirem valores inteiros e não negativos. São assim, por exemplo, a quantidade de consultas médicas e de internações hospitalares, o que torna mais apropriado o uso de modelos não lineares em vez do modelo linear descrito pela equação (5). Uma forma geral para esses modelos pode ser escrita como:

6. A prova utiliza o teorema de Rao (1969) da literatura de desigualdade de renda, como feito por Podder (1993).

7. Essas elasticidades denotam a mudança percentual em  $y$  resultante de uma mudança percentual em  $x_j$ .

$$y_i = G(\beta_1 \ln inc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i}) + \varepsilon_i \quad (6)$$

Apesar de a decomposição não ser diretamente aplicada à equação (6), a representação por aproximação linear permite restaurar o arcabouço de decomposição definido na equação (5) pela representação de efeitos marginais avaliados na média. Para tanto, é definida uma aproximação de um modelo linear de utilização, como:

$$y_i = \beta_1^m \ln inc_i + \sum_j \delta_j^m x_{j,i} + \sum_k \gamma_k^m z_{k,i} + \varepsilon_i \quad (7)$$

em que  $\beta_1^m$  é o efeito parcial para a renda; e  $\delta_j^m$  e  $\gamma_k^m$  são os efeitos parciais para os fatores de necessidade e de não necessidade, respectivamente.

### 3 BASE DE DADOS E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A Pnad tem como objetivo o levantamento de características socioeconômicas da população brasileira, realizando anualmente<sup>8</sup> o levantamento de informações populacionais em todas as UFs. Alguns temas são pesquisados permanentemente e outros são levantados de acordo com as necessidades de informação, possuindo levantamento variável e sendo abordadas em suplementos, como as questões referentes ao acesso e à utilização de serviços de saúde e ao estado de saúde, coletadas em parceria com o Ministério da Saúde (MS) e com periodicidade quinzenal, desde 1998.

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 destas questões fornece uma medida da utilização total, incluindo as pessoas que não tiveram nenhum tipo de cuidado com a saúde. A utilização de internações é mensurada de forma semelhante: “nos doze últimos meses, esteve internado?” e “nos doze últimos meses, quantas vezes esteve internado?”.

A condição socioeconômica é dada pelo rendimento mensal familiar *per capita* (rendimento mensal familiar/número de componentes da família). Será utilizada uma variável *rank* do rendimento, com base no ordenamento das pessoas de acordo com a posição no rendimento familiar *per capita*. Não fizeram parte da amostra os indivíduos sem declaração de rendimento.

Para identificação dos determinantes da desigualdade, as variáveis explicativas da utilização foram classificadas em decorrência do tipo de contribuição para a desigualdade como determinantes de necessidade ou determinantes sociais (ou de não necessidade).

8. Com exceção dos anos de realização do censo populacional.

No grupo de variáveis de necessidade, estão as variáveis demográficas e de morbidade. As primeiras são representadas por doze *dummies* específicas sexo-idade. As segundas são avaliadas por três questões: *i)* de um modo geral, considera seu estado de saúde como muito bom, bom, regular, ruim ou muito ruim, que resultou em quatro *dummies* para a percepção do estado de saúde individual; *ii)* nas duas últimas semanas, deixou de realizar quaisquer de suas atividades habituais por motivo de saúde, que resultou em uma *dummy* para a presença de limitação das atividades habituais; e *iii)* questões referentes às doze doenças crônicas abordadas nos questionários, que resultou em uma *dummy* para a presença de uma das doze doenças crônicas referidas na Pnad.<sup>9</sup>

O grupo de variáveis sociais (ou de não necessidade) envolve a dimensão social da utilização, em que são consideradas variáveis que afetam a utilização diretamente pela relação com a variável *rank* (calculada com base no rendimento familiar *per capita*) e com as variáveis de necessidade. Foram considerados como determinantes sociais o logaritmo do rendimento familiar *per capita*, os anos de estudo, a condição de atividade no mercado de trabalho,<sup>10</sup> a posse de plano de saúde e o local de residência. Assim, foram criadas quatro *dummies* para a escolaridade, nove para a situação no mercado de trabalho, uma para a posse de plano de saúde e cinco *dummies* regionais.<sup>11</sup>

QUADRO 1  
Definição das variáveis de utilização

Variáveis de utilização de cuidado médico	
consulta	Nos últimos doze meses, consultou médico?
nconsulta	Quantas vezes consultou médico, nos últimos doze meses?
tconsulta	Soma das duas questões referentes à consulta médica (utilização total).
internacao	Nos últimos doze meses, esteve internado?
ninternacao	Quantas vezes esteve internado, nos últimos doze meses?
tinternacao	Soma das duas questões referentes à internação hospitalar (utilização total).

(Continua)

9. As doze doenças crônicas abordadas nos questionários são: doença de coluna ou costas; artrite ou reumatismo; câncer; diabetes; bronquite ou asma; hipertensão; doença do coração; insuficiência renal crônica; depressão; tuberculose; tendinite ou tenossinovite; e cirrose.

10. As informações sobre condição de atividade (economicamente ativa ou economicamente inativa), ocupação (ocupados ou desocupados) e posição na ocupação se referem à semana de referência.

11. Foram tomadas como referências as seguintes categorias: m10\_17 (homem com idade entre 10 e 17 anos); estado de saúde muito bom; sem instrução ou menos de um ano de estudo; economicamente inativo; e residente na região Nordeste.

(Continuação)

Variáveis de necessidade	
m18_29	1 se homem entre 18 e 29 anos, 0 caso contrário.
m30_44	1 se homem entre 30 e 44 anos, 0 caso contrário.
m45_59	1 se homem entre 45 e 59 anos, 0 caso contrário.
m60_69	1 se homem entre 60 e 69 anos, 0 caso contrário.
m70+	1 se homem com 70 anos ou mais, 0 caso contrário.
f10_17	1 se mulher entre 10 e 17 anos, 0 caso contrário.
f18_29	1 se mulher entre 18 e 29 anos, 0 caso contrário.
f30_44	1 se mulher entre 30 e 44 anos, 0 caso contrário.
f45_59	1 se mulher entre 45 e 59 anos, 0 caso contrário.
f60_69	1 se mulher entre 60 e 69 anos, 0 caso contrário.
f70+	1 se mulher com 70 anos ou mais, 0 caso contrário.
bom	1 se estado de saúde bom, 0 caso contrário.
regular	1 se estado de saúde regular, 0 caso contrário.
ruim	1 se estado de saúde ruim, 0 caso contrário.
mruim	1 se estado de saúde muito ruim, 0 caso contrário.
limitacao	1 para limitação de atividade diária, 0 caso contrário.
cronica	1 para presença de alguma doença crônica, 0 caso contrário.
Variáveis sociais	
lrendapc	Logaritmo da renda <i>per capita</i> .
fundamental	1 se concluiu de dois a oito anos, 0 caso contrário.
medio	1 se concluiu de nove a onze anos, 0 caso contrário.
superior	1 se concluiu em doze ou mais anos, 0 caso contrário.
desocupado	1 se desocupado, 0 caso contrário.
ccarteira	1 se empregado com carteira, 0 caso contrário.
fpublico	1 se funcionário público ou militar, 0 caso contrário.
domestico	1 se doméstico com ou sem carteira, 0 caso contrário.
scarteira	1 se empregado sem carteira, 0 caso contrário.
cp propria	1 se trabalhador por conta própria, 0 caso contrário.
empregador	1 se empregador, 0 caso contrário.
outra	1 se produção ou construção para consumo ou não remunerado, 0 caso contrário.
plano	1 para posse de plano de saúde, 0 caso contrário.
norte	1 se UF da região Norte, 0 caso contrário.
sudeste	1 se UF da região Sudeste, 0 caso contrário.
sul	1 se UF da região Sul, 0 caso contrário.
centro-oeste	1 se UF da região Centro-Oeste, 0 caso contrário.

Elaboração das autoras com base nos dados da Pnad 2008.

#### 4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E INFERÊNCIA ESTATÍSTICA

A estratégia de estimação mais simples é dada pela representação dos dados como um processo de Poisson, entretanto, como a distribuição de Poisson assume a propriedade de equidispersão, ou seja,  $E[y_i/X_i] = V[y_i/X_i] = \lambda_i$ , hipótese rejeitada após a aplicação do teste de *overdispersion*, conforme sugerido em Cameron e Trivedi (2005),<sup>12</sup> optou-se por uma forma de distribuição binomial, correspondente ao modelo binomial negativo (Negbin II), descrito em Cameron e Trivedi (1986).<sup>13</sup>

Na presença de *overdispersion*, o modelo binomial negativo produz estimativas consistentes e eficientes, sendo extensivamente adotado na literatura (Gerdtham, 1997; Pohlmeier e Ulrich, 1995; Cameron *et al.*, 1988; Cameron e Trivedi, 1986). Mullahy (1997), no entanto, identificou, empregando a mesma base de dados que Cameron e Trivedi (1986), que o excesso de zeros em modelos de contagem pode, na verdade, ser uma implicação estrita da heterogeneidade não observada, a qual ele atribui ao tipo de cuidado e às razões para a não utilização. Diante dessa deficiência do modelo binomial negativo, Mullahy (1997) recomenda que seja adotado como alternativa um modelo *hurdle*, em que se relaxa a suposição de que o excesso de zeros e os resultados positivos possuem o mesmo processo gerador de dados.

A utilização de serviços de saúde foi, portanto, estimada por essas duas formas de especificação: um modelo binomial negativo para identificar a desigualdade na utilização total de cuidados de saúde (número de consultas médicas e número de internações hospitalares), e um modelo do tipo *hurdle* para identificar a desigualdade em cada uma das etapas do processo de decisão (contato inicial e contatos subsequentes).

Com relação à inferência estatística, conforme recomendam Van Doorslaer, Koolman e Jones (2004), realizou-se o procedimento de *bootstrap* para obtenção das estimativas dos erros-padrão dos ICs e dos coeficientes dos termos de contribuição.

Para incorporar o desenho amostral complexo da Pnad às estimativas dos erros-padrão, foram levantadas informações sobre o estrato e a unidade primária de amostragem (PSU), além da identificação dos municípios em autorrepresentativos e não representativos. Um problema da aplicação de *bootstrap* aos dados da Pnad são os estratos com PSU único presentes nas UFs que originaram dois estratos.<sup>14</sup> A resolução para esse problema seguiu a orientação de Silva, Pessoa e Lila (2002), que mostram que os estratos com PSUs únicos, depois de identificados, podem ser agrupados em um novo estrato na mesma UF. Finalmente, a estimativa dos

12. Os resultados não são apresentados, mas podem ser obtidos diretamente com os autores.

13. 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 à média  $\lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i)$ .

14. Para mais detalhes sobre o plano amostral da Pnad, ver Silva, Pessoa e Lila (2002) e, acerca do procedimento de cálculo dos desvios-padrão por *bootstrap* em amostras complexas no Stata, consultar Nelder (2010).

erros-padrão envolveu a criação de cem variáveis-peso., aplicados na estimação da equação de uso ponderada pelos pesos replicados e dos ICs e de iniquidade (IHwv), que também foram ponderados por esses pesos.

## 5 RESULTADOS EMPÍRICOS

### 5.1 Mensuração das desigualdades na utilização de cuidado com a saúde

As desigualdade no uso de cuidados de saúde, utilização de consultas médicas e internações hospitalares foram aferidas por ICs e de IHwv e estão apresentadas na tabela 1.

A utilização de consultas médicas mostrou-se fortemente concentrada nos grupos de renda mais alta. Apenas Roraima e Santa Catarina apresentaram índices de desigualdade favoráveis ao uso pelos mais pobres, mas estes não foram significantes. Entre as regiões geográficas, o grau de concentração no uso de consultas médicas é mais heterogêneo, mas, entre as UFs da mesma região, a concentração é mais homogênea. A região Nordeste abriga as UFs com a maior concentração no consumo de consultas médicas, enquanto nas regiões Sul e Sudeste estão as UFs com menor desigualdade no uso de consultas relacionada à renda.

O IC para internações hospitalares mostra que, quanto melhor a posição no rendimento familiar *per capita*, menor o consumo de internações hospitalares no Brasil. Poucos estados tiveram ICs significantes, sugerindo ausência de iniquidade na utilização de internações hospitalares. Apenas nos estados do Ceará, Paraíba, Rio Grande do Norte, Minas Gerais e Paraná, os ICs foram estaticamente significantes.

O grau de desigualdade, entretanto, estimado por essa medida pode estar subestimado, uma vez que, como pessoas mais pobres normalmente possuem mais necessidades de cuidado, estas também tendem a utilizar mais os serviços de cuidado do que pessoas em melhor condição econômica. Para capturar apenas as desigualdades sociais em saúde, foram calculados os IHwv que mensuram a desigualdade entre pessoas com as mesmas necessidades de uso.

Para a utilização de consultas médicas, os índices de iniquidade horizontal mostram que a desigualdade relacionada à renda aumenta quando são consideradas pessoas com as mesmas necessidades de uso; portanto, pessoas mais ricas usam mais do que o que seria esperado com base em suas necessidades. Esse resultado foi verificado em todas as regiões. As internações hospitalares, entretanto, tiveram comportamento oposto, pois pessoas mais pobres consomem mais internação hospitalar do que o que seria esperado com base em suas necessidades.

Mancinko e Lima-Costa (2012) também encontram evidência de utilização de consultas médicas ligeiramente pró-rico e de utilização de internações hospitalares

pró-pobre. A análise da estrutura de consumo entre grupos de renda também mostra evidências nesse sentido, em que os grupos de renda mais alta consomem mais serviços ambulatoriais, enquanto o consumo de serviços hospitalares é maior entre os grupos de renda mais baixa (Travassos *et al.*, 2000; Travassos, Oliveira e Viacava, 2006; Noronha e Andrade, 2001; Palermo, Portugal e Souza, 2005). Tal fato é sugestivo de que pessoas mais ricas utilizam mais cuidados preventivos, enquanto as mais pobres recorrem mais a cuidados intensivos.

É importante chamar atenção para o fato de que os elevados índices de iniquidade horizontal negativos obtidos para a utilização de cuidados hospitalares também são acompanhados de altos desvios padrão, fazendo com que a maioria se mostrasse não estatisticamente significativa. De acordo com Van Doorslaer *et al.* (2000), a ausência de precisão nas estimativas dos índices de iniquidade horizontal para o uso de internação pode ser resultado da insuficiente capacidade dos indicadores de necessidade de capturar as necessidades de internação, normalmente concentrada em menos de 10% da amostra total.<sup>15</sup> Outra explicação possível pode ser o fato de que os determinantes da utilização de internação estão mais relacionados às características dos prestadores de serviços, tais como características demográficas do profissional de saúde, experiência profissional e forma de pagamento do serviço,<sup>16</sup> variáveis não levantadas pelos suplementos de saúde da Pnad.

TABELA 1

**Brasil, regiões e UFs: índices de desigualdade na utilização total de consultas médicas e internações hospitalares (2008)**

Brasil, regiões e UFs	Consultas médicas		Internações hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Brasil	0,0738*** (0,00271)	0,0797*** (0,00254)	-0,0256*** (0,00726)	-0,00355 (0,00730)
Norte	0,0659*** (0,00674)	0,0587*** (0,00610)	-0,0399** (0,0200)	-0,0212 (0,0181)
Rondônia	0,0508*** (0,0160)	0,0706*** (0,0150)	-0,0638 (0,0411)	-0,0299 (0,0387)
Acre	0,0755*** (0,0249)	0,0676*** (0,0230)	0,00915 (0,0557)	0,0538 (0,0529)
Amazonas	0,0549*** (0,0153)	0,0486*** (0,0136)	-0,0146 (0,0659)	-0,0155 (0,0622)
Roraima	-0,000584 (0,0207)	-0,00932 (0,0162)	-0,0110 (0,0527)	0,00373 (0,0515)

(Continua)

15. As pessoas que estiveram ao menos um dia internada representam apenas 7,2% da amostra total (Pnad 2008).

16. Usuários de planos de saúde possuem, em média, menor número de dias de internação do que os usuários do SUS, o que, normalmente, é atribuído às políticas dos planos de saúde.

(Continuação)

Brasil, regiões e UFs	Consultas médicas		Internações hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Pará	0,0883*** (0,0114)	0,0738*** (0,0100)	-0,0383 (0,0236)	-0,0241 (0,0206)
Amapá	0,0790*** (0,0242)	0,0943*** (0,0204)	-0,0251 (0,166)	0,00105 (0,162)
Tocantins	0,0209 (0,0138)	0,0113 (0,0137)	-0,0799* (0,0411)	-0,0654 (0,0415)
Nordeste	0,0933*** (0,00453)	0,0705*** (0,00477)	-0,0104 (0,0117)	-0,0180 (0,0112)
Maranhão	0,0265 (0,0192)	0,0236 (0,0209)	-0,0650* (0,0373)	-0,0366 (0,0370)
Piauí	0,0907*** (0,0110)	0,0530*** (0,0120)	0,0102 (0,0256)	-0,0248 (0,0250)
Ceará	0,117*** (0,00799)	0,0772*** (0,00834)	0,0502*** (0,0193)	0,0136 (0,0190)
Rio Grande do Norte	0,135*** (0,0191)	0,120*** (0,0184)	-0,0606* (0,0361)	-0,122*** (0,0366)
Paraíba	0,0845*** (0,0108)	0,0425*** (0,0119)	0,0700** (0,0356)	0,0407 (0,0340)
Pernambuco	0,0851*** (0,00852)	0,0608*** (0,00798)	-0,0458 (0,0423)	-0,0332 (0,0407)
Alagoas	0,0631*** (0,0172)	0,0456*** (0,0165)	-0,0517 (0,0594)	-0,0647 (0,0653)
Sergipe	0,0573*** (0,0149)	0,0383*** (0,0130)	-0,0159 (0,0429)	-0,00921 (0,0385)
Bahia	0,0979*** (0,00988)	0,0839*** (0,00999)	-0,00992 (0,0227)	-0,00942 (0,0209)
Sudeste	0,0440*** (0,00411)	0,0596*** (0,00354)	-0,0285** (0,0113)	-0,00211 (0,0108)
Minas Gerais	0,0532*** (0,00733)	0,0655*** (0,00706)	-0,0424** (0,0173)	-0,0262 (0,0159)
Espírito Santo	0,0651*** (0,0173)	0,0790*** (0,0151)	-0,00142 (0,0503)	0,0300 (0,0479)
Rio de Janeiro	0,0839*** (0,00673)	0,0856*** (0,00626)	0,0269 (0,0239)	0,0370 (0,0231)
São Paulo	0,0120* (0,00672)	0,0320*** (0,00604)	-0,0120 (0,0187)	0,0197 (0,0176)

(Continua)

(Continuação)

Brasil, regiões e UFs	Consultas médicas		Internações hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Sul	0,0321*** (0,00557)	0,0585*** (0,00571)	-0,0409** (0,0175)	0,00377 (0,0177)
Paraná	0,0270*** (0,00879)	0,0625*** (0,00878)	-0,0786*** (0,0236)	-0,0254 (0,0238)
Santa Catarina	-0,000658 (0,0145)	0,0252* (0,0147)	0,00877 (0,0280)	0,0501** (0,0248)
Rio Grande do Sul	0,0557*** (0,00933)	0,0783*** (0,00730)	-0,0132 (0,0288)	0,0261 (0,0287)
Centro-Oeste	0,0628*** (0,00735)	0,0836*** (0,00660)	-0,0444*** (0,0151)	-0,00631 (0,0148)
Mato Grosso do Sul	0,0278* (0,0154)	0,0383*** (0,0146)	0,0100 (0,0226)	0,0348 (0,0217)
Mato Grosso	0,0296** (0,0144)	0,0520*** (0,0132)	-0,0440 (0,0327)	0,0143 (0,0363)
Goiás	0,0434*** (0,00999)	0,0633*** (0,00926)	-0,0348 (0,0223)	-0,00741 (0,0219)
Distrito Federal	0,148*** (0,0108)	0,165*** (0,0100)	-0,0401 (0,0287)	-0,0130 (0,0274)

Elaboração das autoras.

Notas: \* p&lt;0,1.

\*\* p&lt;0,05.

\*\*\* p&lt;0,01.

Obs.: 1. Erros-padrão entre parênteses.

2. Para calcular o uso padronizado pelas necessidades, foi estimado um modelo binomial negativo.

## 5.2 Determinantes da desigualdade no cuidado com a saúde

A análise exploratória da concentração no uso do cuidado com a saúde relacionada à renda permitiu identificar o padrão de desigualdade na utilização de consultas médicas e internações hospitalares relacionado à renda, mas não estabelece o que determina essas desigualdades, o que será realizado por meio da decomposição da desigualdade em contribuições dos determinantes da utilização. Essas podem ser positivas - favorecem o uso pelos mais ricos (e uma desigualdade pró-rico) ou negativas - favorecem o uso pelos mais pobres (e uma desigualdade pró-pobre).

As *dummies* sexo-idade mostraram contribuições heterogêneas, mas, de um modo geral, o que se observou foram contribuições das *dummies* do sexo masculino menos favoráveis ao uso pelos mais pobres do que as do sexo feminino.

O impacto positivo das variáveis de morbidade sobre o uso (dado pela elasticidade) e a relação inversa entre elas e a variável *rank* (dada pelo IC) resultaram em contribuições negativas para a desigualdade, que ocorrem no sentido de reduzir as

desigualdades pró-rico e aumentar as desigualdades pró-pobre. A principal exceção foi para a presença de doença crônica, em que se observou um valor positivo para o IC. Uma possível explicação para esse resultado pode estar no maior acesso a diagnóstico dos indivíduos de renda mais elevada.

A renda contribuiu para uma distribuição pró-rico do uso total de consultas médicas e uma distribuição pró-pobre do uso total de internações hospitalares. Esse resultado, entretanto, não necessariamente significa uma melhor utilização das internações pelos mais pobres. Pode, entretanto, ser um indicativo de que estes só conseguem usufruir de cuidados quando precisam de tratamento intensivo.

Outro ponto que chama atenção é o fato de que a contribuição da renda nos contatos subsequentes é consideravelmente menor do que no contanto inicial (etapa) de acesso, fato sugestivo de que a renda é um limitante mais de acesso do que da quantidade de cuidado.

Uma contribuição da renda menor do que o valor do IHwv indica que outras variáveis socioeconômicas contribuem para a desigualdade no uso, o que pode ser verificado nas contribuições significantes da escolaridade, da situação no mercado de trabalho, da posse de plano de saúde e da região de residência.

Pessoas mais escolarizadas possuem maior conhecimento médico, o que resulta em uma maior procura por serviços de saúde em relação a pessoas menos escolarizadas. Além disso, maior escolaridade está associada a maiores rendimentos, resultando em uma contribuição positiva para a desigualdade. Esse resultado foi, especialmente, evidente para pessoas com escolaridade de nível superior. Nem sempre, contudo, a escolaridade aparece como determinante importante da desigualdade no uso, uma vez que ela também reflete as preferências ou os gostos individuais.

Apesar de não haver uma relação direta entre a situação no mercado de trabalho e o cuidado com a saúde, normalmente se encontra uma contribuição significativa da situação no mercado de trabalho para a desigualdade na utilização. O sinal depende da relação entre a situação ocupacional e a renda, assim como do custo de oportunidade em procurar serviços de saúde.

As ocupações com maiores rendimentos (empregado com carteira, funcionário público, conta-própria e empregadores) apresentaram relação positiva com a renda,<sup>17</sup> mas o custo de oportunidade nessas ocupações pode ser maior do que aquele de ocupações com menor remuneração. Além disso, pessoas em pior condição de saúde demandam mais serviços de saúde e encontram dificuldades em adquirir melhores empregos. Desse modo, a contribuição da ocupação para a desigualdade no uso deve ser interpretada com cuidado, uma vez que não é inteiramente exógena ao modelo.

---

17. Os resultados podem ser obtidos diretamente com as autoras.

TABELA 2  
**Brasil: contribuição dos determinantes da utilização para a desigualdade no cuidado com a saúde (2008)**

Variáveis	Consultas médicas			Internações hospitalares		
	Binomial negativo	Hurdle binomial negativo		Binomial negativo	Hurdle Poisson	
		Logit	Negbin truncado		Logit	Poisson truncado
m18_29	0,0000	-0,0001***	0,0000*	0,0004***	0,0005***	-0,0001
m30_44	0,0000*	0,0000***	0,0000***	0,0002***	0,0002***	0,0000
m45_59	0,0013***	-0,0004***	0,0011***	0,0045***	0,0053***	-0,0056
m60_69	0,0028***	0,0006***	0,0017***	0,0066***	0,0083***	-0,0005
m70	0,0004***	0,0003***	0,0002**	0,0012***	0,0011***	0,0003
f10_17	-0,0047***	-0,0020***	-0,0024***	-0,0041***	-0,0032***	-0,0019
f18_29	-0,0069***	-0,0020***	-0,0041***	-0,0126***	-0,0141***	0,0005
f30_44	-0,0032***	-0,0013***	-0,0016***	-0,0038***	-0,0045***	0,0004
f45_59	0,0078***	0,0035***	0,0039***	0,0057***	0,0068***	-0,0007
f60_69	0,0084***	0,0038***	0,0043***	0,0044***	0,0065***	-0,0017
f70	-0,0002	0,0000	-0,0001	0,0026***	0,0025***	0,0007
bom	-0,0010***	-0,0005***	-0,0006***	-0,0011***	-0,0011***	-0,0004
regular	-0,0100***	-0,0035***	-0,0065***	-0,0117***	-0,0104***	-0,0042***
ruim	-0,0064***	-0,0012***	-0,0045***	-0,0091***	-0,0067***	-0,0028***
mruim	-0,0015***	-0,0002***	-0,0012***	-0,0023***	-0,0016***	-0,0007***
limitacao	-0,0018***	-0,0010***	-0,0011***	-0,0039***	-0,0038***	-0,0007***
cronica	0,0125***	0,0069***	0,0072***	0,0104***	0,0090***	0,0050***
Irendapc	0,0237***	0,0202***	0,0082***	-0,0256***	-0,0288***	-0,0046
fundamental	-0,0016**	-0,0054***	0,0012*	0,0000	-0,0018	0,0010
medio	0,0024***	0,0032***	0,0002	-0,0010	-0,0011	0,0010
superior	0,0062***	0,0078***	0,0014*	0,0009	0,0004	0,0021
desocupado	0,0011***	0,0003***	0,0009***	0,0027***	0,0038***	-0,0003
ccarteira	-0,0028***	0,0021***	-0,0044***	-0,0100***	-0,0102***	-0,0064***
fpublico	-0,0007***	0,0012***	-0,0012***	-0,0019***	-0,0016***	-0,0014**
domestico	0,0008***	0,0002***	0,0007***	0,0019***	0,0021***	0,0007***
scarteira	0,0008***	0,0002***	0,0006***	0,0007***	0,0008***	0,0003*
cp propria	-0,0004***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0005***	-0,0006***	-0,0002**
empregador	-0,0022***	-0,0004***	-0,0019***	-0,0014***	-0,0013***	-0,0013**
outra	0,0025***	0,0011***	0,0018***	0,0018***	0,0023***	0,0004
plano	0,0364***	0,0233***	0,0193***	0,0287***	0,0371***	-0,0031
norte	0,0011***	0,0008***	0,0006**	-0,0022***	-0,0020***	-0,0010

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Consultas médicas			Internações hospitalares		
	Binomial negativo	Hurdle binomial negativo		Binomial negativo	Hurdle Poisson	
		Logit	Negbin truncado		Logit	Poisson truncado
sudeste	0,0052***	0,0012***	0,0043***	-0,0002	0,0010	-0,0004
sul	0,0006	-0,0004	0,0008*	0,0025***	0,0033***	0,0007
centro-oeste	-0,0001	-0,0001***	-0,0011	0,0015***	0,0016***	0,0005**
GC <sub>ε</sub>	0,0035	-0,0039	-0,0079	-0,0109	-0,0174	0,0168
IC	0,0739***	0,0542***	0,0198***	-0,0257***	-0,0176***	-0,00776**
IHwv	0,0797***	0,0507***	0,0405***	-0,0034	-0,0056	-0,0097**
Observações	319.288	319.288	212.937	319.288	319.288	22.989

Elaboração das autoras.

Notas: \* p&lt;0,1.

\*\* p&lt;0,05.

\*\*\* p&lt;0,01.

Obs.: Os contatos subsequentes de consultas médicas foram estimados por um modelo binomial negativo truncado, e para os contatos subsequentes de internação hospitalar adotou-se um modelo Poisson truncado, devido à ausência de convergência nas interações do binomial negativo truncado para internações hospitalares.

A posse de plano de saúde foi o determinante social que mais contribuiu para uma desigualdade favorável àqueles em melhor condição econômica. Como, porém, a decisão de possuir um plano de saúde recebe influência da condição de saúde, também pode encobrir algum aspecto da morbidade.

O uso de serviços de saúde também é afetado pelas desigualdades regionais de renda, uma vez que regiões mais pobres são dotadas de menor oferta de serviços médicos, o que, por sua vez, restringe o uso de pessoas residentes nessas regiões. O sinal da contribuição regional dependerá, pois, da distribuição de renda e da oferta de serviços de saúde no que concerne à região de referência.

Por fim, as contribuições remanescentes decorrem de fatores não incorporados ao modelo, agregadas em um termo residual, representado por GC<sub>ε</sub>, que fornece a medida do uso não explicado pelos fatores de necessidade e de não necessidade. Um valor próximo a 0 desse termo significa um bom ajuste do modelo.

Essas contribuições podem variar em relação à etapa de cuidado e entre regiões, o que foi ilustrado pela comparação regional dos determinantes no contato inicial (acesso) e nos contatos subsequentes (quantidade de contatos).

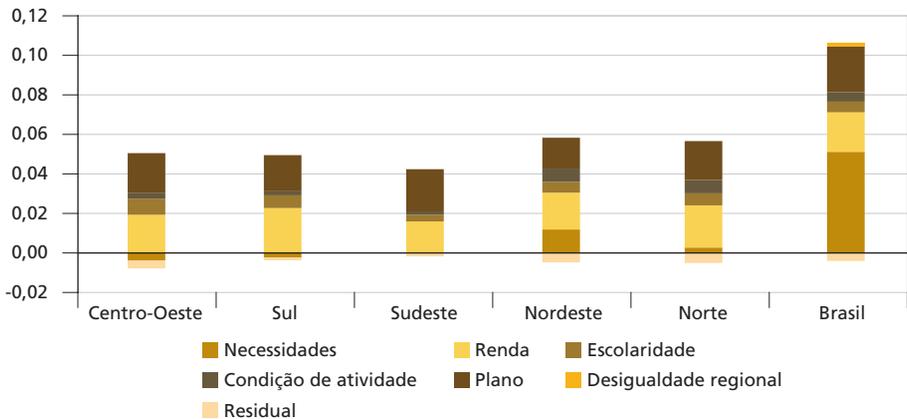
Os determinantes de necessidade (as variáveis demográficas e de morbidade) contribuíram com mais da metade da desigualdade na probabilidade de consultar um médico no Brasil. Portanto, a desigualdade no uso favorável aos mais ricos decorre, em grande parte, da maior necessidade de cuidado desse grupo.

Esse resultado controverso pode ser compreendido quando as características de necessidade são examinadas de forma desagregada. A contribuição das doenças crônicas (0,0069) aparece ao lado da posse de plano de saúde (0,0233) e da renda (0,0202) como os principais determinantes da desigualdade pró-rico na probabilidade de consultar um médico (tabela 2), o que reforça o argumento de que a maior utilização pelos grupos de renda mais alta está associada a algum tipo de acompanhamento médico para tratamento de doenças crônicas.<sup>18</sup>

Quando se examina a desigualdade em âmbito regional, as características de necessidade reduzem suas contribuições para a desigualdade de contato, aparecendo a renda e a posse de plano de saúde como os principais determinantes da desigualdade na probabilidade de contatar um médico (gráfico 1).

GRÁFICO 1

**Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na probabilidade de contatar consultas médicas (2008)**



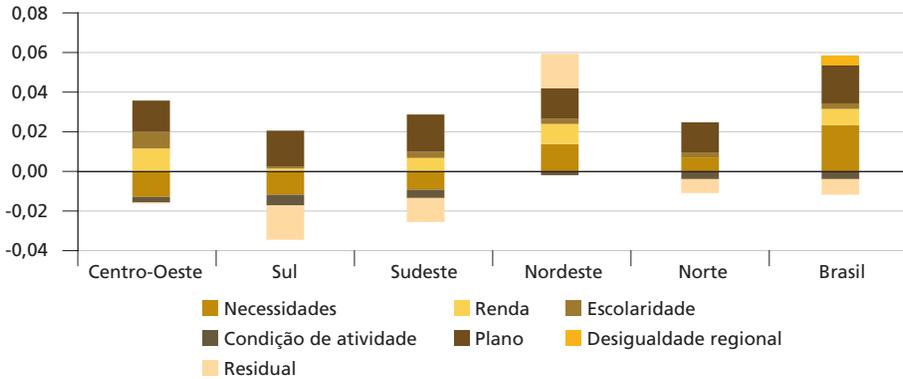
Elaboração das autoras.

Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo *logit*.

Relativamente à desigualdade na frequência de consultas médicas, visualizam-se: contribuição pró-pobre da condição de atividade, provavelmente oriunda do maior custo de oportunidade das pessoas ativas em relação às inativas em manter a frequência no tratamento de saúde; e a manutenção da renda como fonte relevante da desigualdade pró-rico, porém com uma contribuição menor do que a da posse de plano de saúde.

18. Como comentado anteriormente, os grupos de renda mais alta possuem mais acesso a diagnósticos, o que também explica o peso desse determinante como variável explicativa do uso de consultas. Esse resultado, contudo, provavelmente representa apenas mais acesso ao diagnóstico pelos mais ricos, e não menos incidência de doenças crônicas nos mais pobres.

**GRÁFICO 2**  
**Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na frequência de consultas médicas (2008)**

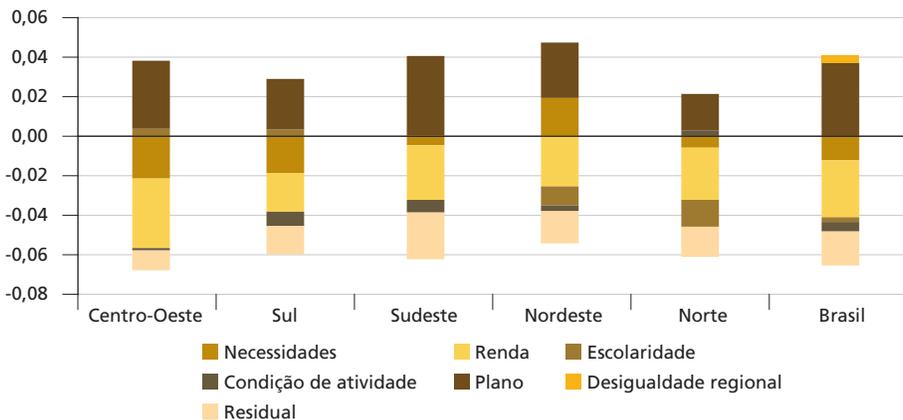


Elaboração das autoras.

Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo binomial negativo truncado.

A probabilidade de internação hospitalar expressa desigualdade favorável aos mais pobres, sendo negativa a contribuição da maioria dos determinantes, ou seja, favorecem o uso pelos mais pobres. A principal exceção foi dada pela contribuição do plano de saúde, que ajudou a reduzir o grau da desigualdade pró-pobre na probabilidade de internação hospitalar.

**GRÁFICO 3**  
**Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na probabilidade de contatar internações hospitalares (2008)**



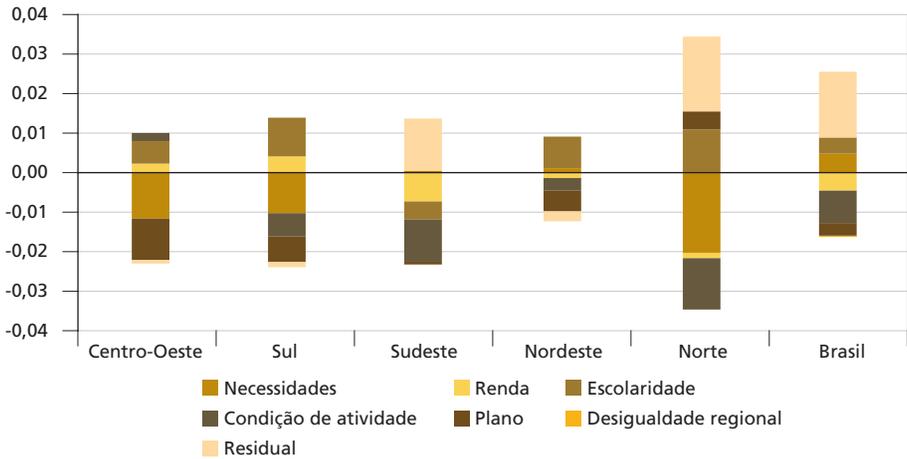
Elaboração das autoras.

Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo *logit*.

A frequência de internações hospitalares também se mostrou favorável aos mais pobres, sendo os fatores de necessidade e de condição de atividade os que mais contribuíram para uma desigualdade pró-pobre.

GRÁFICO 4

**Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na frequência de internações hospitalares (2008)**



Elaboração das autoras.

Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo Poisson truncado.

É importante ressaltar, ainda, que, com exceção da desigualdade na probabilidade de consulta médicas, o termo residual teve contribuição relevante para a desigualdade no cuidado. Uma parte desta contribuição pode ser atribuída às características responsáveis pela decisão do profissional de saúde que, por não constarem na base de dados, não puderam ser incorporadas às estimativas.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi mensurar a equidade na utilização de serviços de saúde (consultas médicas e internação hospitalar) e determinar quais fatores contribuíram para aumentar ou diminuir a desigualdade usando dados da Pnad de 2008.

Inicialmente foram calculados ICs da distribuição não padronizada do número de consultas médicas e do número de internações hospitalares e índices de iniquidade horizontal, que nada mais são do que ICs da distribuição padronizada das variáveis de utilização. Os índices de iniquidade horizontal mensuram as desigualdades levando em conta fatores demográficos (idade e gênero) e características de morbilidade. Medem, assim, as desigualdades consideradas injustas, como as decorrentes da renda. Dada a diferença regional na distribuição da oferta de recursos, os índices foram construídos também para cada região e UF.

De acordo a desigualdade estimada pelos índices de iniquidade, não se observa equidade horizontal na utilização de consultas médicas na maioria dos estados, havendo, na verdade, um padrão de iniquidade em favor dos em melhor condição socioeconômica.

Os resultados desses indicadores parecem mostrar, ainda, ausência de iniquidade na utilização de internações hospitalares na maioria dos estados, uma vez que poucos apresentaram índices de iniquidade estatisticamente significantes. O elevado valor negativo dos índices de iniquidade horizontal, entretanto, sugere um padrão de desigualdade no uso de internações favorável aos mais pobres, fato sugestivo de que os mais pobres só conseguem receber cuidado de saúde quando necessitam de tratamentos intensivos.

A comparação regional do grau de iniquidade mostra que a magnitude desta no uso de consultas varia entre as regiões, ainda que haja pouca variação entre estados da mesma região. Na região Nordeste estão situados os estados com os maiores índices de iniquidade horizontal no uso de consultas médicas, enquanto o oposto ocorre nas regiões Sul e Sudeste. Essas diferenças podem estar associadas tanto à maior concentração de renda nas regiões mais pobres, quanto à menor oferta do SUS nas regiões menos desenvolvidas. A iniquidade no uso de internações hospitalares, por sua vez, é mais homogênea entre regiões, com a região Centro-Oeste apresentando o grau mais elevado de desigualdade relacionada à renda.

Em seguida foi feita uma análise de decomposição dos ICs para avaliar a contribuição de variáveis de necessidade e sociais (de não necessidade) para a desigualdade observada na utilização de cuidados com a saúde.

Os determinantes de necessidade, em geral, contribuíram para um uso favorável aos mais pobres, dado que indivíduos mais pobres necessitam de maiores cuidados de saúde.

Os determinantes sociais apresentaram contribuições mais heterogêneas. Se, por um lado, a renda torna a distribuição de consultas médicas mais pró-rico, por outro, deixa a distribuição do uso de internação menos pró-pobre. Isso significa que quanto maior a renda, maior o uso de consultas médicas e menor a utilização de internações hospitalares. Esse resultado reforça o argumento de que pessoas mais pobres utilizam mais os cuidados intensivos do que os cuidados preventivos com a saúde.

Além da renda, a escolaridade, a condição de atividade no mercado de trabalho, a posse de plano de saúde e o local de residência forneceram contribuições sociais para a desigualdade no uso do cuidado relacionado à renda.

A escolaridade exerceu uma contribuição para a desigualdade muito similar à da renda. Níveis de escolaridade maiores contribuíram para acentuar o grau de desigualdade pró-rico e pró-pobre no uso de consultas e de internações hospitalares,

respectivamente. O maior número de utilização dos serviços de consulta médica pelas pessoas com maior escolaridade pode ser atribuído a um maior conhecimento da importância de cuidados médicos, o que induz a um aumento da procura para o cuidado preventivo com a saúde.

Por sua vez, a condição de atividade, em geral, contribuiu para uma distribuição mais pró-pobre, o que significa que o fato de ser economicamente ativo pode resultar em um custo de oportunidade maior para os indivíduos com melhor condição socioeconômica.

As contribuições da posse de plano de saúde e do local de residência,<sup>19</sup> contudo, são as que despertam mais interesse dos elaboradores de políticas públicas por serem alvo direto de atuações na área de saúde. Nesse sentido, contribuições para uma utilização pró-rico da posse de plano de saúde e do local de residência poderiam ser reduzidas, por exemplo, por uma cobertura de saúde com foco em pessoas de baixa renda e pela ampliação de recursos físicos e humanos em áreas com escassez de oferta de serviços de saúde.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to measure and explain income-related inequalities in health care utilization (doctor visits and hospitalization) and establish which factors contributed to increase or decrease inequality in health care using data from Pnad 2008. Initially no-standardized and need-standardized concentration indices (horizontal inequity index) were built for Brazil and its regions. The results indicate pro-rich inequity in the utilization of doctor visits and a greater degree of inequity in the North and Northeast regions. On the other hand, there is no evidence of inequity in hospital care utilization. The decomposition analysis shows that the contributions of need determinants are mostly pro-poor, while the contributions of social determinants are more diversified. Income, education, and health insurance contribute to increase the pro-rich distribution of doctor visits and reduce the distribution of pro-poor hospital care. The work activity status contributions are mostly pro-poor since the opportunity cost of seeking healthcare is higher among the economically active.

**Keywords:** healthcare utilization; horizontal inequity; decomposition.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. M. *et al.* Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. **International Journal of Health Services**, v. 30, n. 1, p. 129-162, 2000.
- ALMEIDA, G. *et al.* Analysis of the evolution and determinants of income-related inequalities in the Brazilian health system: 1998-2008. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 33, n. 2, p. 90-97, 2013.

---

19. Macinko e Lima-Costa (2012) e Almeida *et al.* (2013) também encontram evidência de que as maiores contribuições para o viés pró-rico na utilização de cuidados de saúde são a renda, a presença de plano de saúde e a localização geográfica.

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, pp. 623-645, 2013.

ANDRADE, M. V; MAIA, A. C. Diferenciais de utilização do cuidado de saúde no sistema suplementar brasileiro. **Estudos Econômicos**, v. 39, n.1, p. 7-38, 2009.

BARROS, A. J. D.; BERTOLDI, A. D. Desigualdades na utilização e no acesso a serviços odontológicos. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 709-712, 2002.

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**. Londres: Cambridge University Press, 2005.

CAMPINO, A. C. C. *et al.* Equity in health in LAC – Brazil. *In: EquiLAC project and poverty and equity in health in Latin American and Caribbean: results of country-case studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico and Peru*. Washington: World Bank, 1999. World Health Organization (WHO) e Pan American Health Organization (PAHO).

DIAZ, M. D. M. Desigualdades socioeconômicas na saúde. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 7-25, 2003.

GERDTHAM, U. G. 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.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio 2008 (Microdados)**. Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.]. Disponível em: <<http://goo.gl/CnZEoS>>. Acesso em: 1 dez. 2010.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Pobreza: taxa de pobreza (%)**. [S.l.]: Ipeadata, 2015a. (Nota Técnica). Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 22 maio 2015.

\_\_\_\_\_. **Renda: desigualdade – coeficiente de Gini**. [S.l.]: Ipeadata, 2015b. (Nota Técnica). Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 22 maio 2015.

MAIA, A. C; ANDRADE, M. V; OLIVEIRA, A. M. H. O risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004. Disponível em: <<http://goo.gl/kbwCNF>>. Acesso em: 22 fev. 2013.

MANCINKO, 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. **Análise de indicadores sociais utilizando o Stata**. Uberlândia: UFU, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/G2BpQF>>. Acesso em: 11 nov. 2010.

NERI, M.; SOARES, W. Desigualdade social e saúde no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, p. 77-87, 2002. Suplemento.

NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 32, p. 877-897, 2001. Número especial.

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

NUNES, A. *et al.* **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento**. Brasília: Opas; OMS; Ipea, 2001.

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: BNB, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/b3UEgj>>. Acesso em: 22 maio 2012.

PODDER, N. The disaggregation of the Gini coefficient by factor components and its applications to Australia. **Review of Income and Wealth**, v. 39, n. 1, p. 51-61, 1993.

POHLMEIER, 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.

RAO, V. M. Two decompositions of concentration ratio. **Journal of Royal Statistical Society Series**, v. 132, n. 3, p. 418-425, 1969.

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, n. 5, p. 553-583, 2000.

VAN DOORSLAER, E.; KOOLMAN, X.; JONES, A. M. Explaining income-related inequalities in doctor utilization in Europe. **Health Economics**, v. 13, n. 7, p. 629-647, 2004.

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

WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E. Measuring and testing for inequality 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, n.1, p. 207-223, 2003.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

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/0joh9B>>. Acesso em: 5 out. 2010.

PAIM, J. *et al.* The Brazilian health system: history, advances and challenges. **The Lancet**, v. 377, p. 1778-1797, 2011.

(Originais submetidos em julho de 2013. Última versão recebida em outubro de 2014. Aprovada em outubro de 2014.)

