

**Resumo:** O objetivo deste artigo é explicar a desigualdade na utilização de cuidados de saúde relacionada à renda a partir da decomposição dos determinantes da utilização. Primeiramente, a desigualdade foi estimada por duas medidas de desigualdade em saúde, índice de concentração e índice de iniquidade horizontal. O índice de concentração retrata as desigualdades relacionadas à renda, mas não distingue as diferenças na utilização por necessidades de cuidados de saúde. O índice iniquidade horizontal, por sua vez, mensura desigualdades relacionadas à renda entre indivíduos com as mesmas necessidades. Os resultados obtidos 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. Em seguida, procedeu-se a decomposição da desigualdade com base nos determinantes da utilização, a qual 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 e reduzir a distribuição pró-pobre do uso de internações, a condição de atividade fornece principalmente contribuições pró-pobre em razão do maior custo de oportunidade das pessoas ocupadas em procurar cuidados.

Palavras-chave: Utilização de cuidados de saúde. Iniquidade Horizontal. Decomposição.

Classificação JEL: I14; I15

**Abstract:** The aim of this paper is explain income-related inequality in healthcare utilization for Brazil and Brazilian regions. Firstly, inequality was estimated by two measures: concentration index and horizontal inequality index. The first index reflects income-related inequalities, but does not distinguish the differences in utilization by healthcare needs. The horizontal inequality index, in turn, measures income-related inequality among individuals with similar needs. Thus, the results indicate horizontal pro-rich inequity in the utilization of doctor visits and a greater degree of inequity in the North and Northeast of Brazil. On the other hand, there is no evidence of inequity in hospital care utilization. Then, we proceeded to the decomposition of inequality based on utilization determinants. The results of the decomposition analysis showed that contributions of need determinants are mostly pro-poor and that contributions of social determinants are more diversified. Income, education, and health insurance contributed to increasing the pro-rich distribution of doctor visits and reducing the distribution of pro-poor inpatient care, while activity status contributions were mostly pro-poor because the opportunity cost of seeking healthcare is higher among economically active people.

Keywords: Healthcare utilization. Horizontal inequity. Decomposition.

## 1. Introdução

A redução da desigualdade de renda alcançada no Brasil na última década permitiu a saída de milhões de brasileiros da pobreza, mas a equidade em saúde parece longe de ser alcançada. Após 20 anos da instituição do SUS (Sistema Único de Saúde), a literatura aponta que a despeito da oferta de uma cobertura universal, as desigualdades na utilização do cuidado relacionada à renda são persistentes.

De acordo com Andrade et al. (2011), 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 a saúde, parece alimentar a desigualdade no acesso e na utilização de serviços de saúde. A presença de risco moral<sup>1</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 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, uma vez que localidades mais pobres enfrentam maiores dificuldades em cumprir com sua responsabilidade no financiamento e na oferta de serviços de saúde.

De outra parte, a desigualdade na distribuição de renda regional representa uma dificuldade adicional para a população residente em áreas mais pobres, que conta com uma insuficiente oferta do SUS, e não pode pagar por planos e 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 o indivíduo 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 cuidado com a saúde permaneceu extremamente 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 pessoas que vivem em regiões menos desenvolvidas e com baixa condição socioeconômica.

Além das barreiras impostas pelo acesso aos serviços de cuidados de saúde no Brasil, desigualdades no cuidado também são colocadas pelos determinantes individuais da utilização. Desigualdades sociais são amplamente verificadas na literatura brasileira<sup>2</sup>, mas a investigação das causas dessas desigualdades ainda é pouco estudada. Desse modo, este artigo avança na literatura nacional ao investigar a contribuição dos determinantes da utilização para as desigualdades nos cuidados com a saúde. Para determinar a fonte das desigualdades

---

<sup>1</sup> ANDRANDE; MAIA, 2009; MAIA; ANDRADE; OLIVEIRA, 2004.

<sup>2</sup> CAMPINO et al., 1999; ALMEIDA et al., 2000; TRAVASSOS et al., 2000; NUNES et al., 2001; BARROS; BERTOLDI, 2002; NERI; SOARES, 2002; DIAZ, 2003; NORONHA; ANDRADE, 2002; TRAVASSOS et al., 2006; PALERMO et al., 2006; Andrade et al. 2011.

sociais, os determinantes da utilização serão separados em determinantes sociais, responsáveis pelas iniquidades, e determinantes de necessidades de uso. Dadas as particularidades da oferta de saúde no Brasil, a análise aborda também uma comparação regional dessas desigualdades.

No artigo, considera-se, ainda, o desenho amostral complexo da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o qual faz necessário a adoção do procedimento de *bootstrap* para amostras complexas na obtenção das estimativas dos erros-padrão dos índices de concentração e dos termos de contribuição dos determinantes da desigualdade. Estudos anteriores de índices de concentração frequentemente desconsideram esse desenho, sujeitando-se a estimativas viesadas da variância com possíveis alterações na significância dos parâmetros.<sup>3</sup>

Além desta introdução, o artigo está organizado em mais cinco seções. A seção 2 apresenta as medidas inicialmente utilizadas na mensuração de desigualdades em saúde e descreve os métodos de mensuração de desigualdades sociais em cuidados de saúde apresentados pela literatura mais recente e que serão utilizados na avaliação empírica. Enquanto, na seção 3, realiza-se a descrição do método de decomposição dos determinantes das desigualdades na utilização de cuidados de saúde. Na seção 4, apresenta-se a base de dados e define-se as variáveis de utilização, de necessidade e sociais. Em seguida, discute-se a estratégia empírica e o procedimento para inferência estatística em amostras complexas como a PNAD. A seção 6 apresenta os resultados para as desigualdades sociais em uma perspectiva regional e a decomposição da desigualdade em determinantes de necessidades e sociais, no qual se atribui a esses últimos a desigualdades injustas ou iniquidades. Por fim, são apresentadas as conclusões.

## 2. Mensuração das desigualdades sociais (iniquidades) em saúde

A concentração em variáveis de saúde é avaliada basicamente por três medidas: índice de inclinação (SII), índice de desigualdade relativa (RII) e índice de concentração (IC). Apenas esses índices atendem aos requerimentos mínimos necessários para a mensuração de desigualdade sociais em saúde ao: (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 se está, porém, interessado em comparações entre unidades geográficas ou ao longo do tempo, a representação visual como desvios da igualdade confere uma vantagem adicional ao IC (WAGSTAFF; PACI; VAN DOORSLAER, 1991).

Em virtude dessa vantagem e de ser facilmente calculado por uma “regressão conveniente”, correspondente a transformação da variável saúde contra o *rank* fracionário<sup>4</sup> da variável classificadora da posição socioeconômica, o índice de concentração encontra-se mais frequentemente na literatura de desigualdades em saúde, calculado pela regressão conveniente abaixo:

---

<sup>3</sup> Politi (2012) estuda a desigualdade na utilização de serviços de saúde, empregando a decomposição da desigualdade, mas não considera o desenho amostral complexo para a realização da inferência estatística dos termos de contribuição e dos índices de concentração, conforme recomendado por van Doorslaer, Koolman e Jones (2004).

<sup>4</sup> Antes da estimativa de  $\beta_1$  deve-se computar a variável *rank* fracionário, definida como

$$r_i = \sum_{j=0}^{i-1} \omega_j + \frac{\omega_i}{2} \quad (2.2)$$

O *rank* fracionário da posição na condição socioeconômica é definido pela equação (2.2), 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  $\omega_0 = 0$ .

$$\frac{2\sigma_r^2}{\bar{y}} y_i = \alpha_1 + \hat{\beta}_1 r_i + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

Em que o coeficiente  $\hat{\beta}_1$  representa o índice de concentração (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,  $\sigma_r^2$  é a variância da variável ( $r$ ).

Se a variável de saúde é igualmente distribuída entre os grupos socioeconômicos, o índice de concentração será igual a zero. No entanto, se 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 a partir da equação (2.1) pode estar capturando 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 à condição socioeconômica. A padronização, em suma, resulta em uma medida de iniquidade que permitir avaliar desigualdades no uso para indivíduos com as mesmas necessidades de saúde.

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

$$y_i = \alpha_1 + \beta_1 \ln inc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i} + \varepsilon_i \quad (2.3)$$

Em que a variável dependente,  $y_i$ , é uma variável de utilização do cuidado com a saúde (número de consultas médicas; número de internações hospitalares, por exemplo) e as variáveis explicativas são divididas em três tipos: o logaritmo da renda familiar individual  $i$  ( $\ln inc_i$ ), um conjunto de  $j$  variáveis de necessidade ( $x_j$ ), características demográficas e de morbidade, e 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 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 deseja 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 (2.3) 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”:

$$\hat{y}_i^X = \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 \ln inc_i^m + \sum_j \hat{\delta}_j x_{j,i} + \sum_k \hat{\gamma}_k z_{k,i}^m \quad (2.4)$$

Esse valor indica a quantidade de cuidado médico que o indivíduo deveria receber se fosse tratado como os outros indivíduos 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:

$$\hat{y}_i^{IS} = y_i - \hat{y}_i^X + \bar{y} \quad (2.5)$$

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>hw</sub>) de Wagstaff e van Doorslaer (2000). Essa medida é calculada da mesma forma que o índice de concentração não padronizado (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; um valor nulo ou não significante sinaliza a ausência de iniquidade, ou seja, o uso e as necessidades são proporcionalmente distribuídos na distribuição de renda.

### 3. Decomposição da desigualdade na utilização do cuidado

Para explicar as desigualdades em saúde mensuradas pelos índices de concentração, a desigualdade será decomposta nos determinantes da utilização de serviços de cuidados de saúde, conforme os trabalhos de van Doorslaer e Masseria (2004) e van Doorslaer, Xander e Jones (2004)<sup>5</sup>.

Supondo que o uso de cuidado com a saúde siga um modelo linear como o descrito em (2.3), Wagstaff, van Doorslaer e Watanabe (2003) demonstram que o índice de concentração pode ser decomposto em<sup>6</sup>:

$$IC = \eta_r IC_{tinc} + \sum_j \eta_j IC_{x,j} + \sum_k \eta_k IC_{z,k} + IC_\epsilon / \bar{y} \quad (3.1)$$

Em que  $IC_{tinc}$  é o índice de concentração para a renda,  $IC_{x,j}$  é o índice de concentração definido para  $x_j$ ,  $IC_{z,k}$  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 (2.1).

A equação (3.1) mostra que o índice de concentração em saúde é composto de: i) componente determinístico dado pela média ponderada dos índices de concentração dos  $k$  regressores (renda, variáveis de necessidade e demais variáveis socioeconômicas; sendo o peso simplesmente a elasticidade de  $y$  com relação à variável explicativa; 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.

As elasticidades das variáveis de necessidade de saúde, por exemplo, são definidas como:

$$\eta_j = \delta_j x_j^m / y^m \quad (3.2)$$

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  $x_j$ . Essas elasticidades denotam a mudança percentual em  $y$  resultante de uma mudança percentual em  $x_j$ . As elasticidades do logaritmo da renda e do conjunto de variáveis de não necessidade,  $z_k$ , são definidas de forma análoga.

Um problema da aplicação do enfoque linear na decomposição da desigualdade em cuidados de saúde surge das medidas de uso normalmente assumirem valores inteiros e não negativos. São assim, por exemplo, o número de consultas médicas e o número de internações

<sup>5</sup> O enfoque de decomposição do índice de concentração em saúde foi anteriormente aplicado por Wagstaff, van Doorslaer e Watanabe (2003) para analisar as causas na malnutrição no Vietnã.

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

hospitalares, o que torna mais apropriado o uso de modelos não-lineares em vez do modelo linear descrito pela equação (2.6). Uma forma geral para esses modelos pode ser escrita como:

$$y_i = G(\beta_1 \ln inc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i}) + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

Apesar de a decomposição não ser diretamente aplicada à equação (3.3), a representação por aproximação linear permite restaurar o arcabouço de decomposição definido na equação (3.1) pela representação de efeitos marginais avaliados na média. Para tanto, é definida uma aproximação de um modelo linear de utilização como:

$$y_i = \beta_1^m \ln inc_i + \sum_j \delta_j^m x_{j,i} + \sum_k \gamma_k^m z_{k,i} + \varepsilon_i \quad (3.4)$$

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

#### 4. Base de dados e definição das variáveis

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) tem como objetivo o levantamento de características socioeconômicas da população brasileira, realizando anualmente<sup>7</sup> o levantamento de informações populacionais em todas as unidades da Federação. Alguns temas possuem periodicidade permanente e outros são levantados de acordo com as necessidades de informação, possuindo periodicidade variável e sendo abordadas em suplementos como as questões referentes ao acesso e utilização de serviços de saúde e ao estado de saúde, coletadas em parceria com o Ministério da Saúde e com periodicidade quinquenal 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 dessas questões fornece uma medida da utilização total, incluindo os indivíduos 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, a partir do ordenamento dos indivíduos 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 função do tipo de contribuição para a desigualdade: determinantes de necessidade e determinantes sociais ou de não necessidade.

No grupo de variáveis de necessidade estão as variáveis demográficas e de morbidade. O grupo 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.

As variáveis demográficas são representadas por doze *dummies* específicas sexo-idade. Três questões são usadas para avaliar a condição de saúde na PNAD: a) De um modo geral, considera seu estado de saúde como muito bom, bom, regular, ruim ou muito ruim; b) Nas duas últimas semanas, deixou de realizar quaisquer de suas atividades habituais por motivo de saúde e c) Questões referentes às doze doenças crônicas abordadas nos

<sup>7</sup> Com exceção dos anos de realização do Censo Populacional.

questionários, algum médico ou profissional de saúde disse que tem...<sup>8</sup>. Essas questões resultaram em quatro *dummies* para a percepção do estado de saúde individual, uma *dummy* para a presença de limitação das atividades habituais e, por último, uma *dummy* para a presença de uma das doze doenças crônicas referidas no questionário.

Foram consideradas como determinantes sociais o logaritmo do rendimento familiar *per capita*, os anos de estudo, a condição de atividade no mercado de trabalho<sup>9</sup>, a posse de plano de saúde e o local de residência. Assim, foram criadas quatro *dummies* para a escolaridade, nove para situação no mercado de trabalho, uma para posse de plano de saúde e cinco *dummies* regionais.<sup>10</sup>

## 5. Método Empírico e Inferência estatística

No caso de modelos de uso de serviços de saúde, a abordagem mais simples seria dada por um processo de Poisson para a probabilidade de observar um determinado evento condicional a um intervalo fixo.

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 utilização de cuidado de saúde em que, frequentemente, se observa *overdispersion* dos dados, ou seja,  $E[y_i/X_i] < V[y_i/X_i]$ . Para verificar a presença de *overdispersion*, aplicou-se o teste sugerido em Cameron e Trivedi (2005), com o qual não foi possível rejeitar a hipótese nula de que os dados de consultas médicas e internações hospitalares possuem *overdispersion*.<sup>11</sup>

A hipótese de *equidispersão* no modelo de Poisson foi, então, relaxada introduzindo um efeito individual não observado dentro da função para capturar a *overdispersion* dos dados. Chegou-se, portanto, a uma forma de distribuição binomial negativa, correspondente ao modelo binomial negativo (Negbin II), descrito em Cameron e Trivedi (1986)<sup>12</sup>. Na presença de *overdispersion*, o modelo binomial negativo produz estimativas consistentes e eficientes, sendo extensivamente adotado na literatura (GERDTHAM, 1997; POHLMEIER; ULRICH, 1995); CAMERON et al., 1988; CAMERON; TRIVEDI, 1986).

No entanto, Mullahy (1997) ao empregar a mesma base de dados que Cameron e Trivedi (1986), encontra que o excesso de zero em modelos de contagem, comumente, assumido como fonte da *overdispersion*, na verdade, é uma implicação estrita da heterogeneidade não observada. Esse resultado “intrínseco da heterogeneidade não observada” ocorre em função do tipo de cuidado e das razões para a não utilização. Para Mullahy (1997), tal fato representa uma deficiência do modelo de Poisson (ou binomial negativo), devendo ser adotado um modelo *hurdle* como alternativa, em que a suposição de que o excesso de zero e os resultados positivos possuem o mesmo processo gerador de dados é relaxada.

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> As informações sobre condição de atividade, ocupação e posição de ocupação se referem à semana de referência.

<sup>10</sup> Foram tomadas como referências as categorias: m10\_17(homem com idade entre dez e dezessete anos), estado de saúde muito bom, sem instrução ou menos de um ano de estudo, inativa e residente na região Nordeste.

<sup>11</sup> Os resultados não são apresentados mas podem ser obtidos diretamente com os autores.

<sup>12</sup> 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,  $\lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i)$ .

Como também se pretende mensurar a desigualdade na utilização total, foram adotadas as duas formas de especificação: modelos do tipo *hurdle* para a utilização do cuidado com um processo em etapas e um modelo binomial negativo para a utilização total.

A inferência estatística em estudos que utilizam a PNAD como fonte de dados geralmente assume que os dados são obtidos por meio de amostra aleatória simples com reposição, ou seja, considera-se que as observações são independentes e identicamente distribuídas (iid). Entretanto, a PNAD possui desenho amostral complexo e a desconsideração dessa característica pode conduzir a estimativas enviesadas da variância, alterando inclusive a significância dos parâmetros.

Uma amostragem complexa como a realizada na PNAD envolve estratificação, amostragem em conglomeração ou *cluster* (multi-estágios) e probabilidade de seleção diferente. É realizada uma estratificação geográfica na qual o país é dividido em 36 estratos naturais: (i) dezoito unidades da federação formam cada uma delas um estrato independente e (ii) as outras nove (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 e outro com os demais municípios da unidade.

Nos nove estratos formados pelas regiões metropolitanas, o plano de amostragem é realizado em dois estágios e os psus (unidade primária de amostragem) são formados pelos setores censitários. Nos outros vinte e sete estratos, a amostragem é realizada em três estágios: no primeiro estágio, os municípios são os psus, que são classificados em autorepresentativos (probabilidade 1 de pertencer a amostra) e não representativos. Os não representativos 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. Num segundo estágio, setores censitários são selecionados em cada município por probabilidade proporcional e com reposição. Finalmente, num último estágio, em cada setor censitário são selecionadas unidades domiciliares com equiprobabilidade para investigação das características dos moradores e de habitação.

Desse modo, conforme argumentam van Doorslaer, Koolman e Jones (2004), dado o desenho complexo da amostra e a composição dos termos de contribuição (dada pelo produto das elasticidades pelos índices de concentração de cada determinante) recomenda-se o procedimento de *bootstrap* para amostras complexas na obtenção das estimativas dos erros-padrão dos termos de contribuição.

Um problema da aplicação de *bootstrap* aos dados da PNAD são os estratos com psu único presentes nas unidades da Federação que originaram dois estratos<sup>13</sup>. Para resolver esse problema, os estratos com psus únicos foram identificados e agrupados em um novo estrato na mesma unidade da Federação. Finalmente, a estimativa dos erros-padrão envolveu a criação de 100 variáveis pesos, aplicados na estimação da equação de uso ponderada pelos pesos replicados e dos índices de concentração (IC) e de iniquidade (IHwv) que também são ponderados por esses pesos.

## 6. Resultados empíricos

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

---

<sup>13</sup> A estimativa dos erros-padrão que incorpora o desenho amostral necessita que sejam levantadas informações sobre o estrato e o psu (unidade primária de amostragem), além da identificação dos municípios em autorepresentativo e não representativo. Para maiores detalhes sobre o plano amostral da PNAD ver Silva, Pessoa e Lila (2002) e sobre o procedimento de cálculo dos desvios-padrão por *bootstrap* em amostras complexas no Stata consultar Neder (2010).



As desigualdade no uso de cuidados de saúde, utilização de consultas médicas e de internações hospitalares, foram aferidas por índices de concentração (IC) e de iniquidade horizontal (ICwv) e estão apresentados 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 favorável ao uso pelos mais pobres, mas esses não foram significantes. O grau de concentração no uso de consultas médicas variou entre as regiões geográficas com pequenas variações entre as unidades da Federação da mesma região. A região Nordeste abriga as unidades da Federação com a maior concentração no consumo de consultas médicas, enquanto nas regiões Sul e Sudeste estão as unidades como menor desigualdade no uso de consultas relacionada à renda.

O índice de concentração para a utilização de internações hospitalares mostra que quanto melhor a posição no rendimento familiar *per capita*, menor o consumo de internações hospitalares no Brasil. Poucos estados apresentaram índices de concentração 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 índices de concentração foram estaticamente significantes.

Entretanto, o grau de desigualdade estimado por índices de concentração pode estar subestimado, uma vez que como pessoas mais pobres normalmente possuem maiores necessidades de cuidado 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 índices de iniquidade horizontal que mensuram a desigualdade entre indivíduos com as mesmas necessidades de uso.

Tabela 1 – Índices de desigualdade na utilização total de consultas médicas e internações hospitalares, Brasil, Regiões e Unidades da Federação – 2008.

Brasil, Regiões e UFs	Consultas Médicas		Internações Hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
<b>Brasil</b>	<b>0,0738***</b> (0,00271)	<b>0,0797***</b> (0,00254)	<b>-0,0256***</b> (0,00726)	<b>-0,00355</b> (0,00730)
<b>Norte</b>	<b>0,0659***</b> (0,00674)	<b>0,0587***</b> (0,00610)	<b>-0,0399**</b> (0,0200)	<b>-0,0212</b> (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)
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)
<b>Nordeste</b>	<b>0,0933***</b> (0,00453)	<b>0,0705***</b> (0,00477)	<b>-0,0104</b> (0,0117)	<b>-0,0180</b> (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)

Brasil, Regiões e UFs	Consultas Médicas		Internações Hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Ceará	0,117*** (0,00799)	0,0772*** (0,00834)	0,0502*** (0,0193)	0,0136 (0,0190)
Rio Gde 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)
<b>Sudeste</b>	<b>0,0440*** (0,00411)</b>	<b>0,0596*** (0,00354)</b>	<b>-0,0285** (0,0113)</b>	<b>-0,00211 (0,0108)</b>
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)
<b>Sul</b>	<b>0,0321*** (0,00557)</b>	<b>0,0585*** (0,00571)</b>	<b>-0,0409** (0,0175)</b>	<b>0,00377 (0,0177)</b>
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 Gde do Sul	0,0557*** (0,00933)	0,0783*** (0,00730)	-0,0132 (0,0288)	0,0261 (0,0287)
<b>Centro-Oeste</b>	<b>0,0628*** (0,00735)</b>	<b>0,0836*** (0,00660)</b>	<b>-0,0444*** (0,0151)</b>	<b>-0,00631 (0,0148)</b>
Mato Gr. 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)

Erros-padrão entre parênteses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Para calcular o uso padronizado pelas necessidades foi estimado um modelo binomial negativo.

Para a utilização de consultas médicas, os índices de iniquidade horizontal mostram que a desigualdade relacionada à renda, aumenta quando são considerados indivíduos com as mesmas necessidades de uso, portanto, indivíduos mais ricos usam mais do que o que seria esperado com base em suas necessidades. Esse resultado foi verificado em todas as regiões. As internações hospitalares, por outro lado, tiveram comportamento oposto, indivíduos mais

pobres consomem mais internação hospitalar do que o que seria esperado com base em suas necessidades.

Evidências nesse sentido são encontradas na literatura nacional quando se analisa a estrutura de consumo entre grupos de renda. Verifica-se 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; NORONHA; ANDRADE, 2002; PALERMO; PORTUGAL; SOUZA, 2005; TRAVASSOS; OLIVEIRA; VIACAVA, 2006). Isso sugere que indivíduos mais ricos utilizam mais cuidados preventivos, enquanto indivíduos mais pobres recorrem mais a cuidados intensivos.

Destaca-se que os elevados índices de iniquidade horizontal negativos para a utilização de cuidados hospitalares também são acompanhados de altos desvios-padrão, portanto, a maioria se revelou 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 incapacidade dos indicadores de necessidade de capturarem as necessidades de internação, normalmente, concentrada em menos de 10% da amostra total<sup>14</sup>. Outra explicação pode estar no fato de que os determinantes da utilização de internação estão mais relacionada as características dos prestadores de serviços, tais como características demográficas do profissional de saúde, experiência profissional e forma de pagamento do serviço<sup>15</sup>, variáveis não levantadas pelos suplementos de saúde da PNAD.

## 6.2 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 possibilita que se estabeleça o que determina essas desigualdades. Para responder a essa questão realizou-se a decomposição dos índices de concentração da utilização dos serviços de consultas médicas e internações hospitalares.

A análise de decomposição da desigualdade na utilização considerou a estimação de um modelo binomial negativo para a utilização total e também um modelo do tipo *hurdle*, no qual a utilização é vista como um processo em duas etapas distintas: contato inicial e contatos subsequentes. Nesse caso, a estimação da utilização de consultas médicas foi feita usando-se um modelo logit para o uso positivo e um modelo binomial negativo truncado para o uso condicional de consultas médicas. Por sua vez, devido a ausência de convergência nas interações do binomial negativo truncado para internações, optou-se por um modelo Poisson truncado.

Os determinantes da utilização são classificados como de necessidade ou sociais, sendo esses últimos responsáveis pelas iniquidades no cuidado. A contribuição de cada determinante para a desigualdade é obtida pelo produto do impacto sobre o uso (elasticidade) pelo grau de desigualdade dentro da distribuição de renda (índice de concentração). Determinantes com contribuição positiva contribuem para uma desigualdade pró-rico (favorecem o uso pelos ricos), ao passo que contribuições negativas favorecem a desigualdade pró-pobre (ou uso pelos pobres).

---

<sup>14</sup> Segundo as informações da Pnad, em 2008, apenas 7,2% da amostra esteve ao menos um dia internada.

<sup>15</sup> 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.

Os índices de concentração mostraram que variáveis de morbidade e a variável *rank* se relacionam de forma inversa, sugerindo que quanto pior a posição na distribuição de rendimentos maiores são as necessidades de uso. A principal exceção foi dada pela presença de doença crônica<sup>16</sup>. Uma das razões para a associação positiva entre essas variáveis pode estar no maior acesso a diagnóstico dos indivíduos de renda mais elevada.

Como as variáveis de necessidade possuem impacto positivo sobre o uso, suas contribuições, com exceção da *dummy* para doença crônica, são no sentido de reduzir as desigualdades pró-rico e aumentar as desigualdades pró-pobre. Enquanto, as contribuições dos determinantes sociais são mais diversificadas.

As *dummies* sexo-idade mostraram uma contribuição mais heterogênea, mas de, um modo geral, as contribuições das *dummies* do sexo masculino são menos favoráveis ao uso pelos mais pobres do que as do sexo feminino.

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. Mas pode ser um indicativo de que os mais pobres só conseguem usufruir de cuidados quando precisam de tratamento intensivo.

Outro ponto que chama atenção é que a contribuição da renda nos contatos subsequentes é consideravelmente menor do que no contanto inicial (etapa) de acesso, o que sugere 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 considerada injusta, 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, uma 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. Contudo, nem sempre a escolaridade aparece como um determinante importante da desigualdade no uso, uma vez que ela também reflete as preferências ou gostos dos indivíduos.

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

As ocupações com maiores rendimentos (empregado com carteira, funcionário público, conta própria e empregadores) apresentaram uma 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. De outra parte, indivíduos 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.

A posse de plano de saúde foi o determinante social que mais contribuiu para uma desigualdade favorável aos em melhor condição econômica. Entretanto, como a decisão de realizar um plano de saúde sofre influência da condição de saúde também pode estar encobrendo algum aspecto de morbidade.

O uso de serviços de saúde também é afetado pelas desigualdades regionais de renda, uma vez que regiões mais pobres são dotadas de uma menor oferta de serviços médicos o que,

---

<sup>16</sup> Os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

<sup>17</sup> Os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

por sua vez, restringe o uso de pessoas residentes nessas regiões. O sinal da contribuição regional dependerá, então, da distribuição de renda e da oferta de cuidados da região em relação a região de referência.

Tabela 2 – Contribuição dos determinantes da utilização para a desigualdade no cuidado com a saúde, Brasil - 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***
Limitação	-0,0018***	-0,0010***	-0,0011***	-0,0039***	-0,0038***	-0,0007***
Crônica	0,0125***	0,0069***	0,0072***	0,0104***	0,0090***	0,0050***
Lrendapc	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
Médio	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*
Cpropria	-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
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
Centrooeste	-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

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 e \* p<0.1

Por fim, as contribuições remanescentes são decorrentes de fatores não incorporados no modelo, agregadas em um termo residual, mensurado pelo índice de concentração generalizado do termo do erro, que fornece a medida do uso não explicado pelos fatores de

necessidade e de não necessidade. Um valor próximo a zero desse termo significa um bom ajuste do modelo.

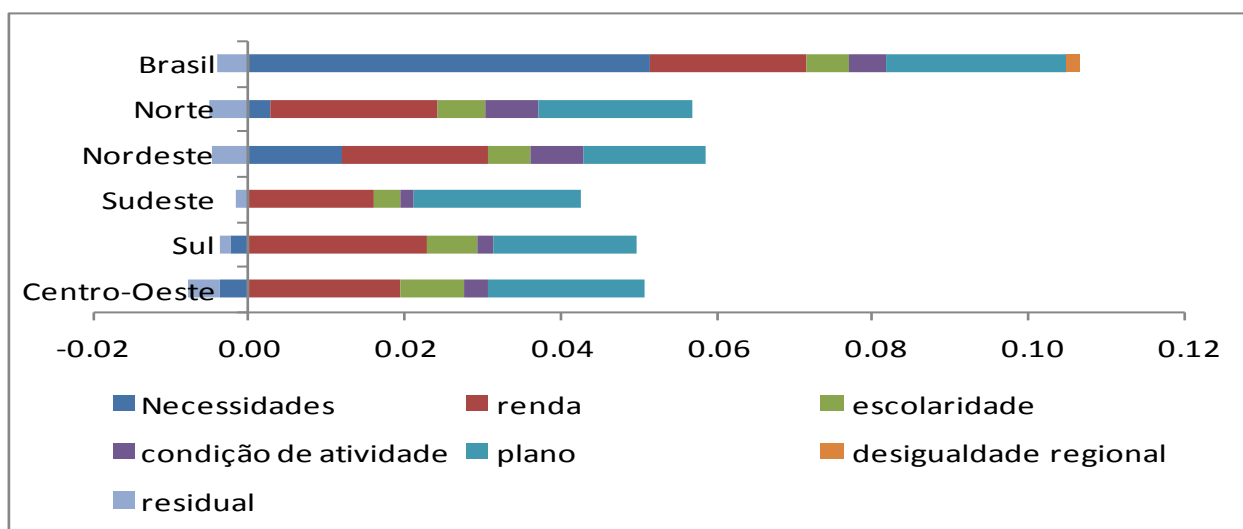
Essas contribuições podem variar em relação à etapa de cuidado e entre regiões, o que foi ilustrado pela comparação regional dos determinantes no contato inicial (acesso) e nos contatos subsequentes (quantidade de contatos).

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) aparecem 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 sua contribuição 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 - Decomposição da desigualdade na probabilidade de contatar consultas médicas, Brasil e Regiões – 2008

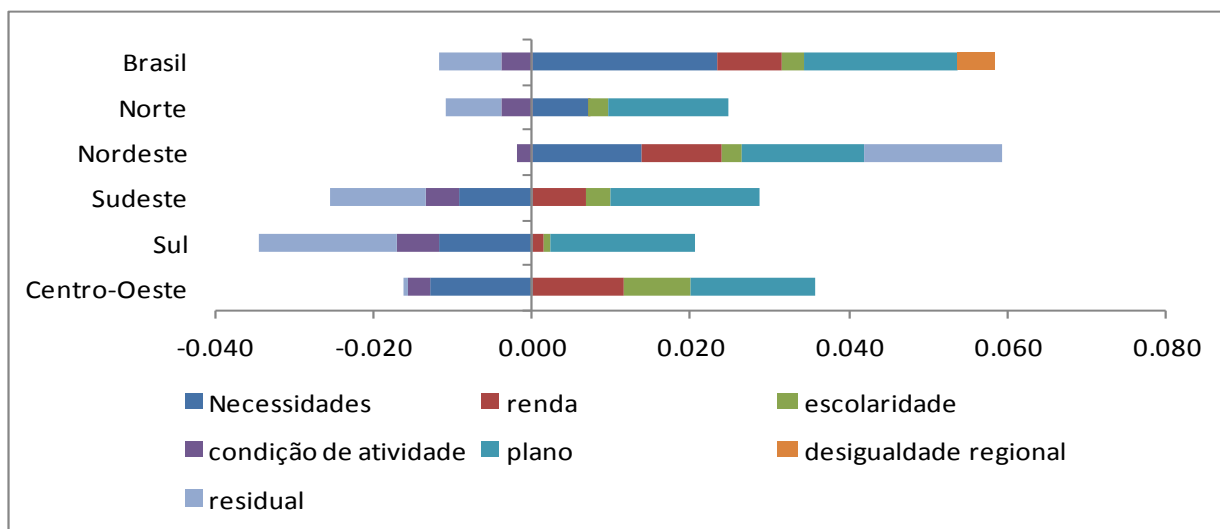


Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo logit

Em relação à desigualdade na frequência de consultas médicas, visualiza-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

<sup>18</sup> Como comentado anteriormente, os grupos de renda mais alta possuem maior acesso a diagnósticos, o que também explica o peso desse determinante como variável explicativa do uso de consultas. Contudo, esse resultado, provavelmente, represente apenas um maior acesso ao diagnóstico pelos mais ricos e, não uma menor incidências de doenças crônicas nos mais pobres.

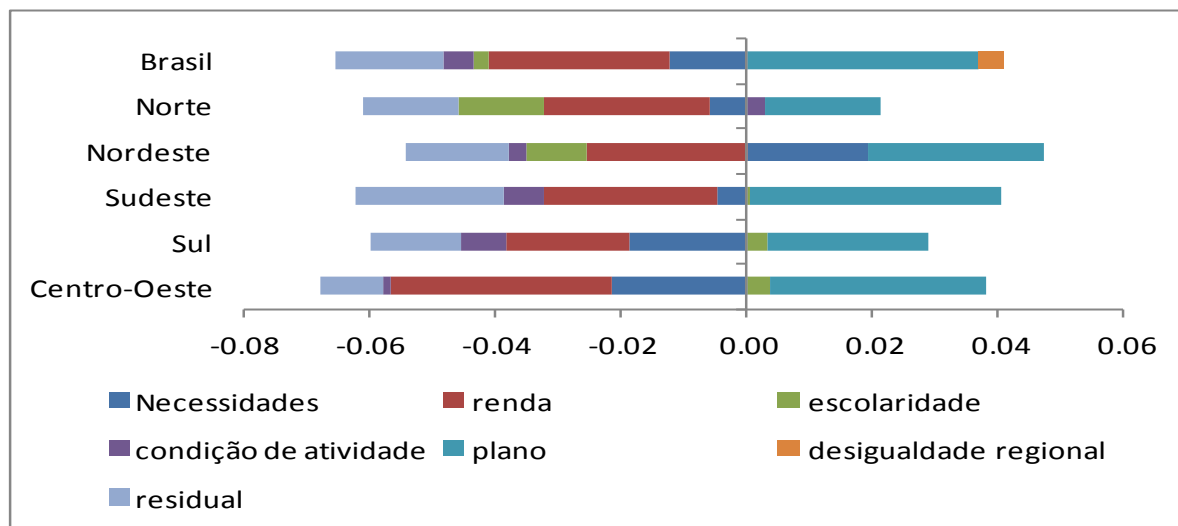
Gráfico 2 - Decomposição da desigualdade na frequência de consultas médicas, Brasil e Regiões – 2008



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

A probabilidade de internação hospitalar apresenta 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.

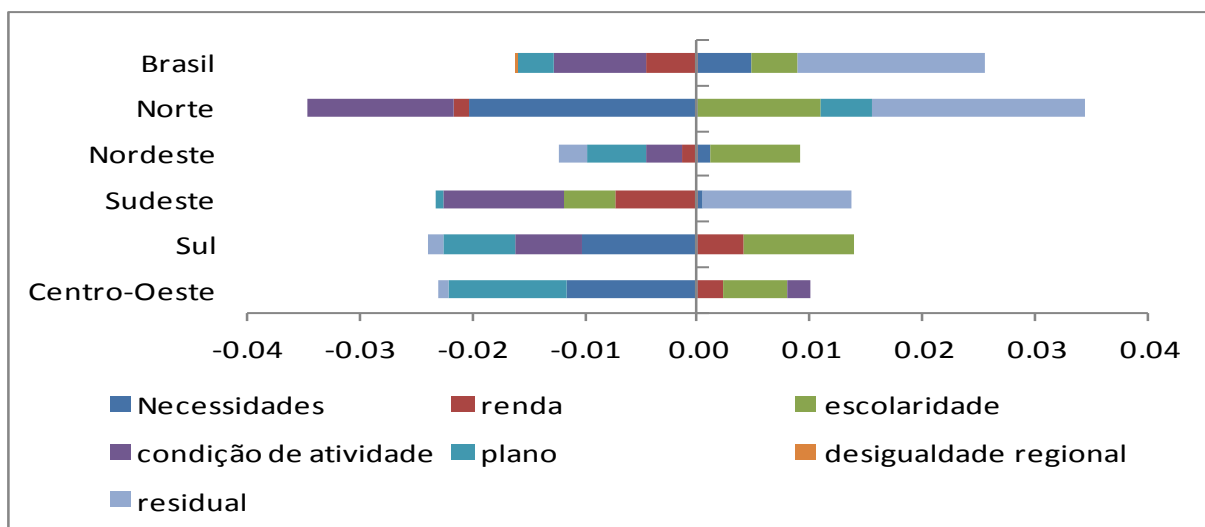
Gráfico 3 - Decomposição da desigualdade na probabilidade de contatar internações hospitalares, Brasil e Regiões – 2008



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 - Decomposição da desigualdade na frequência de internações hospitalares, Brasil e Regiões – 2008



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

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

## 7. Conclusões

A Constituição Federal de 1988, com o objetivo de garantir saúde para toda a população brasileira, instituiu o Sistema Único de Saúde (SUS), único sistema público de saúde no mundo que oferece integralidade e universalidade na assistência.

Desse modo, com o objetivo de analisar a utilização dos serviços de cuidados de saúde (consultas médicas e internação hospitalar) em termos de equidade foram calculados indicadores de desigualdades sociais em saúde e realizada a decomposição das causas das desigualdades na utilização. A hipótese de equidade horizontal no uso foi testada, portanto, por meio de índices de iniquidade horizontal, que mensuram desigualdades consideradas injustas como as decorrentes da renda. Considerando a diferença regional na distribuição da oferta de recursos, os índices foram construídos para cada região e unidade da federação de modo a capturar o aspecto regional das desigualdade de uso.

Para a maioria das unidades da Federação, a hipótese de equidade horizontal na utilização de consultas médicas não foi confirmada, tendo sido observado um padrão de iniquidade no uso de consultas médicas em favor dos em melhor condição socioeconômica.

Poucas unidades da Federação apresentaram índices de equidade na utilização de internação hospitalar com significância estatística, o que nos faz concluir pela ausência de iniquidade na utilização desse cuidado na maioria dos Estados. Entretanto, o elevado valor negativo dos índices de iniquidade horizontal sugere um padrão de desigualdade no uso de internações favorável aos mais pobres. Isso pode indicar que os mais pobres só conseguem receber cuidado quando necessitam de cuidados intensivos.

A comparação regional do grau de iniquidade mostra que a magnitude da iniquidade no uso de consultas varia entre regiões, mas como poucas variações entre unidades da Federação da mesma região. Na região Nordeste estão os estados com maiores índices de iniquidade horizontal no uso de consultas, enquanto as regiões Sul e Sudeste possuem os



menores graus de iniquidade. As diferenças regionais no grau de desigualdade no uso de consultas médicas podem estar associadas tanto à maior concentração de renda nas regiões mais pobres, quanto à menor oferta SUS nas regiões menos desenvolvidas. De outra parte, a iniquidade no uso de internações é mais homogênea entre regiões, com a região Centro-Oeste apresentando o grau mais elevado de desigualdade relacionada à renda.

Para entender como os determinantes da utilização contribuem para a desigualdade, os índices de concentração foram decompostos em determinantes de necessidade de saúde e sociais. 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. Enquanto, os determinantes sociais apresentaram contribuições mais diversificadas.

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 exerce 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 atribuída 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 da distribuição de cuidado, o que significa que o fato de estar ocupado pode resultar em custo de oportunidade maior para os indivíduos com melhor condição socioeconômica.

As contribuições da posse de plano de saúde e do local de residência, 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.

## Referências

- ALMEIDA, C. M. et al. M. Health sector reform in Brazil: A case study of inequity. **International Journal of Health Services**, v. 30, n. 1, p. 129-162, 2000.
- 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.
- 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.
- ANDRADE et al. **Equidade na utilização dos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras no período 1998-2008**. Texto para Discussão nº 445 do Cedeplar. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2011. 22 p. Disponível em: <<http://web.cedeplar.ufmg.br/cedeplar/site/pesquisas/td/TD%20445.pdf>>. Acesso em: 22 abril de 2013.
- 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, n1, p.29-53, 1986.

\_\_\_\_\_. Microeconometrics – Methods and Applications. Londres: Cambridge University Press, 2005. 1034p.

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, nº 1, p. 85-106, 1988.

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**. Banco Mundial, Washington D. C. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e Organização Panamericana da Saúde (OPAS), 1999.

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

GERDTHAM, UG. 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.

MAIA, A. C; ANDRADE, M. V; de OLIVEIRA, A. M. H. O risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. , 2004, João Pessoa. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A099.pdf>. Acesso em: 22.02.2013

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

NEDER, H. D. **Análise de indicadores sociais utilizando o STATA**. 2010. 154 p. Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2010. Disponível em: < [http://www.ecn26.ie.ufu.br/TEXTOS\\_ESTADISTICA/ANALISE\\_POLITICAS\\_SOCIAIS.pdf](http://www.ecn26.ie.ufu.br/TEXTOS_ESTADISTICA/ANALISE_POLITICAS_SOCIAIS.pdf) >. 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.

\_\_\_\_\_. Desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na região Sudeste do Brasil. In: SEMINÁRIO DE ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina. **Anais eletrônicos do X Seminário sobre economia mineira**. Diamantina: Cedeplar, 2002. Disponível em:< [http://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario\\_diamantina/2002/D40.pdf](http://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario_diamantina/2002/D40.pdf)>. Acesso em: 05 out. 2010.

\_\_\_\_\_. 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.

NUNES, A. et al. **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento**. Brasília: Organização Pan-Americana de Saúde – OPAS/OMS, Instituto de Economia Aplicada – IPEA, 224p., 2001.

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.

POLITI, B. R. Desigualdade na utilização de serviços de saúde entre adultos: uma análise dos fatores de concentração da demanda. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas. **Anais do XL Encontro Nacional de Economia**. Disponível em:< [http://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files\\_I/i11-6e7501748eb8ccd29b489b5bcdfa3747.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i11-6e7501748eb8ccd29b489b5bcdfa3747.pdf)>. Acesso em: 22.03.2013

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 do X Encontro Regional de Economia**.

- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Van DOORSLAER, E.; et al. Equity in delivery of health care in Europe and US. **Journal of Health Economics**, v.19, 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.
- Van DOORSLAER, E; MASSERIA, C. Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries. In: **Towards high-performing health systems: policy studies**. Paris: OECD, 2004, p. 109 – 166.
- 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.; 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, 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.