

Desigualdade na utilização de serviços de saúde entre adultos: uma análise dos fatores de concentração da demanda.

Ricardo Batista Politi (UFABC)*

Resumo: Este trabalho estima desigualdade no uso de serviços de saúde por meio de dados da PNAD 2008, conforme metodologia sugerida pelo Banco Mundial. Além da análise descritiva da distribuição observada em cinco serviços essenciais, a metodologia permite mensurar as necessidades previstas e padronizadas por classes socioeconômicas. Os resultados apontam que a utilização de serviços de saúde segundo classes de renda familiar é desigual e a favor dos mais ricos (pró-rica), em todos os indicadores analisados. A desigualdade é maior para os indicadores de cirurgia em 12 meses e consultas para o período de duas semanas, com índices de concentração estimados de 0,128 e 0,371, respectivamente. O fator que mais contribui para mudanças percentuais para concentração é a posse de plano suplementar de saúde. Em contraposição, o Programa de Saúde da Família (PSF) contribui para diminuir essa concentração, porém seu impacto pró-pobre ainda é modesto se comparado com o efeito concentrador de cobertura suplementar.

Palavras-chaves: desigualdade em saúde, índice de concentração, Programa de Saúde da Família, seguro saúde.

Abstract: This work estimate health inequality utilization using PNAD 2008 data following the analytical framework proposed by the World Bank. Beyond descriptive analysis in five health services, methodological framework allows to measure predicted and standardized need by income classes. Results indicate that services utilization are unequal distributed for the wealthier (pro-rich), in all services. The inequality is higher for surgery services in a 12 months period and for doctor's visits in two weeks period, with estimated concentration index of 0.128 and 0.371, respectively. The factor which more influenced percentage changes in concentration is supplemental coverage holding. Contrastingly, Family Health Program decreases the concentration, however its impact pro-poor is modest and it is more than offset by the health insurance effect.

Keywords: health inequality, concentration index, Family Health Program, health insurance.

Área ANPEC: 11 – Economia Social e Demografia Econômica

JEL Codes: H42; I14.

* Essa pesquisa foi realizada durante estágio pós-doutoral no Centro de Políticas Públicas do Insper. O autor gostaria de agradecer o apoio do CNPq e do coordenador do Centro, Prof^o Naercio de Menezes Filho. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

1. INTRODUÇÃO

O acesso igualitário a serviços de saúde é um dos principais desafios de provisionamento do setor público para a maioria dos países e principalmente, para aqueles que apresentam uma renda per capita média inferior ao grupo de países mais ricos.

No Brasil, o principal objetivo do Sistema Único de Saúde (SUS) é garantir acesso 'universal, igualitário e gratuito' aos serviços de saúde. No contexto de economia do setor público, esse conceito segue o princípio de equidade horizontal, ideia segundo a qual indivíduos com necessidades iguais de saúde devem ter possibilidades iguais de encontrar e obter tratamento (Wagstaff et. Al., 1991).

Porém, a literatura internacional em economia da saúde é vasta em apontar que a situação de igualdade no consumo desses serviços costuma ser mais a exceção do que a regra, mesmo em economias mais ricas. Por exemplo, pesquisa de Doorslaer e Masseria (2004) sobre a utilização de serviços de saúde em 21 países da OCDE com dados de 1999 até 2002, encontra evidência de desigualdade de acesso em favor das classes mais elevadas em consultas com clínicos gerais e também em consultas com especialistas em todos os países.

Apesar da importância do tema, pesquisa a respeito da desigualdade de utilização de serviços de saúde no Brasil ainda é restrita. Uma exceção importante é o trabalho de Neri e Soares (2002) que procura considerar as necessidades de saúde dos indivíduos, como seu estado de saúde, e demais fatores não ligados a necessidade, como escolaridade. Baseado nos dados da PNAD de 1998, os autores identificam, em relação à desigualdade de acesso, que quanto maior a renda, maior a possibilidade de demandar serviços de saúde.

O objetivo desta pesquisa é contribuir com a discussão sobre a desigualdade horizontal na utilização de serviços de saúde no Brasil utilizando metodologia sugerida pelo Banco Mundial (World Bank). Conforme descrito em O'Donnell et. Al. (2008), a desigualdade na utilização de serviços de saúde é analisada a partir de classes socioeconômicas por meio da distribuição esperada e padronizada, além da observada. Outras pesquisas, como o trabalho de Neri e Soares (2002), usam algum método de estimação (nesse caso, regressão logística) para mensurar a necessidade prevista (ou esperada), porém, a exceção do trabalho pioneiro de Noronha e Andrade (2002), são raros os trabalhos que tentam mensurar essa desigualdade a partir de estimativas padronizadas.

Além da distribuição padronizada, essa pesquisa estima índices de concentração na utilização de serviços de saúde e mais importante, por meio da decomposição desse índice, estima os fatores que mais afetam essa concentração. A metodologia é empregada para os dados do suplemento de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008. São selecionados cinco indicadores de uso: se o paciente fez consulta médica nas duas últimas semanas da pesquisa, ou se fez consulta nos últimos 12 meses, se fez cirurgia nos últimos 12 meses, se utilizou hospital ou pronto socorro nas duas últimas semanas e se fez uso de medicamento prescrito nos últimos 12 meses.

Os resultados apontam que a utilização de serviços de saúde segundo classes de renda familiar é desigual e a favor dos mais ricos (pró-rica), em todos os indicadores analisados. A desigualdade é maior para os indicadores de cirurgia em 12 meses e consultas para o período de duas semanas, com índices de concentração estimados de 0,128 e 0,371, respectivamente. É relevante notar que o fator que mais contribui para mudanças percentuais nesse indicador é a posse de plano suplementar de saúde, com participação estimada entre 41,5% e 179% dependendo do indicador. Outro resultado importante é que o Programa de Saúde da Família (PSF) contribui para diminuir essa concentração em todos os indicadores, porém seu impacto pró-pobre ainda é modesto se comparado com o efeito concentrador de cobertura suplementar. Em síntese, o resultado consolidado parece indicar que os usuários do sistema público encontram dificuldade de agendar consultas e por isso o indicador de utilização de curto prazo (serviço nas duas últimas semanas) é mais desigual que o indicador de longo prazo (serviço em 12 meses). Também indicam que os usuários mais pobres tendem a apresentar maior dificuldade para marcar cirurgia. É possível que isso ocorra devido à demora entre a marcação e a realização do serviço.

Para discutir a desigualdade horizontal no acesso de serviços de saúde no Brasil, esta pesquisa está dividida em quatro seções além desta introdução. Na seção seguinte é feita uma breve discussão do sistema de saúde no Brasil e uma introdução ao referencial teórico no país. Na seção seguinte é descrita a metodologia empregada conforme publicada pelo Banco Mundial. Na seção quatro são apresentados os resultados e a seção cinco conclui o trabalho procurando discutir os impactos das estimativas sobre possíveis políticas públicas.

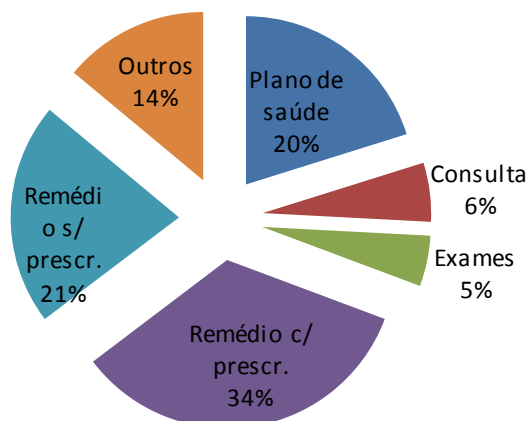
2. Saúde e Referencial Teórico no Brasil

No Brasil, assim como em muitos países do mundo, coexistem a rede de atendimento pública, conhecida como SUS, e a rede de atendimento privada. O SUS consiste em “um sistema público, nacional e de caráter universal”. Foi criado pela Constituição de 1988 e foi efetivamente implementado em 1990. O SUS realiza diversos procedimentos e é responsável pela maior parcela dos atendimentos médicos no país. De acordo com dados do Relatório Anual de Gestão de 2010 do Ministério da Saúde, foram realizados no SUS cerca de 70 mil cirurgias cardiovasculares e 85 mil cirurgias oncológicas naquele ano. O SUS também conta com 3.451 hospitais públicos, sendo que 90% desses hospitais se encontram sob administração direta.

Apesar de um sistema de saúde ambicioso, os investimentos públicos em saúde podem ser considerados modestos quando comparados com os gastos privados. De acordo com o Anuário Estatístico da Organização Mundial de Saúde (WHO, 2011), enquanto os gastos privados de saúde no Brasil representam aproximadamente 4,7% do Produto Interno Bruto (PIB), os gastos públicos representam apenas 3,7%, de um total de 8,4% de gastos em relação ao PIB. O gasto per capita do governo em saúde é de cerca de US\$ 317 de acordo com o relatório. Apenas para efeito comparativo, ainda de acordo com o Anuário, os gastos públicos em países de renda média elevada (grupo do Brasil)

representam 57% dos gastos totais, contra 44% do total no caso brasileiro. De acordo com dados de gastos domiciliares da Pesquisa de Orçamento Familiares (POF) de 2008, representados na Figura 1, a maior parcela dos gastos privados em saúde no Brasil ocorre em medicamentos, em proporção muito superior aos gastos com serviços preventivos, como planos privados de saúde, consultas e exames.

Figura 1: Gastos privados em Saúde



Fonte: elaboração própria a partir da POF 2008

Em 1994 o Ministério da Saúde criou o Programa de Saúde da Família (PSF), com o objetivo de atuar na prevenção e no monitoramento do estado de saúde por meio de atendimento na unidade de saúde do município ou por meio de atendimento médico domiciliar. Inicialmente, o programa abrangia os municípios mais pobres do país, nas regiões Norte e Nordeste, e estava focado na prevenção da mortalidade infantil. Conforme destacado por Rocha e Soares (2008), a partir de 1998 o programa foi ampliado para atingir mais localidades em todas as regiões e representou uma mudança de atuação da saúde pública para favorecer procedimentos mais preventivos em contraposição ao atendimento emergencial de aspecto curativo.¹

Nesse contexto, aumenta o interesse em compreender como essa diferença de gastos públicos e privados pode estar afetando a equidade no acesso a serviços de saúde. A pesquisa mais recente nesta área é de Andrade et. Al. (2011) que estima os índices de concentração por região e compara os anos de 1998 e 2008 usando dados da PNAD. A pesquisa seleciona três indicadores de serviços: se esteve internado nos últimos 12 meses, se consultou o dentista nos últimos 12 meses, se consultou médico nos últimos 12 meses. A pesquisa inova ao mensurar a dificuldade de acesso aos serviços, combinando a informação se o indivíduo buscou atendimento e se foi atendido. Talvez o

¹ Para o histórico e descrição do PSF vide Rocha e Soares (2008).

principal resultado da pesquisa seja mostrar que no período considerado houve queda na desigualdade de acesso aos serviços de saúde em todas as regiões.

Outra pesquisa importante neste contexto é o trabalho de Rocha e Soares (2008) que estima o efeito do PSF na redução da mortalidade por região e faixa etária. A principal conclusão do trabalho é que o PSF, focado em ações preventivas e de acompanhamento permanente por meio de equipes médicas que visitam o domicílio, contribuiu para a redução da mortalidade, sobretudo infantil e nas regiões mais pobres do país.

Para contribuir com esse debate a respeito do acesso aos serviços de saúde e mensurar os fatores concentradores de desigualdade do uso de serviços de saúde será empregada a metodologia, conforme recomendada pelo Banco Mundial, descrita na próxima seção.

3. METODOLOGIA

Para mensurar a desigualdade horizontal e os fatores de concentração na utilização dos serviços de saúde será utilizada metodologia descrita em O'Donnell et. Al. (2008).² De acordo com essa abordagem, o acesso a serviços de saúde é analisado a partir da distribuição do seu uso segundo classes socioeconômicas. Além da análise da distribuição observada, a metodologia visa estimar a distribuição prevista de acordo com as necessidades dos indivíduos considerando o seu estado de saúde (necessidade prevista) e também a distribuição de acesso condicional a fatores demográficos (necessidade padronizada). A seguir são descritas as metodologias para estimação das necessidades prevista e padronizada, mais a metodologia para determinação dos fatores de concentração.

3.1 Necessidades Esperada (Prevista) e Padronizada

O estado de saúde de um indivíduo e, portanto, as suas necessidades de acesso a serviços de saúde dependem de variáveis demográficas como idade e gênero. Com efeito, para identificar o estado de saúde de um indivíduo podem ser usadas medidas de percepção desse estado, como auto avaliação e medidas descritivas como se o indivíduo possui alguma doença crônica ou ainda apresenta alguma dificuldade de mobilidade ou dificuldade para realizar tarefas rotineiras. Neste último caso, as medidas são consideradas objetivas e, no primeiro caso, as medidas são classificadas como subjetivas. Para mensurar as necessidades aos serviços de saúde, medidas objetivas e subjetivas podem ser combinadas com agrupamentos demográficos.

Adicionalmente, covariadas podem ser acrescentadas ao modelo para controlar suas correlações parciais com as variáveis que definem necessidade. Com a inclusão de variáveis de controle, a necessidade padronizada traz a correlação das variáveis de necessidade com a utilização de determinado serviço condicional a essas covariadas. A omissão de uma covariada,

² Esse manual foi editado pelo Banco Mundial. Essa seção utiliza essencialmente essa referência. As rotinas para geração das estimativas também podem ser encontradas no livro. Os artigos originais com discussões a respeito de padronização e decomposição podem ser encontrados, respectivamente, em Wagstaff e Doorslaer (2000) e Wagstaff et. Al. (2003).

correlacionada simultaneamente com fatores demográficos e renda na função de necessidade prevista pode fazer com que a padronização considere não apenas as diferenças nas variáveis de necessidade, mas também acabe captando as correlações parciais do uso do serviço com o estado de saúde, de modo que a estimativa da necessidade padronizada fique viesada. Por isso, a estimação da necessidade prevista deve considerar essas relações entre variáveis de necessidade e variáveis de controle (covariadas), conforme estabelecido na função (1):

$$y_i = \alpha + \sum_j \beta_j x_{ji} + \sum_k \gamma_k z_{ki} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde: y é um indicador de serviço de saúde para cada indivíduo i , β e γ são os parâmetros de interesse, x_j é o conjunto de variáveis que definem necessidade de uso (fatores de necessidade) e definem a padronização; e z_k são as covariadas que não definem necessidade, mas cujas correlações parciais são controladas com as variáveis de necessidade.

A necessidade esperada de serviços de saúde pode ser obtida a partir de uma estimativa simples (usando um modelo linear ou não linear de acordo com a variável dependente na regressão) de probabilidade de utilização dos serviços segundo esses agrupamentos. Assim, a previsão da demanda desses serviços, y^E é obtida conforme representado na função (2):

$$\hat{y}_i^E = \hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j \bar{x}_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_k \quad (2)$$

A necessidade padronizada³, y^P , por sua vez, pode ser obtida pela diferença entre a utilização atual e a necessidade prevista, mais a média de utilização do serviço da amostra, conforme descrito na função (3):

$$\hat{y}_i^P = y_i - \hat{y}_i^E + \bar{y} \quad (3)$$

Para mensurar a desigualdade padronizada na utilização dos serviços de saúde, consideram-se as diferentes necessidades previstas por indivíduo. A necessidade padronizada reflete a utilização dos serviços independente da idade e gênero (fatores demográficos) e do estado de saúde dos indivíduos. A desigualdade padronizada pode ser maior ou menor do que a distribuição observada, pois a distribuição é corrigida pelos fatores demográficos e estado de saúde de cada indivíduo. Em outras palavras, a necessidade padronizada traz a distribuição do uso de serviços condicional as variáveis de necessidade. De acordo com Wagstaff et. Al. (1991), as variáveis selecionadas como fatores de necessidade (fatores demográficos, mobilidade e doença crônica) devem estar correlacionados tanto com as características socioeconômicas como com o estado de saúde do indivíduo.

Portanto, a análise da distribuição padronizada dos serviços de saúde fornece uma medida descritiva mais apurada das diferenças de uso dos serviços

³ Esse método de padronização é conhecido como 'indireto'. No caso de informações agrupadas por classes de renda (não individuais) é empregado o método 'direto' de padronização. Para uma descrição detalhada da diferença entre os dois métodos, vide O'Donnell et. Al. (2008), pp. 60-61.

de saúde, uma vez que mede a desigualdade, corrigindo a diferença na distribuição decorrente da composição dos fatores de necessidade. O método se baseia na ideia que se existem diferenças de uso de serviços entre classes após a padronização, estas se devem a desigualdades socioeconômicas.

O índice de concentração é uma medida relacionada a uma curva de inequidade, como a curva de Lorenz, que traz a distribuição relativa de uma variável (no caso de utilização) em um conjunto (classe socioeconômica) determinado. O índice de concentração é baseado no cálculo da área entre a linha igualitária (linha de 45°) e a curva de concentração (desigualdade), que pode estar acima (assume valor negativo) ou abaixo da linha (assume valor positivo) de equidade. Formalmente tem-se:

$$C = 1 - 2 \int_0^1 L_h(p) dp$$

Onde h se refere a um indicador de saúde. Relacionando a função (2), tem-se:

$$IC = \sum_k \left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right) IC_k + \frac{GIC_\varepsilon}{\mu} \quad (4)$$

Dessa forma, o índice de concentração é a soma ponderada dos IC's dos k regressores, sobre o qual o peso de cada x_k é a elasticidade de y em relação à x_k $\left(n_k = \beta_k \frac{\bar{x}_k}{\mu} \right)$. Em outras palavras, cada variável apresenta um IC independente de alterações na renda do indivíduo, mas o seu peso no IC depende da elasticidade do fator no respectivo indicador y . Já a decomposição dos fatores pode ser obtida pela diferenciação total da função (4).⁴

Uma vez discutida a metodologia, a próxima seção descreve o banco de dados utilizado.

3.2 Descrição dos Dados

Para mensurar a desigualdade no uso de serviços de saúde é utilizado o suplemento de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008. No suplemento de saúde existem informações individuais sobre gênero e idade, o que permite construir os grupos demográficos.

Além disso, são encontrados três tipos de informações sobre estado de saúde: uma auto avaliação do estado de saúde (variável categórica com cinco grupos), uma variável informando se o indivíduo é portador de doença crônica ou não (variável binária), e uma variável a respeito da dificuldade do indivíduo em realizar tarefas rotineiras (variável categórica).

Em relação à utilização de serviços de saúde, as informações descrevem se o indivíduo realizou consulta médica nos últimos 12 meses, ou ainda nas duas últimas semanas, e também o número de consultas realizadas no período de um ano. O banco de dados traz ainda informações sobre internações nos últimos 12 meses, atendimento hospitalar nas duas últimas semanas, se o indivíduo usa medicamento prescrito, se houve atendimento de emergência

⁴ Para formalização do resultado, vide Wagstaff et. Al. (2003), pp. 210-211.

domiciliar nos últimos 12 meses, e ainda, em relação a saúde da mulher, se foi realizado exame de colo de útero e mamografia nos últimos 12 meses. Todas essas variáveis são binárias, com exceção das informações a respeito de número de consultas e número de internações nos últimos 12 meses, que são variáveis de contagem e exigem modelos específicos de estimação.⁵

Em relação às variáveis binárias de utilização de serviços de saúde foram excluídas da análise os dois exames realizados apenas por mulheres (pois não poderiam ter os mesmo agrupamentos demográficos dos outros serviços, já que excluem o gênero masculino) e o atendimento de emergência na residência que reflete basicamente chamados de ambulância. Excluídos da análise esses serviços e as variáveis de contagem, a estimação da necessidade prevista e padronizada é estimada para cinco indicadores: se fez consulta nas últimas duas semanas e em 12 meses; se teve atendimento hospitalar nas duas últimas semanas; se usa remédio com prescrição e se realizou alguma cirurgia nos últimos 12 meses. Esta última variável é obtida a partir do motivo da internação nos últimos 12 meses e exclui partos (cerca de 17% das ocorrências) e tratamentos clínicos (cerca de 50% das ocorrências na amostra).⁶

Com os dados a respeito da idade e gênero são construídos oito agrupamentos demográficos binários, combinando gênero e as seguintes faixas de idade: de 18 até 29 anos, de 30 até 40 anos, de 41 até 53 anos, e acima de 54 anos. Ainda em relação à definição dos fatores de necessidade são selecionadas como variáveis se o indivíduo apresenta doença crônica, ou ainda apresenta dificuldade de mobilidade (dificuldade de realizar tarefas rotineiras). A informação sobre auto avaliação do estado de saúde do indivíduo é excluída porque não é uma medida objetiva e apresenta colinearidade elevada com as duas variáveis de medidas objetivas citadas anteriormente.⁷

Por fim, como variáveis de controle, sobre o qual a medida de padronização estará condicionada, são selecionadas se o indivíduo possui algum plano de saúde (empresarial, particular ou de servidor público), se trabalha, se vive em zona urbana ou rural, anos de escolaridade e número de membros da família (sobre estas duas últimas variáveis é aplicada a transformação logarítmica natural).

Para classificar os indivíduos segundo grupos socioeconômicos são construídas cinco classes de renda a partir da distribuição de renda domiciliar. Desse modo, obtém-se quintis, no qual o primeiro representa os 20% mais pobres e o último quintil representa os 20% mais ricos. Todas as medidas e estimativas são produzidas utilizando os pesos censitários da PNAD referentes à representatividade dos indivíduos em relação ao total da população. Por fim, são excluídos os indivíduos com menos de 18 anos da amostra, pois os indicadores devem refletir a desigualdade na população adulta (a demanda infantil costuma depender de outras variáveis). Todos esses procedimentos seguem as recomendações de O'Donnell et. Al. (2008) e são recorrentes em investigações empíricas em economia da saúde.

⁵ Para uma discussão sobre modelos em economia da saúde com variáveis de contagem vide Jones (2000).

⁶ No Brasil foram realizados cerca de 1,2 milhões de partos na rede pública de acordo com o Relatório Anual de Gestão de 2010. Como esse é um procedimento menos sujeito a agendamento, parece interessante considerar só cirurgias.

⁷ A correlação entre auto avaliação e doença crônica é de 0,43 na amostra utilizada. Já a correlação entre doença crônica e dificuldade de mobilidade é de 0,17.

Tabela 1 - Dados descritivos (Média) por quintis de renda domiciliar

Quartil	1	2	3	4	5	Total
Consulta 12 meses	0,666	0,681	0,689	0,707	0,762	0,697
Cirurgia 12 meses	0,018	0,021	0,020	0,025	0,033	0,023
Uso remédio com prescrição	0,249	0,281	0,266	0,274	0,300	0,264
Consulta 2 semanas	0,012	0,016	0,026	0,039	0,079	0,034
Hospital 2 semanas	0,034	0,034	0,036	0,037	0,036	0,036
Tem doença crônica	0,409	0,428	0,407	0,405	0,387	0,407
Dificuldade de mobilidade	0,062	0,062	0,048	0,040	0,029	0,047
Tem algum plano de saúde	0,064	0,121	0,205	0,338	0,636	0,289
Gênero	0,431	0,469	0,485	0,491	0,493	0,475
Idade	39,8	42,2	40,9	41,0	42,0	41,3
Trabalha	0,536	0,623	0,698	0,723	0,729	0,663
Urbana	0,743	0,810	0,867	0,916	0,960	0,866
Escolaridade (Ln)	1,525	1,636	1,860	2,051	2,389	1,917
N pessoas (Ln)	1,905	1,902	1,913	1,918	1,925	1,913
PSF	0,602	0,572	0,523	0,470	0,316	0,491

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD (2008)

A tabela 1 traz a média das variáveis dependentes, das variáveis de necessidade e das covariadas por quintis de renda domiciliar. É interessante notar que a posse de algum plano suplementar de saúde está fortemente associada à renda do indivíduo, de modo que os 20% mais ricos possuem 10 vezes mais planos complementares de saúde do que os 20% mais pobres. Em contraposição, quanto menor a classe de renda, maior o percentual de participantes do PSF. Já a dificuldade de mobilidade também é menor no quintil de maior renda, apesar da idade média ser parecida entre as classes. Conforme esperado os quintis de maior renda apresentam maior escolaridade, maior proporção de pessoas que trabalham e menos pessoas morando em áreas rurais.

Com exceção do uso de hospital nas duas últimas semanas, a utilização de serviços de saúde apresenta desigualdade por classe de renda. Na próxima seção esta desigualdade é discutida por meio das necessidades previstas e padronizadas.

4. Análise dos Resultados

A tabela 2 traz a distribuição, conforme dados da PNAD 2008, de cinco serviços de saúde por classes socioeconômicas. A primeira coluna traz a média observada de uso, conforme descrito na seção anterior. Já a segunda coluna traz a necessidade prevista, obtida a partir da estimativa da função (2) com um

método não linear (*probit*).⁸ A terceira coluna traz a média de uso corrigida pela necessidade padronizada conforme especificado na função (2). A última coluna à direita traz a diferença entre a necessidade prevista e a necessidade padronizada.

Deve-se notar que para os cinco serviços a diferença é negativa nos dois quintis mais pobres e positiva nos dois quintis mais ricos. Essas medidas sugerem que a distribuição padronizada (e também a observada) do uso desses serviços no Brasil é pró-rico, pois uma vez padronizados as diferenças de necessidade dos indivíduos, existe uma possibilidade maior de um indivíduo em um quintil mais elevado de renda utilizar o serviço. Já a distribuição prevista é bastante homogênea entre as classes, com uma distribuição levemente pró-pobre, ou seja, as classes de renda mais pobres tem uma necessidade esperada (ou prevista) um pouco maior de usar esses serviços.

Por exemplo, no caso de cirurgia em 12 meses, o quintil mais rico apresenta quase o dobro de utilização da encontrada no quintil mais pobre (0,018 contra 0,034, respectivamente). A utilização de consulta em duas semanas apresenta uma desigualdade ainda maior, na qual o quintil mais rico apresenta em média cinco vezes mais chance de realizar uma consulta neste período. O uso de remédio com prescrição e consulta em 12 meses apresenta uma desigualdade bem menor. Já a visita em hospital nas duas últimas semanas quase não apresenta desigualdade.

É interessante notar que a média do uso por quintis é muito semelhante na distribuição atual e na distribuição padronizada. Van Doorslaer e Wagstaff. (1998) também encontram pequena diferença entre a distribuição real e a padronizada usando dados de saúde para a Jamaica. De qualquer forma, a padronização aumenta as disparidades na utilização dos serviços em comparação com a distribuição observada. Isso ocorre principalmente para uso de remédios com prescrição nos últimos 12 anos. Já as distribuições previstas com covariadas ou sem covariadas (coluna 3 e 4) são também bastante semelhantes. A exceção se dá na distribuição padronizada de consulta em 12 meses, cuja especificação sem covariadas se mostra pouco desigual em comparação com a especificação completa.

Outro indicador utilizado para mensurar a desigualdade na utilização desses serviços é o índice de concentração (IC). Conforme descrito na seção 3, quando não existe desigualdade no uso dos serviços, o IC é zero. Um valor estimado de IC positivo (negativo) indica que a distribuição é pró-rica (pró-pobre), ou seja, existe desigualdade na ocorrência a medida que aumenta (diminui) a classe socioeconômica. As estimativas de IC indicadas na tabela 3 para a distribuição observada e padronizada revelam que as maiores concentrações de uso pró-rico são encontradas nos serviços de cirurgia em 12 meses e consultas médicas nas duas últimas semanas.⁹

⁸ A versão não linear das funções (2) e (4), bem como o código para a sua implementação, podem ser encontrada em O'Donnell et. Al. (2008), pp. 179-182.

⁹ Esses resultados estão mais próximos dos encontrados em Andrade et. Al. (2011) para IC de acesso geral aos serviços.

Tabela 2 - Distribuição de acesso atual, prevista e padronizada de cinco serviços de saúde.

Quartil	Distrib. Observada	Necessidade Prevista	Necessidade Padronizada Com controles	Necessidade Padronizada Sem controles	Diferença (prev.-padron.)
CIRURGIA (12 meses)					
1° (20% mais pobres)	0,0181	0,0227	0,0180	0,0181	-0,0046
2°	0,0210	0,0233	0,0203	0,0203	-0,0030
3°	0,0200	0,0224	0,0201	0,0201	-0,0023
4°	0,0251	0,0224	0,0254	0,0254	0,0030
5° (20% mais ricos)	0,0332	0,0222	0,0336	0,0336	0,0114
Razão (20% ricos/20% pobres)	1,8340	0,9792	1,8640		
Índice de Concentração	0,1231	-0,0046	0,1275		
Erro padrao	0,0078	0,0006	0,0078		
Teste t	15,78	-7,45	16,4		
CONSULTA (12 meses)					
1° (20% mais pobres)	0,6657	0,7165	0,6567	0,6972	-0,0598
2°	0,6812	0,7147	0,6741	0,6995	-0,0406
3°	0,6891	0,7045	0,6922	0,6993	-0,0123
4°	0,7073	0,7029	0,7119	0,7045	0,0090
5° (20% mais ricos)	0,7624	0,7007	0,7692	0,7128	0,0685
Razão (20% ricos/20% pobres)	1,1453	0,9780	1,1713		
Índice de Concentração	0,0262	-0,0042	0,0303		
Erro padrao	0,0007	0,0003	0,0007		
Teste t	35,24	-16,11	43,55		
REMÉDIO C/ PRESCRIÇÃO					
1° (20% mais pobres)	0,2486	0,2682	0,2216		-0,0466
2°	0,2806	0,2888	0,2390		-0,0498
3°	0,2663	0,2696	0,2571		-0,0126
4°	0,2745	0,2688	0,2768		0,0080
5° (20% mais ricos)	0,2996	0,2656	0,3341		0,0686
Razão (20% ricos/20% pobres)	1,2053	0,9902	1,5077		
Índice de Concentração	0,0345	-0,0032	0,0796		
Erro padrao	0,0019	0,0012	0,0018		
Teste t	18,20	-2,81	43,55		
ATEND. HOSPITAL (2 semanas)					
1° (20% mais pobres)	0,0343	0,0351	0,0335	0,0333	-0,0016
2°	0,0338	0,0356	0,0326	0,0323	-0,0030
3°	0,0362	0,0343	0,0363	0,0363	0,0020
4°	0,0370	0,0339	0,0374	0,0375	0,0034
5° (20% mais ricos)	0,0365	0,0331	0,0377	0,0380	0,0046
Razão (20% ricos/20% pobres)	1,0647	0,9436	1,1252		
Índice de Concentração	0,0145	-0,0118	0,0259		
Erro padrao	0,0059	0,0006	0,0059		
Teste t	2,44	-19,51	4,38		

Tabela 2 (continuação)

ATEND. CONSULTA (2 semanas)					
1º (20% mais pobres)	0,0120	0,0251	0,0117	0,0117	-0,0134
2º	0,0163	0,0260	0,0151	0,0152	-0,0109
3º	0,0259	0,0246	0,0261	0,0262	0,0016
4º	0,0395	0,0243	0,0400	0,0399	0,0157
5º (20% mais ricos)	0,0785	0,0239	0,0794	0,0792	0,0555
Razão (20% ricos/20% pobres)	6,5277	0,9536	6,7837		
Índice de Concentração	0,3640	-0,0100	0,3708		
Erro padrao	0,0066	0,0008	0,0065		
Teste t	55,38	-12,82	56,74		

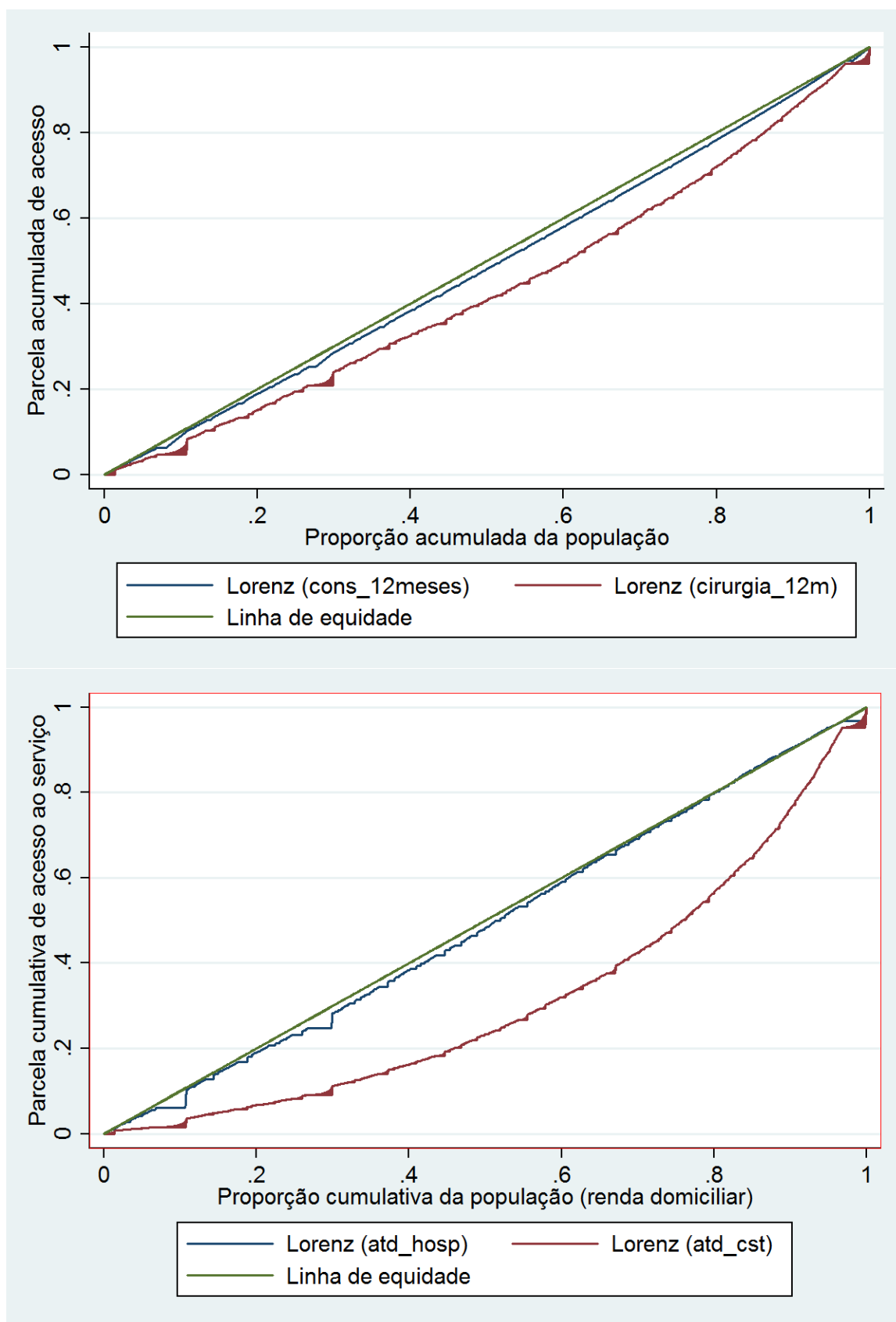
Fonte: elaboração própria a partir da PNAD (2008)

O IC é uma medida adicional de desigualdade, já que um outro indicador mais simples pode ser obtido por meio da razão da utilização dos serviços entre o grupo dos 20% mais ricos (numerador) em relação aos 20% mais pobres (denominador). Ou ainda pode ser visualizado por meio das curvas de concentração, conforme descrito na Figura 1. Todos esses indicadores apontam para a distribuição desigual do uso do serviço de saúde, mas é relevante apontar que o IC permite testar a hipótese se o resultado da estimativa do IC é significativo ou não. Para todos os serviços na distribuição padronizada, a hipótese de que o indicador é igual a zero (distribuição sem desigualdade) é rejeitada de forma significativa (com 1% de significância).

Outro aspecto interessante a respeito do cálculo do IC é que é possível decompô-lo de modo a identificar os principais fatores que afetam a desigualdade no uso. Esses resultados se encontram na Tabela 4. Os resultados apresentados representam a contribuição percentual de cada fator na mudança total do IC. Os fatores podem ser agrupados como relacionados a necessidade ou não relacionados a necessidade (demais fatores), da mesma forma que discutido anteriormente (O'Donnell et. Al., 2008). A ideia é que fatores associados a necessidade são 'justificáveis' na medida que refletem a maior necessidade dos indivíduos com maior idade, ou com dificuldade de mobilidade ou ainda portadores de doença crônica. Já os demais fatores apontariam para motivos 'não justificáveis', por não estarem associados a fatores que influenciam diretamente o estado de saúde dos indivíduos.

Com efeito, a linha de subtotal dos 'fatores de necessidade' para os cinco serviços de saúde é negativa, indicando que se a utilização desses serviços fosse determinada apenas por esses fatores, ela apresentaria uma distribuição mais desigual de uso em favor dos mais pobres. É interessante notar que os fatores demográficos apresentam um efeito positivo em dois serviços (cirurgia em 12 meses e uso de remédios prescritos) e um efeito negativo em dois outros serviços (consulta 12 meses e uso de hospital nas duas últimas semanas). Na primeira situação, os fatores demográficos praticamente anulam os efeitos dos demais fatores de necessidade, enquanto que no caso de consulta 12 meses esses fatores se constituem no principal efeito de necessidade pró-pobre.

Figura 2 : Curvas de Desigualdade de Acesso (Curvas de Concentração)



Já o subtotal positivo em 'demais fatores' indica que se necessidade fosse balanceada entre grupos, o efeito dos demais fatores provoca uma concentração no uso, ou seja, são fatores que acentuam o índice de concentração, ou fatores de uso pró-rico. Em todos os serviços de saúde, o principal fator de concentração do seu uso é a posse do plano suplementar de saúde, cujo efeito direto na utilização apresenta um efeito positivo de 41% à 189% no aumento do IC. Como a participação percentual do IC também pondera a importância dos fatores na sua composição, o principal fator de desigualdade de utilização desses serviços no Brasil, é a maior parcela de indivíduos com coberturas suplementares nas classes socioeconômicas mais altas.

Em contrapartida, o PSF diminui a concentração e, portanto desigualdade, na utilização por classes socioeconômicas, mas sua importância relativa é menor se comparada com os demais fatores. Esse aspecto pode ser mais bem compreendido por meio do cálculo do índice de concentração para cada fator isoladamente. Estes IC estão na figura 3 e a inspeção dessa figura mostra que apesar de PSF apresentar um IC pró-pobre (negativo) elevado, sua participação percentual em mudanças da concentração do IC é menor entre os indicadores de uso devido a sua baixa elasticidade (não reportada) em relação a demanda pelos serviços analisados.

Apesar de esperado, esse resultado é importante, pois mostra que os demais fatores tem uma participação pequena no IC e sugerem que quase toda a desigualdade encontrada na utilização de serviços de saúde é decorrente desse fator (posse de plano suplementar). Esse resultado levanta algumas possibilidades de políticas públicas, pois conforme será discutido na próxima seção, alguns países de renda per capita média, como é o caso do Brasil, tem implantado com relativo sucesso programas de subsídio a posse de plano de saúde complementar a determinados grupos da população.

Por fim, um aspecto interessante dos resultados é que a desigualdade é forte tanto em um serviço sofisticado como cirurgia, como em um procedimento simples, como consultas em duas semanas. Por outro lado, atendimento em pronto socorro ou hospital nas duas últimas semanas se mostrou pouco desigual, sugerindo que o acesso a serviços emergenciais parece menos associado à classe socioeconômica. Em relação a consultas realizadas em um período de 12 meses a desigualdade também se mostrou baixa, principalmente se comparada com a utilização em duas semanas. Esses resultados em conjunto podem estar refletindo o conceito de filas para racionar o atendimento. O '*queuing*' (no original em inglês) promove o racionamento do uso do serviço por meio da elevação do tempo de espera. Por isso, a desigualdade maior em consultas para um prazo de pesquisa menor (de duas semanas) e cirurgia pode estar refletindo a dificuldade da população em realizar procedimentos que necessitam de agendamento, em contraposição aos atendimentos emergenciais e consultas, neste último quando considerado em um intervalo de observação maior. Neste caso, os indivíduos poderiam estar fazendo menos cirurgias ou ter uma menor frequência de consultas devido a dificuldades de agendamento.

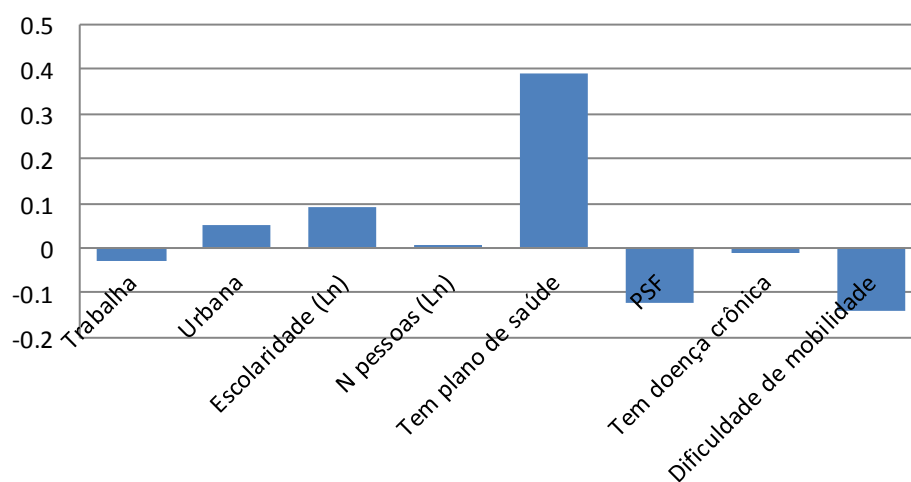
Tabela 3: Decomposição do Índice de Concentração (contribuição percentual)

	Consulta 12 meses	Cirurgia 12 meses	Remédio com prescrição	Consulta 2 semanas	Hospital 2 semanas
Fatores de necessidade					
Grupos demográficos	-7.20%	5.31%	13.14%	0.05%	-6.86%
Tem doença crônica	-5.14%	-1.85%	-8.53%	-0.66%	-15.22%
Dificuldade de mobilidade	-4.03%	-4.39%	-5.46%	-0.77%	-17.00%
<i>Sub total</i>	<i>-16.37%</i>	<i>-0.92%</i>	<i>-0.85%</i>	<i>-1.38%</i>	<i>-39.08%</i>
Demais fatores					
Trabalha	-2.00%	-4.51%	-15.50%	-0.43%	-11.98%
Urbana	5.41%	1.24%			13.69%
Escolaridade (Ln)	24.94%	14.22%	0.60%	11.28%	-5.11%
N pessoas (Ln)	0.35%	-0.04%			-4.73%
Tem plano de saúde	93.34%	68.43%	40.90%	53.48%	188.74%
PSF	-7.57%	-4.47%	-1.78%	1.78%	-3.67%
<i>Sub total</i>	<i>114.47%</i>	<i>74.86%</i>	<i>24.22%</i>	<i>66.11%</i>	<i>176.95%</i>

Fonte: elaboração própria a partir da PNAD (2008)

Obs: as regressões com remédio e consulta (2 sem.) não convergiram com o conjunto total de covariadas.

Figura 3: Índice de Concentração (IC) dos Fatores



Fonte: elaboração própria a partir da PNAD 2008.

Esses resultados também estão em sintonia com o relatório Sistema de Indicadores de Percepção Social (SIPS) de 2010 do IPEA.¹⁰ De acordo com o relatório, para a população que utilizou o serviço público, as duas principais sugestões para melhoria do atendimento público foram ‘aumentar o número de médicos’ (para 37% da amostra) e ‘reduzir o tempo de espera entre a marcação e a consulta com o especialista’ (para 34% da amostra). Entre os serviços de atendimento no hospital ou pronto-socorro a principal melhoria sugerida entre os que utilizaram o serviço foi a diminuição ‘para a demora em ser atendido’. Esses indicadores do SIPS sugerem que no serviço público os usuários realizam menos consultas devido ao prazo entre agendamento e realização da mesma. Por outro lado, os usuários conseguem atendimento de emergência apesar da elevada espera. Ainda em relação ao relatório do SIPS, o terceiro ponto mais lembrado como ponto positivo do SUS foi a ‘distribuição gratuita de medicamentos’. É interessante notar que entre os serviços pesquisados, a posse de plano de saúde complementar apresentou o menor efeito concentrador para o uso de remédio prescrito em 12 meses, o que talvez esteja refletindo o êxito da distribuição de remédio gratuito pelo SUS.¹¹

5. DISCUSSÃO FINAL E POSSÍVEIS IMPLICAÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS

A análise da distribuição observada, prevista e padronizada de cinco serviços por classes socioeconômicas com base nos dados da PNAD de 2008, revela que o uso desses serviços é desigual e a favor das classes com maior renda (pró-rica) no Brasil.

Entre os cinco serviços analisados (consulta em 12 meses, consulta nas duas últimas semanas, cirurgia em 12 meses, atendimento hospitalar nas duas últimas semanas e uso de remédio com prescrição), as maiores desigualdades na utilização foram encontradas nos serviços de consulta em duas semanas e na realização de cirurgias em 12 meses. Esses resultados sugerem que a desigualdade na utilização de serviços por classes socioeconômicas podem estar associadas a maior dificuldade do usuário em realizar esses procedimentos. Esse resultado encontra suporte na ideia que o atendimento público em saúde é racionado por meio de filas que atrasam os atendimentos (conceito conhecido como *‘queueing’* em inglês).

Adicionalmente, a decomposição do índice de concentração (IC) nesses serviços mostra que o fator que mais contribui para a desigualdade no acesso é a maior posse de plano complementar de saúde nas classes socioeconômicas mais elevadas. Diferentemente, o PSF atua na direção oposta: esse programa torna a utilização de serviços de saúde menos desigual, porém o seu impacto líquido é mais do que cancelado pelo efeito do plano suplementar pago. Esse

¹⁰ Vide SIPS pp.12-13 e 17.

¹¹ Conforme detalhado em O’Donnell et al., 2008, um aspecto econométrico interessante é que quanto mais próximo a soma dos fatores de necessidade e dos demais fatores forem de 100% (ou 1), menor o resíduo da estimação e melhor a aderência do modelo. Nesse caso, o modelo com pior desempenho é o que analisa a desigualdade no uso de medicamentos prescritos em 12 meses.

resultado levanta a hipótese que uma alternativa a ser considerada, para diminuir o acesso pró-rico nos serviços de saúde no Brasil, é a implantação de subsídio para alguns grupos para adquirir plano complementar de saúde como, portadores de doenças crônicas ou indivíduos com dificuldade de mobilidade ou para os mais pobres nesses grupos. Diversos países com renda per capita média têm experimentado políticas públicas de subsídios de planos privados para alguns grupos da população e tem obtido relativo êxito.

Nesse contexto, Bauhoff et. Al. (2011) analisam o impacto do 'Programa de Seguro Saúde para os Pobres' na Geórgia (Europa). Por meio de vouchers financiados por recursos públicos, os participantes do programa podem escolher um plano complementar privado. De acordo com Bauhoff et. Al. (2011), o programa diminuiu os gastos extras (out-of pocket, no original em inglês) e reduziu os riscos de gastos elevados em internações, porém não aumentou a utilização dos serviços de saúde. Já Wagstaff (2009) analisou o impacto de um programa no Vietnã, no qual recursos do governo central financiavam o atendimento da população pobre elegível em serviços médicos provisionados por provedores locais (públicos e privados). O programa reduziu os gastos dos indivíduos com atendimento hospitalar e internações. Já Miller et. Al. (2009) analisa o programa 'Régimen Subsidiado' na Colômbia. Neste programa do governo, a população elegível passa a contar com subsídio para adquirir plano complementar de saúde. De acordo com os autores, um dos efeitos do programa foi o aumento do uso de serviços preventivos, em contraposição ao pequeno aumento dos serviços curativos.

Uma limitação da proposta de subsídio ou reembolso de planos ou serviços privados com recursos públicos no Brasil estaria na dificuldade de implementação e fiscalização de um programa desse tipo. De qualquer forma, dada à importância do efeito de posse de plano complementar sobre o índice de concentração estimado nesta pesquisa,¹² seria interessante investigar futuramente se a eventual queda na desigualdade de acesso a serviços de saúde no Brasil não estaria refletindo além de uma maior universalização de acesso ao serviço público, o aumento de posse de plano complementar pela população.

BIBLIOGRAFIA

Andrade et. Al. (2011). Andrade, Monica Viegas;Kenya Valeria M. de Souza Noronha; , Renata de Miranda Menezes ; Michelle Nepomuceno , Souza ; , Carla de Barros Reis; Diego Resende, Martins ; Lucas ,Gomes. Equidade na utilização dos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras no período 1998-2008. In: Textos para Discussão Cedeplar-UFMG.

Bauhoff S., D. R. Hotchkiss, e O. Smith (2011). The impact of medical insurance for the poor in georgia: A regression discontinuity approach, Health Economics, publicado online in Wiley Online Library.

¹² Entre 1998 e 2008, o percentual da população com direito a algum plano de saúde passou de aproximadamente 18% para cerca de 25%, respectivamente, de acordo com dados do Ministério da Saúde.

Jones, A. M. (2000). Health Econometrics. In: Handbook of Health Economics, ed. A. J. Culyer and J. P. Newhouse, 265–346. Amsterdam, Netherlands: Elsevier North-Holland.

Miller G, Pinto DM, Vera-Hernandez M. (2009). High-powered incentives in developing country health insurance: evidence from Colombia's regimen subsidiado. NBER Working Paper 15456.

Ministério da Saúde Brasil (2010). O Sistema de Indicadores de Percepção Social (SIPS). Brasília, Brasil.

Neri, M.; Soares, W. (2002). Desigualdade social e saúde no Brasil. Cadernos de Saúde Pública, Rio de Janeiro, v18:77-87.

Noronha, Kenya. Andrade, Monica (2002). Desigualdades Sociais em Saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, vol. 32, n. especial, p. 877-897.

O'Donnell et al. (2007). O'Donnell, E. Van Doorslaer, A. Wagstaff, M. Lindelow Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation. World Bank, Washington, DC (2007), 220p.

Rocha, R. da; Soares, R. (2008). Impacto de programas de saúde a nível familiar e comunitário: evidências do Programa Saúde da Família. Encontro Nacional da ANPEC, Salvador, 2008.

Van Doorslaer; C. Masseria, (2004). The OECD Health Equity Research Group Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries OECD. Towards high-performing health systems: policy studies, Paris, OECD, 2004, pp. 109–166

Van Doorslaer, E., e A. Wagstaff. 1998. Inequity in the Delivery of Health Care: Methods and Results for Jamaica. HDN Network, LAC Region, Equi-LAC, WP#3. World Bank, Washington, DC

Wagstaff A. (2009). Estimating health insurance impacts under unobserved heterogeneity: the case of Vietnam's health care fund for the poor. Health Economics 19(2): 189–208.

Wagstaff, A., e E. van Doorslaer (2000). Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. Journal of Human Resources 35(4): 716–33.

Wagstaff, A., E. van Doorslaer, and P. Paci. (1991). On the Measurement of Horizontal Inequity in the Delivery of Health Care. Journal of Health Economics 10(2): 169–205.

Wagstaff, A., E. van Doorslaer, e N. Watanabe. (2003). On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities, with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam. Journal of Econometrics 112(1): 219–27.

World Health Organization (WHO, 2011). World health statistics 2011. Geneve, Switzerland.