

## DESIGUALDADE SOCIAL NO ACESSO AOS SERVIÇOS DE SAÚDE NA REGIÃO SUDESTE DO BRASIL

Kenya Valéria Micaela de Souza Noronha  
Monica Viegas Andrade

### RESUMO

O objetivo do artigo é analisar a desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na região sudeste do Brasil. O método de estimação utilizado é o modelo *hurdle* binomial negativo, que considera algumas características particulares da utilização dos serviços de saúde. Além disso, esse modelo nos permite estimar a utilização dos serviços de saúde como dois processos estocásticos distintos: o primeiro refere-se à decisão de contatar o serviço de saúde (determinada pelo paciente) e o segundo refere-se à decisão de frequência (determinada em grande medida pelo médico). Analisamos separadamente os serviços ambulatoriais e os serviços de internação hospitalar. Para cada tipo de cuidado, estimamos um modelo considerando toda amostra e outro para a população ocupada em idade ativa. Utilizamos os dados da PNAD 98.

A principal contribuição desse trabalho é estimar a utilização dos serviços de saúde na região sudeste em duas etapas, distinguindo os serviços ambulatoriais dos de internação hospitalar. Além disso, nossa análise permite verificar a presença da desigualdade social no acesso em cada estado dessa região. Considerando os serviços ambulatoriais, constatamos que em Minas Gerais e no Rio de Janeiro, a decisão de consultar o médico é favorável aos grupos de renda elevada. Na segunda etapa do modelo, a quantidade de cuidados que o indivíduo recebe não é sensível a essa variável. No Espírito Santo, verificamos a presença da desigualdade favorável aos mais ricos nas duas etapas do processo de estimação. O oposto é verificado em São Paulo, onde a desigualdade no acesso revela-se favorável aos mais pobres. Quando controlamos para as características de ocupação, observamos a ausência da desigualdade social no acesso a esses serviços no Espírito Santo e no Rio de Janeiro. Em Minas Gerais, essa desigualdade se mantém. Com relação aos serviços de internação hospitalar, os resultados sugerem que existe uma desigualdade social no acesso aos serviços desse setor favorável aos mais pobres.

Entretanto, a presença dessa desigualdade é sensível à etapa do processo de estimação e ao corte de idade. As variáveis mais importantes nesse modelo são as características de morbidade dos indivíduos e as características de oferta.

## **1. Introdução**

A principal meta de política de saúde na maioria dos países tem sido promover uma distribuição equitativa de saúde. Entretanto, os trabalhos empíricos existentes apontam que de um modo geral há uma desigualdade em saúde favorável aos grupos sociais privilegiados. Os estudos realizados para o Brasil também sugerem a presença da desigualdade social em saúde favorecendo os grupos de alta renda<sup>1</sup>. Essa constatação pode ser um reflexo de possíveis diferenças entre os grupos socioeconômicos na quantidade recebida de cuidados médicos. A evidência empírica mostra que em alguns países há uma desigualdade no acesso aos cuidados médicos favorável aos ricos<sup>2</sup>. Esses resultados são observados mesmo em países desenvolvidos onde as disparidades socioeconômicas não são tão acentuadas e em países cuja oferta desses serviços é gratuita.

Os estudos existentes para o Brasil apontam a presença da desigualdade social no acesso aos serviços de saúde no país favorável aos grupos socioeconômicos mais elevados<sup>3</sup>. Apesar disso, Noronha e Andrade (2002b), utilizando um modelo que estima a utilização dos serviços de saúde em duas etapas, constatam que a desigualdade depende de qual etapa do processo de decisão está sendo analisada, tendo em vista que a decisão de consultar o médico ou de ser internado é determinada por um agente distinto daquele que determina a quantidade de tratamento recebida. Além disso, a desigualdade social no acesso a esse mercado é favorável aos ricos quando a análise se restringe aos serviços ambulatoriais. Para os serviços de internação hospitalar o oposto é verificado.

---

<sup>1</sup> Para a literatura internacional ver Pereira, 1995 e Doorslaer et al, 1997. Para o caso brasileiro ver Noronha e Andrade, 2002a, Campino et al, 1999 e Travassos et al, 2000.

<sup>2</sup> Pereira, 1995, Doorslaer e Wagstaff, 1992 e Waters, 2000.

<sup>3</sup> Almeida et al (2000), Travassos et al (2000) e Viacava et al (2001).

O objetivo desse trabalho é testar a hipótese de equidade horizontal no acesso aos serviços de saúde para a região sudeste do país. A análise da desigualdade no acesso a esses serviços no sudeste é importante tendo em vista a maior concentração dos gastos públicos em saúde nessa região e pelo fato de alguns estados apresentarem elevadas desigualdades sociais em saúde favoráveis às camadas mais ricas da população, em especial o estado de Minas Gerais<sup>4</sup>. Utilizamos a metodologia adotada em Noronha e Andrade (2002b), que estimam a utilização dos serviços de saúde em duas etapas através do modelo *hurdle* binomial negativo. Analisamos separadamente os serviços ambulatoriais e os de internação hospitalar. Para cada tipo de cuidado médico, estimamos um modelo para toda amostra e um outro considerando apenas a população ocupada em idade ativa, permitindo incluir as características de ocupação dos indivíduos. Utilizamos os dados fornecidos pela PNAD98 (Pesquisa Nacional por amostra de domicílio), que apresenta um suplemento especial sobre saúde.

A principal contribuição desse trabalho é estimar a utilização dos serviços de saúde na região sudeste em duas etapas, distinguindo os serviços ambulatoriais dos de internação hospitalar. Além disso, nossa análise permite verificar a presença da desigualdade social no acesso em cada estado dessa região. Considerando o setor de cuidados médicos, constatamos que em Minas Gerais e no Rio de Janeiro, a decisão de consultar o médico é favorável aos grupos de maior renda. Na segunda etapa do modelo, a quantidade de cuidados que o indivíduo recebe não é sensível a essa variável. No Espírito Santo, verificamos a presença da desigualdade favorável aos mais ricos nas duas etapas do processo de estimação. O oposto é verificado em São Paulo, onde a desigualdade no acesso revela-se favorável aos mais pobres. Quando controlamos para as características de ocupação, observamos a ausência da desigualdade social no acesso a esses serviços no Espírito Santo e no Rio de Janeiro. Esse resultado sugere que as diferenças no acesso entre os grupos de renda nesses estados podem estar associadas às diferenças no custo de oportunidade em demandar os serviços de saúde. Em Minas Gerais, mesmo controlando para as características do trabalho, essa desigualdade se mantém.

---

<sup>4</sup> Noronha e Andrade (2002a).

Com relação aos serviços de internação hospitalar, os resultados sugerem que existe uma desigualdade social no acesso aos serviços desse setor favorável aos mais pobres. Entretanto, a presença dessa desigualdade é sensível à etapa do processo de estimação e ao corte de idade considerados. As variáveis mais importantes nesse modelo são as características de morbidade dos indivíduos e as características de oferta, como a presença do plano de saúde e se o indivíduo foi ou não internado pelo SUS.

Esse artigo está dividido em cinco seções além desta. Na próxima seção faremos uma revisão acerca dos métodos usualmente empregados na literatura internacional e sobre as evidências empíricas no Brasil. A terceira seção apresenta uma breve descrição da base de dados e das variáveis utilizadas. A quarta seção discute a metodologia. Na quinta seção apresentamos os principais resultados. A última seção conclui.

## **2. Revisão da Literatura**

### **2.1. Revisão da Literatura Empírica Internacional**

Os critérios usualmente adotados na literatura empírica internacional para avaliar a desigualdade social em saúde baseiam-se nos princípios de equidade horizontal (indivíduos com igual necessidade de cuidados deveriam ser tratados da mesma forma), e equidade vertical (indivíduos com necessidades diferentes deveriam receber tratamentos diferenciados). De acordo com esses princípios, os bens e serviços de saúde deveriam ser distribuídos segundo a necessidade de cuidados com a saúde, independente das características socioeconômicas dos indivíduos. Existem basicamente duas formas para avaliar se o sistema de saúde obedece a esses princípios de equidade.

A primeira consiste em mensurar a desigualdade no acesso aos serviços de saúde a partir da construção de curvas de concentração. Esse método é inicialmente desenvolvido por Le Grand (1978) e ampliado por Doorslaer e Wagstaff (1992). Campino et al (1999) utilizam essa metodologia para estudar o caso brasileiro. Os autores, medindo o acesso a partir da variável de utilização, constroem uma curva de concentração sem padronização e outra padronizada por idade, sexo e morbidade e obtêm a partir de cada curva os índices de concentração observado e predito,

respectivamente. A diferença entre esses índices fornece uma medida de desigualdade no acesso aos serviços de saúde. Os resultados encontrados sugerem a existência de desigualdades sociais no acesso aos cuidados preventivos e curativos favoráveis aos indivíduos com maior poder aquisitivo.

Uma segunda forma para avaliar a desigualdade no acesso aos serviços de saúde consiste em estimar um modelo de regressão cuja variável dependente compreende uma medida de utilização. O primeiro trabalho a empregar esse método é desenvolvido por Cameron et al (1988). Nessa abordagem, os autores estimam uma equação de utilização dos serviços de saúde para a Austrália a partir do modelo binomial negativo para verificar a frequência com que os indivíduos utilizam os serviços de saúde. Alguns autores têm proposto estimar o modelo de utilização dos serviços de saúde em duas etapas. Na primeira etapa, estima-se a probabilidade dos indivíduos contatarem ou não o serviço de saúde e na segunda, a decisão de frequência considerando-se apenas a amostra de pessoas com utilização positiva. Na primeira etapa do processo de estimação especifica-se um modelo de probabilidade binária (Logit ou Probit) para determinar se o indivíduo procurou ou não algum serviço de saúde.

A estimação da segunda etapa pode ser realizada de diversas formas. Uma delas consiste em estimar a regressão para a decisão de frequência pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO)<sup>5</sup>. A fragilidade desse método é que os dados de utilização dos serviços de saúde são censurados. Ao estimar por MQO essa particularidade da amostra é ignorada<sup>6</sup>. Uma segunda forma consiste em estimar um modelo *hurdle*, no qual a segunda etapa é estimada através de um modelo binomial negativo truncado ao zero<sup>7</sup>. Gerdtham (1997) e Pohlmeier e Ulrich (1994) empregam essa metodologia para testar a hipótese de equidade horizontal no acesso aos serviços de saúde da Suécia e Alemanha respectivamente, considerando apenas a população adulta. Nos dois estudos,

---

<sup>5</sup> Alberts et al, 1997 e Doorslaer e Wagstaff, 1992.

<sup>6</sup> Alguns autores apontam também o problema de viés de seleção amostral, estimando o modelo desenvolvido por Heckman (1979). Esse método consiste em estimar na primeira etapa uma equação para a procura pelos serviços de saúde, através de um modelo Probit, obtendo-se um fator de correção para o viés de seleção amostral. Esse fator é incluído no modelo de regressão para estimar, através do método dos MQO, a frequência de consultas médicas. Ver como exemplo Newbold, Eyles e Birch (1995).

<sup>7</sup> O modelo *hurdle* foi proposto inicialmente por Mulahy (1986), sendo utilizado por alguns autores para analisar o acesso aos serviços de saúde.

a decisão de contato e a decisão de frequência são determinadas por processos estocásticos distintos, sugerindo que a estimação através do modelo *hurdle* é mais apropriada.

Ambos trabalhos estimam os modelos separados para as diferentes especialidades de cuidados médicos. Gerdtham (1997) distingue os serviços ambulatoriais dos serviços de internação hospitalar. Segundo o autor, essas demandas não podem ser interpretadas da mesma forma, tendo em vista que a probabilidade de ser internado depende principalmente da decisão de um médico, enquanto que a probabilidade de consultar o médico depende da decisão do próprio indivíduo. Pohlmeier e Ulrich (1994) distinguem os médicos generalistas dos médicos especialistas. Essa distinção é importante, pois na Alemanha, o acesso aos médicos especialistas é realizado principalmente através do encaminhamento do médico generalista, definindo, portanto comportamentos diferenciados com relação à demanda pelos serviços de saúde entre essas duas especialidades.

## **2.2. Revisão da Literatura Empírica Brasileira**

Os estudos empíricos existentes para o Brasil sugerem a presença de desigualdade social no acesso aos serviços de saúde. Almeida et al (2000), com base na PNSN<sup>8</sup> de 1989, estimam para cada quintil de renda uma taxa de utilização dos serviços de saúde. Essas taxas são padronizadas por sexo e idade e obtidas separadamente para os indivíduos doentes e saudáveis. A utilização dos serviços de saúde é bastante desigual entre as classes socioeconômicas, favorecendo as camadas de renda mais elevada. Cerca de 45% dos indivíduos pertencentes ao primeiro quintil e que têm atividades restritas por motivo de doença utilizam os serviços de saúde. Esse percentual se eleva para 69,22% quando são considerados os grupos de renda mais elevada. Para a amostra de indivíduos saudáveis, o quinto quintil apresenta uma taxa de utilização 50% maior que a classe de menor renda.

---

<sup>8</sup> Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição.

Travassos et al (2000) estimam razões de chance para três grupos de renda, utilizando a PPV de 1996/1997<sup>9</sup>. Os autores mostram que há no país uma desigualdade social na distribuição de cuidado médico favorável às classes sociais privilegiadas. As chances de um indivíduo do primeiro tercil utilizar os serviços de saúde é 37% menor no nordeste e 35% menor no sudeste em comparação aos indivíduos do terceiro tercil. As chances de utilização são também mais elevadas entre os indivíduos cobertos com plano de saúde *vis a vis* os sem cobertura (66% mais elevadas no Nordeste e 73% no Sudeste).

Viacava et al (2001), a partir dos dados da PNAD98, testam a existência da desigualdade social na utilização de serviços de saúde por gênero. O método empregado também se baseia na estimativa de razões de chance. Os autores observam que os indivíduos com maior escolaridade, os empregadores ou os assalariados com carteira assinada e os brancos apresentam chances mais elevadas de procurar os serviços de saúde, tanto preventivos quanto curativos, indicando uma desigualdade social no consumo desses serviços favorável aos grupos sociais mais privilegiados.

### **3. Base de Dados e Descrição das Variáveis**

A base de dados utilizada foi a PNAD de 1998, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cujo Suplemento contemplou nesse ano o tema da saúde<sup>10</sup>. A amostra para a região sudeste compreende 110.306 observações<sup>11</sup>. As variáveis dependentes foram obtidas a partir das perguntas da PNAD98, que permitiram saber se os indivíduos consultaram o médico e com que frequência, e se eles foram internados e quantos dias, considerando os últimos 12 meses que antecederam a pesquisa<sup>12</sup>.

---

<sup>9</sup> Pesquisa sobre Padrão de Vida.

<sup>10</sup> As informações contidas no suplemento foram em sua maioria fornecidas por apenas uma pessoa moradora do domicílio. 36,08% dos informantes dessa parte corresponderam à própria pessoa.

<sup>11</sup> O tamanho da amostra variou dependendo do modelo estimado, devido aos *missings* das variáveis dependentes e independentes utilizadas em cada modelo.

<sup>12</sup> No caso de consulta médica a PNAD98 tem ainda uma outra pergunta que utiliza o período de 2 semanas como referência. Esta pergunta não foi utilizada porque um percentual muito pequeno de indivíduos declarou ter demandado os serviços, impossibilitando uma análise controlada mais detalhada.

As variáveis independentes são classificadas em três grupos. O primeiro compreende as variáveis socioeconômicas e demográficas. Consideramos um conjunto de dummies para a renda familiar per capita, educação do chefe de família, raça, gênero e composição da família. Além dessas, incluímos uma variável discreta referente ao número de componentes da família e uma variável com um termo linear e um termo quadrático para idade. No modelo estimado para a população ocupada em idade ativa, foi possível considerar as variáveis relativas às características de ocupação dos indivíduos, quais sejam, posição na ocupação, número de horas trabalhadas e ramos de atividade.

Os indivíduos foram agrupados segundo os decis de renda<sup>13</sup>. Para cada decil, construímos uma variável *dummy*, que foi interagida com a *dummy* de cada unidade da federação. A interação dessas duas variáveis nos permitiu analisar a desigualdade social no acesso aos serviços de saúde em cada estado dessa região. No caso da variável educação, a amostra foi classificada em nove grupos segundo a escolaridade do chefe de família<sup>14</sup>. Essa variável é mais apropriada que a educação do indivíduo porque permite incluir na amostra as pessoas em idade escolar. Com relação aos grupos étnicos, a PNAD 98 classificou a amostra em brancos, pretos, amarelos, pardos e indígenas. Nesse trabalho consideramos apenas duas categorias: brancos e não brancos.

O efeito do tamanho da família sobre o acesso é ambíguo. Por um lado, essa variável pode afetar positivamente a decisão de utilizar os serviços de saúde devido à presença de economias de escala, pois o custo do cuidado com a saúde não é linear no número de componentes. Por exemplo, ao levar um filho para ser consultado a mãe pode decidir levar também os outros filhos, tendo em vista que o custo de oportunidade para essa mãe ao levar os outros filhos é nulo. Por outro lado, é possível que em uma família mais numerosa os pais adquiram algum conhecimento no cuidado com a saúde na medida em que têm mais filhos (*learning by doing*), procurando menos os serviços médicos quando um dos filhos adoce. Nesse caso, o efeito dessa variável é negativo. Além disso, a

---

<sup>13</sup> Incluímos na amostra os indivíduos cuja renda familiar é igual a zero. Esses indivíduos correspondem a 2,66% da amostra total (2.931 observações).

<sup>14</sup> Sem instrução e menos de um ano de escolaridade, primário incompleto, primário completo, primeiro grau incompleto, primeiro grau completo, segundo grau incompleto, segundo grau completo, superior incompleto e superior completo.



composição dos gastos das famílias pode variar segundo o seu tamanho, alterando a participação dos gastos com a saúde no total do orçamento familiar.

Entretanto, esse efeito depende em grande medida da composição da família, tendo em vista que os gastos com a saúde e a utilização desses serviços estão bastante relacionados com a idade dos seus componentes. Nesse trabalho, a variável de composição familiar foi construída pelo IBGE. A PNAD98 classifica os indivíduos em dez grupos segundo o tipo de família que pertence<sup>15</sup>. Devido ao pequeno número de observações, os indivíduos pertencentes a famílias compostas pelo casal ou pela mãe, cuja idade dos filhos não foi declarada, foram agregados no grupo referente a “outro tipo de família”.

As variáveis *dummy* relacionadas às características de ocupação foram incluídas no modelo estimado para a população ocupada em idade ativa<sup>16</sup>. Essas variáveis permitem medir o custo de oportunidade em buscar algum serviço de saúde. O tempo dedicado ao trabalho implica em menos tempo disponível para consultar um médico. Além disso, dependendo da forma como os indivíduos se inserem no mercado de trabalho, maior é o seu custo de oportunidade. As pessoas que trabalham no mercado informal em geral ganham por hora trabalhada e não estão protegidas por leis trabalhistas. Conseqüentemente, deixar de trabalhar pode acarretar perdas em termos da sua renda auferida. Quanto maior essa perda, maior é o custo de oportunidade de demandar algum cuidado médico. Consideramos dois grupos de horas trabalhadas: indivíduos que trabalharam entre 1 a 39 horas por semana e aqueles que trabalharam 40 horas ou mais.

Na PNAD98, os indivíduos foram classificados em 12 posições na ocupação. A partir dessas categorias, construímos sete grupos: empregados com carteira assinada; militares e funcionários públicos; empregados sem carteira e sem declaração de carteira assinada; trabalhadores domésticos, independentemente de terem ou não carteira assinada;

---

<sup>15</sup> Casal sem filhos, casal com todos os filhos menores de 14 anos, casal com todos os filhos com idade acima de 14 anos, casal com filhos menores de 14 anos e acima dessa idade, casal com filhos sem declaração da idade, mãe com todos os filhos abaixo de 14 anos, mãe com todos os filhos acima de 14 anos, mãe com filhos acima e menores de 14 anos, mãe com filhos sem a declaração de idade e outro tipo de família.

<sup>16</sup> Todas as variáveis relacionadas às características ocupacionais referem-se à situação do indivíduo nas duas últimas semanas de referência.

trabalhadores por conta própria; empregadores; trabalhadores na produção para o próprio consumo, na construção para o próprio uso e os não remunerados. No que se refere aos ramos de atividade, a PNAD98 especifica onze categorias<sup>17</sup>.

O segundo grupo de variáveis diz respeito às características de oferta. Diferentes níveis de acesso aos serviços de saúde podem estar relacionados a diferenças na oferta desses serviços entre as localidades. Como essas informações não são contempladas pela PNAD98, incluímos *dummies* para as unidades federativas e para a localização da residência (urbana/rural), tendo em vista que a oferta dos serviços de saúde é bastante variada entre os estados e precária nas áreas rurais. No modelo estimado para os serviços ambulatoriais, incluímos uma *dummy* para a existência de cobertura de plano de saúde nas duas etapas do processo de estimação. O plano de saúde determina uma melhor condição de acesso e maior utilização desses serviços. No caso dos serviços de internação hospitalar, essa variável foi incluída apenas na primeira etapa do modelo. Na segunda etapa foi possível considerar se o indivíduo foi ou não internado pelo SUS<sup>18</sup>.

O terceiro grupo refere-se às variáveis que medem o estado de saúde dos indivíduos. Utilizamos quatro indicadores. O primeiro refere-se a existência de algum problema de mobilidade física<sup>19</sup>. Perguntou-se aos indivíduos sobre o grau de dificuldade que tinham em realizar alguma tarefa cotidiana<sup>20</sup>. A pergunta apresenta quatro categorias de resposta: “não conseguem”, “têm grande dificuldade”, “pequena dificuldade” e “nenhuma dificuldade”. O segundo indicador utilizado é o número de doenças crônicas.

---

<sup>17</sup> Agrícola, indústria de transformação, indústria de construção, outras atividades industriais, comércio de mercadorias, prestação de serviços, serviços auxiliares da atividade econômica, transporte e comunicação social, administração pública e outras atividades.

<sup>18</sup> A dificuldade com essa variável é que 2,89% das pessoas que estiveram internadas não souberam informar se o serviço foi coberto por esse sistema. Como os serviços providos pelo SUS deveriam ser gratuitos, os indivíduos que não pagaram algum valor por essa internação foram considerados atendidos pelo SUS. O critério adotado nesse trabalho para classificar esses indivíduos como atendidos ou não pelo SUS não resolve totalmente o problema, tendo em vista que dos indivíduos que pagaram algum valor pelo serviço de internação, 19,17% foram cobertos pelo SUS.

<sup>19</sup> As perguntas referentes a mobilidade física foram respondidas apenas pelos indivíduos com idade superior a 14 anos. 49,75% dos informantes dessa parte correspondia à própria pessoa.

<sup>20</sup> A PNAD 98 perguntou aos indivíduos se eles normalmente têm dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro; para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; para empurrar mesa ou realizar consertos domésticos, entre outras.

A PNAD98 indagou sobre a existência de 12 tipos de doenças crônicas<sup>21</sup>. Os valores que essa variável assumiu oscilaram entre 0 e 9, indicando o somatório de doenças crônicas declaradas pelo indivíduo. A terceira variável refere-se a uma medida do estado de saúde auto avaliado. A PNAD 98 considera cinco categorias de resposta: muito bom, bom, regular, ruim ou muito ruim. O quarto indicador de necessidade é uma variável dicotômica que informa se o indivíduo sofreu alguma limitação de suas atividades habituais por motivo de saúde nas duas últimas semanas que antecederam a pesquisa. Todas as variáveis de saúde, exceto o número de doenças crônicas, foram modeladas através da inclusão de variáveis dummy.

Para os serviços de internação hospitalar, foi possível incluir, na segunda etapa do modelo, o principal atendimento de saúde recebido quando o indivíduo esteve internado. Foram especificadas as seguintes categorias: tratamento clínico, parto normal, parto cesáreo, cirurgia, tratamento psiquiátrico e exames. Essa variável é importante, pois o número de dias internados pode variar entre os diferentes tipos de tratamento recebido, tendo em vista que ela está associada a padrões distintos de morbidade.

## **4. Metodologia**

### **4.1. O modelo *hurdle* binomial negativo**

A utilização dos serviços de saúde apresenta algumas características importantes que precisam ser consideradas na escolha do modelo a ser estimado. Em primeiro lugar, o número de visitas médicas e de dias internados assumem apenas valores inteiros e não negativos. Em segundo lugar, a distribuição desses eventos se assemelha a uma distribuição de Poisson, onde a probabilidade de ocorrência de um evento se reduz à medida que aumenta a sua frequência, ou seja, a proporção de indivíduos que buscam serviços de saúde diminui quando aumenta o número de visitas médicas ou de dias internados. Trata-se, portanto de dados de contagem de eventos em saúde. O modelo de

---

<sup>21</sup> Doença de coluna, artrite ou reumatismo, câncer, diabetes, bronquite ou asma, hipertensão, doença do coração, doença renal crônica, depressão, tuberculose, tendinite e cirrose.

Poisson é o representante mais simples dos modelos de dados de contagem. Denomine de  $y_i$  o número de vezes que o indivíduo  $i$  procurou algum serviço de saúde. Esse modelo especifica que cada  $y_i$  é extraído de uma distribuição de Poisson com parâmetro de intensidade positivo  $\mu_i$ . A probabilidade de que  $y_i$  ocorrerá  $N$  vezes é dada por:

$$\Pr(y_i = N) = \frac{e^{-\mathbf{m}_i} \mathbf{m}_i^N}{N!}, \quad (1)$$

onde  $i = 0,1,2,3,\dots$  indivíduos.

É possível incluir as variáveis explicativas ao especificarmos que o parâmetro de intensidade  $\mu_i$  é uma função exponencial do conjunto de covariadas:

$$\mathbf{m}_i = e^{\left(\sum_{ij} b_j X_{ij}\right)} > 0 \quad (2)$$

onde:

$b_j$  = j-ésimo coeficiente;

$X_{ij}$  = j-ésima variável explicativa correspondente ao i-ésimo indivíduo.

Desse modo, temos a seguinte distribuição do número de visitas médicas ou do número de dias internados ( $y_i$ ) condicionada ao vetor de covariadas  $X_i$ :

$$f(y_i | x_i) = \frac{e^{-\mathbf{m}_i} \mathbf{m}_i^{y_i}}{y_i!}, y_i = 0,1,2,\dots, \quad (3)$$

O valor esperado dessa função e a variância são dados por:

$$E[y_i | x_i] = VAR[y_i | x_i] = \mathbf{m}_i = e^{\left(\sum_{ij} b_j X_{ij}\right)} \quad (4)$$

O modelo de Poisson apresenta algumas restrições que podem torná-lo inadequado para analisar a utilização dos serviços de saúde. Primeiro, esse modelo supõe que o parâmetro de intensidade  $\mu_{is}$  é determinístico. Em geral, essa suposição não é válida. Como visto anteriormente, esse parâmetro é uma função das características observáveis dos indivíduos. Entretanto, existem algumas características relevantes que não são consideradas no vetor de covariadas por não serem observáveis. Como não é possível modelá-las, é necessário incluir um termo randômico a fim de controlar a heterogeneidade não observada. Quando essa particularidade é negligenciada, o modelo pode apresentar dados sobre dispersos, implicando em uma variância maior do que

aquela suposta pelo modelo. Em segundo lugar, nesse modelo os eventos são considerados independentes. No caso de visitas médicas e de dias internados, a probabilidade do indivíduo visitar o médico hoje pode estar relacionada a visitas que ocorreram anteriormente, violando a hipótese de eventos independentes. Uma alternativa é utilizar o modelo binomial negativo, que é obtido ao supor que o parâmetro de intensidade do modelo de Poisson tem um componente estocástico  $e^{v_i}$ , onde  $v_i$  assume uma distribuição gamma<sup>22</sup>. Esse modelo é especificado da seguinte forma:

$$h(y | \mathbf{m}, \mathbf{a}) = \frac{\Gamma(\mathbf{a}^{-1} + y)}{\Gamma(\mathbf{a}^{-1})\Gamma(y + 1)} \left( \frac{\mathbf{a}^{-1}}{\mathbf{a}^{-1} + \mathbf{m}} \right)^{\mathbf{a}^{-1}} \left( \frac{\mathbf{m}}{\mathbf{m} + \mathbf{a}^{-1}} \right)^y \quad (6)$$

com média e a variância iguais a<sup>23</sup>:

$$E[y | \mathbf{m}, \mathbf{a}] = \mathbf{m} \quad (7)$$

$$V[y | \mathbf{m}, \mathbf{a}] = \mathbf{m}(1 + \mathbf{a}\mathbf{m}) \quad (8)$$

onde:

$\alpha$  representa o termo de sobre dispersão dos dados e  $\mathbf{m}_i = e^{\left(\sum_{ij} b_j X_{ij}\right)} > 0$ .

Quando  $\alpha=0$ , a variância é igual à média, indicando que não há sobre dispersão dos dados. Nesse caso, o modelo se reduz ao modelo de Poisson.

Uma terceira característica da utilização dos serviços de saúde é que a decisão de utilizar esses serviços ocorre em dois processos estocásticos distintos. O primeiro processo refere-se à decisão de demandar algum cuidado médico e o segundo diz respeito à frequência de visitas médicas, ou seja, ao número de vezes que o indivíduo utilizou o serviço de saúde depois que o primeiro contato foi estabelecido. Essa distinção é importante, pois a decisão de contatar ou não o serviço de saúde é geralmente determinada pelo próprio paciente e a decisão de frequência é, em grande medida, determinada pelo médico. Por esse motivo, estimamos um modelo binomial

<sup>22</sup> Ver Cameron e Trivedi, 1998, pg.100-102. Gurmu (1997) mostra que se há uma má especificação da distribuição da heterogeneidade não observada, as estimativas dos parâmetros serão inconsistentes. O autor sugere um método alternativo de estimação baseado em modelos semiparamétricos. Esses modelos não impõem uma distribuição específica para o componente da heterogeneidade não observada.

<sup>23</sup> Essa especificação da variância corresponde ao modelo binomial negativo 2 (NB2) que é considerado como padrão. A variância correspondente ao modelo binomial negativo 1 é igual a  $(1+\alpha)\mu$ .

negativo em duas etapas, conhecido como modelo *hurdle* binomial negativo. Na primeira etapa, utilizamos um modelo logit para determinar se o indivíduo procurou ou não algum serviço de saúde, e se foi ou não internado<sup>24</sup>. Na segunda etapa, empregamos o modelo binomial negativo (*Negbin*) truncado ao zero para estimar o número esperado de consultas ou de dias internado, considerando a amostra de indivíduos com utilização positiva ( $y_i$  maior do que zero).

No caso de cuidados hospitalares, apesar da decisão de internação e do número de dias internados serem determinadas pelo médico, essas duas decisões podem ser vistas como dois processos estocásticos distintos. O médico que decide se o indivíduo é internado ou não pode ser diferente daquele que decide sobre o tempo que o indivíduo permanece no hospital. Espera-se que as variáveis independentes afetem de forma diferente cada um desses processos.

Para a construção do *hurdle* binomial negativo, especificamos duas funções de verossimilhança parametricamente independentes, cada uma representando uma etapa do processo de estimação. Denomine de  $y_i$  o número de vezes que o indivíduo  $i$  procurou o médico ou o número de dias que ele foi internado, sendo  $y_i \geq 0$  e deixe  $d_i$  ser uma variável binária que assume valor igual a 1 quando o contato médico foi efetuado e zero caso contrário. A função de verossimilhança para o modelo *hurdle* binomial negativo  $L_{BN}^H$  pode ser especificada como:

$$L_{BN}^H = \prod_{i \in \Omega} pr\{y_i = 0 | x_i' \mathbf{b}_1, \mathbf{a}_1\}^{1-d_i} (1 - pr\{y_i = 0 | x_i' \mathbf{b}_1, \mathbf{a}_1\})^{d_i} \times \prod_{i \in \Omega_1} \frac{pr\{y_i | x_i' \mathbf{b}_2, \mathbf{a}_2\}}{pr\{y_i \geq 1 | x_i' \mathbf{b}_2, \mathbf{a}_2\}} \quad (9)$$

onde:

$i = 1, 2, 3, \dots$ , indivíduos;

$\alpha_s$  = parâmetro de sobre dispersão dos dados da etapa  $s$ , com  $s = 1, 2$ ;

$\Omega$  = total da amostra;

$\Omega_1$  = subamostra compreendendo apenas os indivíduos que procuraram algum serviço de saúde.

---

<sup>24</sup> Cameron e Trivedi (1998) mostram que o caso mais geral para estimar a primeira etapa desse modelo *hurdle* é através de um modelo binomial negativo. Supondo que na primeira etapa o parâmetro de sobre dispersão  $\alpha$  é igual a 1, obtém-se um modelo logit.

A primeira função de verossimilhança é definida sobre o total da amostra  $\Omega$  e representa o processo binário onde o indivíduo decide contatar ou não o serviço de saúde. Esse processo é determinado pelo vetor de parâmetros  $(\mathbf{b}_1, \mathbf{a}_1)$  e é estimado através de um modelo logit. A segunda função de verossimilhança é o modelo binomial negativo truncado ao zero. Essa etapa é definida apenas sobre a amostra de indivíduos que procuraram algum serviço de saúde ( $\Omega_1$ ) e representa a probabilidade do número de visitas médicas ou de dias internados ser igual à  $y_i$ , condicionada ao fato de algum contato ter sido estabelecido. Essa etapa é determinada pelo vetor de parâmetros  $(\mathbf{b}_2, \mathbf{a}_2)$ . As estimativas de  $(\mathbf{b}_1, \mathbf{a}_1)$  e  $(\mathbf{b}_2, \mathbf{a}_2)$  são obtidas ao maximizarmos separadamente as duas funções de verossimilhança. Se os dois processos são idênticos, ou seja, se os dois vetores de parâmetros são iguais, a estimação se reduz ao modelo binomial negativo padrão.

#### 4.2. Testes de Especificação do modelo

Estimamos os modelos de Poisson, binomial negativo e o *hurdle* de Poisson para testar a especificação do modelo *hurdle* binomial negativo. Em primeiro lugar, efetuamos o teste da razão de verossimilhança para verificar se os dados são sobredispersos<sup>25</sup>. Testamos as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0: \alpha &= 0 \\ H_1: \alpha &> 0 \end{aligned}$$

O teste da razão de verossimilhança é obtido através da diferença entre o logaritmo da verossimilhança do modelo de Poisson e do binomial negativo:

$$LR = -2(LN_{poisson} - LN_{Negbin}) \quad (16)$$

onde:

$LN_{poisson}$  = logaritmo da verossimilhança do modelo de Poisson

$LN_{Negbin}$  = logaritmo da verossimilhança do modelo binomial negativo.

---

<sup>25</sup> Analisando os dados da frequência de vistas médicas e de dias internados, suspeitamos que os dados são sobredispersos, tendo em vista que a variância é maior do que a média. Efetuamos o teste do multiplicador de Lagrange para verificar se a sobredispersão se mantém mesmo depois de incluir os regressores ao modelo. Outro teste usual na literatura é o de Wald que é obtido ao dividirmos o valor estimado de  $\alpha$  dividido pelo seu erro padrão.

Quando  $\alpha = 0$ , o modelo binomial negativo se reduz ao de Poisson e os dados não apresentam sobredispersão. Nesse caso, a estatística do teste da razão de verossimilhança é igual a zero e a hipótese  $H_0$  é aceita.

Em segundo lugar, testamos o modelo binomial negativo contra o *hurdle* binomial negativo para verificar se os dois processos de decisão (decisão de contato e decisão de frequência) são distintos. Utilizamos o teste da razão de verossimilhança para testarmos a seguinte hipótese:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

Onde:

$\beta_s$  = vetor de parâmetros da etapa  $s$ , com  $s = 1, 2$ .

Para a realização desse teste estimamos o modelo binomial negativo e o *hurdle* binomial negativo para obtermos os respectivos logaritmos da verossimilhança. O teste da razão de verossimilhança é igual a:

$$LR = 2 \left[ LN_{Negbin} - \left( LN_{logit} + LN_{Negbin-truncado} \right) \right] \quad (17)$$

onde:

$LN_{Negbin}$  = logaritmo da verossimilhança do modelo binomial negativo;

$LN_{logit}$  = logaritmo da verossimilhança do modelo logit (primeira etapa);

$LN_{Negbin-truncado}$  = logaritmo da verossimilhança do modelo binomial negativo truncado ao zero (segunda etapa).

Se a hipótese  $H_0$  é aceita, o modelo *hurdle* se reduz ao binomial negativo.

Em terceiro lugar, testamos o modelo *hurdle* de Poisson contra o *hurdle* binomial negativo utilizando o teste da razão de verossimilhança. A realização desse teste é importante, pois, ao estimarmos em duas etapas, a sobredispersão dos dados existentes no modelo de Poisson pode ter sido eliminada.

### 4.3. Interpretação dos Coeficientes

Para facilitar a interpretação dos resultados, reportamos as razões de chance estimadas através do modelo logístico e os efeitos marginais obtidos a partir dos coeficientes estimados pelo modelo binomial negativo truncado ao zero. As razões de chance



forneem a variao percentual sobre a probabilidade do indivduo estabelecer o primeiro contato com o servio de sade decorrente de um aumento/reduo em uma varivel explicativa. Por exemplo, se a razao de chance estimada para uma varivel discreta e igual a 1,20, isso implica que a probabilidade de consultar o medico aumenta em 20% quando aumentamos em uma unidade o valor dessa varivel. Para as variveis explicativas binarias, as razoes de chance mostram a diferena na probabilidade de consultar o medico em relao a categoria de referencia. Se a razao de chance estimada para uma varivel binaria e igual a 0,20, a probabilidade de consultar o medico pelo menos uma vez e 80% menor para essa categoria em relao ao grupo de referencia.

Na segunda etapa, o efeito marginal da varivel explicativa sobre a utilizao dos servios de sade e obtido ao diferenciarmos o valor esperado do modelo binomial negativo truncado ao zero com relao ao j-esimo regressor ( $x_j$ ):

$$\frac{\partial E[y | x]}{\partial x_j} = \mathbf{b}_j \exp(x_j' \mathbf{b}) \quad (13)$$

Essa relao mostra que o aumento (reduo) no numero esperado de visitas medicas e diretamente proporcional a variao ocorrida em um dos regressores, tendo em vista que  $\exp(X'\beta)$  e sempre maior que zero. Se o j-esimo coeficiente estimado for igual a 0,12, um aumento de uma unidade na varivel explicativa j implica em um aumento proporcional de 12% no numero esperado de visitas medicas ou no numero esperado de dias internado<sup>26</sup>. Para avaliar o efeito de uma varivel explicativa binaria sobre a quantidade esperada de tratamento que o indivduo recebe, considere um regressor d que so assume valores 1 ou 0, e suponha que:

$$E[y | x_2, d] = \exp(\mathbf{b}_1 d + x_2' \mathbf{b}_2) \quad (14)$$

entao:

$$\frac{E[y | d = 1, x_2]}{E[y | d = 0, x_2]} = \frac{\exp(\mathbf{b}_1 + x_2' \mathbf{b}_2)}{\exp(x_2' \mathbf{b}_2)} = \exp(\mathbf{b}_1) \quad (15)$$

---

<sup>26</sup> Cameron e Trivedi (1998) mostram que e possivel interpretar os coeficientes diretamente, tendo em vista que o coeficiente  $\beta_j$  e igual a uma mudanca proporcional na media condicional se o j-esimo regressor muda em uma unidade.

Portanto, o número esperado de visitas médicas e de dias internado quando a variável explicativa  $d$  é igual a 1 é  $\exp(\beta_1)$  vezes o número esperado de visitas médicas e de dias internado quando essa variável é igual a zero. Esse efeito, medido em termos percentuais, é igual a  $[\exp(\beta)-1]*100$ . Um resultado igual a 3,20 informa que o número esperado de consultas médicas é 3,20% maior para uma categoria em relação à categoria de referência.

## 5. Principais Resultados

A tabela 4 apresenta os resultados do teste da razão de verossimilhança do modelo de Poisson contra o binomial negativo. A hipótese nula é rejeitada indicando que o número de consultas médicas e de dias internados são sobredispersos.

**Tabela 4: Teste de Sobredispersão dos Dados  
Modelo de Poisson contra o Modelo Binomial Negativo -  $H_0: \alpha=0$   
(não há sobredispersão)**

Variável Dependente	Toda Amostra	População Ocupada
Consultas Médicas	160.963,76	48.731,82
Internação Hospitalar	216.944,42	57.724,52

Fonte: PNAD98.

Na tabela 5 encontram-se os resultados do teste de especificação do modelo *hurdle* binomial negativo contra o binomial negativo padrão e o *hurdle* de Poisson. Os testes sugerem que o modelo estimado em duas etapas é mais apropriado. Rejeita-se a hipótese de que  $b_1 = b_2$ , indicando que o processo estocástico que determina a decisão de contato difere daquele que determina a decisão de frequência. Além disso, os dados são sobredispersos mesmo depois que o modelo é estimado em duas etapas.

**Tabela 5. Testes De Especificação do Modelo *Hurdle* Binomial Negativo**

Modelos	<i>Hurdle (NB2) (LR)</i>			
	Consultas Médicas		Internação Hospitalar	
	Toda Amostra	População Ocupada	Toda Amostra	População Ocupada
Negbin Ho: $\beta_1 = \beta_2$	-5.953,95	-2.236,17	-3.966,74	-1.413,96
Hurdle de Poisson	90.576,61	26.610,72	48.800,86	10.507,99

Fonte: PNAD98.

A análise dos principais resultados está apresentada nas 3 subseções seguintes, divididas segundo os grupos de variáveis definidos anteriormente<sup>27</sup>. Apresentamos os resultados encontrados para os serviços ambulatoriais e de internação hospitalar. Para cada um desses tipos de cuidados estimamos um modelo para toda a amostra e outro para a população ocupada em idade ativa.

## **5.1. Existe desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na Região Sudeste?**

### **5.1.1. Serviços ambulatoriais**

A probabilidade do indivíduo realizar pelo menos uma consulta médica aumenta com a renda em quase todos os estados da região. A razão de chance no Espírito Santo é igual a 0,59 para os indivíduos que pertencem ao primeiro decil de renda, o que implica em uma probabilidade de consultar o médico 41% menor comparada com a probabilidade daqueles que pertencem ao último decil. Em Minas Gerais e no Rio de Janeiro, a diferença entre o primeiro e o décimo grupo de renda na probabilidade de realizar pelo menos uma consulta é igual a 32% e 25%, respectivamente. Apenas no Estado de São Paulo, não constatamos a presença da desigualdade social na decisão de consultar o médico (Tabela 6).

<sup>27</sup> Reportamos os resultados estimados apenas para as principais variáveis explicativas.

**Tabela 6. Renda Familiar per Capita – Toda Amostra - Ambulatorial  
Categoria de Referência: Décimo Decil<sup>1</sup>**

Grupos de Renda	Primeira Etapa: Odds Ratio				Segunda Etapa: Negbin Truncado ao Zero			
	MG	ES	RJ	SP	MG	ES	RJ	SP
1° decil	0,68***	0,59***	0,75***	0,96 <sup>+</sup>	4,74 <sup>+</sup>	-22,05**	2,33 <sup>+</sup>	25,74***
2° decil	0,71***	0,56***	0,72***	0,96 <sup>+</sup>	-6,21 <sup>+</sup>	-19,15**	-2,21 <sup>+</sup>	42,75***
3° decil	0,69***	0,47***	0,83***	0,88**	-1,41 <sup>+</sup>	-25,56***	0,64 <sup>+</sup>	6,26 <sup>+</sup>
4° decil	0,74***	0,64***	0,87**	0,94 <sup>+</sup>	-0,48 <sup>+</sup>	-17,06*	-11,54**	19,62***
5° decil	0,76***	0,66***	0,80***	0,92*	-6,14 <sup>+</sup>	-12,33 <sup>+</sup>	-1,18 <sup>+</sup>	8,08*
6° decil	0,78***	0,52***	0,80***	0,96 <sup>+</sup>	2,81 <sup>+</sup>	-13,58 <sup>+</sup>	-3,10 <sup>+</sup>	9,42**
7° decil	0,82***	0,82 <sup>+</sup>	0,80***	0,88***	-4,81 <sup>+</sup>	-11,98 <sup>+</sup>	-7,42*	6,91*
8° decil	0,88**	0,72**	0,84***	0,90**	-1,85 <sup>+</sup>	-6,00 <sup>+</sup>	-6,68 <sup>+</sup>	7,79**
9° decil	0,95 <sup>+</sup>	1,00 <sup>+</sup>	0,90*	0,91**	-0,63 <sup>+</sup>	-8,43 <sup>+</sup>	-3,61 <sup>+</sup>	6,98*

1. \*\*\* Significante a 1%, \*\* Significante a 5%, \* Significante a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

Na segunda etapa do modelo, os coeficientes estimados para as dummies de renda não são significativos em Minas Gerais e no Rio de Janeiro, indicando que nesses dois estados a decisão do provedor com relação ao número de consultas médicas não é sensível a essa variável. No Espírito Santo e em São Paulo, constatamos a presença da desigualdade na quantidade de tratamento recebida. Entretanto, os grupos de renda favorecidos diferem entre esses estados. Em São Paulo, o número esperado de consultas médicas é maior para os indivíduos mais pobres. A quantidade de tratamento recebida é 25,74% maior para o primeiro decil e 42,75% mais elevada para o segundo grupo de renda, comparada com o último decil. No Espírito Santo, a frequência de consultas médicas é maior entre os indivíduos mais ricos. O número esperado de consultas é 22,05%, 19,15% e 25,56% menor para os três primeiros decis de renda respectivamente, comparado com o grupo de renda mais elevada (tabela 6).

Esses resultados revelam uma desigualdade social no acesso diferenciada entre os estados dessa região. No Rio de Janeiro e em Minas Gerais, a barreira encontrada pelos indivíduos de baixa renda ocorre antes do contato ter sido estabelecido. O comportamento do provedor nesses estados, independente da fonte de financiamento – pública ou privada -, não muda com a renda do paciente, mas é o comportamento do próprio indivíduo que se altera. Duas hipóteses podem estar relacionadas a esse

resultado. A primeira refere-se à diferença sobre a expectativa de ser atendido entre os indivíduos de baixa e alta renda. Os indivíduos mais ricos, por possuírem plano de saúde, formam expectativas de que serão atendidos sempre que procurarem os serviços. Os indivíduos mais pobres, por outro lado, podem formar expectativas negativas sobre a realização do atendimento, o que faz com que desistam da procura. Desse modo, mesmo depois de controlar para a existência de plano de saúde os indivíduos mais ricos têm maior acesso, provavelmente porque procuram mais<sup>28</sup>. A expectativa em não conseguir atendimento pode também ser um reflexo de uma demanda não atendida no passado. Se o indivíduo não conseguiu atendimento de saúde quando procurou, ele irá preferir não demandar mais esses serviços, pois espera não ser atendido novamente. Uma outra hipótese está relacionada ao custo de oportunidade que as pessoas incorrem em demandar os serviços de saúde, que tende a ser maior para as classes de renda mais baixa. Em geral, o tempo gasto na fila de espera por atendimento e o custo do deslocamento, relativo a sua renda, são maiores para os grupos socioeconômicos menos privilegiados.

No Espírito Santo, a presença da desigualdade no acesso a favor dos mais ricos é verificada nas duas etapas do modelo, indicando que o comportamento do indivíduo e do provedor se altera com a renda. Quanto maior a renda, maior a probabilidade dos indivíduos consultarem o médico e maior o número esperado de consultas médicas. Em São Paulo, por outro lado, a desigualdade social no acesso aos serviços de saúde, verificada apenas com relação à quantidade de tratamento que o indivíduo recebe, é favorável aos mais pobres.

Quando consideramos a população ocupada, os resultados também se diferenciam entre os estados. Em Minas Gerais, constatamos novamente que quanto maior a renda, maior a probabilidade do indivíduo consultar o médico pelo menos uma vez. A probabilidade de consultar o médico é 42% menor para os indivíduos que pertencem ao primeiro decil contra aqueles que pertencem ao décimo decil de renda. Na segunda etapa, quando restringimos a análise aos indivíduos ocupados, a renda nesse estado passa a afetar a

---

<sup>28</sup> A variável plano de saúde informa apenas se o indivíduos são cobertos ou não por algum plano de saúde. Entretanto, ela não nos permite verificar o seu grau de cobertura. Desse modo, mesmo controlando para a existência de plano de saúde, as diferenças em acesso entre os grupos socioeconômicos podem continuar existindo devido também às diferenças no grau de cobertura.

frequência de consultas médicas, sendo favorável aos grupos socioeconômicos mais privilegiados. O número médio de consultas é 28,77% menor para os indivíduos do primeiro decil e 20,12% menor para os que pertencem ao segundo decil, comparado com o último grupo de renda (Tabela 7).

Esse resultado pode estar associado ao comportamento do provedor e do indivíduo. Por um lado, o provedor pode ter maior incentivo a encaminhar o paciente para outras consultas/serviços se este tiver um nível de renda superior ou plano de saúde. Por outro lado, pode ser o próprio paciente que decide não demandar outros serviços, seja porque o custo de oportunidade é mais elevado, seja porque tem maiores restrições monetárias. Este resultado difere do resultado encontrado para o modelo estimado considerando toda a amostra. Quando consideramos a população total incluímos os grupos populacionais mais vulneráveis em termos de estado de saúde, as crianças e os idosos, que não podem adiar a realização do cuidado.

**Tabela 7. Renda Familiar per Capita – População Ocupada - Ambulatorial  
Categoria de Referência: Décimo Decil<sup>1</sup>**

Grupos de Renda	<i>Primeira Etapa: Odds Ratio</i>				<i>Segunda Etapa: Negbin Truncado ao Zero</i>			
	MG	ES	RJ	SP	MG	ES	RJ	SP
1° decil	0,58***	0,75 <sup>+</sup>	1,33 <sup>+</sup>	0,65 <sup>+</sup>	-28,77***	-1,48 <sup>+</sup>	-0,63 <sup>+</sup>	-31,17 <sup>+</sup>
2° decil	0,70***	0,63**	0,75**	0,90 <sup>+</sup>	-20,12***	3,61 <sup>+</sup>	-37,32***	35,55**
3° decil	0,72***	0,54***	0,97 <sup>+</sup>	0,74**	-9,10 <sup>+</sup>	-42,61***	-1,44 <sup>+</sup>	17,45 <sup>+</sup>
4° decil	0,72***	0,66*	0,85 <sup>+</sup>	0,81**	-21,30***	-30,20*	-20,92**	9,24 <sup>+</sup>
5° decil	0,76***	0,68*	0,84*	0,83**	-20,86***	-31,45***	-18,91**	-0,30 <sup>+</sup>
6° decil	0,77***	0,55***	0,87 <sup>+</sup>	0,93 <sup>+</sup>	-10,50 <sup>+</sup>	-20,06 <sup>+</sup>	-14,44*	10,90 <sup>+</sup>
7° decil	0,80***	0,89 <sup>+</sup>	0,86*	0,88*	-21,47***	-1,82 <sup>+</sup>	-13,73**	3,56 <sup>+</sup>
8° decil	0,84**	0,80 <sup>+</sup>	0,90 <sup>+</sup>	0,83***	-11,78*	-5,98 <sup>+</sup>	-16,41**	2,02 <sup>+</sup>
9° decil	0,90 <sup>+</sup>	1,12 <sup>+</sup>	0,98 <sup>+</sup>	0,83***	-8,50 <sup>+</sup>	-12,53 <sup>+</sup>	-7,86 <sup>+</sup>	7,14 <sup>+</sup>

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo

Para os demais estados, a renda não é significativa para explicar o acesso aos serviços de saúde (Tabela 7). Esse resultado sugere que a desigualdade social no acesso aos cuidados médicos, observada principalmente no Rio de Janeiro e no Espírito Santo quando consideramos toda amostra, pode está associada às diferenças nos custos de oportunidade em demandar esses serviços entre os grupos de renda. Quando estimamos

o modelo apenas para a população ocupada, foi possível incluir as características do trabalho dos indivíduos, permitindo medir esses custos de oportunidade.

A escolaridade do chefe de família é significativa nas duas etapas do processo de estimação, sendo favorável aos grupos de educação mais elevada independente do corte de idade considerado. Quanto maior a escolaridade do chefe, maior a probabilidade do indivíduo consultar o médico e maior o número esperado de consultas médicas (Tabela 8). Considerando toda amostra, observa-se que a probabilidade de consultar o médico e o número médio de consultas são 36% e 16,48% menores, respectivamente, para os indivíduos cujo chefe de família não tem instrução ou tem menos de um ano de escolaridade comparado com os que têm curso superior completo (Tabela 8). Esses resultados sugerem que o nível cultural que o indivíduo dispõe afeta não só a sua decisão de consultar o médico, mas também a quantidade de tratamento que ele recebe. Os indivíduos que pertencem a famílias cujo chefe é mais educado podem ter uma percepção melhor do efeito do tratamento sobre sua saúde, e com isso, demandam mais vezes esses serviços.

**Tabela 8. Educação do Chefe de Família - Ambulatorial**  
**Categoria de Referência: Superior Completo<sup>1</sup>**

Grupos de Escolaridade	Toda Amostra		População Ocupada	
	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero - Efeito Marginal ( % )	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero - Efeito Marginal ( % )
S/ instr. e < um ano	0,64***	-16,48***	0,66***	-11,62**
Primário incompleto	0,71***	-17,89***	0,73***	-19,92***
Primário completo	0,72***	-13,95***	0,74***	-17,93***
1º grau incompleto	0,78***	-6,50**	0,82***	-11,98***
1º grau completo	0,76***	-8,58***	0,74***	-13,10***
2º grau incompleto	0,94 <sup>+</sup>	-6,39*	0,96 <sup>+</sup>	-9,94 <sup>+</sup>
2º grau completo	0,85***	-6,38**	0,89**	-6,12 <sup>+</sup>
Superior incompleto	0,89**	-5,63 <sup>+</sup>	0,90 <sup>+</sup>	-12,99**

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

Além disso, como esses indivíduos são mais bem informados, tendem a conhecer melhor as especialidades médicas específicas para o tratamento que necessitam. Desse

modo, quando o médico encaminha o paciente para outras consultas, se o indivíduo percebe a importância desse tratamento para a sua saúde, opta por procurar novamente esses serviços.

O tamanho da família é significativo para explicar a decisão de contato. Quanto maior o número de componentes na família, menor a probabilidade do indivíduo ter consultado o médico. Na segunda etapa do processo de estimação essa variável é significativa apenas no modelo estimado para toda amostra. O número médio de consultas médicas se reduz 2,82% à medida que o tamanho da família aumenta (tabela 9).

**Tabela 9. Tamanho da Família - Ambulatorial<sup>1</sup>**

Modelos Estimados	Odds Ratio	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( %)
Toda Amostra	0,91***	-2,82***
População Ocupada	0,95***	-0,27 <sup>+</sup>

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

Uma possível explicação para esse resultado é que, em uma família mais numerosa, os pais adquiriram algum conhecimento no cuidado com a saúde dos seus filhos (*learning by doing*), procurando menos os serviços médicos quando um dos filhos adoece. Além disso, pode ser que a participação dos gastos com a saúde no orçamento total seja menor para as famílias mais numerosas. Assim, mesmo controlando para a renda familiar per capita, a proporção dos gastos com a saúde pode se reduzir na medida em que o tamanho da família aumenta, implicando em uma menor utilização desses serviços.

Com relação às características de ocupação, observamos que a probabilidade do indivíduo consultar o médico é 10% maior para aqueles que trabalham menos de 40 horas semanais. Esse resultado era o esperado, tendo em vista que quanto maior a jornada de trabalho do indivíduo, maior é o seu custo de oportunidade de procurar algum cuidado com a saúde. Na segunda etapa, o número de horas que o indivíduo trabalha não é significativo para determinar a quantidade de tratamento que o indivíduo recebe.

A decisão de consultar o médico também é sensível à forma como o indivíduo se insere no mercado de trabalho. A probabilidade de consultar o médico é menor para os indivíduos que trabalham por conta própria (27%), sem carteira (18%) e os



trabalhadores domésticos (21%), em relação aos empregados com carteira. Na segunda etapa do modelo, observamos que o número esperado de consultas é menor para os trabalhadores sem carteira e maior para os que trabalham para o consumo próprio. A frequência de consultas é 12,08% menor para os empregados sem carteira e 10,96% maior para os que trabalham para o próprio consumo, comparada com a frequência dos empregados com carteira assinada (Tabela 10).

**Tabela 10. Posição na Ocupação - Ambulatorial**  
**Categoria de Referência: empregado com carteira assinada<sup>1</sup>**

Posição na Ocupação	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero - Efeito Marginal (%)
Militar e funcionário público.	1.04 <sup>+</sup>	-0.82 <sup>+</sup>
Empregado sem carteira	0.82***	-12.08***
Trabalhador Doméstico	0.79***	-5.96 <sup>+</sup>
Conta própria	0.73***	-3.13 <sup>+</sup>
Empregador	0.90*	-5.34 <sup>+</sup>
Consumo próprio	0.89*	10.96**

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

A quantidade de tratamento que o indivíduo recebe, parece ser influenciada principalmente pelo fato do indivíduo trabalhar sem carteira assinada, refletindo a maior instabilidade no emprego para esses indivíduos. Esses resultados evidenciam que quanto mais precária é a inserção do indivíduo no mercado de trabalho, maior é o seu custo de oportunidade em consultar o médico.

### 5.1.2. Serviços de internação hospitalar

A variável socioeconômica mais importante para explicar o acesso aos serviços de internação hospitalar na região sudeste é a renda familiar per capita. Os resultados sugerem que existe uma desigualdade social no acesso aos serviços de internação hospitalar favorável aos mais pobres. Entretanto, a presença dessa desigualdade depende da etapa do processo de decisão e do corte de idade analisados. Considerando toda amostra, a probabilidade do indivíduo do primeiro decil de renda ser internado em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo, é 48%, 62% e 72% mais elevada, respectivamente, comparada com a probabilidade dos indivíduos do décimo decil. Na segunda etapa do modelo, a renda não é significativa, independente do estado analisado (tabela 11).

**Tabela 11. Internação - Renda Familiar per Capita – Toda Amostra**  
**Categoria de Referência: Décimo Decil<sup>1</sup>**

Grupos de Renda	Primeira Etapa: Odds Ratio				Segunda Etapa: Negbin Truncado ao Zero			
	MG	ES	RJ	SP	MG	ES	RJ	SP
1° decil	1,48***	1,46 <sup>+</sup>	1,62***	1,72***	40,75*	-33,63 <sup>+</sup>	-25,92 <sup>+</sup>	37,71 <sup>+</sup>
2° decil	1,23**	1,38 <sup>+</sup>	1,62***	1,70***	33,58 <sup>+</sup>	-11,31 <sup>+</sup>	18,53 <sup>+</sup>	53,73 <sup>+</sup>
3° decil	1,17 <sup>+</sup>	0,98 <sup>+</sup>	1,43***	1,13 <sup>+</sup>	50,57**	-6,76 <sup>+</sup>	1,12 <sup>+</sup>	-15,63 <sup>+</sup>
4° decil	1,12 <sup>+</sup>	1,10 <sup>+</sup>	1,19 <sup>+</sup>	1,28**	1,72 <sup>+</sup>	-39,35 <sup>+</sup>	-20,55 <sup>+</sup>	11,96 <sup>+</sup>
5° decil	1,07 <sup>+</sup>	0,89 <sup>+</sup>	0,95 <sup>+</sup>	1,15 <sup>+</sup>	44,77*	-30,93 <sup>+</sup>	97,38 <sup>+</sup>	-6,67 <sup>+</sup>
6° decil	1,08 <sup>+</sup>	0,77 <sup>+</sup>	1,14 <sup>+</sup>	0,97 <sup>+</sup>	7,93 <sup>+</sup>	-38,12 <sup>+</sup>	3,15 <sup>+</sup>	-30,87**
7° decil	0,98 <sup>+</sup>	1,08 <sup>+</sup>	0,82 <sup>+</sup>	0,93 <sup>+</sup>	11,51 <sup>+</sup>	36,34 <sup>+</sup>	18,53 <sup>+</sup>	-18,58 <sup>+</sup>
8° decil	0,93 <sup>+</sup>	0,92 <sup>+</sup>	0,84 <sup>+</sup>	0,93 <sup>+</sup>	32,30 <sup>+</sup>	-46,21 <sup>+</sup>	6,82 <sup>+</sup>	-0,18 <sup>+</sup>
9° decil	0,88 <sup>+</sup>	0,95 <sup>+</sup>	0,92 <sup>+</sup>	0,81***	69,64**	-51,32 <sup>+</sup>	-21,34 <sup>+</sup>	-1,16 <sup>+</sup>

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo

No modelo estimado para a população ocupada, os resultados indicam a ausência da desigualdade social na decisão de ser internado em todos os estados (primeira etapa do modelo). Na segunda etapa do modelo, observamos a presença da desigualdade social no acesso aos serviços de saúde apenas em Minas Gerais, onde o número esperado de dias internado é 124% e 120% mais elevado para o primeiro e segundo decil, respectivamente, em relação ao último grupo de renda.

**Tabela 12. Internação - Renda Familiar per Capita – População Ocupada**  
**Categoria de Referência: Décimo Decil<sup>1</sup>**

Grupos de Renda	Primeira Etapa: Odds Ratio				Segunda Etapa: Negbin Truncado ao Zero			
	MG	ES	RJ	SP	MG	ES	RJ	SP
1° decil	0,88 <sup>+</sup>	0,97 <sup>+</sup>	1,11 <sup>+</sup>	0,96 <sup>+</sup>	124,15***	81,65*	59,17 <sup>+</sup>	587,16**
2° decil	0,89 <sup>+</sup>	1,22 <sup>+</sup>	1,08 <sup>+</sup>	1,24 <sup>+</sup>	120,83***	133,08 <sup>+</sup>	4,55 <sup>+</sup>	-13,67 <sup>+</sup>
3° decil	0,94 <sup>+</sup>	0,76 <sup>+</sup>	1,20 <sup>+</sup>	0,80 <sup>+</sup>	70,75**	80,13 <sup>+</sup>	33,78 <sup>+</sup>	26,40 <sup>+</sup>
4° decil	1,06 <sup>+</sup>	0,92 <sup>+</sup>	0,64 <sup>+</sup>	0,96 <sup>+</sup>	36,00 <sup>+</sup>	62,00 <sup>+</sup>	78,41 <sup>+</sup>	1,92 <sup>+</sup>
5° decil	0,87 <sup>+</sup>	0,55 <sup>+</sup>	0,69 <sup>+</sup>	1,09 <sup>+</sup>	142,66***	103,07 <sup>+</sup>	80,20 <sup>+</sup>	-21,14 <sup>+</sup>
6° decil	0,69**	0,63 <sup>+</sup>	1,24 <sup>+</sup>	1,13 <sup>+</sup>	59,12**	37,75 <sup>+</sup>	18,16 <sup>+</sup>	-7,30 <sup>+</sup>
7° decil	0,79 <sup>+</sup>	0,85 <sup>+</sup>	0,81 <sup>+</sup>	0,95 <sup>+</sup>	46,49**	341,19**	120,23*	-8,27 <sup>+</sup>
8° decil	0,90 <sup>+</sup>	0,83 <sup>+</sup>	0,74 <sup>+</sup>	0,90 <sup>+</sup>	109,57***	5,24 <sup>+</sup>	2,70 <sup>+</sup>	-2,66 <sup>+</sup>
9° decil	0,72**	1,12 <sup>+</sup>	0,98 <sup>+</sup>	0,74**	127,20***	-22,40 <sup>+</sup>	9,65 <sup>+</sup>	-7,87 <sup>+</sup>

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo

Esse resultado pode refletir o fato de que os indivíduos mais pobres procuram algum cuidado médico quando a sua saúde está pior, necessitando de um tratamento mais intensivo. Apesar do modelo controlar para as medidas de morbidade, essas variáveis podem não estar refletindo completamente as necessidades de tratamento dos grupos de baixa renda e a gravidade da doença, em especial dos grupos etários mais vulneráveis: as crianças e os idosos.

No que se refere às características ocupacionais e à escolaridade do chefe de família, nenhuma dessas variáveis são significativas para explicar a decisão de consultar o médico e o número de dias que os indivíduos permanecem internados.

## 5.2. O acesso aos serviços de saúde segundo as características de oferta

### 5.2.1. Serviços Ambulatoriais

Considerando o modelo estimado para toda amostra, a probabilidade de consultar o médico é 85% maior para os indivíduos que possuem algum plano de instituição de assistência pública e 134% maior para os que possuem algum plano de saúde privado. Na segunda etapa do processo de estimação, o número esperado de visitas médicas é 20,43% e 35,74% maior para os indivíduos cobertos por plano de saúde provido por administração pública e pelo setor privado, respectivamente. Esses resultados são similares para a população ocupada (Tabela 13). A significância dessa variável reflete a segmentação observada no sistema de saúde brasileiro. Os indivíduos cobertos por algum plano têm acesso a uma ampla variedade de serviços de saúde de melhor qualidade e a um custo mais baixo.

**Tabela 13. Características de Oferta - Ambulatorial<sup>1</sup>**

Variáveis	Toda Amostra		População Ocupada	
	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal (%)	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal (%)
Local de Residência – Categoria de referência: Rural	1.11***	8.10***	1.02 <sup>+</sup>	-4.81 <sup>+</sup>
Plano de Saúde Servidor Público	1.85***	20.43***	1.88***	23.03***
Plano de Saúde Privado	2.34***	35.74***	2.44***	39.48***

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

O fato do indivíduo morar em área urbana afeta a sua decisão de consultar o médico e a quantidade de tratamento que ele recebe. Nas duas etapas do modelo estimado para toda amostra, os indivíduos que moram na área urbana apresentam uma probabilidade 11% maior de consultar o médico e o número esperado de consultas médicas é 8,10% mais elevado (Tabela 13). Esse resultado reflete a escassez desses serviços nas áreas rurais, fazendo com que esses indivíduos tenham mais dificuldade de obter algum atendimento de saúde. Para a população ocupada, essa variável não é significativa.

A probabilidade de consultar o médico é 22% mais elevada em Minas Gerais e 85% maior no Espírito Santo em relação a São Paulo (Tabela 14). Na segunda etapa, o Rio de Janeiro se destaca por apresentar o maior número esperado de consultas médicas nos dois modelos estimados. Depois que o primeiro contato com o médico foi estabelecido, a quantidade de tratamento que o indivíduo recebe é 12,82% maior no Rio de Janeiro, considerando toda amostra, e 17,53% maior, considerando a população ocupada, comparada com São Paulo (Tabela 14).

**Tabela 14. Unidades da Federação – Ambulatorial**  
**Categoria de Referência: São Paulo<sup>1</sup>**

Variáveis	Toda Amostra		População Ocupada	
	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( % )	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( % )
Minas Gerais	1.22***	-4.33 <sup>+</sup>	1.23***	6.14 <sup>+</sup>
Espírito Santo	1.85***	-12.20 <sup>+</sup>	1.65***	12.75 <sup>+</sup>
Rio de Janeiro	1.02 <sup>+</sup>	12.82***	0.89*	17.53***

1. \*\*\* Significante a 1%, \*\* Significante a 5%, \* Significante a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

### 5.2.1. Serviços de Internação Hospitalar

Os resultados estimados para toda amostra revelam que a probabilidade de ser internado é 35% maior para os que possuem algum plano de instituição de assistência pública e 56% maior para os que possuem algum plano de saúde privado. Na segunda etapa, observamos que os indivíduos internados pelo SUS permanecem mais tempo no hospital, sendo o número esperado de dias internado 21,29% maior (Tabela 15). Esse resultado sugere que as seguradoras são mais rigorosas do que o SUS ao estabelecer o

número de dias que o indivíduo deve permanecer internado para cada procedimento realizado.

**Tabela 15. Características de Oferta - Internação<sup>1</sup>**

Variáveis	Toda Amostra		População Ocupada	
	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( % )	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( % )
Local de Residência – Categoria de referência: Rural	0.99 <sup>+</sup>	22.60***	0.97 <sup>+</sup>	2.96 <sup>+</sup>
Plano de Saúde Servidor Público	1.35***	-	1.31***	-
Plano de Saúde Privado	1.56***	-	1.65***	-
Indivíduos internados pelo SUS	-	21.29***	-	29.12***

1. \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

O local de residência não é significativo para explicar a probabilidade do indivíduo ser internado, independente do corte de idade considerado. Para a segunda etapa, observamos que o número esperado de dias internado é 22,60% mais elevado para os indivíduos que moram na área urbana quando consideramos toda amostra (Tabela 15).

Entre as unidades da federação, a probabilidade de ser internado é 25% menor no Rio de Janeiro (Tabela 16). Mas, tendo em vista que o indivíduo foi internado, a extensão do tratamento é 31,35% menor em Minas Gerais (Tabela 16). No modelo estimado para a população ocupada, essas variáveis não são significativas.

**Tabela 16. Unidades da Federação – Internação  
Categoria de Referência: São Paulo<sup>1</sup>**

Variáveis	Toda Amostra		População Ocupada	
	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( % )	<i>Odds Ratio</i>	Negbin Truncado ao Zero – Efeito Marginal ( % )
Minas Gerais	1.10 <sup>+</sup>	-31.35***	1.12 <sup>+</sup>	-51.03*
Espírito Santo	1.22 <sup>+</sup>	4.87 <sup>+</sup>	1.30 <sup>+</sup>	-36.61 <sup>+</sup>
Rio de Janeiro	0.75***	22.07 <sup>+</sup>	0.76*	-3.23 <sup>+</sup>

1. \*\*\* Significante a 1%, \*\* Significante a 5%, \* Significante a 10%, <sup>+</sup> Não Significativo.

### **5.3. O acesso aos serviços de saúde segundo a necessidade**

O acesso aos serviços de consultas médicas é bastante sensível às variáveis de necessidade. Em todos os indicadores de saúde utilizados, a probabilidade de consultar o médico e o número esperado de consultas médicas são maiores para os indivíduos menos saudáveis. Esse resultado é verificado independente do corte de idade considerado. Para os serviços de internação hospitalar, observamos o mesmo padrão para as medidas de necessidade mais objetivas (problema de mobilidade física, restrição de atividades nas duas últimas semanas que antecederam a pesquisa), ou seja, quanto pior o estado de saúde, maior a probabilidade de ser internado e maior a quantidade recebida de tratamento. Apenas o número de doenças crônicas não é significativo para explicar o número esperado de dias que o indivíduo permanece internado. Um resultado que surpreende entretanto é o comportamento da variável estado de saúde auto avaliado. Na segunda etapa do modelo estimado para a população ocupada, observamos que quanto melhor o indivíduo avalia o seu estado de saúde, mais tempo permanece internado. É preciso ressaltar que esse resultado só é verificado para a população ocupada e em idade ativa (15 a 65 anos), ou seja, para aqueles indivíduos que em geral apresentam melhores condições de saúde, uma vez que continuam trabalhando. Esse resultado provavelmente reflete o padrão diferenciado de tratamentos recebidos pelos dois grupos de ocupados (saudáveis e não saudáveis), que não é captado pelas variáveis de morbidade incluídas no modelo. Uma possível explicação é que como estamos considerando a população ocupada em idade ativa, é razoável supor que esses indivíduos são internados por problemas de saúde agudos. Desse modo, os indivíduos que avaliam o seu estado de saúde como ruim podem estar recebendo um tratamento mais contínuo de saúde e portanto, quando são internados necessitam de um período menor no hospital.

## **6. Considerações Finais**

A principal contribuição desse artigo é analisar a desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na região sudeste como dois processos estocásticos distintos. A estimação do modelo *hurdle* binomial negativo é importante, pois nos permite avaliar se

a desigualdade existente nesse mercado refere-se ao comportamento dos indivíduos em demandar os serviços de saúde ou ao comportamento do médico ao decidir sobre a quantidade de tratamento que o paciente deve receber.

Os resultados encontrados para os serviços ambulatoriais mostram que há entre quase todos estados da região sudeste uma desigualdade no acesso a esses serviços favorecendo as camadas de renda mais elevada. Apenas em São Paulo não constatamos a presença dessa desigualdade. Nesse estado, a desigualdade foi observada no número esperado de consultas, sendo mais elevado para os indivíduos mais pobres. Quando incluímos as características de ocupação, observamos a ausência da desigualdade no acesso aos serviços ambulatoriais no Rio de Janeiro, Espírito Santo e São Paulo. A inclusão dessas variáveis no modelo sugere que as diferenças sociais na utilização dos serviços de saúde observadas no modelo estimado para toda amostra podem estar associadas às diferenças nos custos de oportunidade em demandar esses cuidados, principalmente no Rio de Janeiro e em São Paulo. No que se refere aos serviços de internação hospitalar, observamos a presença da desigualdade no acesso aos serviços de internação favorável aos mais pobres. Entretanto, a presença dessa desigualdade é sensível à etapa do processo de estimação e ao corte de idade considerados. As variáveis mais importantes para explicar o acesso nesse setor são as características de oferta, tais como plano de saúde e se o indivíduo foi internado ou não pelo SUS, e as características de saúde.

Uma importante extensão desse trabalho é verificar quais fatores afetam a desigualdade social no acesso aos serviços ambulatoriais em cada estado, em especial o estado de Minas Gerais, cuja desigualdade se manteve mesmo controlando para as características de ocupação dos indivíduos. Em que medida essas diferenças sociais no acesso aos cuidados ambulatoriais em Minas Gerais estão associadas às características de oferta desses serviços nesse estado? Uma outra extensão seria considerar outras variáveis de morbidade no modelo estimado para os serviços de internação hospitalar que captem melhor o estado de saúde das camadas de renda mais baixa. Esse exercício é importante, pois a desigualdade social no acesso observada nesse setor pode estar relacionada às diferenças de morbidade entre os grupos de renda. Os indivíduos mais pobres podem procurar os serviços de saúde quando seu estado de saúde é pior, necessitando de um

tratamento mais intensivo. Uma outra questão ainda a ser analisada está relacionada à hipótese do modelo de que as variáveis de saúde são exógenas. A avaliação do estado de saúde dos indivíduos pode estar bastante associada à utilização dos serviços de saúde. Os indivíduos que demandam mais os cuidados médicos tendem a apresentar ou avaliar melhor o seu estado de saúde do que aqueles que não utilizam esses serviços.

## 7. Referências Bibliográficas

- ALBERTS, Jantina F., SANDERMAN, Robbert, EIMERS, Marietta, HEUVEL, Wim J. A. Van Den. Socioeconomic inequity in health care: a study of services utilization in Curaçao. *Social Science and Medicine*. vol. 45, n. 2, pp. 213-220, 1997.
- ALMEIDA, Célia, TRAVASSOS, Cláudia, PORTO, Silvia and LABRA, Maria Eliana. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. *International Journal of Health Services*, vol 30, no 1, 2000.
- CAMERON Cameron, A. C., TRIVEDI, P. K, MILNE, Frank, PIGGOTT, J. A microeconomic Model of the demand for health care and health Insurance in Australia. *Review of Economics Studies*. vol. 55, págs. 85-106, 1988.
- CAMERON, Adrian Colin, TRIVEDI, Pravin K. Regression analysis of count data. Cambridge, UK ; New York, NY, USA: Cambridge University Press. 1998.
- CAMPINO, Antonio Carlos Coelho et al. Poverty and Equity in Health in Latin America and Caribbean: Results of Country-Case Studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico e Peru - Brazil. Washington; The World Bank (HNP-Health, Nutrition and Population), PNUD e OPAS, p. 1-82. 1999.
- DOORSLAER, Eddy van, WAGSTAFF, Adam. Equity in the delivery of health care: some international comparisons. *Journal of health Economics*, vol. 11 (1992) pages: 389-411. North Holland.
- DOORSLAER, Eddy van, et. al. Income – related inequalities in health: some international comparisons. *Journal of Health Economics*, vol 16, p. 93-112, 1997.
- GERDTHAM, Ulf-G. Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data. *Health Economics*, vol. 6, n. 3: 303-319. May - june, 1997. Chichester: John Wiley.
- GURMU, Shiferaw. Semi-parametric estimation of hurdle regression models with an application to medicaid utilization. *Journal of Applied Econometrics*, vol.12, pgs. 225-242, 1997.



- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161. 1979.
- LE GRAND, Julian. The distribution of public expenditure: the case of health care. *Economica*, v.45, p. 125-142, 1978.
- MULLAHY, John. Specification and testing of some modified count data models. *Journal of Econometrics*, vol. 33, p. 341-365, 1986.
- NEWBOLD, K. Bruce, EYLES, John, BIRCH, Stephen. Equity in health care: methodological contributions to the analysis of hospital utilization within Canada. *Social Science Medicine*. Vol 40, n.9. 1995. Pgs. 1181-1192.
- NORONHA, Kenya V. M. S. Dois Ensaio sobre a desigualdade social em saúde. 2001. 105 pgs. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia). CEDEPLAR, UFMG, Belo Horizonte, 2001.
- NORONHA, Kenya V.M.S. ANDRADE, Monica Viegas. Desigualdades Sociais em Saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, vol. 32, n. especial, p. 877-897, nov. 2002a.
- NORONHA, Kenya V. M. S. ANDRADE, Monica Viegas. Desigualdade social no acesso aos serviços de saúde no Brasil. 2002b (*mimeo*).
- PEREIRA, João. Prestação de cuidados de acordo com as necessidades? Um estudo empírico aplicado ao sistema de saúde português. In: PIOLA, Sérgio Francisco, VIANNA, Solon Magalhães (orgs). *Economia da saúde: conceito e contribuição para a gestão da saúde*. Brasília: IPEA, 1995.
- POHLMEIER, Winfried., ULRICH, Volker. An Econometric Model of two-part decisionmaking process in the demand for health care. *The Journal of Human Resources*. Vol XXX no.2 pages: 339-361. 1994.
- TRAVASSOS, Cláudia, VIACAVA, Francisco, FERNANDES, Cristiano and ALMEIDA, Célia Maria. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. Rio de Janeiro: Ciência e Saúde Coletiva. Vol 5 no1, jan-jul, 2000.
- VIACAVA, Francisco, TRAVASSOS, Cláudia, PINHEIRO, Rejane, BRITO, Alexandre. Gênero e utilização de serviços de saúde no Brasil. (2001).
- WATERS, Hugh R. Measuring equity um access to health care. *Social Science and Medicine*, vol. 51, 2000, pages. 599-612.