

UM ESTUDO SOBRE A DESIGUALDADE NO ACESSO À SAÚDE NA REGIÃO SUL

Área 4 - Desenvolvimento, Pobreza e Equidade
Patrícia Ullmann Palermo (Doutoranda PPGE/UFRGS)
Marcelo Savino Portugal (Professor do PPGE/UFRGS)
Frederico H. de Souza (PIBIC/CNPq)
Av. Independência, 532 ap. 304
patipalermo@terra.com.br
(051) 30286019 ou (051) 84149292

UM ESTUDO SOBRE A DESIGUALDADE NO ACESSO À SAÚDE NA REGIÃO SUL

Palavras-Chave: Acesso, Desigualdade, Equidade, Modelo *Hurdle* Binomial Negativo.

Resumo

Esse trabalho tem como objetivo verificar a equidade horizontal no acesso à saúde na Região Sul do Brasil. Analisou-se dois serviços de saúde em específico: consultas e internações. Para tanto, utilizou-se dados da PNAD98, e aplicou-se o modelo *Hurdle* Binomial Negativo que se adequa muito bem ao enfoque de agência. Essa técnica de estimação permite a diferenciação do processo de utilização de serviços de saúde em duas fases distintas. Na primeira etapa, estima-se a probabilidade de se estabelecer um primeiro contato. Na segunda, estima-se a incidência (consultas ou internações) decorrentes desse primeiro contato. Os resultados apontam para a existência de um gradiente que favorece a utilização de serviços de saúde para pessoas pertencentes a decis de renda mais altos no caso de consultas. Já no caso de internações, apesar da maior probabilidade de internação dos indivíduos de decis mais altos, o tempo de permanência foi maior entre os mais pobres.

Abstract

This work analyzes the horizontal equity problem on access to the health system in Brazil's Southern Region. Two health services were analyzed: doctor appointments and hospitalization services. In that matter, PNAD98 data was used, and a *Hurdle* Negative Binomial that adjusts very well to the agency focus was applied. This estimation technique allows the differentiation of the health services in two distinct phases. Firstly, the probability of making the first contact is estimated. Secondly, the incidence (doctor appointments and hospitalization services) from the first contact is estimated. In terms of appointments, the results show the existence of a gradient that favors the utilization of health services to the people with higher income levels. In the case of hospitalization services, even with the higher probability for people in the higher levels, the permanence time was longer among the poor ones.

Introdução

Existe uma clara interligação entre necessidade, demanda (no sentido de desejo de se fazer uso) e utilização de um serviço de saúde. Entretanto, mesmo na ausência de necessidade pode haver demanda e utilização, e da mesma forma, pode haver demanda, sem haver utilização. “Necessidade” é um conceito técnico alheio ao indivíduo, enquanto a demanda é constituída a partir de suas preferências. A utilização, na presença ou não da necessidade, está vinculada ao desejo de consumir, apresentando-se, todavia, fortemente influenciada pelas possibilidades de consumo. Nesse caso, fica evidente a possibilidade de dissociação entre quantidade necessária de serviços médicos e quantidade demandada, bem como quantidade utilizada.

O conceito de necessidade atualmente rege o planejamento de políticas públicas, estabelecendo padrões de índices a serem alcançados. Nesse sentido, como não se tem informação suficiente para se descrever as necessidades individuais, cria-se uma espécie de “necessidade social” através de determinados índices que as políticas públicas tentam atender. Do lado da oferta, por exemplo, têm-se metas como o número de médicos, o número de leitos e o número de aparelhos de raio X por habitante. Do lado da demanda, temos a agenda de vacinas, o pré-natal, os exames anuais de câncer de útero...

Dessa forma, cada vez mais insere-se no plano político e acadêmico, a idéia de que a saúde do indivíduo é uma responsabilidade social. Baseado nessa idéia, Hortale et alli (2000)

mostraram que o funcionamento efetivo de um sistema de saúde passa pelo entendimento e operacionalização das categorias acesso e descentralização, considerando duas dimensões: a social e a política. Quando analisada a dimensão social, o acesso é considerado uma categoria fundamental, sendo objetivo de qualquer serviço e orientador de toda política voltada à assistência sanitária. Na dimensão política, a descentralização serve como um instrumento facilitador do acesso, procurando uma melhor adequação da resposta social, promoção da participação e equidade no campo da saúde. (HORTALE et alli, 2000)

O conceito de acesso a serviços de saúde é um conceito complexo que explica o grau de ajustamento entre as necessidades dos usuários e a oferta desse tipo de serviço. O acesso em termos geográfico é apenas um dos componentes da acessibilidade, uma vez que relaciona a localização dos demandantes e da oferta de serviços de saúde (OLIVEIRA et alli, 2004). A “acessibilidade é resultado da combinação de fatores de distintas dimensões” (FEKETE, 1995, p.117), apresentadas a seguir:

a) *Acessibilidade geográfica*: apresenta a distância média entre o indivíduo e o serviço de saúde. Contudo, devem ser também avaliadas as condições para que esta distância média seja percorrida, isto é, se avaliem a viabilidade e a rapidez do acesso. A medida de tempo ideal depende do tipo de necessidade avaliada. Por isso, nem sempre alta acessibilidade geográfica garante acesso, uma vez que outros aspectos, como credibilidade dos serviços prestado ou horário de funcionamento podem obrigar os indivíduos a procurar acesso em localidades geograficamente mais distantes. Obviamente, todavia, uma ressalva deve ser feita: as barreiras representadas pelas distâncias têm impacto diferenciado conforme o nível de complexidade dos serviços demandados: quanto mais especializados, mais longos serão os trajetos a serem percorridos, em geral, dada a estrutura de distribuição da medicina de alta complexidade no país. (OLIVEIRA et alli, 2004)

b) *Acessibilidade organizacional*: deriva do grau de facilidade que são promovidos nos modos de organização dos recursos de assistência à saúde. Basicamente, pode-se dividir os obstáculos aos quais os indivíduos se deparam em dois grandes grupos: o contato inicial com a unidade de saúde e, posteriormente, o de dentro da unidade de saúde. No contato inicial, destacam-se o tempo de espera para marcação de consulta e os horários de atendimento. Nos obstáculos dentro da unidade, salientam-se o tempo de espera pelo atendimento médico, bem como a facilidade em se fazer exames laboratoriais e clínicos.

c) *Acessibilidade sociocultural*: o conceito de acessibilidade sociocultural refere-se ao conjunto de aspectos referentes à saúde percebida e à confiança nos serviços de saúde. Quanto à percepção de saúde, devemos ter claro que a noção de estado de saúde difere muito entre pessoas de grupos sociais diferentes. Isso depende do nível de formação e da capacidade para entender a informação disponível. Outro aspecto a ser discutido são implicações sociais decorrentes de um ou outro diagnóstico.

d) *Acessibilidade econômica*: no Brasil, a gratuidade e a universalidade, deveriam terminar com esse tipo de barreira ao acesso. Entretanto, custos de transporte, consumo de tempo, faltas ao trabalho também correspondem a gastos com assistência à saúde, mesmo que indiretamente.

Os encadeamentos entre necessidade, demanda e utilização são fundamentalmente explicados pela noção de acessibilidade. A necessidade, como foi comentado anteriormente, apresenta um caráter técnico, podendo ser curativo ou preventivo. É sabido que nem toda alteração do estado de saúde é motivo para a demanda de serviços de saúde; mas saber diferenciar aquilo que remete ao cuidado médico daquilo que não remete é um ponto fundamental de encadeamento entre necessidade e demanda. Nesse ponto, fatores de ordem sociocultural seriam os elementos para que esse encadeamento não se efetivasse. Em termos de prevenção, esses fatores são muito importantes na determinação da demanda pelo serviço de saúde pois a necessidade de se vacinar, por exemplo, decorre da assimilação de uma

informação, independentemente de nenhuma exigência aparente. Outra questão importante diz respeito ao estado de saúde auto-avaliado, muito diferenciado entre os decis mais altos e mais baixos, num claro gradiente educacional presente entre a necessidade e a utilização do serviço. Desta forma, espera-se que, quanto maior o nível educacional, maior seja a interação entre necessidade e demanda.

Como foi visto anteriormente, outro aspecto importante na interligação entre necessidade e demanda é a acessibilidade geográfica. Como a disposição dos serviços de saúde também é diferente entre as diversas regiões (OLIVEIRA et al, 2004), a disposição geográfica pode afetar de modo determinante como se dá a interação entre a necessidade (em termos curativos ou preventivos) e a demanda. Assim, quanto menor for a distância a percorrer ou quanto mais fácil for esse acesso, é esperado que maior seja a interação entre necessidade e demanda. É importante ressaltar, todavia, que, apesar de se citar aspectos relacionados à acessibilidade sociocultural e geográfica no enlace entre necessidade e demanda, esses aspectos também apresentam uma posição ativa na ligação entre demanda e utilização.

Quando um serviço de saúde é demandado, isto é, quando se manifesta o desejo de se fazer uso do serviço de saúde, existe um hiato entre o desejo de fazer uso e fazer uso efetivamente. As filas e a baixa qualidade dos serviços prestados (aspectos da acessibilidade organizacional) podem ser fatores que impeçam a utilização dos serviços médicos. Dessa maneira, espera-se que quanto menores as filas e melhor a qualidade do serviço prestado, tanto maior seja a interação entre demanda e utilização. Nesse sentido, a ligação entre demanda e utilização também pode ser explicada a partir da noção de acessibilidade.

Outro fator que pode explicar a não efetivação da demanda são as questões de ordem econômica. Apesar da existência do Sistema Único de Saúde no Brasil (inteiramente gratuito), a rigidez de horário das consultas ou o custo da passagem para chegar a um posto de atendimento podem representar um custo tão alto para certos indivíduos a ponto de impedir a efetivação da demanda.

A medição do impacto de cada um dos componentes da acessibilidade na utilização de serviços de saúde pode ser aferida através da comparação dos valores esperados condicionais do número de consultas ou do número de dias de internação para uma série de variáveis de controle como, por exemplo, anos de estudo (acessibilidade sociocultural), localização geográfica da moradia (acessibilidade geográfica), renda média familiar (acessibilidade econômica) e existência ou não de plano de saúde (acessibilidade organizacional).

A acessibilidade assume, assim, também um papel fundamental no que diz respeito à equidade. Entretanto, ao referir-se à equidade no campo sanitário, Travassos (1997) resalta que é importante a distinção entre equidade em saúde e equidade no uso ou consumo de serviços de saúde. Dessa maneira, uma situação de maior igualdade no uso de serviços de saúde contribuiria para a redução das desigualdades sociais entre os grupos sociais ao adoecer e ao morrer. No entanto, só isto, não seria suficiente (TRAVASSOS, 1997). A autora afirma, que a desigualdade social ao morrer¹, por exemplo, é algo que se apresenta como uma constante em todos os países do mundo, inclusive naqueles em que a distribuição de renda apresenta pouca distorção, como é o caso da Suécia. O forte gradiente social também é apresentado por Travassos (1997) que, citando Townsend & Davidson (1990), relata que apesar do aumento das taxas de morte quando as condições de vida pioram, a existência de um gradiente social no morrer parece manter-se ao longo do tempo, mesmo com a melhoria da renda média percebida². Talvez, o mais importante do estudo de Travassos (1997) seja a

¹ As pessoas mais pobres morrem mais cedo ou de causas que são mais frequentes entre pobres do que entre ricos.

² Resultado apontado em um estudo com a Inglaterra avaliando a evolução da renda entre 1930 e 1970 (TRAVASSOS, 1997).

percepção de, independentemente do sistema de saúde adotado por um país, manter-se clarividente um gradiente social no morrer. Esse gradiente também aparece na idade em que as pessoas adoecem, provavelmente gerado pela alta correlação (positiva) existente entre indicadores sanitários e renda. Entretanto, uma ressalva deve ser feita: quando a renda *per capita* se eleva, ela tende a ser acompanhada pela melhoria dos indicadores sanitários, uma vez que a renda percebida tende a assegurar necessidades primárias básicas (alimentação e moradia), que claramente causam impacto na saúde. No entanto, há um teto para essa melhora sobre a saúde dos indivíduos (TRAVASSOS, 1997). Assim, o reconhecimento de necessidades diferentes seria fundamental para a promoção da igualdade entre os indivíduos. Entretanto, o tratamento igual, entre os iguais, é prioritário para não criar, artificialmente, diferenças entre os indivíduos.

1. Sobre a desigualdade no acesso: uma revisão sobre a literatura

A desigualdade no acesso tem sido estudada na literatura internacional à luz de dois critérios fundamentais:

- a) *Equidade horizontal*: indivíduos com igual necessidade devem ser tratados da mesma maneira, isto é, devem possuir iguais condições de tratamento e acesso.
- b) *Equidade vertical*: indivíduos com diferentes necessidades devem ser tratados de maneira diferente, isto é, o tratamento deve ser próprio.

Existem duas maneiras para ponderar se os sistemas de saúde obedecem a tais princípios de equidade. A primeira consiste em construir curvas de concentração para aí verificar a desigualdade de acesso, relacionando a distribuição do acesso a serviços de saúde com a existência de morbididade para cada grupo socioeconômico. O primeiro a trabalhar o método de estimação de curvas de concentração foi Le Grand (1978), ampliado posteriormente por Doorslaer & Wagtaff (1992), sendo aplicado para o Brasil por Campino et alli (1999). Le Grand (1978) tomou como medida de acesso o gasto efetuado pelo Sistema Nacional de Saúde Inglês e comparou a distribuição do gasto com a incidência da morbididade em cada grupo socioeconômico. Se não houvesse a combinação perfeita entre a percentagem do gasto e a incidência de morbididade, caracterizar-se-ia uma violação ao princípio da equidade horizontal. O princípio para a construção da curva de concentração é o mesmo da curva de Lorenz, e a desigualdade é medida pela área estabelecida entre a medida de distribuição ideal (a diagonal) e a verificada (a curva). Doorslaer & Wagtaff (1992), porém, procuram medir as desigualdades no acesso à saúde, não apenas entre os indivíduos doentes, mas sim entre todos. Dessa forma, para atingir tal objetivo, Doorslaer & Wagtaff (1992) criaram estimações de gastos padronizadas ao sexo, idade, estado de morbididade, apresentando medidas esperadas de acesso, condicionadas ao fato de indivíduo se declarar ou não doente, para os diversos níveis de renda. Campino et alli (1999), construíram duas curvas de concentração: uma sem e outra com padronização (sexo, idade, estado de morbididade). A diferença entre o índice sem padronização e o padronizado oferece uma medida de equidade.

A segunda maneira para se ponderar se os sistemas de saúde obedecem aos princípios da equidade vertical e horizontal, resume-se em estimar um modelo de regressão no qual a variável dependente é uma medida de utilização. Os primeiros autores a trabalhar esta perspectiva de análise foram Cameron et alli (1988). Eles estimaram uma equação de utilização dos serviços de saúde para a Austrália a partir do Modelo Binomial Negativo a fim de verificar a frequência com que os indivíduos utilizam os serviços de saúde.

Atualmente, autores que trabalham modelos de acessibilidade em saúde vêm recomendando a estimação do modelo de utilização de serviços de saúde em duas etapas. Na primeira, é estimada a probabilidade dos indivíduos requisitarem ou não o serviço de saúde e na segunda, estima-se a decisão de frequência, considerando-se apenas a amostra com

utilização positiva. Na primeira etapa, especifica-se um modelo de probabilidade binária, Logit ou Probit, para determinar a procura do serviço de saúde. Na segunda, diversas formas de estimação podem ser empregadas, destacando-se entre elas as estimações por Mínimos Quadrados Ordinários e modelos do tipo *Hurdle*, em que na segunda etapa estima-se um modelo Binomial Negativo Truncado ao Zero, empregado pela primeira vez por Pohlmeir & Ulrich ³(1994) para testar a hipótese de equidade horizontal no acesso aos serviços de saúde na Alemanha, realizando diferenciação por especialidade médica.

Recentemente, esse método foi utilizado por Trías (2004), a partir da Encuesta de Desarrollo Social (EDS) e da Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). A autora estudou os principais determinantes de utilização de serviços de saúde e sua evolução no tempo para a população argentina menor de 12 anos. Trías (2004) estimou modelos em uma parte (Poisson, Pseudo-Poisson e Binomial Negativo) e modelos em duas partes, sendo na primeira Probit e na segunda, o modelo Binomial Negativo Truncado ao Zero. A autora utilizou cinco grupos de regressores: características da criança⁴, dos pais⁵, do lar⁶, regionais⁷ e da oferta de serviço⁸. Os resultados mostraram que crianças com uma renda familiar per capita menor teriam menor probabilidade de consultar o médico; no entanto, na utilização de internações, a sua probabilidade é maior que as demais. Já a posse de plano de saúde e a existência de um maior número de estabelecimentos incrementam a probabilidade de consultar o médico, mas não impactariam no número de visitas.

A pesquisa empírica nacional vem reforçando a hipótese de que há favorecimento das porções mais ricas da população no atendimento à saúde. O estudo de Campino et alli (1999) revelou favorecimento nos aspectos curativo e preventivo das classes mais ricas. Almeida et alli (2000), com base nos dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição de 1989 (PNSN89), estimaram para cada quintil de renda uma taxa de utilização dos serviços de saúde, padronizando a amostra por sexo, idade e estado de saúde (doente ou saudável). Os resultados revelaram profunda desigualdade social, favorecendo camadas quintis de renda mais altos.

Travassos et alli (2000) estimaram razões de chance para três grupos de renda, utilizando a PPV96/97. A comparação não se deu apenas em nível de renda, mas também em termos regionais. Os autores mostraram que há no país uma distribuição do cuidado médico favorável aos tercis mais altos. Os autores compararam também as chances de utilização entre os indivíduos que possuíam e aqueles que não possuíam plano de saúde, verificando a hipótese inicial de que os cobertos por plano teriam maior acessibilidade. Quando a comparação foi regional, os pesquisadores apontaram que os indivíduos localizados em regiões mais ricas, controladas as mesmas variáveis, teriam maiores chances de utilização.

Viacava et al (2001), com base em dados da PNAD98, estudaram a existência de desigualdade social na utilização de serviços de saúde segundo gênero, utilizando um método muito semelhante ao de Travassos et alli (2000). O trabalho revelou que indivíduos com maior escolaridade, empregadores ou assalariados com carteira assinada e os brancos apresentam chances mais elevadas de procurar serviços de saúde. Como estas classificações condizem com as classes de renda mais favorecidas, os autores concluíram que a desigualdade social no acesso aponta nesse sentido, isto é, é contrária aos mais pobres.

³ Gerdtham (1997) empregou esta mesma metodologia para testar a hipótese de equidade horizontal na Suécia.

⁴ Idade, sexo, situação de enfermidade, presença de seguro-saúde.

⁵ Idade do chefe, educação máxima entre o casal, pais trabalham mais de 30 horas e ao menos um dos pais é assalariado.

⁶ Gênero do chefe, tipo de família, número de crianças menores que 12 anos, posição relativa da criança na família (primogênito), renda familiar per capita.

⁷ Região do país, proximidade a centros de saúde e hospitalais.

⁸ Número de estabelecimentos de saúde ajustado pela população da província.

Noronha (2001), estudou a equidade horizontal no acesso a utilização de serviços de saúde. Utilizando dados da PNAD98 e o modelo *Hurdle* Binomial Negativo, a autora estimou a utilização dos serviços de saúde para a totalidade da população e para a população ocupada em idade ativa (15 a 65 anos), e verificou que a desigualdade depende de qual etapa do processo de decisão está sendo analisada (a decisão de consultar ou internar é diferente da quantidade de tratamento recebida). Esse trabalho revelou favorecimento aos ricos nos serviços ambulatoriais e favorável aos pobres nos casos de internação.

Noronha & Andrade (2002), também com base em dados da PNAD98 e com o uso do método *Hurdle* Binomial Negativo, estudaram a desigualdade na Região Sudeste do país. O trabalho mostrou que todos os Estados, com exceção de São Paulo, apresentam desigualdade no acesso, favorecendo as camadas mais elevadas. No caso do Estado de São Paulo, porém, a desigualdade favoreceu os mais pobres quanto ao número esperado de consultas. Esse resultado se repetiu nos serviços de internação hospitalar. As autoras observaram que resultado é sensível, no entanto, à etapa do processo de estimação e ao corte de idade considerados. Noronha & Andrade (2002) concluíram que as características de oferta e as características de saúde seriam as variáveis mais importantes para explicar o acesso.

Neri & Soares (2002), por sua vez, estudaram a equidade vertical no Brasil. Os autores verificaram se indivíduos pobres e não-pobres possuíam diferentes necessidade de cuidados com a saúde, bem como condições de acesso diferenciadas. Eles avaliaram, além da existência da desigualdade na utilização de serviços de saúde entre pobres e não-pobres, a chance de procurar serviços de saúde, dadas certas características específicas (individuais, domiciliares e regionais). Utilizando um modelo de razões de chance, e tomando como padrão de renda o rendimento do chefe da família, os autores constataram que “os indivíduos mais pobres têm pior acesso a seguro, necessitam de maiores cuidados com a saúde, mas consomem menos os serviços, o que acaba por aprofundar o quadro de desigualdade dos rendimentos” (NERI & SOARES, 2002, p.85). Os mesmos autores concluíram que o consumo de serviços de saúde no Brasil está fortemente relacionado ao acesso a serviços de saúde, numa perspectiva de que a oferta teria caráter imperativo sobre a demanda na determinação do consumo.

2. Metodologia

Na literatura, há duas formas de tratar a utilização de serviços de saúde: o enfoque tradicional e o enfoque de agência. No primeiro, a demanda por serviços de saúde é resultado da maximização da utilidade dos indivíduos. Nesse enfoque, a demanda por serviços de saúde é determinada pelo paciente, mas condicionada ao sistema de saúde (TRÍAS, 2004). Esse tipo de modelo assume uma perspectiva de tratamento econométrico de uma equação (modelos de regressão para variáveis inteiras, utilizando mínimos quadrados não-lineares). Por outro lado, o enfoque de agência considera a questão da assimetria de informação entre médico e paciente. Nesse sentido, o consumo de serviços de saúde se divide em duas partes: a decisão de procurar o médico (tomada pelo paciente - principal) e a decisão de quantas vezes frequentar o médico (tomada pelo médico - agente). O tratamento econométrico dado a modelos que assumem o enfoque de agência são basicamente modelos em duas partes. Nesse trabalho, optou-se pelo enfoque de agência.

2.1 O modelo *Hurdle* Binomial Negativo

A maioria dos países do mundo conta com sistemas mistos de saúde em que a iniciativa privada e pública compartilham da responsabilidade sobre a saúde da população. Como os modelos convencionais de estimação de curvas de demanda consideram preços e

renda de forma determinante, o que não é absolutamente correto para sistemas que contam com provimento público de saúde, seria interessante, nesse sentido, a utilização de modelos que permitissem a comparação entre as utilidades de uso e não apenas uso de serviços de saúde. (BARRANQUERO & ALVARÉZ, 2005)

A literatura, por seu lado, tem apresentado uma série de modelos nos quais a escolha se dá através da comparação de funções de utilidade indireta. Assim, os indivíduos escolhem, dentre as possibilidades, aquela que oferece a utilidade indireta mais alta. (BARRANQUERO & ALVARÉZ, 2005)

Os modelos do tipo *Logit e Probit* se mostram adequados a esse propósito. Eles proporcionam uma escolha binária para o indivíduo de forma a maximizar a sua utilidade indireta. Os dois modelos têm como finalidade analisar os fatores que mais influenciam na probabilidade de que um indivíduo demande ou não um serviço de saúde, além de verificar quais as variáveis que um indivíduo leva em consideração para consultar ou se internar.

O modelo de utilidade aleatória linear apresenta-se na seguinte forma:

$$\begin{aligned} U_{1i} &= x_i' b_1 + e_{1i} \\ U_{0i} &= x_i' b_0 + e_{0i} \end{aligned} \quad (1)$$

em que U_{1i} é a utilidade indireta do indivíduo (i) demandar o serviço de saúde (consulta ou internação) e U_{0i} é a utilidade indireta do indivíduo (i) não demandar o serviço de saúde (consulta ou internação); x_i é um vetor de variáveis que caracterizam o indivíduo (por exemplo: sexo, idade, posse de plano de saúde...).

Dado que as utilidades não são observáveis, a decisão do indivíduo revela a utilidade maior. Quando se denota $Y = 1$ como utilização do serviço, tem-se:

$$\Pr(Y = 1|x) = \Pr(U_{1i} > U_{0i}) \quad (2)$$

Para estimar a utilização mediante o número de consultas ao médico ou internações, utiliza-se tanto Mínimos Quadrados de uma única equação quanto em 2 estágios (uma para determinar a probabilidade de utilização e outra para estimar o número de consultas ou tempo de permanência no hospital).

Uma forma de se estudar a utilização de serviços de saúde são os modelos de contagem⁹. Esses modelos levam em consideração também a distribuição da variável utilização (consultas ou internação, por exemplo), uma vez que essa só toma valores inteiros positivos¹⁰.

O modelo mais simples desse gênero e, talvez o mais empregado, seja aquele que se baseia na Distribuição de Poisson. Entretanto, por esse modelo considerar a média e a variância condicional constantes e iguais, aplica-se de maneira muito limitada ao contexto econômico.

Sabe-se que os modelos do tipo Binomial Negativo apóiam-se em hipóteses mais plausíveis, sendo uma alternativa à distribuição de Poisson quando a frequência de ocorrência de um fato não é constante no tempo ou espaço.

Nesse tipo de modelagem (modelo Binomial Negativo), a razão entre variância e média condicional é proporcional à média condicional. Assim, a probabilidade que Y_i tome

⁹ O estudo da utilização de serviços de saúde se adequa muito bem a modelos de contagem porque, primeiramente, tanto o número de consultas como o de dias internados apresentam-se em números inteiros e, em segundo lugar, assumem uma distribuição semelhante a de Poisson.

¹⁰ Esse tipo de modelo foi utilizado pela primeira vez por Cameron et al (1988).

um determinado valor y_i , partindo da hipótese que o parâmetro se distribuiu como uma gama¹¹ (f, a), é obtida a partir da seguinte expressão:

$$\Pr(Y_i = y_i) = \int_0^\infty \Pr(Y_i = y_i | l) f(l) dl = \frac{\Gamma(y_i + a)}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(a)} \left(\frac{a}{a + f} \right)^a \left(\frac{f}{a + f} \right)^{y_i} \quad (3)$$

com $E(y_i) = \phi$ e $Var(y_i) = \phi + \phi^2/\alpha$.

Como se vê, esse modelo permite a sobredispersão¹² dos dados. Isso é fundamental, uma vez que o tipo de variável que se está trabalhando utiliza inúmeros conjuntos de dados.

No caso particular da utilização de serviços de saúde, a decisão de se utilizar serviços de saúde ocorre em duas etapas: na primeira, existe a decisão de demandar o serviço e, na segunda, define-se a frequência ou intensidade com a qual o serviço é demandado. Na primeira etapa, o próprio indivíduo toma a decisão de procurar o médico; já na segunda etapa, a frequência com que se darão as visitas ao médico e, principalmente, o tempo de internação são uma decisão do profissional da saúde. Assim, o enfoque de agência é razoável nesse sentido porque mostra que os agentes que determinam estas duas etapas são diferentes.

Para atender a tal necessidade, estima-se o modelo *Hurdle* Binomial Negativo¹³, em que no primeiro estágio é estimado um modelo *Logit* para determinar a probabilidade de um indivíduo demandar consultas ou internação. Já no segundo estágio, estima-se o número esperado médio de consultas e o tempo de internação através do modelo Binomial Negativo Truncado ao Zero¹⁴, considerando-se apenas a subamostra de indivíduos que utilizaram serviços de saúde (consulta ou internação). A especificação dos dois processos de decisão pode ser feita, no entanto, com as mesmas variáveis explicativas, sendo interpretadas de maneiras diferentes, dependendo da etapa do processo.

O modelo *Hurdle* Binomial Negativo é construído a partir da especificação de duas funções de verossimilhança parametricamente independentes, cada uma relativa a uma etapa do processo de estimação. Desta forma, estimações simultâneas não gerariam ganhos de eficiência à estimação. A função de verossimilhança para o modelo *Hurdle* Binomial Negativo L_{BN}^H é dada por:

$$L_{BN}^H = \prod_{i \in N_0} \Pr\{y_i = 0 | x_i' b_1, a\}^{1-d_i} (1 - \Pr\{y_i = 0 | x_i' b_1, a\})^{d_i} * \prod_{i \in N_1} \frac{\Pr\{y_i | x_i' b_2, g\}}{\Pr\{y_i \geq 1 | x_i' b_2, g\}} \quad (4)$$

em que:

$i = 1, 2, 3, \dots$

a = parâmetro de sobredispersão dos dados das etapas s , com $s = 1, 2$;

N_0 = total da amostra;

N_1 = subamostra de indivíduos que procuraram serviço médico.

A primeira função de verossimilhança é definida sobre o total da amostra (N_0), baseada no processo binário de procurar serviço médico. A segunda função de verossimilhança representa o modelo Binomial Negativo Truncado ao Zero, baseando-se

¹¹ Note que isso é uma arbitrariedade do modelo. Assim, modelos que assumem a própria distribuição das variáveis seriam mais aceitáveis.

¹² O fenômeno de sobredispersão (*overdispersion*) ocorre quando a variância observada é maior que a variância imposta pelo modelo. Isso costuma ocorrer, particularmente, no caso de regressões baseadas no modelo de Poisson, no qual a variância prevista é igual à média prevista, ou modelos Binomiais. Uma abordagem alternativa é permitir um parâmetro de perturbação na variância, como modelos do tipo Binomial Negativo.

¹³ Modelos de Poisson e Binomial Negativo são incapazes de distinguir os valores iguais a zero e os valores positivos da variável. Quando existe muitos zeros, há basicamente duas maneiras de correção: os modelos *zero inflated* e os modelos que tratam a sobredispersão como resultado de uma heterogeneidade não-observada.

¹⁴ O modelo Binomial Negativo Truncado em Zero é utilizado para se distinguir situações que não têm zeros de situações que não podem ter zeros, como no caso a frequência ao médico ou o tempo de internação.

apenas na subamostra de indivíduos que procuraram algum serviço médico, como comentado anteriormente. A função de probabilidade da segunda etapa é dada por:

$$\Pr[y_i = X_i, y_i \geq 1] = \frac{\Gamma(y_i + a_2^{-1})}{\Gamma(a_2^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{1}{(1 + a_2 m_{2i})^{-a_2} - 1} \right)^{-a_2^{-1}} \left(\frac{m_{2i}}{m_{2i} + a_2^{-1}} \right) \quad (5)$$

em que $m_{2i} = e^{\sum_{i,j} b_{2j} X_{ij}}$

Para se obter as estimativas dos parâmetros (b_1, a_1) e (b_2, a_2) , realiza-se a maximização das funções de máxima verossimilhança separadamente. Se os dois vetores de parâmetros são estatisticamente idênticos, o processo de estimação é o Binomial Negativo Padrão.

Com base na estimativa do vetor de parâmetros b_1 da primeira etapa do modelo é possível estimar-se aquilo que a literatura chama de *odds ratio*, ou *razões de chance*, em que:

$$OR_i = \exp(b_i) * 100, \quad (6)$$

em que:

OR_i = *odds ratio* da variável i .

No caso em que estamos tratando, o *odds ratio* deve ser interpretado como o percentual de chance de um indivíduo fazer uso de serviço médico (consulta ou internação) que foi conferido por cada unidade (na escala utilizada), no caso de variáveis discretas, ou por uma categoria, em comparação com a categoria de referência. Assim, se a razão de chance de uma variável quantitativa é 1,40, significa que a cada unidade acrescida aumenta em 40% a probabilidade de o indivíduo consultar/ se internar. Por outro lado, se a razão de chance é de 1,25 para uma variável binária, significa que a probabilidade de consulta/ internação é 25% maior para essa categoria, em relação ao grupo de referência.

Quanto à segunda etapa, a exponencial da estimativa do parâmetro, quando diminuído 1 e multiplicado por 100, fornece o *incidence ratio* (razão de incidência), em termos percentuais, da mudança em 1 unidade de uma variável quantitativa, ou a sua vantagem (desvantagem) relativa quando comparada à categoria de referência, no caso de variáveis categóricas. É interessante ressaltar, que o *incidence ratio* é uma forma alternativa à proposta por Noronha (2001) de apresentar a interpretação dos resultados.

Para testar a adequação do modelo são realizados testes de especificação dos modelos de Poisson, Binomial Negativo e o *Hurdle* de Poisson. Como de costume na literatura, três testes de especificação são realizados:

- Verificação da sobredispersão dos dados*: Nesse teste de especificação, testa-se o modelo de Poisson contra o modelo Binomial Negativo. A hipótese nula é de que não há sobredispersão dos dados.
- Verificação de distinção entre as etapas de decisão*. Nesse caso, testa-se o modelo Binomial Negativo contra o *Hurdle* Binomial Negativo. A hipótese nula é de que não há distinção entre as etapas.
- Verificação da existência de sobredispersão dos dados em modelagem de Poisson em 2 etapas*: Nesse teste de especificação, testa-se o modelo *Hurdle* de Poisson contra o *Hurdle* Binomial Negativo. A hipótese nula é de que a sobredispersão, ao se estimar o modelo em 2 etapas, foi eliminada.

A utilização de testes de Razão de Verossimilhança (LR), Teste de Wald (W) quanto Teste de Lagrange (LM) é indiferente, uma vez que eles são assintoticamente equivalentes. Nesse trabalho, optamos pelo teste LR.

2.2 Base de dados e descrição das variáveis

A base de dados utilizada para realizar esse trabalho foi a Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar de 1998 (PNAD98), a partir de então denotada por PNAD98, centrada na pessoa, que contemplou como tema complementar a questão da saúde. Apesar da pesquisa ter sido realizada em termos nacionais, optou-se por estudar a Região Sul.

As variáveis foram divididas em dois grandes grupos: as dependentes e as independentes. As variáveis independentes estão divididas em 5 tipos: geográficas, socioculturais, organizacionais, econômicas e de morbidade. O quadro 1 apresenta as variáveis independentes utilizadas.

Nesse trabalho foram estimados dois modelos: um para a população com idade igual ou maior a 14 anos e outro para a população ocupada em idade ativa ($14 \leq \text{idade} \leq 65$).

Quadro 1 - Classificação das variáveis independentes

Tipos	Variáveis Independentes
Geográficas	Código censitário de situação (rural ou urbano) Estado
Socioculturais	Gênero Cor/raça Idade Número de componentes da família Tipo de família Anos de estudo do indivíduo ¹⁵
Organizacionais	Existência ou não de cobertura de plano de saúde Internação ou não pelo SUS ¹⁶
Econômicas	Decil de renda (a partir da renda familiar <i>per capita</i>) Estado de ocupação ¹⁷ Posição de ocupação ¹⁸ Ramo de Atividade Horas trabalhadas ¹⁹
Morbidade	Estado de saúde auto-avaliado Número de doenças crônicas

Fonte: Elaboração da autora.

Foram construídas *dummies* para as seguintes variáveis: código censitário de localização, gênero, cor/raça, grupo de anos de estudo, tipo de família, estado de ocupação, cobertura por plano/seguro saúde, estado de saúde auto-avaliado e decim de renda.²⁰, incluindo-se também nessa variável, os indivíduos que apontaram renda familiar igual a zero. No caso do modelo para a população ocupada também construiu-se *dummies* para as variáveis de posição de ocupação, horas trabalhadas e ramo de atividade. Quanto à questão da idade, levou-se também em consideração além do componente linear um componente quadrático.

Segundo o código censitário, os indivíduos foram classificados como residentes na zona rural ou urbana. Quanto à cor/raça, os indivíduos foram caracterizados como brancos e não-brancos. Optou-se por medir a educação dos indivíduos a partir da variável “grupos de estudo”, disponível na PNAD98, sendo os indivíduos divididos em sete grupos: sem instrução e menos de um ano, 1 a 3 anos, 4 a 7 anos, 8 a 10 anos, 11 a 14 anos, 15 anos ou mais e não determinados/sem declaração. Quanto ao tipo de família, também utilizou-se a classificação da PNAD98.²¹

A posição de ocupação seguiu a descrição da PNAD98, bem como as horas trabalhadas e ramo de atividade²². Controlar a posição de ocupação é importante para se estimar o impacto do custo de oportunidade das pessoas. A variável horas trabalhadas tem o

¹⁵ Para a variável educação, foram usados os grupos de anos de estudos fornecidos pela PNAD98.

¹⁶ Última internação, nos últimos 12 meses.

¹⁷ Nos últimos 12 meses.

¹⁸ Nos últimos 12 meses.

¹⁹ Nos últimos 12 meses.

²⁰ Esta variável não consta no questionário da PNAD98, sendo uma das variáveis construídas pela autora. Para tanto, dividiu-se a variável renda da família (inclusive agregado) pelo número de elementos da família (inclusive agregado).

²¹ Variável v4723.

²² Variáveis v4715, v4707 e v4716, respectivamente.

propósito de medir o tempo “livre” do indivíduo, isto é, o tempo em que o indivíduo não estaria sacrificando trabalho para a realização de outras atividades.. O ramo de atividade tem a intenção de medir a pré-disposição dos indivíduos a situações de periculosidade.

Quanto à existência de plano, os indivíduos foram divididos em possuidores e não possuidores de cobertura por plano de saúde. Na segunda etapa do modelo, no entanto, foi possível verificar se o indivíduo se internou pelo SUS ou não. Muitas pessoas que afirmaram se internar pelo SUS, declararam, entretanto, que pagaram pela internação. Sabe-se, contudo, que os serviços prestados pelo SUS teriam que ser gratuitos. Mesmo assim, optou-se por utilizar a variável “internação pelo SUS”.

As variáveis dependentes estudadas nesse trabalho foram a existência de consultas e internações, a frequência das consultas e o período (em dias) de internação, considerando os últimos 12 (doze) meses.²³

Foram utilizados nessa dissertação os softwares SPSS 10.0 e o STATA 7.0. Para a realização das estimações foram considerados os pesos amostrais fornecidos pela PNAD98. A seguir serão apresentadas as estatísticas descritivas da amostra.

3. Resultados

3.1 Os testes de especificação do modelo

A tabela 1 apresenta o resultado do teste, mostrando que a hipótese nula de que não há sobredisposição é rejeitada a 1% de significância. Nesse caso, o modelo Binomial Negativo é superior ao modelo de Poisson.

Tabela 1 - Teste de sobredisposição dos dados
Hipótese nula: não há sobredisposição $a = 0$

	População Total	População Ocupada
Consultas	7.097.628,0	5.203.022,0
Internação	3.156.711,0	1.894.121,6

Fonte: PNAD98

Tabela 2 - Teste de especificação do modelo
(Hurdle Binomial Negativo contra Binomial Negativo)
Hipótese nula: $b_1 = b_2$

	População	População Ocupada
Consulta	44.426.780,37	11.168.121,26
Internação	5.165.541,37	3.762.815,25

Fonte: PNAD98

Para verificar se é apropriado o uso do modelo *Hurdle* Binomial Negativo seria necessário, dado a natureza do problema, verificar se a decisão das duas etapas (primeiro contato e frequência²⁴) era a mesma ou não. Os resultados do teste, segundo a tabela 2, apontam para a rejeição da hipótese nula.

Por fim, restava ainda testar se a sobredisposição dos dados não havia sido eliminada pela estimação em duas etapas. Assim, procedeu-se com o teste de especificação do *Hurdle* Binomial Negativo contra *Hurdle* de Poisson. Os resultados apresentados na tabela 3 mostram que o modelo *Hurdle* Binomial Negativo continua sendo o mais apropriado.

²³ A PNAD98 também apresenta um conjunto de perguntas referendadas nas últimas duas semanas e que não foram utilizadas nesse trabalho.

²⁴ No sentido de incidência.

Tabela 3 - Teste de especificação do modelo
(Hurdle Binomial Negativo contra Hurdle de Poisson)

Hipótese nula: $a = 0$

	População	População Ocupada
Consulta	23.244,52	9.559,46
Internação	7.661,37	4.560,38

Fonte: PNAD98

3.2 Análise dos resultados para serviços ambulatoriais

3.2.1 Análise dos Resultados para Serviços Ambulatoriais: Aspectos da Demanda

Conforme foi evidenciado, a utilização de serviços de saúde é estabelecida segundo aspectos relacionados à necessidade e à demanda (desejo de fazer uso). Porém, como em todo e qualquer mercado, a utilização (no sentido de demanda efetiva) depende também de características da oferta de serviços de saúde. Nesse sentido, como a acessibilidade (geográfica, econômica, sociocultural e organizacional) relaciona aspectos da oferta e da demanda, estudar acessibilidade contribui para explicar o perfil de utilização aos serviços de saúde. E, no sentido inverso, “al medir la utilización de los servicios, se está estudiando la accesibilidad a los mismos. No es una medida exacta, pero es la más usada en la mayoría de los estudios. Y, al estudiar la utilización-accesibilidad por grupo socioeconómico, también se está evaluando la equidad del sistema en cuestión.” (Mendoza-Sassi & Béria, 2001, p.1)

Ainda que o foco dessa pesquisa esteja nos elementos relativos à equidade horizontal, outros resultados também serão discutidos, buscando um melhor aproveitamento das informações provindas do modelo. As estimativas foram comentadas, buscando verificar se o comportamento das variáveis na Região Sul é semelhante ao comportamento das mesmas para o Brasil dos modelos estimados por Noronha (2001).

Os resultados para a Região Sul, nas duas etapas do modelo, tanto para a população de idade igual ou maior de 14 anos, quanto para a população ocupada em idade ativa, apontaram para uma maior probabilidade de mulheres se consultarem, bem como uma maior incidência de consultas. Esse resultado está de acordo com a literatura internacional que afirma que, apesar de registrarem um menor número de óbitos em todas as faixas etárias, as mulheres apresentam maiores indicadores de morbidade e de utilização de serviços médicos (AQUINO et alli, 1992). Enquanto a demanda por serviços de saúde masculina por serviços ambulatoriais provém de natureza de trabalho ou pelo seguro social, a demanda por parte das mulheres aponta-se como predominantemente voluntária. (AQUINO et alli, 1992).

Apesar do modelo estimado por Noronha (2001) não ser plenamente equivalente, devido a algumas diferenças nas variáveis explicativas, comparações ainda são válidas. Os resultados de Noronha (2001) para o Brasil apontavam que a cor não seria uma variável significativa para explicar a desigualdade no primeiro contato. Entretanto, no trabalho de Noronha (2001), indivíduos não-brancos possuíam uma incidência de consultas menor que os demais. Na Região Sul, tanto na análise total quanto para os Estados em particular, a variável cor não foi significativa em nenhuma das etapas do modelo. Mendoza-Sassi & Béria (2001), todavia, ressaltam que, em países como Inglaterra e Canadá, a equidade manifesta-se justamente por uma maior utilização de serviços de saúde por grupos raciais menos favorecidos.

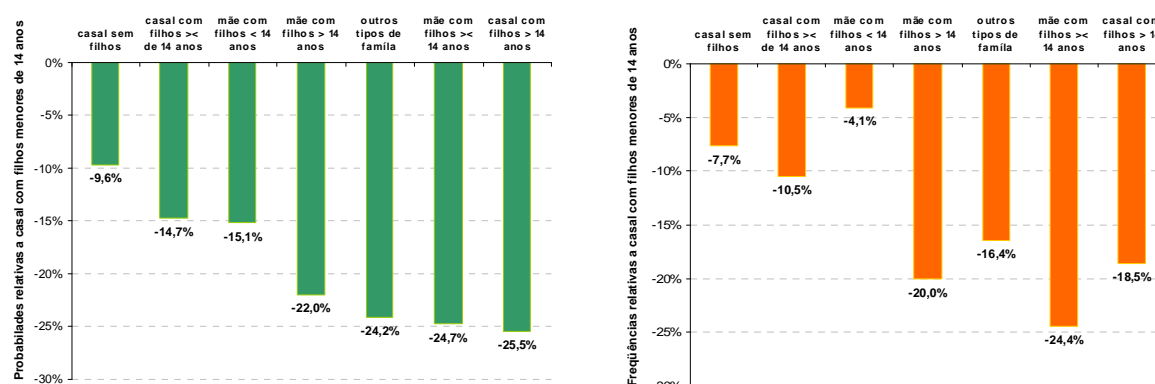
O coeficiente estimado para o número de componentes da família mostrou que a probabilidade do indivíduo consultar o médico cai em torno de 4,2% a cada componente que se adiciona a família, sendo, no modelo para a população ocupada, a redução de 4,1%. Os três Estados apresentaram resultados coerentes com o evidenciado para a Região. Já os parâmetros

estimados relativos à frequência não foram significativos para essa variável nos dois modelos. O resultado foi coerente com o verificado no modelo para o Brasil.

Quanto ao tipo de família, todos os coeficientes foram significativos, tanto na primeira quanto na segunda etapa do modelo para o total da população, com exceção das famílias do tipo “mãe com todos os filhos menores de 14 anos” na segunda etapa²⁵. Em relação à categoria de referência (casais com todos os filhos menores de 14 anos), casais com filhos menores e maiores de 14 anos apresentaram uma probabilidade 25,5% menor de consultar. Já as famílias do tipo mãe com filhos menores e maiores de 14 anos tiveram uma incidência 24,4% menor. As estimativas são apresentadas no gráfico 1.

A estrutura familiar, no sentido da família ser formada pelo casal ou ser monoparental, é uma variável muito importante quando se trata do comportamento de consultas das crianças. Apesar desse estudo não relacionar menores de 14 anos, vale ressaltar a observação feita Mendoza-Sassi & Béria (2001) sobre a composição da família: se essa variável está relacionada à classe social, pode-se estar capturando informação referente à equidade do sistema de saúde.

**Gráfico 1- Probabilidade (*odds ratio*) e incidência de consultas (*incidence rate ratio*)
Tipo de família* para a população com idade com 14 anos ou mais**



* Todos os coeficientes apresentados foram significantes ao nível de 10%, à exceção de “mãe com todos os filhos menores de 14 anos” que não apresentou significância na segunda etapa do modelo.

Fonte: PNAD98

No aspecto da renda, como se observa na tabela 4, os indivíduos do primeiro decil apresentaram 38% menos chance de consultar o médico que os indivíduos do último decil na Região Sul. O modelo estimado por Noronha (2001) para o Brasil constatou que indivíduos do primeiro decil possuíam 27% menos chance de se consultar que indivíduos do décimo decil de renda. Comparando-se os resultados, verifica-se que a desigualdade no acesso no Brasil é menor que a desigualdade verificada na Região Sul. Em termos nacionais, Travassos et alli (1995), numa pesquisa baseada na PNSN89, já haviam verificado que a diferença nas taxas do primeiro e último quintil de renda familiar *per capita* variou significativamente entre as macrorregiões do país. Esse trabalho registrou ainda que a Região Sul possuía, então, uma desigualdade maior, até mesmo em comparação com a Região Norte, não contemplada inteiramente pela PNAD98.

Da mesma forma que no modelo para o Brasil (NORONHA, 2001), os coeficientes da segunda etapa do modelo não se mostraram significativos. Quando isto acontece, dado o

²⁵ Cabe ressaltar, entretanto, que o modelo ignorou as famílias do tipo “mãe com os filhos sem declaração da idade dos filhos” pela existência de colinearidade. A população da Região Sul não contava com família do tipo “casal com os filhos sem declaração da idade dos filhos”.

resultado da primeira etapa do modelo, pode-se perceber que, considerando a região como um todo, a barreira ao acesso à saúde se dá no primeiro contato. Assim, depois de se realizar a primeira consulta, a incidência não pode ser explicada pela variável renda. Quanto aos Estados em particular, Rio Grande do Sul e Paraná denotaram forte desigualdade no acesso a serviços ambulatoriais. No Rio Grande do Sul, foi registrado o maior diferencial entre indivíduos do primeiro e do último decil (45% menos chance de um indivíduo do primeiro decil consultar que um indivíduo do último decil). No Paraná, a chance de um indivíduo do primeiro decil consultar é 27% menor que para um indivíduo do último decil. A variável renda não foi significativa para Santa Catarina. A renda foi importante para explicar a incidência de consultas apenas nos casos do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Para a população ocupada, conforme se pode verificar na tabela 5, os resultados são semelhantes.

Tabela 4- Modelo para a população com idade maior ou igual a 14 anos – RENDA
Variável de referência: 10º Decil

Decis de Renda	Odds Ratios				Incidence Ratios			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
1º Decil	0,62***	0,55***	0,67***	0,63***	0,93	0,85**	0,71*	1,10
2º Decil	0,67***	0,67***	0,93	0,63***	0,87	0,79***	0,68**	0,97
3º Decil	0,76***	0,79**	0,83	0,75**	0,80	0,76***	1,07	0,86
4º Decil	0,72***	0,59***	0,87	0,64***	0,94	0,91	1,11	0,91
5º Decil	0,68***	0,70***	0,98	0,74***	0,95	0,85***	1,00	0,99
6º Decil	0,73***	0,67**	1,02	0,67***	0,88***	0,87**	0,90	1,00
7º Decil	0,76***	0,72***	1,02	0,68***	0,90**	0,87**	1,07	0,86*
8º Decil	0,81***	0,71***	1,03	0,84*	0,95	0,90*	0,89	1,04
9º Decil	0,84***	0,86*	0,95	0,82**	0,98	0,92	1,10	0,99

*** Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

Noronha & Andrade (2002) explicaram o grande diferencial de probabilidade de consultar entre o 1º e o último decil, através da existência da possibilidade de uma barreira ativa antes do contato entre o indivíduo e o provedor de saúde se estabelecer. As autoras levantam duas hipóteses a fim de justificar tal resultado: a primeira, relacionada à diferença da expectativa de ser atendido entre pessoas de decis mais baixos e decis mais altos, e a segunda, relacionada ao custo de oportunidade das filas de atendimento ou custos de deslocamento (relativo à renda), desfavoráveis a grupos de renda mais baixa.

Vale salientar, no entanto, que a variável de controle com relação à localização somente é capaz de diferenciar indivíduos como moradores em zona urbana ou em zona rural. Entretanto, dentro dessas limitações, os indivíduos dos decis mais altos tendem a residir em áreas melhor dotadas de serviços médicos. Assim, pessoas mais pobres poderiam ser potencialmente “mais excluídas” do processo de acesso a serviços de saúde. Para se derivar o real impacto da localização sobre o comportamento do indivíduo, todavia, seria necessário controlar a distância do posto de atendimento médico ou hospital da casa do indivíduo, como o fez Trías (2004).

Na comparação entre os Estados, vale destacar os resultados apontados por Gasparini (2003). Ao estudar os déficits relativos de oferta pública de serviços de saúde (entre os anos de 1997 e 1999) entre os Estados do país por macrorregião, Gasparini (2003) apontou que o Estado do Paraná precisaria ampliar em 14,5% a oferta de serviços públicos de saúde, ao passo que Santa Catarina precisaria de uma ampliação de 1,2% para alcançar uma disponibilidade semelhante a do Rio Grande do Sul, que estaria na fronteira da melhor disponibilidade para iguais necessidades ou uma combinação convexa entre elas. Sendo

assim, o resultado do modelo, de que a variável renda não é significativa em Santa Catarina e de que o diferencial de chance entre pobres e ricos é menor no Paraná do que no Rio Grande do Sul pode provir de duas razões: pela maior eficiência de políticas públicas de saúde em Santa Catarina e no Paraná, que acaba por ocasionar uma menor diferença relativa entre os provedores de saúde ou pela maior eficiência dos planos de saúde no Rio Grande do Sul, que acaba por potencializar os diferenciais de acesso.

Analisando a população ocupada em idade ativa, segundo a tabela 5, percebe-se que a variável renda foi significativa para as duas fases do modelo. O motivo para a renda influenciar na incidência pode estar relacionado ao custo de oportunidade (dadas as características do provedor) e aos riscos de perda do emprego, já que a condição de emprego é mais instável nos decis mais baixos. No caso da Região Sul, quando se analisa apenas a população ocupada, o modelo apresenta que a diferença na probabilidade de atendimento médico entre o 1º e o último decil é ainda mais evidente: 54,3%. Entre os Estados, o Rio Grande do Sul apresentou-se como o mais desigual nas duas etapas do modelo.

Tabela 5- Modelo para a população ocupada com idade maior ou igual a 14 anos e menor ou igual a 65 Anos - RENDA
Variável de referência: 10º Decil

Decis de Renda	Odds Ratios				Incidence Ratios			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
1º Decil	0,55***	0,46***	0,46***	0,65***	0,91	0,84	0,78	0,98
2º Decil	0,67***	0,68***	0,77	0,66***	0,87***	0,71***	0,69*	0,91
3º Decil	0,72***	0,76**	0,66**	0,74**	0,72***	0,65***	1,11	0,83
4º Decil	0,67***	0,55***	0,76	0,65***	0,89*	0,83**	1,17	0,81*
5º Decil	0,66***	0,67***	0,78	0,74***	0,92	0,81**	1,01	0,95
6º Decil	0,70***	0,66***	0,81	0,68***	0,82***	0,76***	0,96	0,96
7º Decil	0,74***	0,71***	0,87	0,70***	0,87**	0,84**	1,14	0,78**
8º Decil	0,79***	0,69***	0,94	0,85	0,93	0,83***	0,93	1,06
9º Decil	0,81***	0,85*	0,81	0,82*	0,95	0,89*	1,24	0,99

*** Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

No que diz respeito aos resultados para a variável educação, as estimativas apresentadas nas tabelas 6 e 7, apontam para a existência um gradiente desfavorável às pessoas com uma escolaridade menor, principalmente no que se refere à probabilidade de se consultar, quando se trata dos indivíduos com educação inferior a oito anos de estudo²⁶. Apesar do modelo controlar o estado de saúde auto-avaliado, pessoas mais pobres têm menos informação sobre sua saúde. Assim, elas podem auto-avaliar sua própria saúde, subestimando a existência de doenças potenciais. Dessa forma, ressaltando que a “real” auto-avaliação de saúde está muito relacionada à educação, pessoas com mais anos de estudo teriam uma maior probabilidade de procurar o médico que pessoas com menos educação. Uma hipótese bastante plausível é que pessoas com maior tempo de escolaridade não apresentariam apenas a percepção curativa da consulta médica, mas também um perspectiva prevenção. Dessa maneira, esses indivíduos não procurariam o médico só em situações de doença.

Na análise por corte geográfico, os resultados do Rio Grande do Sul foram surpreendentes. Como é comum na literatura, a existência de correlação positiva entre renda e educação, esperava-se que o mesmo comportamento de desigualdade na renda se verificasse

²⁶ A partir de então os coeficientes não são mais significativos.

nesta variável, como aconteceu no caso do Paraná. No entanto, no caso do Rio Grande do Sul, a variável educação não foi significativa em nenhuma das etapas do modelo.

Outro resultado bastante interessante apontado pelo modelo foi que a educação do indivíduo não seria significativa para explicar a incidência, mesmo controlando para a renda. No modelo *Hurdle* Binomial Negativo, a hipótese é de que a primeira etapa (modelo Logit) calcule a probabilidade de um primeiro contato, e a segunda etapa (modelo Binomial Negativo Truncado ao Zero) calcule a incidência de consultas provocadas pelo primeiro contato, baseado no modelo de agência que propõe que a segunda etapa do modelo seja explicada pela questão do encaminhamento proposto pelo médico. No entanto, como o médico apenas pode propor uma nova consulta, cabe ao indivíduo a decisão de seguir ou não a opinião médica de retorno²⁷. Quando o resultado para a educação não é significativo para a segunda etapa do modelo, pode-se interpretar que o indivíduo não interfere, por vontade própria²⁸, na incidência de consultas. Em outros termos, independentemente de sua educação, o indivíduo seguirá a opinião médica de retornar para uma nova consulta.

Tabela 6 - Modelo para a população com idade maior ou igual a 14 anos - EDUCAÇÃO
Variável de Referência: 15 Anos ou Mais

Educação	Odds Ratios				Incidence Ratios			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
Sem instrução ou menos de 1 ano	0,69***	0,83	0,81	0,52***	0,92	0,91	0,93	0,91
1 a 3 anos	0,71***	0,86	0,57***	0,62***	0,94	0,96	0,87	0,92
4 a 7 anos	0,80***	0,93***	0,69***	0,72***	0,89***	0,94	0,80	0,87
8 a 10 anos	0,92	1,08	0,86	0,78***	0,96	0,96	0,99	0,91
11 a 14 anos	0,98	1,06	0,97	0,89	0,94	0,93	0,94	0,94

*** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

Tabela 7 - Modelo para a população ocupada com idade maior ou igual a 14 Anos e menor ou igual a 65 Anos - EDUCAÇÃO
Variável de referência: 15 anos ou mais

Educação	Odds Ratios				Incidence Ratios			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
Sem instrução ou menos de 1 ano	0,73***	0,74*	1,15	0,57***	0,96	1,01	0,90	0,92
1 a 3 anos	0,71***	0,76**	0,75	0,62***	0,94	1,02	0,72	0,94
4 a 7 anos	0,79***	0,81*	0,87	0,73**	0,91	1,01	0,73*	0,87
8 a 10 anos	0,91	0,94	1,02	0,81	0,95	0,98	0,90	0,89
11 a 14 anos	0,96	0,92	1,12	0,91	0,92	0,95	0,87	0,88

*** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

O resultado para a variável ocupação no modelo para o total da população com idade maior ou igual a 14 anos também foi surpreendente. Pessoas classificadas como desocupadas teriam uma menor probabilidade, bem como uma menor incidência de consultas, do que as pessoas ocupadas. Esse resultado pode ser amparado no desconhecimento das horas livres

²⁷ Na idéia de retorno também se contempla encaminhamento a um especialista e continuidade de tratamento.

²⁸ Note que o indivíduo pode ainda influenciar a incidência através das limitações monetárias para a realização de uma nova consulta, por exemplo.

desse indivíduo²⁹. Essa hipótese se torna ainda mais vigorosa quando se analisa a população ocupada. Nesse modelo, verifica-se que a variável tempo trabalhado é a única variável capaz de explicar tanto a probabilidade de consultar o médico como a incidência de consultas. Nesse sentido, o número de horas trabalhadas por semana tende a influenciar negativamente a probabilidade de consultar e a incidência. Um indivíduo que trabalha até 14 horas por semana apresenta uma probabilidade 47% maior e uma frequência de consultas 22,6% maior do que pessoas que trabalham de 45 a 48 horas semanais. Tal resultado é semelhante ao encontrado por Noronha (2001) para o Brasil.

Controladas as horas trabalhadas, as posições não foram, em sua maioria, significativas em nenhuma das etapas do modelo. As únicas exceções foram as posições dos empregados sem carteira que apresentaram uma probabilidade 19,1% menor que as dos funcionários públicos³⁰ e 22,7% menor para trabalhadores domésticos sem carteira em comparação com a categoria de referência. Se as faltas ao trabalho representam um alto risco de perda da posição de ocupação para o indivíduo, esse risco assume, por sua vez, níveis diferenciados entre os indivíduos. Pessoas sem carteira apresentam uma condição mais instável, o que acaba gerando um incentivo contrário às faltas e aos atrasos, mediante o maior risco de perder a posição de ocupação.

O modelo também controlou variáveis de necessidade como número de doenças crônicas e estado de saúde auto-avaliado. No caso da segunda variável, quanto melhor o estado de saúde auto-avaliado, menor a probabilidade de consultar, bem como a incidência. Isso ocorre porque as pessoas, na sua maioria, ainda tem uma perspectiva curativa da consulta médica. Nesse sentido, o número de doenças crônicas também contribui para explicar a probabilidade de o indivíduo consultar ao médico e a sua frequência nos dois modelos analisados. Esse resultado era esperado, pois pessoas que padecem de enfermidades crônicas precisam de um acompanhamento mais regado.

3.2.2 Análise dos Resultados para Serviços Ambulatoriais: Aspectos da Oferta

Quanto às questões de oferta, os resultados dos modelos, apresentados na tabela 13, apontaram para a existência de desigualdades na utilização de consultas médicas. Na comparação entre os Estados, indivíduos do Paraná apresentaram uma probabilidade de se consultar 6,7% maior que os habitantes do Rio Grande do Sul, no modelo para a população maior de 14 anos, e indivíduos de Santa Catarina, uma probabilidade 22,4% menor. No que se refere à incidência, entretanto, o coeficiente do Paraná não se mostrou significativo. Em relação à Santa Catarina, os resultados do modelo apontaram que há uma incidência 22,8% menor do que a verificada no Rio Grande do Sul. Quando se analisou a população ocupada, Santa Catarina apareceu em desvantagem com relação ao Rio Grande do Sul³¹. No que se refere à incidência de consultas, o resultado repetiu-se.

Quanto ao zoneamento, a população que vive em zona urbana apresentou uma probabilidade 20,4% maior de consultar, bem como uma incidência 8,8% maior que a daqueles que residiam na zona rural. Esse resultado pode ser explicado pela distribuição da oferta, dado que a grande parte dos hospitais e postos de saúde se encontram na zona urbana, o que torna a acessibilidade geográfica maior para os indivíduos que lá residem. Apenas no caso do Paraná essa variável não foi significativa.

²⁹ Uma dona-de-casa pode ser classificada como alguém desocupado, entretanto as atividades domésticas podem tomar-lhe um tempo muito maior do que de indivíduos ditos ocupados.

³⁰ Funcionários públicos foram a categoria de referência.

³¹ Cabe aqui novamente ressaltar os resultados de Gasparini (2003). O resultado evidenciado pelo nosso modelo pode apontar para uma maior eficiência do sistema de saúde público no Paraná.

Tabela 8 - Modelo para a população com idade maior ou igual a 14 Anos – ASPECTOS DA OFERTA

	Odds Ratio				Incidence Ratio			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
Urbano	1,20***	1,35***	1,2**	1,05	1,09***	1,16***	1,01	1,05
Não Possui Plano de Saúde	0,42***	0,42***	0,39***	0,69***	0,74***	0,75***	0,78***	0,69***

*** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

Outra variável de oferta abordada nessa pesquisa foi a existência de plano de saúde. Tal variável foi altamente significativa nas duas etapas do modelo. Considerando-se a Região Sul como um todo, aponta-se uma probabilidade aproximadamente 58% menor de se consultar para aqueles que não possuem plano e uma incidência de consultas 26% menor, quando se considera a população de 14 anos ou mais. Quando se considera apenas a população ocupada, os números são de 54,9 % e 21,8%. Na análise por Estado, o maior desigualdade de acesso devido à não existência de plano de saúde foi evidenciada por Santa Catarina e a menor pelo Paraná.

A explicação para esse resultado está no fato de que indivíduos com plano de saúde incorrem num menor custo de oportunidade na marcação de consultas. Como a dificuldade de marcação de consultas tende a influenciar negativamente o número de consultas marcadas, quanto mais difícil é marcar a consulta, maior é o custo relativo de marcar a consulta com relação às demais atividades cotidianas. Assim, menor é a demanda por atendimento médico. A consulta somente acontece quando $U(mc) \leq U(c)$, em que $U(mc)$ é a desutilidade de marcação da consulta e $U(c)$ é a utilidade de se consultar. Como a desutilidade de marcar a consulta é muito alta para indivíduos sem plano (longas filas, ausências de médicos...), muitas situações em que haveria uma pré-disponibilidade a existir consulta são coibidas pelo processo que antecede a consulta. Nesse sentido, a desigualdade de acessibilidade organizacional pode repercutir em desigualdade de utilização de serviços de saúde entre os indivíduos.

Quanto à segunda etapa do modelo, os resultados apontaram que o comportamento do provedor muda se o indivíduo dispõe de plano, indicando uma incidência 26,1% menor para aqueles que não têm plano. Uma hipótese para justificar esse resultado é o fato de que os planos de saúde cobram uma mensalidade fixa, o que provoca nos indivíduos o desejo de fazer uso do serviço. Considerando que o custo econômico (custo monetário mais o custo de oportunidade) de uma consulta através do plano é pequeno, o médico pode requerer mais visitas do que no caso em que não há cobertura por plano. Dessa maneira, a incidência pode ser maior por parte dos indivíduos com plano simplesmente porque são mais requisitados a retornar. Esse resultado, ainda que em magnitudes diferentes, foi semelhante ao verificado para o Brasil (NORONHA, 2001).

3.3 Análise dos resultados para serviços de internação

3.3.1 Análise dos Resultados para Serviços de Internação: Aspectos da Demanda

Na Região Sul, no que se refere à questão do gênero, os homens apresentaram 48,4% menos chance de serem internados que as mulheres. Porém quanto à incidência, o tempo de permanência no hospital seria 55,6% maior entre os homens. Mulheres podem ter sua maior probabilidade de internação explicada pela sua própria fisiologia (a questão do parto), o que contribui para justificar também o menor tempo de internação. Já a variável raça não se

mostrou significativa em nenhuma das etapas do modelo na análise para a região. Quanto ao Estado em particular, a variável raça só foi significativa para a segunda etapa do modelo para Santa Catarina, apresentando um tempo médio de internação 29,7% maior entre os não-brancos do que o verificado pelos brancos.

Os resultados apontados nas tabelas 9 e 10 mostram que no caso das internações hospitalares, a própria desigualdade em saúde é revelada através da desigualdade no acesso a serviços de saúde. Quanto à renda, indivíduos do 1º decil apresentaram uma probabilidade 63,1% maior de sofrerem uma internação que indivíduos do 10º decil. As piores condições alimentares e de moradia, bem como fatores ligados à violência, podem ser justificativas para a maior probabilidade de internação entre os indivíduos do 1º decil. O menor acompanhamento médico desses indivíduos, evidenciado no modelo que estudou os serviços ambulatoriais, colabora para esse resultado também. Vale salientar, entretanto, o caso do Paraná. Nesse Estado, indivíduos do 1º decil apresentaram 180,9% mais chance de se internar que indivíduos do último decil. Entretanto, para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, a variável renda não foi significativa nesta etapa do modelo. O tempo médio de internação não parece ser afetado pela variável renda.

Tabela 9 - Modelo para a população maior ou igual a 14 Anos- RENDA
Variável de referência: 10º Decil

Decis de Renda	Odds Ratios				Incidence Ratios			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
1º Decil	1,63***	1,14	1,36	2,81***	0,97	1,07	1,2	0,95
2º Decil	1,29*	1,24	1,58	1,41	1,32*	1,18	2,87***	1,16
3º Decil	1,45***	1,11	1,54	2,09***	1,09	1,05	2,12**	1,27
4º Decil	1,2	1,02	1,1	1,47*	1,42**	1,05	1,55	1,88
5º Decil	1,03	1,03	1,29	1,52*	0,98	0,98	1,94**	1,44
6º Decil	1,24*	1,1	1,59	1,4	1,14	1,01	1,61	1,2
7º Decil	1,33**	0,96	1,43	1,38	1,51***	1,1	1,90**	1,67**
8º Decil	1,18	0,97	1,01	1,56**	1,11	1,29	1,66	1,69*
9º Decil	1,08	0,98	0,93	1,63***	1,34	1,07	2,40***	1,32

*** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

Tabela 10 - Modelo para a população ocupada com idade maior ou igual a 14 anos e menor ou igual a 65 Anos - RENDA
Variável de referência: 10º Decil

Decis de Renda	Odds Ratios				Incidence Ratios			
	Região Sul	RS	SC	PR	Região Sul	RS	SC	PR
1º Decil	1,49***	0,94	0,62	3,07***	0,93	1,29	0,62	0,62
2º Decil	1,28	1,2	0,93	1,50***	1,33	1,39	4,49***	0,93
3º Decil	1,45**	1,01	0,71	2,32***	1,12	0,99	2,79***	0,71
4º Decil	1,14	1	1,05	1,62*	1,34*	1,35	1,05	1,05
5º Decil	1,04	0,84	1,14	1,71**	0,99	0,97	3,10***	1,14
6º Decil	1,27*	1,05	0,85	1,71**	1,05	1,21	1,86*	0,85
7º Decil	1,39**	0,99	0,91	1,61*	1,33*	1,05	2,44***	0,91
8º Decil	1,12	0,96	1,25	1,74**	1,18	1,61*	2,30**	1,25
9º Decil	1,13	1,02	1,07	1,67**	1,49***	1,28	2,78***	1,07

*** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%

** Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 5%

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10%

Fonte: PNAD98

Quanto à educação, um fato surpreendente foi o resultado de que indivíduos sem instrução, ou com menos de um ano de estudo, apresentaram 63,1% menos chance de serem internados que um indivíduo com 15 anos ou mais de estudo. Os coeficientes com relação à educação não foram significativos com relação à segunda etapa do modelo.

A variável ocupação foi significativa para explicar o tempo médio de internação. Indivíduos não-ocupados apresentaram um tempo de internação 50% maior que os indivíduos ocupados. Apesar de nenhum tipo de causalidade entre estas variáveis ter sido testado, esse resultado pode sugerir uma relação entre o motivo de internação e o fato de o indivíduo estar desocupado no sentido de o motivo de internação causar a situação de desocupação. É importante lembrar que, apesar do modelo controlar aspectos relativos à morbidade, através do número de doenças crônicas, o modelo é incapaz de reconhecer a gravidade de cada caso, bem como não consegue captar a existência de acidentes, por exemplo. Assim, dois indivíduos classificados como iguais no modelo, não seriam necessariamente iguais.

Quanto à morbidade, o número de doenças crônicas aumenta a probabilidade de internação do indivíduo, bem como o tempo médio de internação. Quanto à auto-avaliação do estado de saúde, indivíduos que auto-avaliaram seu estado como muito bom teriam 83,6% menos chance de internação que indivíduos que auto-avaliam seu estado de saúde como muito ruim.

3.3.2 Análise dos Resultados para Serviços de Internação: Aspectos da Oferta

Ao analisar serviços de internação hospitalar, percebe-se diferenças significativas com relação aos resultados observados para serviços ambulatoriais. Na análise para os três Estados, os indivíduos do Rio Grande do Sul apareceram com um tempo médio de internação aproximadamente 18,8% e 12,2% maior que os indivíduos do Paraná e de Santa Catarina, respectivamente.

No que se refere à localização, indivíduos que residem na zona urbana denotaram uma probabilidade 3,3% menor de se internarem, porém com um tempo de internação 15,9% maior. Uma explicação bastante plausível a diferença de probabilidade de internação é que pessoas do meio rural poderiam ser internadas por motivos que não necessariamente levariam a internação de um indivíduo da zona urbana. Como nem sempre todos os procedimentos são realizados no mesmo dia, os indivíduos da zona rural podem ser internados buscando diminuir custos de hospedagem do próprio paciente e de seus acompanhantes, bem como de locomoção. Assim, as internações podem ser um mecanismo de diminuição de custos percebidos pelo paciente. Já para o tempo de permanência no hospital, uma explicação seria o fato haver a necessidade de acompanhamento do indivíduo internado por algum ente da família, seja “hospedado” no hospital, seja através de visitas. Quando os indivíduos residem na mesma localidade do hospital é facilitado o rodízio entre as pessoas que cuidam do doente com uma frequência provavelmente maior do que entre aqueles que necessitam viajar para realizar as visitas. Assim, dada a dificuldade de acompanhamento por entes da família ou pelo reduzido número de visitas, o paciente pode influenciar o comportamento do provedor, levando a um tempo de internação menor dos indivíduos da zona rural. Dessa forma, o médico pode ser influenciado pela localização da residência do indivíduo.

Quanto à existência de plano de saúde, na primeira etapa do modelo, observou-se que indivíduos sem plano de saúde possuíam 36,4% menos chance de se internar que um indivíduo com plano. No modelo para a população ocupada, os indivíduos sem plano apresentaram 32,3% menos chance de internação que os indivíduos com plano. Tal resultado pode ser reflexo de indivíduos com plano de saúde apresentarem um melhor acompanhamento de sua saúde. Assim, como a internação é necessariamente encaminhada por um médico e pressupõe a disponibilidade de leito, o acesso organizacional favorece indivíduos com plano.

Nesse trabalho, na segunda etapa do modelo, optou-se por controlar a internação através do SUS. O objetivo é verificar se o tempo médio de internação entre os indivíduos que se internam pelo SUS e os que não se internam é estatisticamente igual, controladas as demais variáveis. Em outras palavras, deseja-se, tal qual em Noronha (2001) e Noronha & Andrade (2002), verificar se o provedor muda de comportamento, conforme a forma de vinculação do paciente com a instituição de internação. Os resultados mostraram que no caso de indivíduos com plano, os médicos podem assumir uma postura mais rigorosa sobre o tempo em que os pacientes ficariam internados. Assim, indivíduos internados pelo SUS ficariam 44,4% mais tempo internados do que indivíduos com o plano. Para se justificar tal resultado, pode-se apontar duas hipóteses: primeiramente, os médicos podem permitir um tempo de internação maiores para os indivíduos internados pelo SUS por não perceberem a figura de um terceiro pagador; segundo, os indivíduos que se internam pelo SUS podem apresentar necessidades maiores, isto é, morbidades de maior gravidade devido, por exemplo, à falta de acompanhamento médico em virtude da não cobertura por plano.

Conclusão

A literatura empírica internacional e nacional vem mostrando que existe um claro gradiente favorável ao acesso de pessoas com melhores condições de renda. Dado que as condições de acesso são variáveis importantes para determinar o próprio estado de saúde do indivíduo, proporcionar condições de acesso equitativas ajudam a minimizar as desigualdades de saúde entre os indivíduos (Travassos, 1997). Nesse sentido, a acessibilidade é um fator fundamental para determinação da utilização de serviços de saúde.

Nesse trabalho, ao analisar a utilização de serviços de saúde (consultas e internações) teve-se como objetivo verificar a equidade horizontal no acesso a serviços de saúde. Para tanto, utilizou-se o modelo *Hurdle* Binomial Negativo. Esse modelo apresenta vantagens relativas a outros modelos de contagem como Poisson e Binomial Negativo por permitir a sobredisposição de dados e “entender” que o existe duas situações distintas no acesso (o contato inicial e os subsequentes). No entanto, uma grande limitação desse tipo de modelagem é o fato de pressupor que as estatísticas relativas à frequência se referem a um único primeiro contato, o que não é necessariamente verdade dado que a base de dados não capacita o pesquisador a reconhecer quantos primeiros contatos existem. Além disso, existe uma pressuposição de que os dados se distribuem com uma função gama. Nesse caso, Noronha (2001) já indicava estimativas semi-paramétricas para correção dessa limitação. Há também problemas específicos da base de dados, como a falta de certas perguntas, bem como incoerências em certas respostas, o impossibilita estimativas mais acuradas.

Analisando-se os resultados, as estimativas apontaram para a presença de desigualdade econômica no acesso a consultas com “diferencias” superiores do que os verificados para o Brasil, no modelo de Noronha (2001). Verificou-se que nos três Estados, houve desigualdade no acesso em função da renda, favorecendo os mais ricos, mesmo que controlando para a existência de plano de saúde, no caso de consultas e internações. Vale salientar, entretanto, que os gradientes apesar de não tão claros como os evidenciados no modelo para o Brasil (Noronha, 2001). Entretanto, no caso de internações, os resultados do modelo sugeriram que pessoas mais pobres tendem a permanecer mais tempo internadas, o que pode ser em parte explicado pela natureza do provedor do serviço de saúde, resultado esse também evidenciado por Noronha (2001). O SUS, nesse sentido, apareceu como um provedor que tolera um maior tempo de permanência do indivíduo quando internado do que os planos de saúde, mesmo controlando para o número de doenças crônicas e estado de saúde auto-avaliado.

No lado da oferta, as estimativas foram as esperadas no que se referia à variável plano de saúde. No caso das consultas, a variável plano de saúde se mostrou crucial para explicar as diferenças de acesso existentes entre os indivíduos.

Entretanto, resultados sobre a educação e ocupação, de certa forma, surpreenderam. No que se refere à variável educação verificou-se que, no caso da Região Sul, essa variável não apareceu como significativa na determinação de frequência das consultas. Esse resultado pode ser interpretado como não interferência por parte dos pacientes relativo à re-consulta, isto é, a frequência ao médico é independente do nível educacional dos indivíduos. Assim, pessoas com mais e menos educação apresentariam o mesmo comportamento de incidência. Por outro lado, a variável ocupação apontou que pessoas desocupadas tenderiam a ter uma menor probabilidade bem como uma menor incidência de consultas. Tal resultado pode ser explicado pelo fato de não conhecermos o tempo livre daqueles que se dizem desocupados. Dessa forma, pessoas desocupadas poderiam ter um menor tempo livre do que aquelas que se dizem ocupadas.

É importante salientar que a grande contribuição desse trabalho é, basicamente, estudar a questão da acessibilidade a serviços de saúde na Região Sul. Isso pode servir como um bom instrumental para orientação de políticas públicas de saúde nos Estados, dado que há poucos trabalhos abordando esse tema para a região e com um número tão grande de variáveis analisadas.

Esse trabalho, todavia, não acaba a discussão sobre desigualdade de acesso. Na área da saúde, os economistas ainda têm muito a contribuir. Como seqüência a esse trabalho pode-se sugerir, o estudo intertemporal sobre as condições de acesso por meio de técnicas de *pseudo-painéis*³², isto é, *cross-sections* repetidas, dado a existência de novos dados sobre saúde na PNAD de 2003, recentemente divulgada. Dessa forma, seria possível analisar quão eficientes e equitativas vem sendo as políticas públicas de saúde ao longo dos anos, bem como construir um perfil do consumo desse tipo de serviço. Outro avanço seria a estimativa de modelos que assumissem endogenamente algumas variáveis consideradas aqui como independentes.

BIBLIOGRAFIA

- ALMEIDA, C., TRAVASSOS, C., PORTO, S. and LABRA, M. E. **Health sector reform in Brazil: a case study of inequity**. International Journal of Health Services, v. 30, nº 1, 2000.
- ANDRADE, M. V., LISBOA, M.B. Economia da saúde no Brasil. In: LISBOA, M. B., MENEZES-FILHO, N.A. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. 1 ed. Rio de Janeiro: Contra Capa, p.285-332, 2001.
- AQUINO, E.M.L., MENEZES, G. M. S. & AMOEDO, M. B. **Gênero e saúde no Brasil: considerações a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rev. Saúde Pública, v.26, nº.3, p.195-202, jun. 1992. ISSN 0034-8910.
- ARROW, J. **Uncertainty and the welfare economics of medical care**. American Economic Review. nº.85, p.641-973, 1963.
- BALARAJAN, R.; YUEN, P. & MACHIN, D. **Deprivation and the general practitioner workload**. B M J, 304, p.529-534, 1992.
- BARRANQUERO, A.C., ÁLVAREZ, M.L.G. **La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del paciente**. Estadística Española. V.47, nº. 158, p. 56-87, 2005.
- BRASIL. **Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar 1998**. IBGE, Rio de Janeiro, 1999.

³² A PNAD não é própria para ser estudada a partir de regressões em painel pois os indivíduos entrevistados não são os mesmos ano após ano.

- CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K., MILNE, F., PIGGOTT, J. **A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia**. Review of Economics Studies. v. 55, p. 85-106, 1988.
- CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K. **Regression analysis of count data**. Cambridge, UK ; New York, NY, USA: Cambridge University, 1998.
- CAMPINO, A. C. C. et alli **Poverty and equity in health in Latin America and Caribbean: results of country-case studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico e Peru**; The World Bank (HNP-Health, Nutrition and Population), PNUD e OPAS, p. 1-82, 1999.
- DOORSLAER, E. van, WAGSTAFF, A. **Equity in the delivery of health care: some international comparisons**. Journal of health Economics, v. 11, p.389-411, 1992.
- DOORSLAER, E. van, et. al. **Income – related inequalities in health: some international comparisons**. Journal of Health Economics, v. 16, p. 93-112, 1997.
- FEKETE, M C. – texto elaborado para projeto Gerus. **Estudo da acessibilidade na avaliação dos serviços de saúde**. Bibliografia básica do Projeto Gerus/Desenv.vimento Gerencial de Unidades Básicas de Saúde do Distrito Sanitário. Brasil, p. 114-120, 1995.
- GASPARINI, C. E. **Provisão de serviços públicos no Brasil : uma análise de aspectos sociais técnicos e institucionais**. 2003. 130 pgs. Tese de Doutorado (Doutorado em Economia). PIMES, UFPE, Recife, 2003.
- HORTALE, V. A., PEDROZA, M., ROSA, M. L. G. **Operacionalizando as categorias acesso e descentralização na análise de sistemas de saúde**. Cad. Saúde Pública, v.16, nº.1, p.231-239, jan./mar. 2000. ISSN 0102-311X.
- IUNES, R. F. Demanda e demanda em saúde. In: PIOLA, S. F., VIANNA, S. M. (orgs). **Economia da saúde: conceito e contribuição para a gestão da saúde**. Brasília: IPEA, p. 99-121, 1995.
- LE GRAND, J. **The distribution of public expenditure: the case of health care**. Economica, v.45, p. 125-142, 1978.
- MENDOZA-SASSI, R., BERIA, J. U. **Health services utilization: a systematic review of related factors**. Cad. Saúde Pública , v.17, nº4, p.819-832, jul./ago. 2001. ISSN 0102-311X.
- MULLAHY, J. **Specification and testing of some modified count data models**. Journal of Econometrics, v. 33, p. 341-365, 1986.
- NERI, M., SOARES, W.. **Social inequality and health in Brazil**. Cad. Saúde Pública, v.18 suppl, p.77-87, 2002. ISSN 0102-311X.
- NORONHA, K. V. M. S. **Dois Ensaios sobre a desigualdade social em saúde**. 2001. 105 pgs. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia). CEDEPLAR, UFMG, Belo Horizonte, 2001.
- NORONHA, K. V.M.S., ANDRADE, M.V. **Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro**. Revista Econômica do Nordeste, v. 32, nº especial, p. 877-897, nov. 2002.
- OLIVEIRA, E. X. G., CARVALHO, M. S., TRAVASSOS, C. **Territórios do Sistema Único de Saúde: mapeamento das redes de atenção hospitalar**. Cad. Saúde Pública, v.20, nº.2, p.386-402,mar./abr. 2004. ISSN 0102-311X.
- PEREIRA, J. Prestação de cuidados de acordo com as necessidades? Um estudoempírico aplicado ao sistema de saúde português. In: PIOLA, S. F., VIANNA, S. M. (orgs). **Economia da saúde: conceito e contribuição para a gestão da saúde**. Brasília: IPEA, p. 141-164, 1995.
- PINHEIRO, R. S., TRAVASSOS, C. **Estudo da desigualdade na utilização de serviços de saúde por idosos em três regiões da cidade do Rio de Janeiro**. Cad. Saúde Pública, v.15, nº.3, p.487-496, jul./set. 1999. ISSN 0102-311X.

- POHLMEIER, W., ULRICH, V. **An econometric model of two-part decisionmaking process in the demand for health care.** The Journal of Human Resources. v.30, n nº 2, p. 339-361, 1994.
- RAWLS, J. **A theory of justice.** Massachusetts, Harvard University Press, 1972.
- TOWNSEND, P, DAVIDSON, N. The black report. In: **Inequalities in Health** (P. Townsend, ed.), pgs. 65, Londres: Penguin Books, 1990.
- TRAVASSOS, C. **Eqüidade e o Sistema Único de Saúde: uma contribuição para debate.** Cad. Saúde Pública, v.13, nº 2, p.325-330, abr 1997. ISSN 0102-311X
- TRAVASSOS, C., FERNANDEZ, C. & PÉREZ, M. **Desigualdades sociais, morbidade e consumo de serviços de saúde no Brasil.** Série Estudos: Política, Planejamento e Gestão em Saúde, v. 4, p.5-26, 1995.
- TRAVASSOS, C., VIACAVA, F., FERNANDES, C., ALMEIDA, C.M. **Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil.** Rio de Janeiro: Ciência e Saúde Coletiva. v. 5, n.1, jan-jul, 2000.
- TRÍAS, J. **Determinantes de la utilización de los servicios de salud: el caso de los niños en la Argentina.** 2004. 29pgs. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia). Facultad de Ciencias Económicas ,Universidad Nacional de La Plata. Documento de trabalho nº 51. La Plata, 2004.
- VIACAVA F., TRAVASSOS C., PINHEIRO R.S., BRITO A. **Gênero e utilização de serviços de saúde no Brasil.** Relatório final de pesquisa. Fiocruz, Rio de Janeiro, pp. 108, 2001. (mimeo)
- WOLFE, B. L. **Children's utilization of medical care.** Medical Care, 18:1196-207, 1980.