



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

Vol. 06, n. 2, pp. 48-65, 2012

<http://www.revistaaber.org.br>

---

**ACESSO AOS EXAMES PERIÓDICOS DE SAÚDE ENTRE AS MULHERES  
BRASILEIRAS ACIMA DE 24 ANOS**

**Flaviane Souza Santiago**

Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF/PPGEA)  
Doutoranda em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG/CEDEPLAR)  
E-mail: [santiago.flaviane@gmail.com](mailto:santiago.flaviane@gmail.com)

**RESUMO:** Esse trabalho tem como objetivo identificar e analisar os determinantes do acesso aos exames periódicos de saúde (papanicolau e mamografia) entre as mulheres brasileiras acima de 24 anos, para verificar se as mesmas possuem cuidados suficientes com a saúde. A base de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008. Para analisar o cuidado com a saúde foram estimados dois modelos logísticos. O primeiro analisa a escolha de fazer os exames independentemente do tipo de cobertura e o segundo é um modelo multinomial que estima o tipo de cobertura (SUS, plano de saúde ou pagamento pelo exame) apenas para as mulheres que realizaram os exames. Os principais resultados da análise indicaram que os fatores mais relevantes para a realização de exames de prevenção em ambas as categorias foram renda, escolaridade, estado civil e existência de filho.

**Palavras-Chave:** Saúde da mulher; Exames preventivos; *Logit* multinomial.

**Classificação JEL:** I10, I38, C01.

**ABSTRACT:** This paper has the main aim to identify and to analyze the determinants of access to periodic health exams (Papanicolau and mammography) among Brazilian women above 24 years to verify if they have sufficient health care. The database used was the National Household Sample Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, abbreviated as PNAD) from 2008. To analyze the health care two logistic models were estimated. The first one examines the choice to do the tests independently of the type of coverage and the second one is a multinomial model that estimates the type of coverage (SUS, health insurance, payment for examination) only for women who performed the tests. The main results of the analysis indicate that the most relevant factors to the implementation of preventive examinations in both categories were income, education, marital status and if the woman has children.

**Keywords:** Women's Health; Preventive exams; Multinomial logit.

**JEL Code:** I10, I38, C01.

## 1. Introdução

A atenção à saúde da mulher, na história das políticas de saúde no Brasil e no mundo, trata, em grande parte, da atenção à maternidade. No Brasil, a partir da década de 80, ocorreu um aumento na qualidade de políticas públicas voltadas à saúde da mulher, com a formulação de propostas de atenção integral que incluíram, pela primeira vez, serviços públicos de contracepção (*e.g.* exames preventivos do câncer de colo de útero – papanicolau e exames da mama – mamografia), e que visavam que a própria mulher fosse o sujeito ativo no cuidado da sua saúde (GIFFIN, 1991). É neste contexto que a área temática Mulher e Saúde vêm sendo inserida em estudos econômicos, como tentativa de explicar o caminho da assistência à saúde da mulher.

Dados da PNAD 2003 e 2008 mostram uma evolução na quantidade de exames realizados com o passar dos anos. Isso indica que, se mais mulheres estão realizando os exames preventivos, maior será a proporção que pode descobrir precocemente a doença, possibilitando o tratamento e, conseqüentemente, a diminuição da mortalidade por câncer.

De acordo com os dados da PNAD de 2008, 85% das mulheres fizeram o exame de papanicolau, entretanto a proporção de mulheres que fizeram o exame de mamografia ainda foi pequena naquele ano, pois cerca de 47% nunca haviam realizado o exame de mamografia, em especial aquelas que dependiam do SUS. Dessa forma, tornam-se necessárias políticas públicas que forneçam meios das mulheres realizarem os exames preventivos, uma vez que o câncer de mama e de colo do útero são as neoplasias que mais matam mulheres (BARROS, 2010).

Motivado por esse contexto, este artigo tem como objetivo identificar e analisar os determinantes do acesso aos exames periódicos de saúde (papanicolau e mamografia) entre as mulheres brasileiras acima de 24 anos, para verificar se as mesmas possuem cuidados suficientes com a saúde. A estimação é realizada para o ano de 2008, com base no suplemento de saúde da mulher publicado em conjunto com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para analisar o cuidado com a saúde serão estimados dois modelos de regressão logística: o primeiro analisa a escolha de fazer os exames independentemente do tipo de cobertura e o segundo é um modelo multinomial que considera o tipo de cobertura utilizado pelas mulheres para a realização do o exame, isto é, se o pagamento foi realizado pelo SUS, pelo plano de saúde ou se a mulher pagou diretamente pelo exame.

Para apresentar os modelos e atingir os objetivos propostos, este artigo está organizado da seguinte forma: além da introdução, a seção 2 apresenta uma abordagem teórica sobre modelos de demanda por saúde. A seção 3 apresenta uma breve revisão da literatura sobre modelos de saúde. A seção 4 descreve as equações do modelo *logit* binário e do *logit* multinomial. A seção 5 descreve a base de dados utilizada e uma análise descritiva dos dados. A seção 6 apresenta e discute os resultados encontrados e a seção 7 as considerações finais.

## 2. Abordagem teórica<sup>1</sup>

Especialistas em saúde pública defendem uma visão ampla do significado de prevenção. A abordagem padrão identifica três categorias de prevenção: *i*) prevenção primária, que consiste em ações que reduzem a ocorrência ou incidência da doença (*e.g.* vacinas, medidas de saneamento público, exercício físico regular e não fumar); *ii*) prevenção secundária, que consiste em ações que reduzem ou eliminam as conseqüências de uma doença dada a sua ocorrência (*e.g.* serviços clínicos preventivos entregues durante os exames periódicos de saúde). Neste caso, a triagem para determinadas doenças crônicas (*e.g.* doença cardiovascular, câncer, diabetes) permite a detecção precoce e o possível tratamento; e *iii*) prevenção terciária, que consiste em ações que reduzem a incapacidade associada com uma doença crônica (*e.g.* educar os pacientes diabéticos sobre os devidos cuidados que devem ser tomados).

<sup>1</sup> Para detalhes, ver Berndt *et al.* (2000); Grossman (2000); Grossman (1972); Kenkel (1994); Phelps (1978).

Modelos que analisam as decisões individuais de saúde podem ser pensados como modelos da demanda do consumidor para a prevenção. No trabalho de Grossman (1972), saúde é vista como parte do capital humano dos indivíduos (*e.g.* conhecimento, habilidades, saúde). O investimento em capital saúde é produzido pela combinação de tempo, cuidados médicos adquiridos, e outros bens adquiridos de acordo com um processo de produção familiar. A demanda por insumos de saúde, incluindo cuidados médicos, é, portanto, derivado da demanda de capital saúde. A decisão de investimento para adicionar ao capital social da saúde poderia ser descrita como prevenção, uma vez que, um maior estoque de saúde conduz a menos tempo doente e compensa o investimento bruto de perdas de saúde devido à depreciação do estoque de capital de saúde. A ideia que as pessoas investem em saúde, assim como investem em educação ou outra forma de capital humano é uma parte essencial de modelos de demanda por saúde (GROSSMAN, 1972; CROPPER, 1977).

No entanto, muitas vezes o cuidado com saúde é medicinal ou curativo, de modo que sua compra reflete a demanda por alívio imediato de sintomas bem como demanda por um aumento do estoque de capital de saúde (KENKEL, 1994).

O modelo de Grossman (1972) não faz uma distinção entre os cuidados preventivos e curativos. Posteriormente, Grossman e Rand (1974) distinguem prevenção e cura, assumindo que os grupos com taxa de depreciação baixa, necessitam de cuidados preventivos e os dos grupos com as taxas de depreciação alta, necessitam de cuidados curativos. Quando os cuidados preventivos e curativos são inseridos separadamente na função de produção familiar de saúde, eles assumem que a produtividade relativa de cuidado curativo aumenta com a taxa de depreciação.

Além dos modelos com a abordagem de capital humano, os modelos de seguro e de comportamento com incerteza também analisam as decisões de prevenção. Modelos de seguro fornecem informações adicionais para as interações entre a cobertura de seguro para cuidados curativos e a procura de prevenção. Phelps (1978) desenvolve um modelo de utilidade esperada incorporando cuidados médicos preventivos e curativos. Mudanças nos cuidados preventivos e a probabilidade de doença, podem influenciar a produtividade marginal do atendimento médico curativo (semelhante ao auto-seguro). Assim, uma elevação no preço dos cuidados curativos aumenta a demanda de cuidados médicos para a prevenção, por isso os consumidores consideram a prevenção e a cura como substitutos.

### 3. Revisão da literatura

A literatura internacional e nacional apresenta, experimentos sistemáticos de estudos sobre saúde. A política corrente em economia da saúde são análises empíricas baseadas, em sua maioria, por modelos de equilíbrio parcial e microeconometria. Esses modelos foram aplicados em diversas áreas com o objetivo de mensurar os efeitos de diversas políticas de saúde.

O trabalho desenvolvido por Maia *et al.* (2004) teve como objetivo mensurar a presença do risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro. A base de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998. A metodologia adotada consistiu em uma análise contra-factual, onde a utilização dos cuidados foi estimada por um modelo binomial negativo. Os principais resultados indicam a presença de risco moral tanto para hospitalização quanto para consultas médicas. Para o modelo de consultas, o resultado encontrado indica que cada indivíduo utiliza, na média, 36% mais serviços que se não tivesse plano. Para o modelo de dias de internação, o resultado encontrado indica que cada indivíduo utiliza, na média, 56% mais serviços que se não tivesse plano privado.

Noronha e Andrade (2007) utilizaram um modelo *logit* multinível para estudar a relação entre o estado de saúde individual e a distribuição de renda no Brasil, verificando em que medida a distribuição de renda afeta o nível de saúde individual no Brasil. O modelo *logit* multinível é composto por dois níveis: individual (nível 1) e agregado (nível 2). A base de dados empregada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1993 e as PNADs de 1998 e 2003. Os principais resultados encontrados evidenciam que, no Brasil, a desigualdade de renda afeta o estado

de saúde auto-avaliado, apesar de a magnitude desse efeito ser pequena. Quanto maior a desigualdade na distribuição de renda, menor é a chance de o indivíduo reportar um melhor estado de saúde.

A literatura específica sobre cuidados preventivos, principalmente femininos, tem tratado diversas questões, como o uso de contracepção, o acesso a consultas ginecológicas, e o diagnóstico e tratamento do câncer de colo uterino. Kenkel (1994) desenvolveu um estudo empírico que investigou a demanda por serviços de saúde nos Estados Unidos para mulheres com idade superior a 14 anos. O autor utilizou os modelos de demanda por saúde (Grossman, 1972; Cropper, 1977). Neste modelo, o estoque de capital saúde deprecia ao longo do tempo. Entretanto, no trabalho o autor utilizou um modelo da demanda por cuidados preventivos incorporando incerteza, ou seja, o investimento bruto em saúde sendo produzido de acordo com uma função de produção familiar. A análise se focou em variáveis como idade e escolaridade, esperadas para serem importantes determinantes da demanda por capital saúde. No trabalho de Kenkel (1994) modelos probit foram utilizados para estimar os determinantes do consumo das mulheres de serviços médicos preventivos para a detecção precoce do câncer de mama e colo do útero. Embora os riscos de câncer de mama e colo do útero serem altos para mulheres mais velhas, os resultados empíricos mostram que a utilização anual de serviços diminui com a idade. Além disso, mulheres com mais educação são mais propensas a usar os serviços.

Em uma segunda especificação econométrica do modelo, uma versão do probit bivariado da amostra selecionada do modelo foi usada para estimar os determinantes da decisão de procurar o médico, e os determinantes do consumo de serviços preventivos em uma visita. Os resultados encontrados mostraram que, apesar de algumas características dos médicos serem significativas, a idade das mulheres e escolaridade permanecem como importantes determinantes da demanda por serviços preventivos.

Leal *et al.* (2005), utilizando dados da Pesquisa de Saúde de 2003, avaliaram o perfil sociodemográfico da mulher brasileira (de 18 a 69 anos de idade) que tem cuidados adequados com a saúde, no que se refere à utilização de serviços de saúde e também ao estilo de vida saudável. Para a análise empírica, os autores utilizam variáveis sociodemográficas (idade, estado civil, raça, escolaridade, número de bens no domicílio e profissão) e cuidados com a saúde (exame ginecológico papanicolau e mamografia entre mulheres com idade entre 40 e 69 anos, índice de massa corporal, tabagismo, álcool, atividade física, assistência odontológica, seguro de saúde privado). Modelos de regressão logística foram utilizados para identificar as características das mulheres que têm cuidados adequados de saúde.

Os principais resultados indicam uma cobertura de 65% para o exame papanicolau e de 47% para a mamografia. Menos de 20% das mulheres têm cuidados adequados com a saúde, e os fatores mais associados foram: ter idade inferior a 40 anos de idade, ter maior nível de escolaridade, ter seguros privados de saúde e ser casada. Além disso, os autores destacam a necessidade de desenvolver políticas de promoção da saúde direcionadas a modificar os hábitos e práticas de risco para a saúde e estimular os exames preventivos periódicos.

Simão (2006) estudou a relação entre raça/cor e acesso a serviços de saúde, com o objetivo de analisar desigualdades raciais existentes em relação ao uso dos serviços de saúde pública, destinados ao atendimento de questões relativas à saúde da mulher. A análise dos dados foi feita através da utilização do método *Grade of Membership* (GoM), com os dados da pesquisa “Saúde Reprodutiva, Sexualidade e Raça/Cor”, realizada pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional em 2002, para o município de Belo Horizonte. Quatro perfis de perfis de mulheres foram gerados: um perfil com mulheres brancas com plano de saúde e nível de escolaridade mais elevado, e três com maiores proporções de mulheres negras e sem plano de saúde. Os resultados indicaram que o perfil que reúne mulheres brancas foi o que agregou as características que indicam melhores condições de acesso à contracepção, ao acompanhamento ginecológico e ao diagnóstico de câncer de colo uterino.

Amponsah (2009) utilizou um modelo logit binário para estudar o acesso ao seguro de saúde entre as mulheres na faixa de fertilidade. O estudo foi realizado para três distritos de Gana. O principal objetivo do trabalho foi investigar os determinantes do seguro de saúde público, em especial o impacto da oferta na decisão de participação das mulheres de 15 a 49 anos. Os principais resultados

indicam que renda, idade, religião e acesso à informação em saúde via televisão e jornais, são variáveis significativas para a participação da mulher nos seguros de saúde.

Apesar dos avanços no estudo da saúde da mulher é importante salientar que ainda existe uma lacuna no entendimento sobre o acesso aos serviços periódicos de saúde. Assim, este trabalho, utilizando os dados da pesquisa suplementar de saúde da mulher (IBGE, 2008), objetiva estudar o acesso aos serviços preventivos (papanicolau e mamografia) das mulheres brasileiras acima de 24 anos.

## 4. Metodologia<sup>2</sup>

### 4.1. Modelo Logit

O modelo *logit* é usualmente utilizado quando a variável dependente é uma variável dicotômica representada por uma *dummy*,  $y = 0,1$ . Sendo  $\Pr(y = 1)$  a resposta de interesse para a variável dependente, o modelo *logit* binário pode ser obtido como:

$$\log\left(\frac{\Pr(y = 1)}{1 - \Pr(y = 1)}\right) = \log\left(\frac{\Pr(y = 1)}{\Pr(y = 0)}\right) = \sum_{k=0}^K \beta_k x_k \quad (1)$$

onde  $x_k$  denota a variável independente  $k(X_0 = 1)$  com coeficiente  $\beta_k$ . Desta equação segue que:

$$\Pr(y = 1) = \frac{e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_k}}{1 + e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_k}} \quad (2)$$

$$\Pr(y = 0) = \frac{1}{1 + e^{\sum_{k=0}^K \beta_k x_k}} \quad (3)$$

Neste caso, têm-se duas séries de  $\beta$ s, uma associada com a resposta  $J$  para  $y = 1$  ( $\beta_{1k}$  que corresponde ao  $\beta$  usual das equações acima) e outra associada com a resposta  $y = 0$  ( $\beta_{0k}$  que é o  $\beta$  normalizado em 0). Dado que  $e^0 = 1$ , as probabilidades acima podem ser rescritas como:

$$\Pr(y = 1) = \frac{\eta_1}{\eta_0 + \eta_1} \quad (4)$$

$$\Pr(y = 0) = \frac{\eta_0}{\eta_0 + \eta_1} \quad (5)$$

onde:  $\eta_j = e^{\sum_{k=0}^K \beta_{jk} x_k}$   $j = 0,1$ , e  $\beta_{0k} = 0 \forall$  os  $k$ .

<sup>2</sup> A metodologia utilizada baseia-se em Cameron e Trivedi (2005), Greene (2000) e Wooldridge (2000).

## 4.2. Logit Multinomial

O modelo *Logit Multinomial* é utilizado quando a variável de resposta é qualitativa com  $J$  possíveis categorias. Neste caso, tem-se para cada indivíduo um grupo de alternativas possíveis. O conjunto de alternativas, ou grupo de escolha é dado por “ $y$ ” com  $J$  categorias ( $j = 0, \dots, J$ ), ( $j > 0$ ). Derivando o *logit* de referência para a categoria  $j$ , tem-se que:

$$REF_j = \log\left(\frac{\Pr(y = j)}{\Pr(y = 1)}\right) = \log\left(\frac{p_j}{p_1}\right), j = 2, \dots, J \quad (6)$$

onde  $p_j$  e  $p_1$  correspondem às probabilidades para as categorias  $j$  e 1. É necessário especificar a categoria de contraste ( $j$ ) e a de referência (neste caso a primeira)<sup>3</sup>. Tendo sido especificado o modelo saturado, a estimação é obtida como:

$$\log\left(\frac{F_{ij}}{F_{i1}}\right) = \log\left(\frac{f_{ij}}{f_{i1}}\right) \quad (7)$$

onde  $f_{ij}$  e  $F_{ij}$  são as frequências observadas e esperadas na linha  $i$  e coluna  $j$ . Na forma de modelo linear generalizado, a estimação é definida como:

$$REF_{ij} = \sum_{i=1}^I \log\left(\frac{F_{ij}}{F_{i1}}\right) I(x = i) \quad (8)$$

onde  $I(\cdot)$  é a função indicadora, de forma que  $I = 1$  se for verdadeiro e 0 caso contrário. Codificando em termos de variáveis *dummy* e adotando a primeira categoria como referência, é possível escrever:

$$REF_{ij} = \alpha_j + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} I(x = i), x > 1 \quad (9)$$

onde  $\alpha_j$  é o *logit* de referência para  $x = 1$  e  $\beta_{ij}$  é a diferença no *logit* de referência entre  $x = i$  e  $x = 1$ . Neste caso,  $\alpha_j$  e  $\beta_{ij}$  podem ser estimados separadamente para todos os  $i$ 's e  $j$ 's<sup>4</sup>.

Na situação mais geral com dados individuais, sendo o indivíduo  $i$ , com  $y_i$  correspondente à variável resposta policotômica com categorias codificadas de  $1, \dots, J$ . Cada categoria está associada a uma probabilidade de resposta ( $P_{i1}, P_{i2}, \dots, P_{iJ}$ ), que representa as chances do indivíduo  $i$  estar em uma categoria específica. Neste caso, assume-se a presença de um vetor de características mensuradas do indivíduo,  $x_i$  (primeiro elemento), como preditores das probabilidades de resposta. As probabilidades de resposta dependem de transformações não lineares da função linear, definidas como:

$$x_i \beta_j = \sum_{k=0}^K \beta_{jk} x_{ik} \quad (10)$$

<sup>3</sup> A escolha de usar a primeira categoria como referência é arbitrária. Qualquer categoria poderia ser a referência.

<sup>4</sup> Neste caso, a estimação simultânea resultaria em um modelo equivalente. Para os modelos não saturados, estimação separada e simultânea gera resultados diferentes.

onde  $K$  é o número de preditores e  $\beta_0$  é o intercepto. Diferente dos modelos *logit* binário e ordenado, os parâmetros nos modelos *logit* multinomial variam entre categorias de respostas.

Assim, o modelo *logit* multinomial pode ser descrito como uma extensão do modelo *logit* binário, considerando a situações em que a variável resposta possui múltiplas categorias não ordenadas. Para uma variável resposta com  $J$  categorias, a probabilidade  $P_{ij}$  é modelada como:

$$\text{prob}(y_i = j | x_i) = P_{ij} = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{\sum_{j=1}^J e^{x_i' \beta_j}}, \quad \text{para } j = 1, \dots, J \quad (11)$$

onde  $x_i$  é o vetor de variáveis explicativas e  $\beta_j$  o vetor de parâmetros a serem estimados, tendo a primeira categoria como referência. Assumindo que  $\sum_{j=1}^J P_{ij} = 1$  para qualquer  $i$  e sendo  $\beta_1 = 0$  as probabilidades podem ser definidas por:

$$\text{prob}(y_i = j | x_i) = P_{ij} = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{x_i' \beta_j}} \quad (12)$$

Os modelos são estimados por máxima verossimilhança e a interpretação dos resultados pode ser realizada por meio da razão de chance (RRR) de cada coeficiente. No modelo *logit* multinomial, a RRR pode ser obtida de forma similar à *odds ratio* do modelo logístico. A diferença é que a razão de risco relativa fornece as mudanças relativas nas probabilidades. Assim, as *odds* entre as categorias  $j$  e 1 para um dado  $i$  são:

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = e^{x_i' \beta_j} \quad j = 2, \dots, J \quad (13)$$

A *log-odds* ou *logit* é então uma função linear de  $X_i$ :

$$\log\left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}}\right) = x_i' \beta_j \quad j = 2, \dots, J \quad (14)$$

Dadas as  $J-1$  *odds* de referência, um coeficiente positivo para uma variável independente ( $x_k$ ) implica uma *odds* crescente na categoria  $j$ , na medida que  $x_k$  aumenta, mantendo as outras covariáveis constantes. Um coeficiente negativo implica que as chances de estar na categoria de referência são mais altas em relação a  $j$ , na medida em que  $x_k$  aumenta. Se  $x_k$  é uma variável dummy,  $\beta_{jk}$  é uma *log-odds ratio*:

$$\log\left[\frac{(P_j | x_k = 1) / (P_1 | x_k = 1)}{(P_j | x_k = 0) / (P_1 | x_k = 0)}\right] = \beta_{jk} \quad (15)$$

A interpretação de variáveis *dummy* é dada pela relação de uma categoria em relação à outra. Já a interpretação dos  $\beta_{jk}$  como uma *log-odds ratio* quando  $x_k$  é uma variável contínua é feita pelo incremento de uma unidade e pela comparação da categoria analisada com a categoria base, ou seja, requer que se compare  $x_k = x_k^0 + 1$  e  $x_k = x_k^0$ , onde  $x_k^0$  é qualquer valor arbitrário de  $x_k$ :

$$\log \left[ \frac{(P_j | x_k = x_k^0 + 1) / (P_1 | x_k = x_k^0 + 1)}{(P_j | x_k = x_k^0) / (P_1 | x_k = x_k^0)} \right] = \beta_{jk} \quad (16)$$

Estas relações se referem ao contraste entre a categoria  $j$  e a categoria de referência 1<sup>5</sup>.

## 5. Base de dados e descrição das variáveis

### 5.1. Base de dados

A base de dados utilizada para a realização deste trabalho é proveniente da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), referentes ao ano de 2008 (IIBGE, 2008), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD contém informações sobre as características individuais socioeconômicas dos indivíduos. São coletadas informações sobre nível de escolaridade, rendimento individual e familiar, idade, sexo, ocupação, posição dos indivíduos na família entre outras.

A partir de 1998, a PNAD contemplou o tema saúde com a publicação do suplemento de saúde, com informações sobre o acesso e utilização dos serviços de saúde, morbidade da população (estado de saúde) e gastos privados com bens e serviços de saúde. Já em 2003, além do suplemento da saúde, tem-se um suplemento adicional sobre saúde da mulher, com informações do acesso aos serviços preventivos das mulheres.

A amostra utilizada nesse trabalho baseou-se na PNAD referente ao ano de 2008, com utilização de variáveis socioeconômicas, demográficas e variáveis referentes ao estado de saúde das mulheres de 25 anos de idade ou mais<sup>6</sup>.

Na a estimação, inicialmente utilizou-se um modelo *logit* onde  $Y = 0$  se a mulher não fez o exame (papanicolau e mamografia) e  $Y = 1$  se ela fez o exame e, posteriormente, dois modelos *logit* multinomiais. No primeiro modelo *logit* multinominal considera-se o exame preventivo papanicolau como variável dependente assumindo os seguintes valores: *i*) 0 (zero) se a mulher não fez preventivo; *ii*) 1 (um) se a mulher fez preventivo pelo SUS; *iii*) 2 (dois) se a mulher fez preventivo pelo plano de saúde; e *iv*) 3 (três) se a mulher pagou pelo preventivo. Na segunda estimação, utiliza-se o exame de mamografia como variável dependente de forma que ele assume os seguintes valores: *i*) 0 (zero) se a mulher não fez mamografia; *ii*) 1 (um) se a mulher fez mamografia pelo SUS; *iii*) 2 (dois) se a mulher fez mamografia pelo plano de saúde; e *iv*) 3 (três) se a mulher pagou pela mamografia.

O Quadro 1, explica como as variáveis explicativas foram incluídas nas estimações e o efeito esperado das variáveis.

<sup>5</sup> Estas relações podem ser estendidas para um contraste entre quaisquer 2 categorias  $j$  e  $j'$  considerando os coeficientes para estas categorias, de forma que:  $P_{ij} / P_{ij'} = e^{x(\beta_j - \beta_{j'})}$ . Uma diferença positiva entre os coeficientes ( $\beta_j - \beta_{j'}$ ) indica que, na medida que  $x_k$  aumenta, há uma maior chance de observar a alternativa  $j$  e não  $j'$ .

<sup>6</sup> O número total de mulheres no banco corresponde a 201.288 observações, cerca de 53% do total de observações da PNAD de 2008.



**Quadro 1 - Variáveis explicativas utilizadas**

| Variáveis                    | Descrição  | Sinal Esperado   |
|------------------------------|--|--|
| Idade                        | Grupo etário do indivíduo: foram considerados 6 grupos etários. Cada grupo foi representado por 1 variável <i>dummy</i> . O grupo de referência é de 0 a 24 anos.  | <b>Positivo</b><br>Espera-se que mulheres na faixa de idade entre 35 a 55 anos possuam maior propensão a realizar exames preventivos.<br><b>Negativo</b><br>Para mulheres mais novas (de 24 a 34 anos) e mais velhas (acima de 56 anos) espera-se um sinal negativo. |
| Raça                         | <i>Dummy</i> , sendo 1 para mulheres da cor branca e 0 caso contrário.   | <b>Positivo</b><br>Mulheres da raça branca possuem maior propensão ao acesso de serviços de prevenção a saúde.   |
| Anos de estudo <sup>^2</sup> | Variável de anos de estudo elevada ao quadrado.  | <b>Positivo</b><br>Quanto maior o nível de escolaridade, maior deve ser a utilização do serviço de saúde.  |
| Estado civil                 | <i>Dummy</i> , sendo 1 para mulheres casadas e 0 para as demais.   | <b>Positivo</b><br>Mulheres casadas têm maior propensão a realizar exames preventivos.   |
| Filhos                       | <i>Dummy</i> para mulher com filhos, assume 1 (um) para mulheres com filhos e 0 (zero) para as demais.   | <b>Positivo</b><br>Mulheres com filhos tendem a ter um maior acesso aos serviços de prevenção à saúde.   |
| Trabalha                     | <i>Dummy</i> , sendo 1 para mulheres que trabalham e 0 para as demais.   | <b>Positivo</b><br>Mulheres que trabalham possuem maior propensão ao acesso os serviços de prevenção à saúde.  |
| Renda familiar               | Decis de renda familiar per capita (10 <i>dummies</i> ). O primeiro decil corresponde ao grupo de referência. Indivíduos com renda familiar per capita mais elevada, têm maior poder de compra e, portanto, maior chance de realizar exames preventivos. | <b>Positivo</b><br>Quando maior a renda, maior acesso aos serviços de prevenção à saúde.   |
| Área de residência           | <i>Dummy</i> , sendo 1 para mulheres que moram na área urbana e 0 para área rural.   | <b>Positivo</b><br>Mulheres que moram na área urbana possuem maior acesso aos serviços de prevenção a saúde.   |
| Região                       | Conjunto de quatro variáveis <i>dummy</i> , região Norte, Nordeste, Sudeste Sul e Centro-Oeste.  | Captam mudanças de acordo com a região do país em que a mulher está inserida.  |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Todos os dados utilizados foram obtidos na PNAD referente ao ano de 2008.

## 5.2. Estatísticas Descritivas

A análise preliminar dos dados mostra que 84,67% das mulheres fizeram o exame de papanicolau. Porém, a proporção de mulheres fazendo os exames de mamografia ainda foi pequena, observando-se que uma parcela considerável da população feminina (46,90%) nunca realizou o exame (Tabela 1).

**Tabela 1 - Acesso aos serviços preventivos de saúde das mulheres com idade acima de 24 anos (em %)**

| Exame preventivo | Papanicolau | Mamografia |
|------------------|-------------|------------|
| Fez              | 84,67       | 53,10      |
| Não fez          | 15,33       | 46,90      |
| Total            | 100         | 100        |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

Dado que a mulher fez os exames preventivos, a Tabela 2 sistematiza a forma de cobertura do último exame realizado, ou seja, mostra o percentual de mulheres que utilizaram o SUS, o plano de saúde, ou que pagaram pelo exame. É possível observar que os exames são realizados em sua maioria pelo SUS, já que a lei nº 11.664 de 29 de abril de 2008, assegura a realização de exame citopatológico do colo uterino a todas as mulheres que já tenham iniciado sua vida sexual, independentemente da idade. Em relação à mamografia, observa-se que a utilização da cobertura pelo SUS e pelo plano de saúde é bem semelhante, 48,38% e 45,78% respectivamente. A realização de exame de mamografia é garantida pelo SUS a todas as mulheres acima de 40 anos (lei nº 11.664 de 29 de abril de 2008)<sup>7</sup>. A proporção de mulheres que pagaram os exames é menor, 12,32% para o papanicolau e 5,84% para a mamografia.

**Tabela 2 - Realização de exames preventivos realizados pelo SUS, plano de saúde ou financiamento próprio**

| Exame preventivo | Papanicolau | Mamografia |
|------------------|-------------|------------|
| SUS              | 56,38       | 48,38      |
| Plano            | 31,30       | 45,78      |
| Pagou pelo exame | 12,32       | 5,84       |
| Total            | 100         | 100        |

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

Analisando a realização de exames por idade é possível verificar que em todas as faixas de idade é maior a proporção de mulheres que realizaram o exame de papanicolau. Já a mamografia, como era esperado, foi proporcionalmente menos realizada em mulheres da faixa de 25 a 34 anos (Tabela 3).

<sup>7</sup> Efetivação de ações de saúde. Disponível e em <<http://portal.saude.gov.br>> acesso em 30 de jul. de 2010.

**Tabela 3 – Distribuição relativa das mulheres por faixa etária segundo realização de exames preventivos (em %)**

| Idade              | Papanicolau |      |       | Mamografia |      |       |
|--------------------|-------------|------|-------|------------|------|-------|
|                    | Sim         | Não  | Total | Sim        | Não  | Total |
| Entre 25 e 34 anos | 82,8        | 17,2 | 100,0 | 29,1       | 70,9 | 100,0 |
| Entre 35 e 44 anos | 89,1        | 10,9 | 100,0 | 53,2       | 46,8 | 100,0 |
| Entre 45 e 54 anos | 90,1        | 9,9  | 100,0 | 72,5       | 27,5 | 100,0 |
| Entre 55 e 64 anos | 86,5        | 13,5 | 100,0 | 70,6       | 29,4 | 100,0 |
| Mais de 65 anos    | 70,7        | 29,3 | 100,0 | 56,7       | 43,3 | 100,0 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

A Tabela 4 apresenta o acesso aos serviços preventivos das mulheres com filhos. 74,11% das mulheres com filhos fizeram exame de papanicolau, e 70,44% realizaram a mamografia. Semelhante aos resultados anteriores, a maioria dos exames foi coberto pelo SUS, e em seguida pelo plano de saúde. Os resultados corroboram a hipótese de que mulheres com filhos tendem a ter um maior acesso aos serviços de prevenção à saúde

**Tabela 4 – Acesso aos serviços preventivos de saúde das mulheres com filhos (em %)**

| Filho | Papanicolau | Mamografia |
|-------|-------------|------------|
| Sim   | 74,11       | 70,44      |
| Não   | 25,89       | 29,56      |
| Total | 100         | 100        |

  

| Exame preventivo | Papanicolau | Mamografia |
|------------------|-------------|------------|
| SUS              | 58,64       | 46,22      |
| Plano            | 29,37       | 41,81      |
| Pagou pelo exame | 11,99       | 11,97      |
| Total            | 100         | 100        |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

Em relação à renda, a Tabela 5 mostra a realização de exames de acordo com os decis. É possível observar que, para a mamografia, a realização do exame é crescente, isto é, quanto maior a renda, maior é a realização do exame. No primeiro decil, 32,14% das mulheres fizeram mamografia já no último decil esse percentual é de 73,62%. Considerando a forma de cobertura (Tabela 6), o número médio de exames preventivos pelo SUS é sempre maior entre mulheres com menor renda, ou seja, aquelas que estão nos primeiros decis. Em contrapartida, a realização do exame pelo plano, ou pagando, cresce à medida que a renda aumenta, ou seja, mulheres com maior renda utilizam menos os serviços públicos de saúde.

**Tabela 5 - Acesso aos serviços preventivos de saúde das mulheres, por decis de renda per capita familiar (em %)**

| Decil              | Papanicolau |       |       | Mamografia |       |       |
|--------------------|-------------|-------|-------|------------|-------|-------|
|                    | Sim         | Não   | Total | Sim        | Não   | Total |
| 1º Decil de renda  | 79,40       | 20,60 | 100   | 32,14      | 67,86 | 100   |
| 2º Decil de renda  | 77,78       | 22,22 | 100   | 39,11      | 60,89 | 100   |
| 3º Decil de renda  | 82,71       | 17,29 | 100   | 42,40      | 57,60 | 100   |
| 4º Decil de renda  | 77,41       | 22,59 | 100   | 42,84      | 57,16 | 100   |
| 5º Decil de renda  | 84,06       | 15,94 | 100   | 48,69      | 51,31 | 100   |
| 6º Decil de renda  | 83,60       | 16,40 | 100   | 52,36      | 47,64 | 100   |
| 7º Decil de renda  | 85,98       | 14,02 | 100   | 56,01      | 43,99 | 100   |
| 8º Decil de renda  | 88,90       | 11,10 | 100   | 61,50      | 38,50 | 100   |
| 9º Decil de renda  | 91,35       | 8,65  | 100   | 68,40      | 31,60 | 100   |
| 10º Decil de renda | 87,07       | 12,93 | 100   | 73,62      | 26,38 | 100   |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

**Tabela 6 – Forma de pagamento dos exames preventivos das mulheres, por decis de renda familiar per capita (em %)**

| Decil              | Papanicolau |       |       |       | Mamografia |       |       |       |
|--------------------|-------------|-------|-------|-------|------------|-------|-------|-------|
|                    | SUS         | Plano | Pagou | Total | SUS        | Plano | Pagou | Total |
| 1º Decil de renda  | 88,99       | 3,46  | 7,55  | 100   | 83,49      | 8,11  | 8,41  | 100   |
| 2º Decil de renda  | 84,72       | 6,74  | 8,53  | 100   | 76,72      | 13,11 | 10,17 | 100   |
| 3º Decil de renda  | 80,02       | 9,80  | 10,18 | 100   | 74,05      | 15,81 | 10,14 | 100   |
| 4º Decil de renda  | 79,45       | 10,35 | 10,20 | 100   | 73,03      | 15,08 | 11,89 | 100   |
| 5º Decil de renda  | 70,77       | 16,28 | 12,95 | 100   | 64,31      | 22,57 | 13,12 | 100   |
| 6º Decil de renda  | 65,16       | 21,43 | 13,41 | 100   | 59,05      | 27,54 | 13,41 | 100   |
| 7º Decil de renda  | 59,31       | 27,50 | 13,19 | 100   | 52,86      | 34,51 | 12,62 | 100   |
| 8º Decil de renda  | 46,00       | 39,50 | 14,50 | 100   | 39,77      | 46,31 | 13,91 | 100   |
| 9º Decil de renda  | 27,22       | 57,91 | 14,87 | 100   | 23,49      | 63,14 | 13,37 | 100   |
| 10º Decil de renda | 15,48       | 71,14 | 13,38 | 100   | 11,83      | 76,65 | 11,51 | 100   |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

Vale ressaltar que a essa análise estatística preliminar tem como objetivo caracterizar a amostra podendo fornecer apenas indícios a respeito dos determinantes da variável dependente, que por sua vez, poderão ou não serem confirmados pelos procedimentos econométricos realizados na próxima seção.

## 6. Resultados

A Tabela 7 apresenta os resultados de dois modelos logísticos referentes à realização dos exames preventivos (papanicolau e mamografia). Nessas estimações, a variável dependente é igual a um se o indivíduo fez o exame preventivo e zero do contrário.

**Tabela 7 - Resultados do modelo logístico da realização de exames periódicos preventivo papanicolau e mamografia**

| Variáveis                | Papanicolau |        | Mamografia  |        |
|--------------------------|-------------|--------|-------------|--------|
|                          | Coef        | rrr    | coef        | rrr    |
| Idade entre 25 e 34 anos | -0,6823***  | 0,5054 | -2,1338***  | 0,1183 |
| Idade entre 35 e 44 anos | 0,0224***   | 1,0227 | -0,9473***  | 0,3877 |
| Idade entre 45 e 54 anos | 0,2446***   | 1,2771 | 0,0307***   | 1,0312 |
| Mais de 54 anos          | -0,7739***  | 0,4612 | -0,5925***  | 0,5529 |
| Raça_branca              | 0,0980***   | 1,1029 | 0,1392***   | 1,1494 |
| Estado civil             | 0,3415***   | 1,4071 | -0,0113***  | 0,9887 |
| Filho                    | 0,0386      | 1,0393 | -0,1097***  | 0,8960 |
| Trabalha                 | 0,1776***   | 1,1943 | 0,1501***   | 1,1620 |
| Anos de estudo ^2        | 0,0801*     | 1,0834 | 0,0484***   | 1,0526 |
| 2° Decil de renda        | 0,0818      | 1,0852 | 0,1536***   | 1,1660 |
| 3° Decil de renda        | -0,0170     | 0,983  | 0,2491***   | 1,2829 |
| 4° Decil de renda        | -0,0834     | 0,9199 | 0,1660***   | 1,1806 |
| 5° Decil de renda        | 0,0115      | 1,0116 | 0,3519***   | 1,4218 |
| 6° Decil de renda        | 0,0366      | 1,0373 | 0,4648***   | 1,5918 |
| 7° Decil de renda        | 0,0546      | 1,0562 | 0,4872***   | 1,6277 |
| 8° Decil de renda        | 0,1361**    | 1,1459 | 0,6368***   | 1,8906 |
| 9° Decil de renda        | 0,3148***   | 1,3701 | 0,8071***   | 2,2414 |
| 10° Decil de renda       | 0,2946***   | 1,3426 | 1,0363***   | 2,8189 |
| Urbano                   | 0,4801***   | 1,6162 | 0,6379***   | 1,8925 |
| Sudeste                  | 0,0280      | 1,0284 | 0,6898***   | 1,9933 |
| Nordeste                 | -0,1495***  | 0,861  | 0,2281***   | 1,2563 |
| Sul                      | 0,0629      | 1,0649 | 0,4797***   | 1,6156 |
| Centro Oeste             | 0,1460***   | 0,8641 | 0,2814***   | 1,3249 |
| Norte                    | omitida     |        | omitida     |        |
| Constante                | 0,3973***   |        | -1,1602***  |        |
| Número de Observações    | 70060       |        | 70060       |        |
| LR chi2(24)              | 3496.19     |        | 15886.12    |        |
| Prob > chi2              | 0.000       |        | 0.000       |        |
| Log likelihood           | -24.839.464 |        | -40.566.017 |        |
| Pseudo R2                | 0,066       |        | 0,163       |        |

Nota: \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%.

coef. – coeficiente / rrr – razão de chance

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

Quase todas as variáveis de controle são significativas. Os coeficientes estimados estão de acordo com o esperado (*e.g.* Kenkel (1994); Maia *et al.* (2004); Leal *et al.* (2005); Simão (2006); Amponsah (2009)). Em relação à idade, de uma forma geral, as mulheres mais jovens (25 a 34 anos) e as mais velhas (acima de 54 anos) realizam menos exames preventivos.

Os atributos de ser casada e possuir filhos apresentaram o resultado esperado, ou seja, aumentam a probabilidade de fazer o exame preventivo papanicolau. Para a mamografia, essas variáveis apresentaram sinal negativo, ou seja, o fato da mulher ser casada e possuir filho não vai

influenciar na realização da mamografia<sup>8</sup>. A renda familiar per capita apresenta uma relação crescente com a probabilidade de fazer exames, sendo que o grupo de maior renda (10º decil) possui maior chance de fazer exames que os grupos de menor renda.

A variável de anos de estudo segue o esperado, ou seja, quanto maior a escolaridade da mulher maior é a probabilidade de que ela realize os exames preventivos (coeficiente de escolaridade maior que zero). Os coeficientes estimados para as *dummies* de trabalho mostram que trabalhar aumenta a chance de realizar exames preventivos.

Em relação ao local de moradia, verifica-se que indivíduos que residem em áreas urbanas têm maiores chances de realizar exames em relação aos que moram na área rural. Por último, é possível observar que existe uma diferença nas chances de realizar exames periódicos entre as regiões do país. Essa diferença pode estar refletindo a oferta de serviços de atendimento à saúde.

As Tabelas 8 e 9 apresentam os resultados do modelo *logit* multinomial de escolha de cobertura dos exames preventivos de saúde. Foram estimados um modelo para cada tipo de exame, sendo a não realização do exame utilizada como categoria de referência. No modelo para o exame papanicolau a maior parte dos coeficientes estimados apresentou significância estatística. Para a categoria de plano de saúde, todos os coeficientes apresentaram-se significativos e para pagamento, apenas três coeficientes não foram estatisticamente significativos (Tabela 8).

A estimação das razões relativas de risco permitiu verificar as chances que as mulheres possuem de utilizar o SUS, utilizar o plano ou pagar pelo exame em relação à não realização do exame (categoria base) em função de variações em suas características (variáveis explicativas).

Em relação à idade, observa-se que existe chances maiores da utilização do SUS por mulheres na faixa de idade entre 35 e 54 anos, com significativa diminuição nas idades superiores (mais de 54 anos). Esse resultado, porém, não se mantém para as outras formas de cobertura da realização dos exames. Para plano de saúde, ocorre uma semelhança na utilização dos serviços entre as faixas de idade, uma vez que, pelo fato da mulher possuir o plano, a chance de realização do exame é maior. Para a categoria de pagamento realizado pela própria mulher, a faixa etária com mais chances de pagar pelo exame é a de 35 a 44 anos de idade.

Em relação aos outros aspectos, pode-se ressaltar que mulher branca possui menos chances de utilizar o SUS, e mais chances de utilizar o plano ou pagamento privado em relação a não fazer o exame. Em relação ao estado civil, as mulheres casadas possuem maiores chances de realizar o exame de papanicolau, sendo que o SUS possui maiores chances de ser utilizado. O fato da mulher ter filho<sup>9</sup> aumenta a chance de utilização dos serviços pelo SUS. Entretanto, para as outras categorias, mulher com filhos reduz sua chance em realizar o exame seja pelo plano ou pagando pelo mesmo. Mulheres que moram na área urbana possuem maior acesso aos serviços de prevenção à saúde.

Para as três categorias, existe maiores chances em relação à categoria base de que mulheres que trabalham utilizem dos serviços, sendo que se comparando entre as três categorias o único coeficiente significativo é o do plano de saúde. A variável de escolaridade segue o esperado, ou seja, quando maior é a escolaridade da mulher maior é chance de realizar o exame preventivo independente da categoria de cobertura: SUS, plano ou privado.

Com relação à renda familiar per capita, é possível observar que quanto maior a renda, menor é a realização de exames no SUS. Na primeira categoria, mulheres com renda familiar situada no segundo decil possuem mais de chances de fazer o exame pelo SUS (embora o coeficiente não seja significativo). Quando a renda aumenta, a razão de chance reduz, sendo que o último decil a mulher possui as menores chances de utilizar chance de utilizar o serviço do SUS. Para as demais categorias o resultado é diferente, pois, a razão de chance aumenta com o decil. Nestas categorias a propensão de realizar o exame pelo plano ou pagar por ele aumenta com o aumento da renda.

<sup>8</sup> Pode existir endogeneidade entre essas variáveis, entretanto esta é uma análise exploratória inicial da questão dos determinantes sobre o acesso da mulher aos serviços preventivos da saúde.

<sup>9</sup> Como enfatizado anteriormente, pode existir endogeneidade nessa variável. Entretanto esta é uma análise exploratória inicial da questão dos determinantes sobre o acesso da mulher aos serviços preventivos da saúde. Futuramente essa questão de endogeneidade será trabalhada com mais detalhes.

**Tabela 8 – Resultados do Logit Multinomial para o exame preventivo papanicolau do colo do útero**

| Variáveis                | SUS        |        | Plano       |         | Pagou      |        |
|--------------------------|------------|--------|-------------|---------|------------|--------|
|                          | coef       | rrr    | coef        | rrr     | coef       | rrr    |
| Idade entre 25 e 34 anos | 0,6674***  | 1,9492 | 0,9782***   | 2,6598  | 0,7017***  | 2,0172 |
| Idade entre 35 e 44 anos | 1,0200***  | 2,7733 | 1,2957***   | 3,6537  | 0,8810***  | 2,4134 |
| Idade entre 45 e 54 anos | 1,0086***  | 2,7420 | 1,5084***   | 4,5197  | 0,7498***  | 2,1165 |
| Mais de 65 anos          | 0,1458***  | 1,1570 | 0,9508***   | 2,5878  | 0,0519     | 1,0533 |
| Raça_branca              | -0,5332    | 0,9480 | 0,3204***   | 1,3777  | 0,2096***  | 1,2332 |
| Estado civil             | 0,3949***  | 1,4843 | 0,3688***   | 1,4461  | 0,3903***  | 1,4775 |
| Filho                    | 0,1960***  | 1,2165 | -0,4641***  | 0,6286  | -0,3847*** | 0,6806 |
| Trabalha                 | 0,2820     | 1,3258 | 0,3583**    | 1,4310  | 0,2861     | 1,3312 |
| Anos de estudo ^2        | 0,0090***  | 1,0091 | 0,1721***   | 1,1878  | 0,1234***  | 1,1314 |
| 2° Decil de renda        | 0,1113     | 1,1178 | 0,7677***   | 2,1548  | 0,3582***  | 1,4308 |
| 3° Decil de renda        | -0,0292    | 0,9712 | 0,9784***   | 2,6604  | 0,3792***  | 1,4612 |
| 4° Decil de renda        | -0,0860    | 0,9175 | 0,8435***   | 2,3246  | 0,3141***  | 1,3690 |
| 5° Decil de renda        | -0,0518    | 0,9494 | 1,2226***   | 3,3963  | 0,7072***  | 2,0284 |
| 6° Decil de renda        | -0,0453    | 0,9557 | 1,6187***   | 5,0466  | 0,7885***  | 2,2001 |
| 7° Decil de renda        | -0,0887    | 0,9150 | 1,8754***   | 6,5238  | 0,8812***  | 2,4138 |
| 8° Decil de renda        | -0,1904*** | 0,8266 | 2,2222***   | 9,2276  | 1,0706***  | 2,9173 |
| 9° Decil de renda        | -0,3758*** | 0,6866 | 2,7025***   | 14,9176 | 1,3106***  | 3,7084 |
| 10° Decil de renda       | -0,7856*** | 0,4558 | 2,8357***   | 17,0438 | 1,2202***  | 3,3881 |
| Urbano                   | 0,3807***  | 1,4634 | 1,6537***   | 5,2265  | 0,3331***  | 1,3952 |
| Sudeste                  | -0,0434    | 0,9574 | 0,5109***   | 1,6668  | -0,3950*** | 0,6736 |
| Nordeste                 | -0,2146*** | 0,8068 | 0,2857***   | 1,3307  | 0,0396     | 1,0404 |
| Sul                      | 0,0983*    | 1,1033 | 0,2234***   | 1,2504  | -0,3397*** | 0,7119 |
| Centro Oeste             | -0,2026*** | 0,8166 | -0,2795***  | 0,7561  | -0,0407*** | 0,9600 |
| Norte                    | omitida    |        | omitida     |         | omitida    |        |
| Constante                | -1,3695*** |        | -7,5813***  |         | -3,9896*** |        |
| Número de Observações:   |            |        | 42.312      |         |            |        |
| LR chi2(72)              |            |        | 19.932,97   |         |            |        |
| Prob > chi2              |            |        | 0.0000      |         |            |        |
| Log likelihood           |            |        | -43.883,023 |         |            |        |
| Pseudo R2                |            |        | 0,1851      |         |            |        |

Nota: \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%

Categoria de referência: “não fez preventivo”.

coef. – coeficiente / rrr – razão de chance

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

A Tabela 9 mostra os resultados obtidos para o modelo do exame de mamografia. Em relação à idade, observa-se que tanto pelo SUS quanto pelo plano e pelo pagamento, mulheres na faixa de idade de 35 até 54 possuem maiores chances de realização de exames em relação à categoria base. Para o pagamento por plano, a chance de realizar o exame em relação a não realizar é semelhante entre todas as faixas de idade, uma vez que pelo fato da mulher possuir o plano, a oportunidade de realização do exame é maior.

**Tabela 9 – Resultados do Logit Multinomial para o exame de mamografia**

| Variáveis                | SUS        |         | Plano      |         | Pagou      |         |
|--------------------------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
|                          | coef       | rrr     | coef       | rrr     | coef       | rrr     |
| Idade entre 25 e 34 anos | 0,6251***  | 1,2685  | 0,9290***  | 2,5320  | 0,6792***  | 1,9724  |
| Idade entre 35 e 44 anos | 2,0100***  | 7,3837  | 2,4483***  | 11,5688 | 1,9588***  | 7,0908  |
| Idade entre 45 e 54 anos | 2,4326***  | 11,4691 | 3,0710***  | 21,5650 | 2,3339***  | 10,3189 |
| Mais de 65 anos          | 1,9766***  | 7,2183  | 2,8630***  | 17,5143 | 1,9626***  | 7,1178  |
| Raça_branca              | 0,0073     | 1,0074  | 0,3112***  | 1,3650  | 0,1993***  | 1,2205  |
| Estado civil             | 0,0822***  | 1,0857  | 0,0151     | 1,0152  | 0,1271**   | 1,1355  |
| Filho                    | 0,0074     | 1,0075  | -0,3346*** | 0,7155  | -0,4756*** | 0,6214  |
| Trabalha                 | 0,2568*    | 1,2928  | 0,3445     | 1,4113  | 0,2522     | 1,2869  |
| Anos de estudo ^2        | -0,0952*** | 0,9091  | -0,0096*** | 0,9904  | -0,0620*** | 0,9398  |
| 2º Decil de renda        | 0,1111***  | 1,1175  | 0,6875***  | 1,9888  | 0,5712***  | 1,7704  |
| 3º Decil de renda        | 0,1551**   | 1,1678  | 1,0152***  | 2,7601  | 0,6300***  | 1,8776  |
| 4º Decil de renda        | 0,1079***  | 1,1140  | 0,7888***  | 2,2007  | 0,6892***  | 1,9921  |
| 5º Decil de renda        | 0,2243***  | 1,2515  | 1,2694***  | 3,5588  | 1,0425***  | 2,8364  |
| 6º Decil de renda        | 0,3305***  | 1,3916  | 1,6685***  | 5,3042  | 1,1409***  | 3,1297  |
| 7º Decil de renda        | 0,2740***  | 1,3153  | 1,9389***  | 6,9514  | 1,2587***  | 3,5211  |
| 8º Decil de renda        | 0,2070***  | 1,2300  | 2,3004***  | 9,9790  | 1,5758***  | 4,8346  |
| 9º Decil de renda        | 0,0818     | 1,0853  | 2,7505***  | 15,6519 | 1,7811***  | 5,9368  |
| 10º Decil de renda       | -0,0738    | 0,9288  | 3,1757***  | 23,9442 | 1,9379***  | 6,9447  |
| Urbano                   | 0,7263***  | 2,0675  | 1,6193***  | 5,0498  | 0,2214***  | 1,2479  |
| Sudeste                  | 0,7051***  | 2,0242  | 0,7585***  | 2,1351  | -0,3503*** | 0,7044  |
| Nordeste                 | 0,0643     | 1,0664  | 0,3659***  | 1,4418  | -0,3783*** | 0,6850  |
| Sul                      | -0,2582*** | 0,7723  | -0,0839*** | 0,9194  | -0,6915*** | 0,5007  |
| Norte                    | 0,5066***  | 1,6597  | 0,2634     | 1,3013  | -0,4694*** | 0,6253  |
| Centro Oeste             | omitida    |         | omitida    |         | omitida    |         |
| Constante                | -0,7081*** |         | -9,7808*** |         | -6,1593*** |         |
| Número de Observações:   |            |         | 51413      |         |            |         |
| LR chi2(72)              |            |         | 21280,1    |         |            |         |
| Prob > chi2              |            |         | 0          |         |            |         |
| Log likelihood           |            |         | -40060,212 |         |            |         |
| Pseudo R2                |            |         | 0,2099     |         |            |         |

Nota: \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%

Categoria de referência: “não fez preventivo”.

coef. – coeficiente / rrr – razão de chance

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/2008, IBGE (2008).

Analisando os outros aspectos, pode-se ressaltar que a mulher da raça branca, nas três categorias, possui maior chance de utilização dos serviços em relação à categoria base, sendo que se comparando entre as três categorias, a maior chance é a utilização do plano seguido pelo pagamento. O valor encontrado para o SUS neste caso não foi significativo. O resultado para escolaridade apesar de significativo, não segue o sinal esperado, pois o coeficiente de escolaridade é menor que zero. Em relação a renda, observa-se um comportamento diferente quando se comparando as chances de realização de mamografia e papanicolau pelo SUS. No caso da mamografia, com exceção do 10º decil de renda, em todos os outros, as chances são maiores de se realizar o exame pelo SUS do que não o realizar. Para as demais categorias, a propensão de realizar o exame pelo plano ou pagar por ele



umenta com o aumento da renda. Esse resultado coincide com o encontrado para o caso da realização do papanicolau e a justificativa, provavelmente é a mesma, quanto maior a renda, maior é o custo de oportunidade de utilização do cuidado de saúde.

Em geral, para ambos os modelos, as variáveis que apresentaram o resultado mais significativo na realização de exames preventivos foram renda, e idade. É importante ressaltar que, embora se constituam em análises distintas, as razões relativas de risco fornecem um indicativo semelhante dos fatores determinantes do acesso aos serviços preventivos das mulheres brasileiras entre as categorias consideradas.

## 7. Considerações finais

O objetivo deste trabalho foi investigar os determinantes do acesso aos exames periódicos de saúde (papanicolau e mamografia) entre as mulheres brasileiras acima de 24 anos, para verificar se as mesmas possuem cuidados suficientes com a saúde. A base de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008.

Utilizando modelos de regressão logística foram identificadas as características das mulheres que têm maiores cuidados com a sua saúde. Os principais resultados mostram que o acesso aos serviços de saúde é explicado, sobretudo, pela renda per capita familiar e pelo fato da mulher ter idade entre 35 a 54 anos. Na escolha de cobertura do exame, as chances de utilização do plano são maiores que as chances de utilização do SUS e pagamento<sup>10</sup> e crescem quanto mais os decis de rendas aumentam. Ainda considerando os decis, é importante evidenciar que as chances de se utilizar o SUS são, de uma maneira geral, menores que a referência quando analisado o papanicolau e maiores que a referência quando analisado a mamografia. As *dummies* de região evidenciam que existem diferenças no acesso aos exames periódicos de saúde.

Uma contribuição deste trabalho é o estudo dos determinantes do acesso aos exames periódicos de saúde entre mulheres brasileiras (papanicolau e mamografia). O trabalho possui algumas limitações que podem ser superadas por possíveis extensões futuras. Futuramente, pretende-se trabalhar o modelo teórico de demanda por serviços preventivos de saúde, corrigir as possíveis endogeneidades existentes, com destaque para a variável “existência de filho”. Uma alternativa poderia ser a utilização de diferentes abordagens econométricas, como por exemplo, um método de contagem (com a utilização de regressão de Poisson, binomial negativa ou quantifica), para estudar a relação entre o número de filhos e a realização de exames preventivos. Outro modelo que pode ser utilizado consiste um *logit* em dois estágios. No primeiro estágio poderia ser estudado a demanda por plano de saúde, já no segundo, um modelo logístico se fez ou não algum exame preventivo.

Além dos diferentes métodos, é relevante explorar o uso de mais variáveis exógenas, por exemplo, religião, acesso rodoviário, acesso a hospitais, dentre outras. Além disso, seria interessante fazer uma análise da evolução do acesso aos serviços periódicos de saúde, utilizando dados das PNADs anteriores, para verificar se mulheres da mesma idade mudaram o comportamento ao longo dos anos. Também, poderia ser explorada a desagregação da oferta de serviços por região espacial de consumo. Essas extensões poderão trazer benefícios adicionais significativos para o desenho de políticas prevenção, ao câncer colo de útero e de mama, que são essenciais para a saúde da mulher.

---

<sup>10</sup> A análise da cobertura foi sempre feita comparativamente à não realização do exame.

## Referências

- Amponsah, E. N. Demand for Health Insurance Among Women in Ghana: Cross Sectional Evidence. *International Research Journal of Finance and Economics*, n. 33, 2009.
- Barros, J. V. S. A atual transição demográfica e suas implicações na oferta de serviços públicos. In: XII Seminário sobre a Economia Mineira, 2010, Diamantina. *Anais do XII Seminário sobre a Economia Mineira*, 2010.
- Berndt, E.R.; Cutler, D.; Frank, R.G.; Griliches, Z.; Newhouse, J.; Triplett, J.E. Medical care prices and output. In: Culyer, A. and Newhouse, J. (Ed.). *Handbook of Health Economics*, vol. 1. Amsterdam: Elsevier, 2000. Cap. 03, p. 119-180.
- Cameron, C. A.; Trivedi, K. P. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005.
- Cropper, M. Health, investment in health, and occupational choice. *Journal of Political Economy*, v. 85, p. 1273-1294, 1977.
- Giffin, K. M. Mulher e saúde. *Cad. Saúde Pública*, v.7, n.2, p. 133-134, 1991.
- Greene, W. *Econometric Analysis*. 4 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- Grossman, M. On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, n. 2, p. 223-255, 1972.
- Grossman, M. The human capital model. In: Culyer, A. and Newhouse, J. (Ed.). *Handbook of Health Economics*, vol. 1. Amsterdam: Elsevier, 2000. Cap. 07, p. 347-408.
- Grossman, M; RAND, E. *Consumer incentives for health services in chronic illness*, in: S.J. Mushkin, ed., *Consumer Incentives for Health Care*, 1974.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2008 (PNAD, 2008) – Suplemento, 2008*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>> Acesso em: 29 de set. 2009.
- Kenkel, D.S. The demand for preventive medical care. *Applied Economics*, v. 26, p. 315-325, 1994.
- Leal, M. C.; Gama, S. G. N.; Frias, P.; Szwarcwald, C. L. Healthy lifestyles and access to periodic health exams among Brazilian women. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 21, p. S78-S88, 2005.
- Maia, A. C.; Andrade, M. V.; Oliveira, A. M. H. C. O Risco Moral no Sistema de Saúde Suplementar Brasileiro. In: XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004, João Pessoa. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, 2004.
- Noronha, K. V. M. S.; Andrade, M. V. O Efeito da Distribuição de Renda sobre o Estado de Saúde Individual. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 37, N. 03, p. 521-556, 2007.
- Phelps, C. E. Illness Prevention and Medical Insurance. *Journal of Human Resources*, v. 24, p. 183-
- Simão, A. B., et al. Desigualdades raciais na saúde da mulher em Belo Horizonte: perfis de acesso à contracepção, acompanhamento ginecológico e diagnóstico de câncer de colo uterino. In: XII Seminário sobre a Economia Mineira, 2006, Diamantina. *Anais do XII Seminário sobre a Economia Mineira*, 2006.
- Wooldridge, J. M. *Introductory econometrics: a modern approach*. Cincinnati, OH, South-West, 2000.