

# UNIVERSIDADE FEDERAL DO TOCANTINS CAMPUS UNIVERSITÁRIO DE PALMAS PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO REGIONAL

#### ANA PAULA MECENAS SANTOS PIN

UM OLHAR ECONÔMICO SOBRE A PREVENÇÃO DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DOS DADOS DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE

PALMAS – TO

#### ANA PAULA MECENAS SANTOS PIN

## UM OLHAR ECONÔMICO SOBRE A PREVENÇÃO DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DOS DADOS DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE

Dissertação apresentada ao Programa de Pósgraduação em Desenvolvimento Regional da Universidade Federal do Tocantins, como requisito parcial para a obtenção do Título de Mestre em Desenvolvimento Regional.

Orientador: Prof. Dr. Adriano Nascimento da Paixão

#### Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) Sistema de Bibliotecas da Universidade Federal do Tocantins

P6450 Pin, Ana Paula Mecenas Santos.

Um olhar econômico sobre a prevenção do câncer de colo de útero no Brasil: evidências a partir dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde. / Ana Paula Mecenas Santos Pin. — Palmas, TO, 2016.

69 f

Dissertação (Mestrado Acadêmico) - Universidade Federal do Tocantins - Câmpus Universitário de Palmas - Curso de Pós-Graduação (Mestrado) em Desenvolvimento Regional, 2016.

Orientador: Adriano Nascimento da Paixão

Economia da Saúde.
 Câncer de colo de útero.
 Prevenção.
 Modelo logit ordenado generalizado.
 I. Título

CDD 338.9

TODOS OS DIREITOS RESERVADOS — A reprodução total ou parcial, de qualquer forma ou por qualquer meio deste documento é autorizado desde que citada a fonte. A violação dos direitos do autor (Lei nº 9.610/98) é crime estabelecido pelo artigo 184 do Código Penal.

Elaborado pelo sistema de geração automática de ficha catalográfica da UFT com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

#### ANA PAULA MECENAS SANTOS PIN

#### "UM OLHAR ECONÔMICO SOBRE A PREVENÇÃO DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DOS DADOS DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE"

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Desenvolvimento Regional da Universidade Federal do Tocantins para obtenção do título de mestre.

Orientador: Prof. Dr. Adriano Nascimento da Paixão

Aprovada em 10/03/2014.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Adriano Nascimento da Paixão (Orientador)

Prof. Dr. Nilton Marques de Oliveira- UFT

Profa. Dra. Ana Lúcia Medeiros - UFT

Dedico esta dissertação a todas as mulheres que lutam contra o câncer de colo de útero.

#### **AGRADECIMENTOS**

Agradeço primeiramente, e acima de tudo, a Deus. Pois Ele tem me sustentado e me capacitado em vários momentos da minha vida. Sem Deus, eu não teria chegado até aqui.

Agradeço ao meu esposo, Lúcio, pela sua paciência, sua disposição e seu amor para comigo. Quantas vezes, durante essa jornada, ele tem sido o meu braço direito me ajudando e me apoiando durante os momentos que mais precisei. Com ele eu sempre pude contar!

Agradeço aos meus pais, Horlando e Ana Maria, por terem sido responsáveis pelo que sou hoje. Por terem me ensinado valores que até hoje carrego comigo. E, claro, pela paciência pelos dias que estive ausente devido aos estudos.

Agradeço aos meus irmãos Suzana, Fabiana, Daniel, Sarah e Lucas, pelo amor a mim dispensado. Agradeço também a minha sogra Clarinda e ao meu sogro Valter Pin, por serem tão amorosos e presentes.

Agradeço ao meu orientador e professor Doutor Adriano Paixão, por estar sempre pronto a me ajudar e por nunca ter me deixado sem respostas neste período da dissertação.

Agradeço aos meus amigos do IFTO, em especial, aos meus amigos e chefes Rodrigo e Joelma. O apoio e a compreensão de vocês me ajudaram muito nessa fase de construção da pesquisa.

E, enfim, agradeço pelas dicas valiosas do professor Doutor Adriano Firmino durante a Banca de Qualificação; aos professores e colegas de mestrado e, em especial, à colega Luana, pelas dicas, experiências e ansiedades trocadas durante este período.

#### **RESUMO**

O objetivo desta pesquisa é conhecer o perfil de mulheres quanto à prevenção contra o câncer de colo de útero no Brasil, identificando os fatores que estão associados à realização ou não do exame citopatológico e a sua frequência temporal. Para tanto, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde do ano de 2013 do IBGE. A base teórica utilizada na pesquisa é a Economia da Saúde, juntamente com o Modelo de Demanda por Saúde de Michael Grossman. Para atingir o objetivo da pesquisa utilizou-se, além da estatística descritiva, o Modelo Logit Ordenado Generalizado para estimar os principais determinantes na decisão de prevenção. Os resultados apontam que o perfil das mulheres que mais se previnem são as que possuem plano de saúde, têm ou já tiveram câncer, vivem com o cônjuge ou companheiro, possuem nível superior completo, não fumam e residem no Sul do país. No outro extremo, o comportamento preventivo das mulheres que nunca se preveniram é não ter instrução, ser fumante, ser da zona rural e residir no Nordeste do Brasil. Na análise descritiva dos dados foi demonstrado que 40% das mulheres entrevistadas fizeram o exame de prevenção em menos de um ano, por outro lado, mais de 15% declararam nunca ter feito. Os resultados sugerem que não houve avancos na distribuição dos servicos de saúde de forma equitativa e na política de informações às mulheres, principalmente as menos escolarizadas.

**Palavras-chave:** Câncer de colo de útero; Prevenção; Economia da Saúde; Modelo *Logit* Ordenado Generalizado.

#### **ABSTRACT**

The objective of this research is to know the profile of women on the prevention of cervical cancer in Brazil, identifying the factors that are associated with the performance or nonperformance of cervical cancer screening and their temporal frequency. Therefore, the data from the National Health 2013 IBGE research were used. The theoretical basis used in the research is the Health Economics, along with the Demand Model for Health Michael Grossman. To achieve the objective of the research was used, in addition to descriptive statistics, the logit model Sort Generalized to estimate the main determinants in the decision prevention. The results show that the profile of women that most prevent are those with health insurance, have or have had cancer, living with spouse or partner, have college degrees, do not smoke and live in the south. At the other end, preventive behavior of women who never warned not have education, smoking, being rural and reside in the Northeast of Brazil. In the descriptive analysis of the data demonstrated that 40% of the women interviewed did take prevention in less than a year, on the other hand, over 15% said they have never done. The results suggest that there was no progress in the distribution of health services equitably and information policy to women, especially the less educated.

**Keywords:** cervical cancer; Prevention; Health Economics; Generalized Ordered Logit Model.

#### LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Taxa de Mortalidade Específica por câncer de colo de útero, por região, n	os anos
de 1990 e 2011	28
Tabela 2- Taxa de Incidência por câncer de colo de útero no Brasil, por 100.000 mulhe	res, nos
anos de 1997 e 2013	29
Tabela 3- Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa	35
Tabela 4 - Frequência do exame preventivo do câncer de colo de útero	42
Tabela 5 - Principais motivos de nunca ter realizado o exame preventivo	43
Tabela 6 - Estatística Descritiva das variáveis explicativas	44
Tabela 7 - Distribuição de mulheres por região do Brasil segundo a realização do	exame
preventivo contra o câncer de colo de útero	45
Tabela 8 - Distribuição de mulheres por escolaridade segundo a realização do	exame
preventivo contra o câncer de colo de útero	46
Tabela 9 - Tipo de câncer mais comum entre as mulheres entrevistadas	46
Tabela 10 - Motivos para a retirada do útero entre as entrevistadas	47
Tabela 11 - Teste de Brant para a suposição de Linhas Paralelas	49
Tabela 12 - Efeitos marginais para o modelo logit ordenado generalizado	50

#### LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AVC: Acidente Vascular Cerebral

CCU: Câncer de Colo de Útero

CNPQ: Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico

EMV: Estimador de Máxima Verossimilhança

ESF: Estratégia Saúde da Família

HPV: Papiloma Vírus Humano

IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

INCA: Instituto Nacional do Câncer

NIC: Neoplasia Intraepitelial Cervical

OMS: Organização Mundial de Saúde

OPA: Organização Pan Americana de Saúde

PIB: Produto Interno Bruto

PNAD: Pesquisa Nacional por Amostra em Domicílio

PNS: Pesquisa Nacional de Saúde

PSF: Programa Saúde da Família

SIM: Sistema de Informações sobre Mortalidade

SIPD: Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares

SUS: Sistema Único de Saúde

TME: Taxa de Mortalidade Específica

WHO: World Health Organization

#### SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. A ECONOMIA DA SAÚDE	14
2.1 ESTUDOS NA ECONOMIA DA SAÚDE	17
2.2 MODELO DE DEMANDA POR SAÚDE DE GROSSMAN	20
2.3. BENEFÍCIOS ECONOMICOS NA PREVENÇÃO DE DOENÇAS	23
3. RAZÕES ECONÔMICAS PARA A PREVENÇÃO DO CÂNCER DE O ÚTERO	
3.1 ASPECTOS CONCEITUAIS DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO	26
3.2 DADOS DE MORBIMORTALIDADE DO CÂNCER DE COLO DE Ú BRASIL	
3.3 GASTOS PÚBLICOS COM A PREVENÇÃO E TRATAMENTO DO CÂN	CER29
3.4 PESQUISAS SOBRE O CÂNCER DE COLO DE ÚTERO, A COBER EXAME CITOPATOLÓGICO E O COMPORTAMENTO PREVENTI MULHERES	IVO DAS
4. METODOLOGIA	33
4.1. BASE DE DADOS	33
4.2. DESCRIÇAO DAS VARIAVEIS	34
4.3. MODELO <i>LOGIT</i> ORDENADO	36
5. ANÁLISE DESCRITIVA	42
6. ANÁLISE DOS RESULTADOS	48
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	55
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	57
APÊNDICES	63
APÊNDICE A – Modelo <i>Logit</i> Ordenado Generalizado – Frequência à realização preventivo contra o câncer de colo de útero – (categoria base = nunca fe preventivo)	o do exame z o exame
APÊNDICE B – Do-File utilizado para estimação e análise do modelo	64
APÊNDICE C – Taxa de mortalidade específica por câncer de colo de útero – B 2011	•
APÊNDICE D – Taxa de incidência de câncer de colo de útero, por 100.00 Brasil, 1997-2013, 2005-2013	

#### 1. INTRODUÇÃO

O câncer é a segunda maior causa de mortes no Brasil, perdendo apenas para as doenças cardiovasculares. De acordo com o Instituto Nacional do Câncer – INCA (2014), em 2012 houve no mundo mais de 14 milhões de casos novos de câncer e um total de 8,2 milhões de mortes por câncer. Ainda para o Brasil, a estimativa para o ano de 2016<sup>1</sup> é de 596 mil casos novos, sendo o câncer de pele não melanoma o mais incidente (com 175 mil casos novos) e o câncer de colo de útero com uma estimativa de 16.340 novos casos (INCA, 2015).

Devido às mudanças do estilo de vida das pessoas e o envelhecimento da população, o Brasil, bem como muitos países em desenvolvimento, vem sofrendo uma alteração significativa no seu perfil demográfico e a exposição da população a maiores fatores de riscos externos o que, com isso, contribui para uma maior incidência de doenças crônico-degenerativas (INCA, 2011).

O câncer de colo de útero (CCU) é um dos tipos de câncer com maior incidência entre as mulheres no Brasil, atrás apenas do câncer de pele não melanoma e o de mama (FONSECA *et al.*, 2010). Segundo estimativas do INCA, para os anos de 2016 e 2017, nas regiões Nordeste e Centro-Oeste o número de casos da doença é o segundo mais incidente, com 19/100.000 (19 casos por 100.000 mulheres) e 20/100.000, respectivamente; no Sudeste (11/100.000) é o terceiro mais incidente e no Sul (15/100.000) é o quarto, mas no Norte do Brasil (23/100.000) esse é o tipo de câncer mais frequente entre as mulheres (INCA, 2015).

Nos países desenvolvidos a doença está praticamente controlada, devido à eficiência dos programas de prevenção; já no Brasil, principalmente na região Norte (com índices comparados aos da América Latina, Caribe, África e Sul e Sudeste da Ásia), um estudo recente demonstra a incipiente eficiência dos programas de prevenção do CCU, demonstrando que a doença não é controlada no Brasil (FONSECA, 2011).

Segundo o INCA (2011) a prevenção secundária<sup>2</sup> contra o CCU se dá, basicamente, pela realização de exames citopatológicos (conhecido como Papanicolaou), ele pode detectar lesões precursoras do câncer de colo de útero, curável na quase totalidade dos casos. Esse

<sup>1</sup> De acordo com o INCA, essa estimativa vale para os anos de 2016 e 2017 (INCA, 2015).

<sup>2</sup> A vacinação contra os tipos de vírus oncogênicos de HPV (16 e 18) é considerada como prevenção primária contra o CCU, e ela é administrada principalmente em meninas pré-adolescentes, preferencialmente antes da iniciação sexual.

exame deve ser feito num intervalo de três anos, após dois exames negativos com intervalo anual. A faixa etária recomendável para a realização do exame é dos 25 aos 64 anos (INCA, 2011).

Por ser considerado um câncer com grande potencial de prevenção - pois o surgimento da doença pode demorar até 20 anos para aparecer - e devido a várias manifestações de lesões precursoras do CCU, o exame Papanicoloau pode detectá-las e com isso o profissional de saúde pode inferir no processo de cura dessas lesões antes mesmo que ela se transforme em câncer.

Mesmo diante da eficácia do exame preventivo em detectar essas lesões antes do surgimento do câncer, ainda assim há muitos casos da doença. Dessa forma, a pergunta norteadora para a presente pesquisa é: Em que medida os aspectos socioeconômicos, demográficos, de saúde e regionais podem exercer influência sobre a probabilidade na decisão de prevenção?

A justificativa para a investigação do perfil de mulheres na prevenção do CCU é relevante pois, no Brasil, as mulheres que se encaixam dentro de determinadas condições podem estar mais suscetíveis a desenvolver o câncer de colo de útero, quais sejam: morar na região Norte ou Nordeste do Brasil (FONSECA, 2011; INCA, 2015), ter menos escolaridade e condições socioeconômicas baixas.

Diante disso as hipóteses consideradas nesta pesquisa são:

- a) A educação contribui positivamente na procura por cuidados com a saúde. No modelo de demanda por saúde proposto por Michael Grossman base teórica utilizada nesta pesquisa é considerado que as pessoas com um grau de instrução mais alto tendiam a ter comportamentos mais saudáveis em relação à alimentação, realização de exercícios físicos, procura por prevenção e por cuidados curativos, de acordo com Grossman *apud* Folland, Goodman e Stano (2008) e Sousa (2010). Com isso, parte-se da hipótese de que mulheres mais instruídas são mais propensas à prevenção do CCU.
- b) Outra hipótese considerada é que a idade é positivamente correlacionada com a procura por cuidados com a saúde, (GODOY, BALBINOTTO NETO e RIBEIRO, 2006; MAGALHÃES, 1978). Assim sendo, será testada essa hipótese de que mulheres com mais idade<sup>3</sup> são inclinadas a procurar mais serviços por cuidados médicos.
- c) E por fim, a renda é diretamente relacionada à demanda por saúde como por cuidados com a saúde. Uma vez que as pessoas com maior renda dispunham de maiores

<sup>3</sup> De acordo com o INCA (2011), para o rastreamento do câncer de colo de útero, a população alvo são mulheres entre 25 a 64 anos.

capacidades financeiras para consumir e investir em saúde. Pois à medida que ocorrem aumentos na taxa salarial o indivíduo tem mais incentivo para aumentar seu estoque de saúde (GROSSMAN, 1972).

Diante disso, desvendar o perfil de mulheres é pertinente para colaborar com a gestão de políticas públicas direcionadas para o perfil mais carente, dado que o CCU ainda acomete muitas mulheres, trazendo mortes e altos custos diretos e indiretos para a economia.

À vista disso, o objetivo dessa dissertação é conhecer o perfil preventivo das mulheres no Brasil quanto ao câncer de colo de útero, identificando os fatores que estão associados à realização ou não do exame citopatológico e a sua frequência temporal. Para alcançar tal objetivo se pretende:

- Levantar as variáveis que estão associadas à decisão da mulher na prevenção do CCU, tais como: variáveis socioeconômicas, comportamentais, saúde, demográficas e regionais, além de identificar quais as variáveis tem maior peso na decisão de prevenção;
- Com isso, identificar a frequência temporal da realização de exames de prevenção nas mulheres utilizando os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde PNS de 2013 por meio do modelo econométrico *Logit* Ordenado.

Para tanto, este trabalho apresenta sete capítulos, contando com a introdução. No capítulo 2 tem-se a revisão de literatura. No capítulo 3 as razões econômicas para a prevenção do CCU são apresentadas. Logo no capítulo 4 é apresentada a metodologia, bem como sua base de dados, a descrição das variáveis e o modelo econométrico. O capítulo 5 trata da análise descritiva dos dados. Os resultados da pesquisa foram apresentados no capítulo 6 e no capítulo 7 as considerações finais.

#### 2. A ECONOMIA DA SAÚDE

A abordagem teórica utilizada neste capítulo está dividida em três partes. Após a exposição da base teórica que trata da economia da saúde apresentando os aspectos conceituais, têm-se: a primeira seção demonstra alguns estudos empíricos em torno da teoria; na segunda seção é apresentada o modelo de demanda por saúde proposto por Grossman (1972); e, na terceira e última parte são trabalhados os benefícios econômicos da prevenção de doenças e alguns resultados de estudos nessa vertente.

Na economia é estudada como os recursos escassos podem ser alocados pelos agentes econômicos da forma mais eficiente possível, seja para a produção de bens e serviços ou para satisfazer a sua utilidade (SAMUELSON, 1976).

A distribuição desses recursos escassos gera um custo de oportunidade por não distribuí-los em outras áreas, sendo esse custo medido pela taxa de retorno que se pode obter investindo o mesmo recurso em um projeto alternativo com mesmo risco (PINDYCK e RUBINFELD, 2002). Da mesma forma, a distribuição desses recursos também gera externalidades, Pindyck e Rubinfeld (2002) conceituou-as como a ação na qual um produtor ou um consumidor influencia outros produtores e consumidores, sem sofrer as consequências disso sobre o preço de mercado. Sendo que as externalidades positivas surgem quando a ação de uma das partes beneficia a outra e as negativas quando essas ações impõem custos à outra<sup>4</sup>.

Na economia da saúde também se aplica o mesmo conceito da economia. Para Folland, Goodman e Stano (2008) a economia da saúde estuda como os recursos de saúde são alocados e distribuídos em seu âmbito. E de uma forma mais ampla, Del Nero (2002) diz que o estudo da economia da saúde é a aplicação de conceitos econômicos no campo das ciências da saúde, sendo um elemento contributivo à administração dos serviços de saúde. Ou seja, a diferença entre as abordagens da área da saúde e da economia está na utilização de recursos escassos, pois a primeira concentra-se na ética individualista, na qual a saúde do indivíduo não tem preço; e a segunda enfoca a ética social, de que se prioriza o melhor para a sociedade como um todo.

<sup>4</sup> Um exemplo de externalidades positivas no campo da economia da saúde é quando há uma campanha de vacinação contra a gripe, dessa forma o beneficio da campanha não se dá apenas para os vacinados, mas também para toda a população. Já as externalidades negativas acontece, por exemplo, num surto de dengue numa determinada vizinhança, já que o não combate à dengue individualmente pode afetar toda a região próxima.

Folland, Goodman e Stano (2008) ainda complementam dizendo que muitos se questionam se as abordagens econômicas podem ser aplicadas à assistência à saúde, segundo eles, os consumidores são racionais em relação aos custos com saúde desde que eles não estejam encaixados num contexto emergencial de saúde. E que, dessa forma, uma parte considerável de assistência à saúde é opcional e os pacientes têm certa dose de escolha entre se submeterem ao um tratamento ou não.

Segundo Arrow (1963) o setor de saúde apresenta várias particularidades em relação a outros setores da economia. Entre as características específicas da área da saúde estão, entre outros: a demanda de serviços de saúde é aleatória e imprevisível; a racionalidade na tomada de decisão é comprometida, pois depende do contexto adverso; essa demanda envolve incerteza e risco; além de assimetria de informação<sup>5</sup> gerada pela diferença de conhecimento entre o profissional de saúde e o paciente.

Em relação às especificidades do mercado de saúde, os autores Folland, Goodman e Stano (2008) também trataram a respeito da informação assimétrica e da relação de agência<sup>6</sup>. O primeiro possibilita um fenômeno pelo qual compradores e fornecedores de saúde têm diferentes níveis de informações. A segunda, a relação de agência, engloba situações em que, graças à falta de informações, médicos e pacientes dependem de outras partes para ajudá-los na tomada de decisão.

Outra falha que a assimetria de informação também traz é a seleção adversa<sup>7</sup>, que se dá, por exemplo, quando um seguro de saúde atrai pacientes com maiores riscos de saúde, sendo que, na contratação do seguro os pacientes são mais bem informados que as seguradoras a respeito do seu estado de saúde e da sua demanda por saúde<sup>8</sup> (FOLLAND, GOODMAN e STANO, 2008).

A relação de agência acontece, por exemplo, quando o paciente (principal) transfere a autoridade decisória sobre sua saúde ao médico (agente); essa outorga de autoridade se dá pelo fato de o principal na relação médico-paciente reconhecer que é relativamente

<sup>5</sup> Informações assimétricas consiste na situação em que comprador e vendedor possuem informações diferentes sobre uma transação (PINDYCK e RUBINFELD, 2002).

<sup>6</sup> A relação de agência surge quando há um arranjo entre pessoas no qual o bem-estar de um dos participantes depende daquilo que é feito por uma outra pessoa, também participante. Esse processo também é conhecido como "o problema da relação agente-principal", neste caso o agente representa a pessoa atuante e o principal, a parte que é afetada pela ação do agente (PINDYCK e RUBINFELD, 2002).

<sup>7</sup> Para Pindyck e Rubinfeld (2002) a seleção adversa surge quando produtos de qualidades distintas são vendidos ao mesmo preço, porque compradores e vendedores não estão suficientemente informados para determinar a qualidade real do produto no momento da compra.

<sup>8</sup> Folland, Goodman e Stano (2008) completaram dizendo que a seleção adversa reduz a eficiência no mercado de assistência à saúde, pois dessa forma a renda dos mais saudáveis é redistribuída para os pacientes com maiores riscos, devido ao preço dos seguros saúde ser sobrevalorizados para os pacientes mais saudáveis.

desinformado para arcar com decisões a serem tomadas em relação a sua saúde (FOLLAND, GOODMAN e STANO, 2008). Sendo assim, a relação de agência e assimetria de informação são precisamente relacionadas.

O campo da economia da saúde é muito amplo, ela enfoca o planejamento dos gestores públicos e privados em saúde. Para Del Nero (2002) a economia da saúde busca respostas como:

- Quanto um país deve gastar com saúde?
- Como devem ser financiados os gastos, se de forma pública ou privada?
- Qual a melhor combinação de pessoal e tecnologia?
- Qual a demanda e qual a oferta dos serviços de saúde?
- Quais as necessidades de saúde da população?
- Quais as prioridades?
- Quando e onde deve ser construído um novo hospital?
- É preferível prevenir a curar em que condições?

Ainda para os autores Folland, Goodman e Stano (2008), a importância do estudo na área se justifica devido à dimensão dos gastos mundiais em saúde constituindo uma grande parcela do produto interno bruto – PIB, além dos substanciais investimentos de capital e a adesão de uma crescente parcela do mercado de trabalho.

Um estudo publicado pela *World Health Organization* (2011) revelou o gasto público mundial em saúde, para o Brasil o gasto *per capta* em 2010 era de U\$ 466/ano<sup>9</sup>, abaixo da média mundial de U\$ 571 por ano. Já nos Estados Unidos esse gasto público por indivíduo foi de U\$ 3,7 mil, enquanto na Noruega foi de U\$ 6,8 mil. Além do mais, a WHO também destaca que em uma década o orçamento público do Brasil destinado à saúde cresceu quatro vezes.

Além do mais, o desencadeamento de doenças pode trazer custos econômicos diretos e indiretos no indivíduo e nos seus familiares como na economia como um todo. Os custos diretos são representados pela parcela da renda gasta com tratamentos médicos, com internações hospitalares, além dos gastos com compras de medicamentos — custos esses despendidos pelos indivíduos e pelo governo com a saúde pública. Já os custos indiretos são medidos, principalmente, pelas perdas da produtividade no trabalho, dado a incapacidade, momentânea ou vitalícia, do indivíduo acometido pela doença.

<sup>9</sup> Somando gastos privados com investimentos do Estado, o gasto *per capta* foi de U\$ 990 por ano (WHO, 2011).

Dessa forma, os serviços de prevenção são de suma importância para evitar congestionamentos de hospitais públicos e privados, sobreutilização dos serviços especializados, altos custos relacionados a doenças, além de perdas de vidas e de produtividade. Sendo assim, o sistema de saúde pública está dividido em três etapas (BOLAND e MURPHY, 2012) e (INCA, 2011):

- i) Prevenção Primária bloqueia ou atrasa o início da doença, evitando custos diretos associados ao diagnóstico ou tratamento e os custos indiretos associados com a função perdida ou outros custos sociais. No Brasil, a organização do Sistema Único de Saúde SUS também tem essa divisão, sendo a Estratégia Saúde da Família (ESF) como o programa de atenção primária à saúde e considerada como porta de entrada para o sistema de saúde;
- ii) Prevenção Secundária inclui a detecção precoce da doença por meio de triagem<sup>10</sup>. No SUS a prevenção secundária se dá nos Centros de Atenção Especializada, que são unidades ambulatoriais com ofertas de consultas e exames especializados; e
- iii) Prevenção Terciária é quando uma doença ou lesão já está presente, com isso procura-se limitar o efeito da doença e melhorar a qualidade de vida. No Brasil, a prevenção terciária é oferecida pela rede hospitalar, com serviços de apoio diagnósticos e terapêuticos hospitalares.

#### 2.1 ESTUDOS NA ECONOMIA DA SAÚDE

Muitos trabalhos da área têm surgido no Brasil nas últimas décadas, apesar de ainda ser um assunto pouco estudado. Segundo o Ministério da Saúde 355 grupos de pesquisa na área de economia da saúde têm contribuído com o assunto, de acordo com levantamento feito no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ) entre os anos de 2004 a 2012 (BRASIL, 2013). Porém a maior parte das pesquisas empíricas da área faz parte da literatura internacional.

Na revisão da literatura podem-se encontrar trabalhos que trataram de relacionar o nível de renda com a saúde. O trabalho de Santos (2011) fez uma análise de causalidade sobre

<sup>10</sup> Triagem é o processo que se determina a prioridade de tratamento de pacientes com base na gravidade de saúde.

renda e saúde nos estados brasileiros; já o trabalho de Lindo (2013) analisou a relação entre as condições econômicas e de saúde com foco na agregação geográfica<sup>11</sup>. Van Doorslaer *et al.*, (1997) estudou as desigualdades relacionadas à renda na saúde de nove países industrializados, mostrando que a desigualdade em saúde favoreceu países com renda mais alta, sendo que os resultados foram estatisticamente significativos para todos os países. Paim (2011) correlacionou indicadores de saúde com indicadores macroeconômicos<sup>12</sup>.

Outra pesquisa relacionou a educação ao estado de saúde. Sousa (2010) estudou a relação de causalidade entre as duas variáveis e constatou que um maior nível de escolaridade afetou de forma positiva o *status* de saúde do indivíduo. O autor utilizou dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2003 e utilizou o modelo *probit* para encontrar os resultados na região Nordeste do Brasil.

A questão da equidade de uso e distribuição dos serviços e recursos de saúde é um dos problemas abordados por pesquisas na área da economia da saúde.

Cambota (2012) tratou a equidade na utilização de cuidados da saúde e analisou o desempenho na alocação de recursos de saúde no Brasil em termos de equidade horizontal<sup>13</sup>. A análise permitiu mostrar diferenças no uso desses serviços entre indivíduos com as mesmas necessidades. Como resultado, a pesquisa revelou iniquidade horizontal pró-rico nas consultas médicas, sendo essa iniquidade maior nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. Revelou que renda e escolaridade contribuíram para aumentar distribuição do número de consultas para o rico e reduziu a contribuição para o pobre nas internações hospitalares, sendo também que o pobre tem um maior custo de oportunidade ao procurar cuidados com a saúde.

Na mesma linha, porém usando dados da PNAD 2008, Politi (2014) estimou as desigualdades no uso dos serviços de saúde, além de estimar índices de concentração de demanda e os fatores que mais afetam essa concentração. Os resultados apontaram que a utilização de serviços de saúde segundo classes de renda familiar é diferente e a favor dos mais ricos em todos os indicadores analisados. A desigualdade é maior para os indicadores de cirurgia em 12 meses, exame de mamografía e consultas para o período de duas semanas. O fator que mais contribui para aumentar a concentração de demanda é a posse de plano privado de saúde. Em contrapartida, o Programa de Saúde da Família (PSF) contribui para diminuir

<sup>11</sup> A análise do trabalho sugeriu que os resultados eram mais sensíveis nas regiões mais desagregadas (LINDO, 2014).

<sup>12</sup> Paim (2011) considerou como indicadores de saúde: mortalidade geral, mortalidade infantil, materna e por causas externas. Indicadores macroeconômicos: inflação, desemprego e renda no Brasil, nos anos de 1980 – 2009

<sup>13</sup> Equidade horizontal é um tratamento igual entre os iguais (os que possuem as mesmas necessidades). Na iniquidade é quando não há esse tratamento igual.

essa concentração, porém seu impacto pró-pobre ainda é modesto se comparado com o efeito concentrador dos planos de saúde.

Também utilizando dados do PNAD (suplemento de saúde), porém fazendo um comparativo entre as pesquisas de 1998 e 2008, Andrade *et al.* (2013) fizeram um trabalho na qual mensurou as desigualdades socioeconômicas no acesso aos serviços de saúde no Brasil e regiões. Os principais resultados mostraram uma ampliação no acesso em todas as regiões brasileiras, de todos os grupos de renda<sup>14</sup>, apesar de ainda existir grande desigualdade a favor dos consumidores que detinham plano de saúde.

Na mesma vertente, Rodrigues, Cruz e Paixão (2015) analisaram as inter-relações entre o perfil socioeconômico, demográfico, comportamental e regional das mulheres e a decisão de prevenção do câncer de mama. Usando os dados de saúde da PNAD de 2008 a pesquisa mostrou que melhores condições socioeconômicas, residir nas regiões mais desenvolvidas, ter filhos e já ter sido diagnosticada com câncer desenhavam o perfil das mulheres que mais se previnem.

Já Nishijima, Cyrillo e Júnior (2010) demostraram que a interação entre os consumidores de planos de saúde e os não consumidores, aliado ao aparato legal antes da regulação da Agência Nacional de Saúde Suplementar causaram um impacto negativo sobre o acesso dos brasileiros de baixa renda aos bens públicos de saúde. Os autores demonstraram por meio dos modelos *logit* e *probit*, utilizando os dados do PNAD 2008, que os consumidores de planos de saúde privados tiveram mais acesso aos bens de assistência médica com internações pelo setor público do que os não consumidores<sup>15</sup>.

Outros autores como Bairros *et al.* (2011) trataram as desigualdades raciais de mulheres na realização de exames de prevenção do câncer em duas cidades do Sul do Brasil. Bairros *et al.* (2011) investigaram como se deu o acesso de mulheres negras e brancas aos exames de mamografia e citológico para investigação do câncer de mama e colo de útero<sup>16</sup>, respectivamente. Os autores fizeram a análise com base na renda, escolaridade, classe econômica e idade e associaram essas variáveis com a raça/cor e acesso aos exames. Os resultados mostraram que a probabilidade de não realização dos exames foi significativamente

<sup>14</sup> Em 1998 cerca de 50% dos indivíduos sem plano de saúde realizaram pelo menos uma consulta no último ano, enquanto que em 2008 esse resultado foi para 63%; para as pessoas com plano de saúde, em 1998 era de 70,5% e em 2008 esse dado saltou para 79% (ANDRADE *et al.*, 2013).

<sup>15</sup> Para Nishijima, Cyrillo e Junior (2010), os usuários de plano de saúde privado têm maior probabilidade de obter um diagnóstico médico mais rápido e, com isso, um aumento na chance de receber tratamento público com internação mais rapidamente que os demais.

<sup>16</sup> Estudo transversal de base populacional com mulheres de 20 a 60 anos de idade residentes em São Leopoldo e Pelotas, no Rio Grande do Sul. Foram entrevistadas 2.030 mulheres, sendo que destas, 16,1% eram negras e 83,9% brancas (BAIRROS *et al.*, 2011).

maior nas negras, persistindo essa desigualdade racial após o controle para idade e variáveis socioeconômicas.

Santos (2011) usou o modelo de regressão logística e fez uma estimativa da relação entre a posição de classe social com a auto avaliação do estado de saúde utilizando os microdados de saúde da PNAD de 2003. O autor mostrou que as relações de propriedade, o exercício de autoridade e a posse de qualificações escassas reduziam a ocorrência de auto avaliação negativa de saúde, em compensação, o trabalho explorado e a exclusão do controle dos recursos econômicos geravam desvantagens relativas à saúde.

Já Spenkuch (2012) tratou da demanda por seguro de saúde e demonstrou que não só os indivíduos com alto risco de saúde são propensos a comprar seguro de saúde, mas também indivíduos que demandam prevenção. Em seu trabalho, usando dados do Experimento do Seguro Popular do México ele obteve os seguintes resultados: os agentes com baixa auto avaliação de saúde tem maior propensão de adquirir seguro saúde; e que a cobertura de seguro reduz a demanda por autoproteção da saúde.

O objetivo dessa seção, juntamente com a próxima que tratará do modelo de demanda por saúde, é dar sustentação teórica para o presente problema de pesquisa. A economia da saúde abarca a teoria de demanda por saúde proposto por Grossman (1972), e muitos economistas da saúde tiveram suas compreensões aprofundadas a partir desta teoria clássica que será apresentada na próxima seção (FOLLAND, GOODMAN e STANO, 2008).

#### 2.2 MODELO DE DEMANDA POR SAÚDE DE GROSSMAN

A teoria que embasa esse trabalho toma como base o trabalho de Grossman (1972), o qual construiu um modelo de demanda para o capital saúde. O seu modelo usa como fundamentação teórica a teoria do capital humano que considera a saúde e a educação como os seus pilares. Michael Grossman deu ênfase na saúde, enquanto os trabalhos de Becker (1965) e Mushkin (1692) enfatizaram a educação.

Utilizar-se-á, resumidamente, o próprio trabalho de Grossman (2000) como referencial para a exposição do modelo da demanda por saúde, o qual tem uma revisão da literatura em torno da teoria.

O modelo de Grossman (1972) trata a saúde como um bem de consumo e investimento<sup>17</sup>. No primeiro caso a saúde é demandada como consumo, pois traz melhor qualidade de vida às pessoas, já como um bem de investimento ela é adquirida porque aumenta o número de dias saudáveis e, consequentemente, o estoque de saúde das pessoas. Com isso, tem-se a possibilidade de trabalhar e possuir mais renda futura.

No modelo considera-se que as pessoas nascem com um estoque inicial de saúde (H<sub>0</sub>) e que a saúde é depreciada com o passar dos anos, por ser considerada um bem de capital, mas pode ser aumentada com o investimento na própria saúde. Quando a pessoa morre o seu estoque de capital saúde cai para abaixo de certo nível. O modelo também considera que as pessoas podem "escolher" o seu tempo de vida<sup>18</sup>.

O consumidor não é apenas um demandante de saúde e sim, também, um produtor da própria saúde, pois ele dedica tempo e esforços para a melhoria da saúde com atividades físicas, alimentação saudável e a procura de cuidados médicos (insumos de saúde). Outro ponto importante a frisar é que o modelo dá ênfase na procura por saúde ao invés da procura por tratamentos de saúde, sendo este um insumo para produzir saúde. A equação (1) apresenta a função utilidade intertemporal do consumidor (GROSSMAN, 1972):

$$U = U(\emptyset_t H_t, Z_t), \qquad t = 0, 1, ..., n.$$
 (1)

Em que:

U = função utilidade intertemporal de um consumidor típico;

 $H_t$  = estoque de saúde no tempo t ou idade t;

 $\emptyset_t$  = fluxo de serviço de saúde no período t;

 $h_t = \emptyset_t H_t$  consumo total de serviços de saúde no período t;

 $Z_t$  = total de consumo de outros bens no período t.

A equação (1) mostra um consumidor típico com a sua função utilidade que depende do que ele adquirirá de saúde ao longo do tempo, além do consumo de outros bens caracterizado por Z no modelo. O estoque inicial de saúde ( $H_0$ ) é uma variável exógena.

<sup>17</sup> Ver Magalhães (1978).

<sup>18</sup> Ver Sousa (2010).

Por definição, o investimento líquido no estoque em saúde é igual ao investimento bruto  $(I_i)$  menos a depreciação no período i  $(\delta_i)$ .

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \tag{2}$$

Sendo que a taxa de depreciação é dada, podendo variar com a idade.

As equações (3) e (4) mostram as funções de produção dos consumidores em saúde e em outros bens:

$$I_i = I_i(M_i, TH_i, E_i) \tag{3}$$

$$Z_i = Z_i(X_i, T_i, E_i) \tag{4}$$

Sendo assim, a produção em saúde está em função dos insumos de saúde adquiridos no mercado  $(M_i)$ , do tempo gasto na produção de saúde  $(TH_i)$  e do estoque de capital humano  $(E_i)$ , excluindo desse estoque o capital saúde. Igualmente, a função (4) apresenta a função de produção dos demais bens, em que  $(X_i)$  é o vetor dos insumos de outros bens e  $(T_i)$  é tempo dedicado à produção de outros bens.

Outra consideração importante no modelo de Grossman é o fato de os recursos serem escassos, dessa forma o modelo apresenta uma restrição orçamentária a qual o consumidor de saúde se depara:

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i T W_i}{(1+r)^i} + A_0$$
 (5)

A equação (5) é a igualdade entre o valor presente da cesta orçamentária dos bens com o valor presente dos ganhos de renda mais os ativos iniciais, durante o ciclo de vida. Portanto, essa igualdade requer que os gastos com serviços médicos e os demais bens adquiridos no mercado devam absorver toda a renda do indivíduo, descontada para o período inicial da análise (segundo termo da relação). Desta forma,  $P_i$  e  $V_i$  são os preços de  $M_i$  (cuidados médicos) e  $X_i$  (outros bens);  $W_i$  é a taxa salarial e  $TW_i$  representa as horas de trabalho;  $A_0$  são os ativos iniciais e r é a taxa de juros no mercado.

Além da restrição orçamentária há também a restrição do tempo. Essa restrição requer que o tempo total disponível ( $\Omega$ ) seja utilizado por meio de todos os possíveis usos, portanto:

$$\Omega = TW_i + TL_i + TH_i + T_i \tag{6}$$

Onde:  $\Omega$  representa o tempo total disponível;  $TW_i$  tempo dedicado ao trabalho;  $TL_i$  tempo perdido devido à doença;  $TH_i$  tempo usado para produzir saúde e  $T_i$  tempo para produzir outros bens<sup>19</sup>.

Percebe-se que o indivíduo tem um conjunto de decisões, a saber: alocar o tempo disponível entre trabalho e lazer; dividir o tempo de lazer entre produção de saúde ou outras atividades; alocar sua renda entre o consumo de outros bens ou consumo em saúde. Além do tempo perdido devido à doença.

A função (7) mostra a otimização do modelo de Grossman (1972):

$$G_t \left[ W_t + \left( \frac{Uh_t}{\lambda} \right) (1+r)^t \right] = \pi_{t-1} (r - \check{\pi}_{t-1} + \delta_t) \tag{7}$$

O  $G_t$  é o produto marginal do estoque de saúde de tempo saudável;  $\lambda$  é a utilidade marginal da riqueza; Uh<sub>t</sub> é a utilidade marginal do tempo saudável;  $\pi_{t-1}$  é o custo marginal do investimento bruto em saúde no período t-1 e  $\check{\pi}_{t-1}$  é a taxa percentual de mudança no custo marginal entre t-1 e t. A equação (7) mostra que o valor descontado do produto marginal do estoque ótimo de capital saúde deve ser igual ao custo de utilização do capital saúde (lado direito da equação).

#### 2.3. BENEFÍCIOS ECONOMICOS NA PREVENÇÃO DE DOENÇAS

Nesta seção são apresentadas diversas pesquisas que relacionam a ocorrência do câncer com altos custos para a economia, além do impacto da prevenção de doenças na saúde pública.

O trabalho de Lidgren (2007) levantou o custo do câncer de mama na Suécia durante o ano de 2002. Ele estimou que os custos totais do câncer de mama foram cerca de três bilhões de coroas suecas; que os custos diretos (internações e visitas médicas) representaram 30% do total, já os custos indiretos (perda de produtividade por mortalidade) representou 70%. O estudo também constatou um maior custo em pacientes no primeiro ano após o diagnóstico,

<sup>19</sup> Em T<sub>i</sub> inclui o tempo dedicado ao lazer.

no seu primeiro ano após o retorno e em pacientes com metástases, em comparação aos pacientes nos segundo e seguintes anos após um câncer primário de mama ou reincidência. Para os pacientes com menos de 65 anos de idade, os custos indiretos representava a maior parte do custo total.

Nessa mesma vertente, um relatório feito pela *American Cancer Society*<sup>20</sup> (2010), traz dados sobre o custo econômico global do câncer, revelando que o câncer é a principal causa de morte do mundo e a que tem o maior impacto econômico. De acordo com o relatório, em 2008 foram gastos U\$ 895 bilhões em todo o mundo em custos indiretos (sem considerar os custos diretos) com a doença, ou seja, 1,5% do PIB mundial, sendo que esse custo é 19% maior que os das doenças cardíacas. Outro dado interessante diz que os cânceres de pulmão, cólon e mama são os mais custosos, já em países de baixa renda são os de boca, garganta e colo do útero os mais caros, e esse último representa mais de 10% da perda econômica nos países mais pobres.

Também considerando o impacto dos custos indiretos do câncer na economia, Candon (2014) mostra os efeitos que o câncer traz sobre o emprego dos sobreviventes. O autor pesquisou se, na Inglaterra, o efeito negativo no emprego sobre os pacientes com câncer persiste após os seis primeiros meses depois do diagnóstico. Os dados mostram que pessoas diagnosticadas com câncer estão 17% menos propensas a trabalhar e trabalham, em média, 5,6 horas a menos por semana quando comparadas com pessoas saudáveis. E, logo nos primeiros seis meses após o diagnóstico, os pacientes oncológicos estão 20% menos inclinados a trabalhar e trabalham menos 7,3 horas semanais. O autor evidenciou que, durante a pesquisa, esse efeito negativo sobre o trabalho persiste por pelo menos um ano.

Boland e Murphy (2012) pesquisaram sobre o impacto que a prevenção de doenças traz em termos de saúde pública e econômica. Os autores discutiram o papel dos programas preventivos em redução de custos em vários países. Eles estimaram que o custo anual da obesidade em Portugal é de cerca de 2,7 bilhões de euros (com base em um número estimado de 2.000 mortes anuais prematuras atribuídas à obesidade). Na Austrália, se a população torna-se mais ativa por apenas 30 minutos por dia poder-se-ia economizar 815 milhões de euros por ano com custos associados a doenças cardíacas, AVC, diabetes, alguns tipos de câncer, depressão e quedas. Já no Canadá, a inatividade física tinha um peso de 6% dos custos totais de saúde.

\_

<sup>20</sup> Trabalho feito com a parceria da Fundação Lance Amstrong – com o objetivo de combater o câncer no mundo. Para mais detalhes visitar o sito http://www.livestrong.org/ e http://www.cancer.org/.

No mesmo estudo, Boland e Murphy (2012) também citaram os impactos que os programas de imunização trouxeram para a economia dos EUA, que sem as vacinações de rotina, em 2001, os custos diretos com difteria, tétano, coqueluche, poliomielite, sarampo, caxumba, rubéola, entre outras, seria de mais de U\$ 12 bilhões, sendo que os custos com as vacinações foram de U\$ 2 bilhões. Os autores também frisaram um estudo feito pela *World Health Organization* que estimaram que, em 2011, o custo de tratamento do sarampo em onze países da Europa Ocidental foi entre 209 a 480 euros por caso, enquanto o custo da vacinação e controle do sarampo era de 0,17 a 0,97 euros por pessoa (WHO *apud* BOLAND e MURPHY, 2012).

Uma pesquisa do *National Prevention Council* (2011)<sup>21</sup> também falou dos benefícios econômicos de prevenir doenças, quais sejam: um em cada cinco norte-americanos que aumentaram a atividade física em 2h e meia por semana teve de 5% a 7% de perda de peso e reduziram seus riscos de desenvolver diabetes tipo 2 em 58%. Estimaram que uma queda de 5% na prevalência de hipertensão poderia economizar U\$ 25 bi em cinco anos. E, a redução de 1% em peso, pressão arterial, glicose, colesterol e fatores de risco poderiam economizar entre U\$ 83 a U\$ 103 em custos médicos por pessoa.

O trabalho de Bahia e Araújo (2014) também fala do impacto econômico que a obesidade traz para um país. No trabalho as autoras citam dados de gastos com tratamentos de doenças relacionadas a obesidade e ao sobrepreso (diabetes, hipertensão arterial, AVC, doença coronariana e vários tipos de câncer) no Brasil e nos Estados Unidos. Nos Estados Unidos os gastos *per capita* de um indivíduo obeso é 42 a 100% maior do que um indivíduo com o peso normal e que os custos médicos anuais chegam a US\$ 147 bilhões para adultos obesos e US\$ 14,3 milhões para crianças com obesidade (BAHIA e ARAÚJO, 2014).

No Brasil cerca de 3 a 5% das internações hospitalares no SUS estavam ligadas a doenças relacionadas ao sobrepeso/obesidade e que a perda de produtividade foi de 3,9 a 10,6 dias/ano de trabalho perdido. As autoras também evidenciaram que, entre os anos de 2008 a 2010, os custos médicos anuais para o tratamento ambulatorial e hospitalar de doenças associadas à obesidade, pelo SUS, foram de R\$ 3,6 bilhões, sendo as doenças cardiovasculares responsáveis por 67% desse total, seguido pelo tratamento de câncer (BAHIA e ARAUJO, 2014).

\_

<sup>21</sup> A Estratégia Nacional de Prevenção é um plano do governo federal dos EUA com o intuito de ajudar a aumentar o número de americanos saudáveis em todas as fases da vida. Esse projeto foi lançado em junho de 2011 pelo Conselho Nacional de Prevenção e Promoção de Saúde juntamente com o Conselho de Saúde Pública. Mais detalhes conferir *National Prevention Council* (2011).

## 3. RAZÕES ECONÔMICAS PARA A PREVENÇÃO DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO

As razões econômicas para a investigação do perfil de mulheres na prevenção do câncer tem sua importância devido as grandes disparidades socioeconômicas regionais e individuais apresentadas, dos índices elevados de incidência e mortes por CCU, mesmo sendo um tipo de câncer potencialmente curável. Além dos altos custos diretos e indiretos que o efeito do câncer e outras doenças traz para o indivíduo e a economia como um todo, como a perda de produtividade no trabalho e custos com tratamento de doenças. Frisar a avaliação econômica se faz necessária para a tomada de decisão quanto a alocação de recursos na área da saúde, devido à limitação dos recursos públicos e privados.

Dessa forma, no presente capítulo são apresentados os conceitos gerais a respeito do CCU, dados de incidência e mortalidade por CCU no Brasil, além de custos com prevenção e tratamento do câncer, da cobertura dos exames preventivos e variáveis socioeconômicas relacionadas a prevenção, incidência e mortalidade por CCU no Brasil.

#### 3.1 ASPECTOS CONCEITUAIS DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO

Câncer é o nome dado a um conjunto de mais de cem doenças que estão relacionadas ao crescimento desordenado de células malignas que invadem os órgãos e tecidos podendo espalhar (metástase) pelo resto do corpo (INCA, 2010b). Essas células, geralmente, são muito agressivas formando assim tumores malignos (acúmulo de células cancerosas).

O câncer de colo de útero também tem a denominação de câncer cérvico-uterino. Ele é causado pelas lesões persistentes no colo do útero provocadas por alguns tipos de vírus chamado papilomavírus humano - HPV<sup>22</sup>. A infecção pelo HPV se dá por via sexual, sendo muito frequente, mas transitória, regredindo espontaneamente na maioria das vezes. Ou seja, estar infectada pelo HPV é um fator necessário, mas não determinístico para o desenvolvimento do câncer de colo de útero (INCA, 2010a).

<sup>22</sup> O HPV apresenta mais de cem genótipos. Os genótipos 6 e 11 causam as verrugas genitais, não estando relacionados com o desenvolvimento do câncer. Os genótipos 16, 18, 31, 33, 35, 45, 52 e 58 são considerados cancerígenos. Sendo os dos tipos 16 e 18 os responsáveis por mais de 70% dos casos de câncer cervical (INCA, 2010a).

De acordo com Fonseca (2011) as lesões precursoras do CCU podem demorar até 20 anos para se transformar em câncer, sendo que o início da infecção se dá por lesões prémalignas leves (neoplasia intraepitelial cervical tipo 1, ou NIC 1) podendo avançar para lesões tipos 2 e 3 (NIC 2 e NIC 3), posteriormente para carcinoma *in situ*, e se não tratadas, para câncer invasor. Entretanto, as lesões pré-malignas (NIC 1, 2 e 3) têm grandes possibilidades de regressão espontâneas (INCA, 2011). O desenvolvimento do câncer cervical é um desfecho raro, mesmo na presença do vírus HPV.

Todavia, há outros fatores de risco associados ao CCU, quais sejam: multiplicidade de parceiros sexuais; início precoce da relação sexual; além de fatores socioeconômicos (FONSECA, 2011; COLATINO, 2010 e MENDONÇA *et al.*, 2008).

O procedimento adotado pelo SUS para o rastreamento e detecção da doença é o exame citopatológico (teste de papanicolaou) que, segundo alguns autores<sup>23</sup> esse exame é o que tem o melhor custo-efetividade, apesar de não ser o exame com maior sensibilidade na detecção da doença<sup>24</sup>.

Mesmo sendo um dos tipos de câncer com maior potencial de cura, por ter etapas bem definidas e de progressão lenta (MENDONÇA, 2006), a incidência e mortalidade por essa doença no Brasil tem se tornado um problema de saúde pública.

### 3.2 DADOS DE MORBIMORTALIDADE DO CÂNCER DE COLO DE ÚTERO NO BRASIL

Para a coleta e disponibilização de dados sobre mortalidade, o Ministério da Saúde criou o Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM, que faz parte do banco de dados do Sistema Único de Saúde – DATASUS e disponibiliza dados de mortalidade e incidência de diversas doenças no Brasil desde de 1975 até meados de 2013.

Segundo a série histórica divulgada pelo Ministério da Saúde a mortalidade por CCU ajustada por idade foi de 3,8 em 1990 para 5,3 em 2011 para cada 100.000 mulheres, ou seja, neste período houve um acréscimo de 39% nos índices de mortalidade no Brasil<sup>25</sup> (BRASIL,

24 De acordo com as obras de Fonseca (2011), Caetano *et al.* (2006), Goldie *et al.* (2007), Campos *et al.* (2012) e Fiebert *et al.* (2008), o rastreamento do câncer cervical por meio da complementação de outros métodos, como o teste HPV-DNA (captura híbrida) tem sido mais sensível na detecção da doença.

<sup>23</sup> Conferir Caetano et al. (2006) e Fonseca (2011).

<sup>25</sup> Esse aumento significativo nos dados de mortalidade pode significar um melhoramento nos registros das informações sobre casos de mortes ao longo do tempo.

2015a). Já em países como os Estados Unidos e Canadá, as taxas de mortalidade ajustadas por idade estavam, em 2002, em menos de 3 por 100.000 mulheres (FERLAY *et al apud* THULER, 2008), sendo que o Brasil, no mesmo ano, tinha taxa de 4,6 (BRASIL, 2015a).

De acordo com Thuler (2008) há três fatores que contribuem para esse cenário: a cobertura do exame citopatológico ainda é incipiente, principalmente no interior do Brasil, sobretudo nas regiões menos desenvolvidas; a qualidade dos exames ainda aquém do preconizado pela Organização Pan Americana de Saúde – OPA; e o estadiamento<sup>26</sup> avançado na qual mulheres vem recebendo o diagnóstico de câncer avançado. Para Thuler (2008) esses problemas refletem o precário acesso aos serviços de saúde e a carência de centros de oncologias fora das grandes capitais.

A tabela 1 apresenta os índices de mortalidade por CCU, divididos por região:

Tabela 1 - Taxa de Mortalidade Específica por câncer de colo de útero, por região, nos anos de 1990 e 2011

Anos	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste
1990	4,1	2,9	4,2	4,4	3,8
2011	7,9	5,9	4,4	5,1	5,4

Fonte: Ministério da Saúde, Datasus – Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM.

Nota: TME – taxa de mortalidade específica: óbitos por 100.000 mulheres.

Em todas as regiões analisadas houve aumento nos índices de mortalidade, com exceção da região Sudeste que teve estabilidade do índice. Já as regiões Norte e Nordeste, tiveram aumento nas taxas em 92% e 100%, respectivamente, nesses 21 anos. Um fato interessante a ser observado é que, ao longo da década de 90 a taxa de mortalidade da região Nordeste foi menor do que a taxa registrada para a região Sudeste, mesmo sendo regiões tão diferentes no quesito socioeconômico. Logo, a média da taxa de mortalidade de toda a década para o Nordeste foi de 3,1 enquanto a média para o Sudeste no mesmo período foi de 4,3, para cada 100.000 mulheres<sup>27</sup>.

Para Gamarra *et al.* (2010) esses resultados em que a região Nordeste tem índices menores de mortalidade em relação o Sudeste revela problemas nos registros de mortalidade por CCU no Nordeste do Brasil, por se tratar de uma localidade onde os registros de mortes é

<sup>26</sup> Estadiamento é o processo para determinar a extensão do câncer presente no corpo de uma pessoa e onde está localizado.

<sup>27</sup> Segundo o Apêndice C - da taxa de mortalidade específica por câncer de colo de útero.

baixa<sup>28</sup>. Em outro trabalho de Gamarra *et al.* (2010b) ele demonstra que, a partir da correção da magnitude da mortalidade por CCU no Brasil, com dados de 1996 a 2005, o Nordeste passou a ter a segunda maior taxa de mortalidade do Brasil, atrás apenas da região Norte, sendo que a mortalidade foi redesenhada de acordo com o perfil socioeconômico de cada localidade<sup>29</sup>.

Em relação ao ano de 2011 o Norte do Brasil é o que mantém um índice elevado de números de mortes por CCU, sendo o principal tipo de câncer a matar mulheres<sup>30</sup>, sendo o estado do Amazonas o que tem a maior taxa de mortalidade por CCU do Brasil (16,92 por 100.000)<sup>31</sup>.

Tabela 2- Taxa de Incidência por câncer de colo de útero no Brasil, por 100.000 mulheres, nos anos de 1997 e 2013

Anos	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste
1997	27,6	54	45,2	14,8	27,7	42,8
2013	17,5	23,6	18	15,5	13,9	27,7

Fonte: Ministério da Saúde / Instituto Nacional do Câncer – INCA

Notas: a partir de 2006 as estimativas do INCA passaram a ser feitas a cada dois anos, em função da estabilidade da ocorrência, com pouca variação anual, dessa forma, o ano de 2013 também se refere a 2012.

A tabela 2 mostra que a taxa de incidência caiu para a maioria das regiões do Brasil, apesar de ainda ter um nível de morbidade ainda elevado se comparado aos países desenvolvidos. Pode-se observar o maior índice registrado para a região Centro Oeste para o ano de 2013, mesmo não sendo o principal tipo de câncer a incidir sobre as mulheres (BRASIL, 2015b).

#### 3.3 GASTOS PÚBLICOS COM A PREVENÇÃO E TRATAMENTO DO CÂNCER

Os gastos públicos no Brasil com o câncer aumentaram em mais de 700% de 1999 a 2014. Nesses 15 anos os gastos saltaram de R\$470 milhões para R\$3,3 bilhões com

-

<sup>28</sup> Para Gamarra *et al* (2010) é inviável a realização de estudos mostrando as diferenças regionais de mortalidade apenas usando os dados brutos do SIM.

<sup>29</sup> As taxas corrigidas de mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil mostraram um acréscimo de 339% para o interior da região Nordeste (GAMARRA *et al*, 2010b).

<sup>30</sup> Verificar Fonseca (2011) e INCA (2012).

<sup>31</sup> Conferir Côrrea (2013).

tratamentos (quimioterapias, radioterapias e cirurgias) e exames de diagnósticos (INCA, 2015c; e BRASIL, 2015d). De acordo com o Ministério da Saúde, 283 hospitais estão habilitados para o tratamento do câncer no SUS e que de 2010 a 2013 houve aumento de 20% no número de radiografías e quimioterapias (BRASIL, 2015e).

Para a prevenção e o tratamento do CCU, o Ministério da Saúde repassou R\$65,5 milhões em 2014, e foram realizados 9,3 milhões de exames citopatológicos no SUS (BRASIL, 2015d). Já o investimento em vacinas contra quatro subtipos do vírus HPV (dois dos subtipos são responsáveis por 70% dos casos de CCU)<sup>32</sup>, segundo o Ministério da Saúde, serão investidos R\$1,5 bilhões na aquisição de 36 milhões de doses durante os próximos 5 anos (BRASIL, 2015f). Em 2011 o custo anual por paciente com câncer de colo de útero foi de R\$8.711,00 (FONSECA, 2011).

De acordo com o INCA, um estudo feito em 2007 baseado em dados de 447 pacientes com câncer usuários de um plano de saúde privado<sup>33</sup>, estimou que entre os anos de 2008 a 2010 os custos com tratamento com câncer em estágios avançados seria quase 8 vezes mais caro (35 milhões de reais) do que se esses mesmos pacientes tivessem detectado a doença no estágio inicial (5 milhões de reais). Ainda no mesmo estudo, as projeções indicavam que os custos com tratamento seria 7 vezes maiores que as ações de prevenção (INCA, 2007).

O impacto econômico que o câncer acarreta em termos de vidas perdidas, perda de produtividade devido a doença e altos custos diretos favorece as políticas públicas de prevenção do câncer de colo de útero. Pois com o aumento e o envelhecimento da população, além da chegada de novas e mais caras terapias para tratar a doença, os gastos públicos para o tratamento do câncer estão ficando cada vez maiores.

<sup>32</sup> Em 2014, o Ministério da Saúde, por meio do Programa Nacional de Imunizações (PNI), iniciou a campanha de vacinação de meninas entre 11 e 13 anos contra o vírus HPV. A meta é vacinar ao menos 80% da população alvo para alcançar o objetivo de reduzir a incidência deste câncer (BRASIL, 2015f) — INCA http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/acoes\_programas/site/home/nobrasil/programa\_nacional\_controle\_ca ncer\_colo\_utero/prevencao.

<sup>33</sup> O estudo foi realizado pela Unimed de Belo Horizonte e avaliou os dados de 447 pacientes de câncer atendidos pela operadora.

3.4 PESQUISAS SOBRE O CÂNCER DE COLO DE ÚTERO, A COBERTURA DO EXAME CITOPATOLÓGICO E O COMPORTAMENTO PREVENTIVO DAS MULHERES

Alguns estudos demonstraram a cobertura do exame preventivo em algumas regiões brasileiras, com o trabalho de Murata, Gabrielloni e Schirmer (2012) na cidade de Maringá – PR e Correa (2013) em Manaus – AM. Alguns autores retratam o comportamento preventivo das mulheres, como os trabalhos de Lucena *et al.* (2011); Domingos *et al.* (2007) e Albuquerque *et al.* (2009), com pesquisas realizadas em Porto Velho – RO, cidade de Cianorte no Paraná e no estado de Pernambuco, respectivamente. Além da pesquisa de Fonseca *et al.* (2010) que retrataram o perfil de mulheres na incidência e mortalidade por câncer cervical em Roraima e o trabalho de Mendonça *et al.* (2008) na cidade de Recife-PE.

Por meio de entrevista domiciliar<sup>34</sup> com 291 mulheres de 25 a 59 anos, Murata, Gabrielloni e Schimer (2012) determinaram a cobertura do exame citológico na cidade de Maringá no Paraná. Os autores utilizaram a regressão logística para a análise dos resultados. Os resultados mostraram uma cobertura de 87,6% das mulheres, nos três anos antes da pesquisa, sendo que 54,3% dos exames (do último ano precedente à entrevista) foram realizados pelo SUS.

Já para a pesquisa em Manaus – AM sobre o alcance do rastreamento do CCU foi utilizado uma amostra aleatória por conglomerados com entrevista de 1100 mulheres de 25 a 59 anos, da zona urbana, no período de outubro a dezembro de 2011. Como resultado, 92,5% das mulheres haviam realizado o exame pelo menos uma vez na vida, sendo que 76,5% nos últimos três anos e 66,6% com periodicidade anual. As variáveis relacionadas à realização do exame de forma adequada eram: trabalhar em empresa pública, possuir nível superior completo, ter renda acima de dez salários mínimos, não ser fumante, além de conhecer a finalidade do exame (CORREA, 2013).

Na pesquisa de Lucena *et al.* (2011), 82,8% das entrevistadas<sup>35</sup> declararam já ter realizado o exame ao menos uma vez na vida; porém, as variáveis etnia, estado civil, grau de instrução, religião e profissão não foram estatisticamente significativas.

<sup>34</sup> Questionário aplicado por meio de amostragem aleatória estratificada, representando 326 bairros de Maringá-PR (com 318.953 habitantes).

<sup>35</sup> Foram entrevistadas 227 mulheres em igreja local onde eram realizados, mensalmente, exames preventivos.

Já as pesquisas realizadas em Cianorte – PR<sup>36</sup> e no estado de Pernambuco<sup>37</sup> declararam um perfil semelhante entre as mulheres na realização do exame de prevenção, quais sejam: a proporção de realização do papanicolaou era maior entre as que possuíam companheiro, tinha mais instrução, maior renda e que declararam ter tido apenas um parceiro nos últimos doze meses (DOMINGOS *et al.*, 2007 e ALBUQUERQUE *et al.*, 2009).

No que se refere ao perfil de mulheres na incidência do câncer, Fonseca *et al.* (2010) acharam resultados em Roraima, no ano de 2009, de 90 pacientes portadoras dessa doença ou que tinham lesões pré-malignas de alto grau. Com essa pesquisa eles constataram que o estado de Roraima possuía a maior incidência do CCU no Brasil (46,21 casos por 100.000 mulheres), acima até da média da região Norte (23 casos por 100.000). Dos 90 laudos e prontuários de pacientes em tratamento oncológico pesquisados, somente 60 pacientes foram entrevistadas, com isso chegaram-se aos seguintes resultados: a maioria revelava privação econômica, baixa escolaridade, iniciação sexual precoce (média 13,8 anos), multiparidade (média 5,5 gestações). Das entrevistadas, 71,7% nunca haviam realizado o papanicolaou, e 47,4% desconhecia a doença.

Também foram encontrados resultados parecidos com a pesquisa feita na cidade de Recife no estado de Pernambuco. Mendonça *et al.* (2008) analisou o perfil de mulheres na mortalidade do câncer cervical entre os anos de 2000-2004. Os autores analisaram 125 óbitos dos quais a maioria ocorreu em hospital público; na faixa etária de 40 a 59 anos (40,5%); maioria negra, sem companheiro, donas de casa e residentes em bairros com pior condição de vida.

<sup>36</sup> Pesquisa realizada com um estudo descritivo exploratório com 116 mulheres trabalhadoras de uma Instituição Comercial de Confecção, em julho de 2005 (DOMINGOS *et al.*, 2007).

<sup>37</sup> Estudo transversal de base populacional, utilizando dados do Inquérito da Pesquisa Mundial de Saúde: Atenção Básica, realizada no estado de Pernambuco em 2006. Entrevista com 258 mulheres de 18 a 69 anos (ALBUQUERQUE *et al.*, 2009).

#### 4. METODOLOGIA

Neste capítulo é apresentada a metodologia que foi utilizada no trabalho de dissertação. A metodologia está dividida em três partes: a primeira trata da base de dados; a segunda seção traz a descrição das variáveis utilizadas no modelo econométrico e a terceira e última seção está descrito o modelo econométrico *logit* ordenado.

#### 4.1. BASE DE DADOS

A base de dados utilizada nesse estudo é a Pesquisa Nacional de Saúde – PNS de 2013, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE juntamente com o Ministério da Saúde. Essa pesquisa abrange a percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas, no Brasil, grandes regiões e em unidades da Federação.

Pesquisas de saúde eram abordadas em suplementos na PNAD num intervalo de três períodos consecutivos de cinco anos, em 1998, 2003 e 2008. Sendo assim, a PNS seguiu a sequencia temporal de publicação de pesquisas de saúde, mesmo sendo uma pesquisa independente da PNAD, mas integrante do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares – SIPD. A PNS foi planejada para estimar vários estimadores com precisão e assegurar a continuidade do monitoramento do Suplemento de Saúde da PNAD (IBGE, 2014).

A PNS está fundamentada em três eixos principais: o desempenho do sistema nacional de saúde; as condições de saúde da população brasileira e a vigilância de doenças crônicas não transmissíveis e os principais fatores de riscos associados (IBGE, 2014). Por meio das informações da PNS será possível monitorar o sistema de saúde pública, além da distribuição e uso dos recursos e subsidiar políticas públicas na área da saúde.

O banco de dados da PNS<sup>38</sup> continha inicialmente 205.546 pessoas, foram retirados da base de dados todos os homens, mantendo na amostra somente as mulheres acima de 18 anos. O principal motivo para manter as mulheres com idade a partir dos 18 anos na amostra se dá porque as perguntas do questionário da PNS relacionado a saúde da mulher (exames preventivos, história reprodutiva e planejamento familiar) eram direcionadas para as mulheres

<sup>38</sup> Para mais detalhes consultar "notas metodológicas PNS 2013" (IBGE, 2014).

a partir dessa idade. Após o recorte da base de dados, a amostra utilizada passou a contemplar um total de 77.186 mulheres.

#### 4.2. DESCRIÇAO DAS VARIAVEIS

Nesta seção são apresentadas as variáveis que foram utilizadas no modelo econométrico *logit* ordenado.

A variável dependente ou resposta que se refere a um dos objetivos da pesquisa compõe a seguinte pergunta: "quando foi a última vez que a senhora fez um exame preventivo para o câncer de colo de útero?" Na PNS 2013 existem 5 respostas categóricas (1 - menos de um ano atrás; 2 - de um ano a menos de dois anos; 3 - de dois anos a menos de três anos; 4 - de três anos ou mais atrás e 5 - nunca fez). Porém, para estimar o modelo foi utilizada apenas quatro categorias, sendo que as categorias 2 e 3 se uniram e foram recodificadas<sup>39</sup> em "2 - de um ano a menos de três anos", "3 - de três anos ou mais" e "4 - nunca fez".

Para representar os regressores do modelo, os mesmos estão divididos entre variáveis demográficas, socioeconômicas, de saúde e regionais. Sendo assim, a variável idade foi medida em anos. Já as variáveis como: casada, se possui plano de saúde, se vive com o cônjuge ou companheiro, se fuma, se já foi diagnosticada com câncer, escolaridade, região do país onde reside e se mora na área urbana do município, foram utilizadas *dummy*, (1 como SIM e 0 como NÃO).

A variável "auto avaliação da saúde" (tem como respostas: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim), as respostas foram ordenadas em categorias. Como pode ser observado com mais detalhes na tabela 3.

<sup>39</sup> A união e recodificação das categorias 2 e 3 da variável dependente foi necessário pois a categoria 3 tinha poucas observações o que gerava problemas na estimação do modelo *logit* ordenado.

Tabela 3- Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Variáveis Descrição das Variáveis **Sinais Esperados** VARIAVEL DEPENDENTE Exame preventivo 1 menos de um ano atrás; 2 de um ano a menos de três anos; 3 de três anos ou mais; 4 nunca fez VARIAVEIS INDEPENDENTES OU EXPLICATIVAS

VARIAVEIS INDEPENDENTES OU EXPLICATIVAS					
VARIAVEIS DEMOGRAFICAS					
Idade	Idade em anos de vida	Negativo			
Idade2	Idade ao quadrado (efeitos do ciclo de	Positivo			
	vida)				
VARIAVEIS COMPOR	RTAMENTAL				
Casada	1 se é casada e 0 não é casada	Negativo			
Vive com cônjuge ou	1 se vive com o cônjuge ou	Negativo			
companheiro	companheiro e 0 caso contrário				
VARIAVEIS SOCIOEO	CONÔMICAS				
Sem Instrução	1 se é sem instrução e 0 caso contrário	Positivo			
Ensino Fundamental	1 se tem ensino fundamental e 0 caso	Negativo			
	contrário				
Ensino Médio	1 se tem ensino médio e 0 caso	Negativo			
	contrário				
Ensino Superior	1 se tem ensino superior e 0 caso	Negativo			
	contrário				
Plano de Saúde	1 se possui plano de saúde e 0 caso	Negativo			
	contrário				
Renda	Scores dos componentes principais	Negativo			
	(em números)				
VARIAVEIS SAUDE					
Fuma	1 se fuma e 0 caso contrário	Positivo			
Diagnosticada com	1 se já foi diagnosticada com câncer e	Negativo			
câncer	0 caso contrário				
Auto avaliação da saúde	1 muito boa; 2 boa; 3 regular; 4 ruim;	Positivo			
	5 muito ruim				
VARIAVEIS REGIONA	AIS				
Urbana	1 se reside em área urbana e 0 se reside	Negativo			
Olounu	em área rural	1 (Oguli VO			
Sudeste	1 se reside no Sudeste e 0 caso	Negativo			
	contrário				
Sul	1 se reside no Sul e 0 caso contrário	Negativo			
Norte	1 se reside no Norte e 0 caso contrário	Negativo			
Nordeste	1 se reside no Nordeste e 0 caso	Positivo			
	contrário				

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013). A região Centro Oeste é a de referência.

<sup>\*</sup> variável dependente.

Até a data da conclusão da presente pesquisa a PNS não havia disponibilizado ao público os dados de "ocupação" e "renda", que fazem parte dos módulos "E" e "F" do questionário, esses dados seriam utilizados para representar as variáveis socioeconômicas. Diante disso, a fim de mensurar a variável renda, atribuiu-se como *proxy* as seguintes variáveis disponíveis na base de dados de domicílios da PNS: número de cômodos, se possui carro, se possui empregada doméstica mensalista, se possui moto e se possui internet. Para isso, após coletar as informações da base de dados, foi utilizada a Análise de Componentes Principais para a geração de escores de renda<sup>40</sup>.

Em relação aos sinais esperados, coeficientes positivos indicam crescimento na probabilidade da categoria mais alta (nunca fez o preventivo) e decréscimo na probabilidade da categoria mais baixa (fez o preventivo a menos de um ano)<sup>41</sup>. Presume-se que essas variáveis possam ter efeitos na probabilidade de escolha da mulher em relação a prevenção. Por exemplo, conforme Correa (2013) o fato da mulher ter nível superior e não ser fumante corrobora para a decisão de prevenção. Dessa forma espera-se um sinal negativo para o coeficiente "ensino superior" e positivo para a variável "fuma".

Da mesma forma a variável "vive com o cônjuge", para Domingos *et al.* (2007) e Albuquerque *et al.* (2009) o ato da mulher viver com o cônjuge ou companheiro já reforça a escolha de prevenção, nessa situação espera-se que mulheres casadas e que vivam com o cônjuge ou companheiro tenham menos chances de nunca ter realizado o exame de prevenção do que as mulheres solteiras.

### 4.3. MODELO LOGIT ORDENADO

Na economia da saúde trabalha-se muito com um universo empírico não observável, pois as variáveis estudadas dependem do quesito comportamental dos indivíduos (SOUSA, 2010). Dessa forma, utilizar um modelo linear, com o estimador de mínimos quadrados ordinários, para estimar os parâmetros, geralmente causa problemas na estimação como a não normalidade dos erros aleatórios e a heterocedasticidade, causando, assim, uma

<sup>40</sup> A Análise de Componentes Principais é uma técnica que transforma um conjunto de variáveis originais em outro conjunto de variáveis de mesma dimensão. Os componentes principais são estimados com o propósito de reter o máximo de informações em termos de variação total. Essa análise agrupa indivíduos de uma população segundo a variação de suas características (VARELLA, 2008). Já os escores são os valores das componentes principais.

<sup>41</sup> Conferir Long e Freese (2001) e Greene e Hensher (2010).

superestimação ou subestimação da reta observada em relação às variáveis estudadas. Entretanto, esse contexto pode gerar estimadores ineficientes, viesados e inconsistentes (LONG e FREESE, 2001).

No objeto de estudo tratado, a variável dependente possui um caráter qualitativo (dividido em categorias) ordinal, o modelo econométrico é de escolha discreta e as variáveis respostas não possuem uma relação linear com a variável explicativa. (CAMERON e TRIVEDI, 2005; GUJARATI, 2006). O uso desse modelo ordenado se justifica pelo fato de se querer determinar como as variáveis independentes afetam a variável dependente ordinal.

No modelo *logit* ordenado a variável dependente Y é o logaritmo da razão das probabilidades na qual é uma função linear dos regressores, utilizando como função densidade de probabilidade a distribuição logística (GUJARATI, 2006).

Neste estudo é especificada uma função em que a probabilidade da mulher ter realizado ou não o exame de prevenção, e sua frequência temporal, contra o câncer de colo de útero depende de características socioeconômicas, regionais, demográficas e de saúde, sendo a variável dependente tomando valores ordenados no intervalo de 1 a 4, como está categorizado abaixo<sup>42</sup>:

Y=1 (se realizou a prevenção em menos de um ano atrás), se  $y^* \ge \mu_1$ 

Y=2 (se realizou a prevenção entre um ano a menos de três anos), se  $\mu_1 < v^* \ge \mu_2$ 

Y=3 (se realizou a prevenção em três anos ou mais), se  $\mu_2 < y^* \ge \mu_3$ 

Y=4 (nunca realizou a prevenção), se  $\mu_4 \le y *$ 

O modelo é inicialmente baseado num modelo de regressão linear:

$$y^* = x\beta + \varepsilon \tag{4}$$

Em que:

x é o vetor das covariadas;

y\* é a variável dependente;

ε é o erro aleatório;

β é o parâmetro a ser estimado pelo método de máxima verossimilhança.

<sup>42</sup> Para mais detalhes da formalização do modelo *logit* ordenado conferir Cameron e Trivedi (2005) e Gujarati (2006).

Os parâmetros  $\mu$  são chamados de pontos de corte das cinco categorias que a variável y possui.

Assim:

$$P(y = 1 \mid x) = F(\mu_1 - x\beta)$$

$$P(y = 2 \mid x) = F(\mu_2 - x\beta) - F(\mu_1 - x\beta)$$

$$P(y = 3 \mid x) = F(\mu_3 - x\beta) - F(\mu_2 - x\beta)$$
...
$$P(y = i \mid x) = 1 - F(\mu_i - x\beta)$$
(5)

Os parâmetros  $\mu$  e  $\beta$  são desconhecidos e são estimados por Máxima Verossimilhança (MV), sendo F(.) uma função de ligação com distribuição logística e j é representada pelas categorias da variável dependente. Dessa forma, as probabilidades de y podem ser encontradas a partir desse modelo  $(5)^{43}$ .

Abaixo tem-se uma distribuição logística ordenada, aplicando as derivadas têm-se os seguintes resultados marginais:

$$\frac{\partial P(y_i = 1 \mid x_i)}{\partial x} = F(\mu_1 - x\beta)\beta$$

$$\frac{\partial P(y_i = 2 \mid x_i)}{\partial x} = F\beta[(\mu_2 - x\beta) - (\mu_1 - x\beta)]$$

$$\frac{\partial P(y_i = 3 \mid x_i)}{\partial x} = F\beta[(\mu_3 - x\beta) - (\mu_2 - x\beta)]$$

$$\frac{\partial P(y_i = 4 \mid x_i)}{\partial x} = F[(\mu_4 - x\beta)\beta$$
(6)

O modelo *logit* ordenado segue quando a F(.) tem uma distribuição logística acumulada:

$$C_{i,j} = P(y \le j \mid X_i) = \frac{\exp(\mu_j - X_i'\beta)}{1 + \exp(\mu_j - X_i'\beta)} \quad (\forall j = 1, 2, 3, ..., J)$$
 (7)

<sup>43</sup> Assume-se que a média e a variância dos erros são normalizados para zero e um (OLIVEIRA FILHO *et al.*, 2014).

Estimando os parâmetros ( $\mu$  e  $\beta$ ) por máxima verossimilhança para cada i, têm-se, como na equação abaixo:

$$li(\mu, \beta) = [y_i = 1]log[F(\mu_1 - X_i\beta)] + [y_i = 2]log[F(\mu_2 - X_i\beta) - F(\mu_1 - X_i\beta)] + \cdots + [y_i = j]log[1 - F(\mu_j - X_i\beta)]$$
(8)

Abaixo segue o modelo padronizado para a estimação da probabilidade de a mulher realizar exame de prevenção contra o câncer cervical de acordo com as variáveis explicativas estudadas.

$$y_{ij} = X_i \beta + \varepsilon_i \qquad \forall \quad j = 1, 2, 3, 4 \tag{9}$$

Em que:

 $y_{ij}$  é a variável dependente qualitativa que se refere ao tempo em que a mulher fez o último exame de prevenção do câncer cervical ou nunca fez, sendo que "i" representa o número da observação estudada e "j" representa a categoria. As categorias estão divididas em (1 menos de um ano atrás; 2 de um ano a menos de três anos; 3 de três anos ou mais; 4 nunca fez);

$$\mathcal{E}_i$$
 é o termo de erro aleatório. Na distribuição logística tem  $\mathcal{E}(\mathcal{E}) = 0$  e  $\text{Var}(\mathcal{E}_i) = \left(\frac{\pi^2}{3}\right)$ ;

 $X_i$  é o vetor das variáveis explicativas do modelo, tais como: idade da entrevistada, proxy da renda, escolaridade, se é casada, se vive com o cônjuge ou companheiro, se possui plano de saúde, se fuma, se já foi diagnosticada com câncer, auto percepção da saúde e qual região do Brasil que reside;

 $\beta$  é o parâmetro a ser estimado. Mede o peso de cada variável explicativa sobre a decisão da mulher na prevenção do câncer.

O modelo *logit* ordenado é escrito a partir das equações (8) e (9), como:

$$P(Y_i = j \mid X_i) = P(y_i \le j \mid x_i) - P(y_i \le j - 1 \mid x_i)$$
(10)

Redefinindo o modelo em (7) quando a função segue uma distribuição logística acumulada:

$$P(Y_i = j \mid X_i) = \frac{\exp(\mu_j - x_i \beta)}{1 + \exp(\mu_j - x_i \beta)} - \frac{\exp(\mu_{j-1} - x_i \beta)}{1 + \exp(\mu_{j-1} - x_i \beta)}$$
(11)

No entanto, o modelo *logit* ordenado supõe que os β's são fixos, isto é, para cada covariável o estimador de máxima verossimilhança, β, não varia entre as categorias. Dessa forma, o modelo *logit* ordenado presume que as regressões para cada categoria da variável endógena são paralelas (LONG e FREESE, 2001).

Dessa maneira, o pressuposto de regressões paralelas é frequentemente violado, principalmente quando se trabalha com dados sociais, uma vez que para a maioria das variáveis é razoável supor que os efeitos podem variar, dependendo do nível atribuído pela variável dependente.

Para testar se o modelo viola as regressões paralelas foi utilizado o teste de Brant (1990), em que o mesmo compara os coeficientes angulares dos J-1 com os coeficientes do *logit* contidos no modelo de regressão ordenada (CRUZ, 2010). Dessa forma, o teste considera a seguinte probabilidade, dado que na presente pesquisa a variável dependente possui 4 categorias e a função de probabilidade acumulada já foi definida, tem-se:

$$P(y \le j \mid X) = F(\mu_j - x\beta)$$
 para  $j = 1,2$ .

Onde, as equações subjacentes ao modelo ordenado padrão foram:

$$P(y \le 1 \mid X) = F(\mu_1 - x\beta)$$

$$P(y \le 1 \mid X) = F(\mu_2 - x\beta)$$
(12)

De acordo com a função acumulada estabelecida em (12), os coeficientes dos parâmetros serão iguais para todas as equações. Sendo assim, o teste de Brant atua confrontando as regressões com o mesmo coeficiente juntamente com as equações em que os

coeficientes podem se alterar ao longo das categorias<sup>44</sup>. Como pode ser observado na equação (13):

$$P(y \le j \mid X) = F(\mu_j - x\beta_j) \text{ para } j = 1,2.$$
(13)

A hipótese nula para o presente teste é:

$$\beta_1 = \beta_2 \Rightarrow \widehat{\beta_1} = \widehat{\beta_2} \tag{14}$$

Quando a hipótese nula (suposição de regressões paralelas) é rejeitada a literatura recomenda utilizar modelos alternativos que não impõem essa restrição, um dos modelos recomendados é o Modelo *Logit* Ordenado Generalizado que utiliza a hipótese de que os coeficientes variam ao longo das respostas ordenadas (LONG e FREESE, 2001).

<sup>44</sup> Esta seção em que é demonstrado o teste de regressões paralelas foi baseada no trabalho de Cruz (2010).

### 5. ANÁLISE DESCRITIVA

Neste capítulo é apresentada a análise descritiva dos dados que fora feita utilizando a amostra de dados da PNS com 77.186 mulheres.

O método de rastreamento do câncer de colo de útero no Brasil é o exame citopatológico e que deve ser realizado em mulheres na faixa etária de 25 a 64 anos, em intervalos a cada 3 anos após dois exames anuais negativos (INCA, 2011). De acordo com o INCA (2011) é necessário uma cobertura do exame na população alvo de, no mínimo, 80%, dessa forma é possível reduzir entre 60 a 90% a incidência do câncer cervical.

A amostra extraída para esse trabalho é de mulheres acima de 18 anos de idade, das quais 34.466 mulheres<sup>45</sup> responderam a seguinte pergunta: Quando foi a última vez que a senhora fez um exame preventivo para o câncer de colo de útero?

Na tabela 4 tem-se que mais de 40% das mulheres brasileiras realizaram o exame preventivo no último ano em relação ao período da pesquisa e que 31% realizou o exame em até 3 anos. Pode-se inferir uma média ainda aquém do mínimo estabelecido pela OMS (80% da população alvo) (INCA,2011), já que, segundo a tabela, em até quase 3 anos antes da pesquisa não havia alcançado (71,76%) o percentual de cobertura preconizado pela organização de saúde. Já no outro extremo, entre as que declararam nunca ter realizado o exame de prevenção do CCU, esse dado é de um pouco mais de 15%.

Tabela 4 - Frequência do exame preventivo do câncer de colo de útero

Último Preventivo	Frequência	Percentual
Menos de um ano atrás	13.964	40,52
De um ano a menos de três	10.766	31,24
Três anos ou mais atrás	4.500	13,06
Nunca Fez	5.236	15,19
Total	34.466	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

Dentre as que declararam nunca ter realizado o exame de prevenção os principais motivos relatados foram, dentre outros, que não acharam necessário a realização do exame (42,38%), seguido da resposta de nunca ter sido orientada para fazer o exame (22,98%), sendo

<sup>45</sup> O "Módulo R" do questionário da PNS 2013 em que constam as perguntas sobre prevenção do câncer foi respondido por mulheres de 18 anos e mais de idade, conforme consta no seguinte link: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/pns/2013/default\_microdados.shtm

que 10,85% relataram ter vergonha de realiza-lo, como pode ser observado na tabela 5. Analisando ainda os dados da tabela infere-se que é necessário uma política eficiente de informação quanto a importância da prevenção da doença, já que quase a maioria das mulheres que nunca realizaram a prevenção alegaram não achar necessário o exame.

Tabela 5 - Principais motivos de nunca ter realizado o exame preventivo

Motivo de Nunca ter Realizado o Preventivo	Frequência	Percentual
Nunca teve relações sexuais	411	7,85
Não acha necessário	2.219	42,38
Tem vergonha	568	10,85
Nunca foi orientada para fazer o exame	1.203	22,98
Não sabe quem procurar ou aonde ir	56	1,07
Tem dificuldades financeiras	54	1,03
Tem dificuldades de transporte	39	0,74
Teve dificuldades para marcar consultas	164	3,13
O tempo de espera é muito grande	97	1,85
O serviço de saúde é distante	46	0,88
O horário do serviço de saúde é		
incompatível com o horário disponível	53	1,01
O plano de saúde não cobre a consulta	1	0,02
Está marcado, mas ainda não realizou	47	0,90
Outro	278	5,31
Total	5.236	100,00

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

Em relação a estatística descritiva, a tabela 6 mostra as médias, os valores mínimos e máximos, além do número de observações de cada variável. Para as variáveis: branca, casada, vive com cônjuge ou companheiro, escolaridade (sem instrução, ensino fundamental, médio e superior), fuma, diagnosticada com câncer, urbana e região onde mora (Sudeste, Sul, Norte, Nordeste e Centro Oeste) foi estabelecido *dummies* para cada uma delas (sendo 1 para sim e 0 para não).

Em relação as variáveis demográficas pode-se inferir uma média de idade de 42 anos entre as mulheres entrevistadas. Já as mulheres que se autodeclararam branca esse percentual é de 40,27%.

Em relação aos aspectos comportamentais das entrevistadas, um pouco mais de 38% são casadas, sendo que 56,5% do total das mulheres entrevistadas vivem com o cônjuge ou companheiro. No tocante a escolaridade, constata-se que ainda há um grande número de mulheres sem nenhuma instrução (14,48%), as que declararam ter o nível médio completo foi de 28,8%, já as que tinham finalizado o ensino superior era de apenas 13,93%.

Acerca das informações de saúde, apenas 28% das mulheres possuíam pelo menos um plano de saúde, 10,89% relataram fumar atualmente e 1,97% disseram já ter recebido algum diagnóstico de câncer. Em relação ao cigarro, em consoante ao trabalho de Rodrigues *et al.* (2015), que utilizaram a base de dados do suplemento de saúde da PNAD 2008, houve uma melhora significativa na quantidade de mulheres que relataram fumar, visto que o resultado era de mais de 16%.

Com referência a região, 84,26% das entrevistadas vivem na região urbana, sendo que 31% residem no Nordeste e 23,5% no Sudeste. Já no Norte do Brasil esse percentual é de aproximadamente 22%.

Tabela 6 - Estatística Descritiva das variáveis explicativas

Variáveis	Observações	Média	Mínimo	Máximo
Idade	77.186	42,3748	18	109
Branca	77.186	0,4027	0	1
Casada	77.186	0,3863	0	1
Vive com cônjuge ou companheiro	77.186	0,5657	0	1
Sem instrução	77.186	0,1448	0	1
Ensino Fundamental	77.186	0,0919	0	1
Ensino Médio	77.186	0,2880	0	1
Ensino Superior	77.186	0,1393	0	1
Plano de Saúde	77.186	0,2809	0	1
Auto avaliação de saúde	34.466	2,3558	1	5
Fuma	34.466	0,1089	0	1
Diagnosticada com câncer	34.466	0,0197	0	1
Urbana	77.186	0,8426	0	1
Sudeste	77.186	0,2358	0	1
Sul	77.186	0,1162	0	1
Norte	77.186	0,2174	0	1
Nordeste	77.186	0,3109	0	1
Centro Oeste	77.186	0,1197	0	1

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

Na tabela 7 tem-se a distribuição da realização ou não do exame preventivo juntamente com a frequência temporal de realização do exame segundo a região do país. Observa-se que dentre as residentes da região Norte que responderam as perguntas relacionadas a prevenção do câncer, 17% nunca realizaram o exame, um pouco mais de 39% realizaram no último ano antes da pesquisa, frente a 71,30% das que efetuaram em menos de três anos antes da pesquisa. A região Nordeste foi a que apresentou pior resultado, de acordo com a tabela 7. Das que nunca realizaram o exame da região Nordeste esse percentual é de 18,34%, e 37% haviam realizado a prevenção dentro de um ano. Das que realizaram no período de até três anos esse número era de 67,8%. Na outra ponta está a região Sul do Brasil, em que apenas 10,95% da população entrevistada mencionaram nunca ter feito a prevenção, 46,28% haviam realizado em menos de uma ano, ante a 76,6% diziam ter realizado nos três anos antes da pesquisa.

Tabela 7 - Distribuição de mulheres por região do Brasil segundo a realização do exame preventivo contra o câncer de colo de útero

			Realização de	Preventivo				
Região	N E	Frequência Temporal da Realização do Preventivo – em anos						
	Nunca Fez	Total <1 ano* De 1 a <3*						
Norte	17,10	82,88	39,25	32,05	11,58			
Nordeste	18,34	81,64	37,01	30,79	13,84			
Sul	10,95	89,03	46,28	30,32	12,43			
Sudeste	12,95	87,03	42,40	31,02	13,61			
Centro O.	12,77	87,21	41,86	32,30	13,05			

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

Percebe-se uma diferença maior na distribuição entre as regiões Nordeste (com pior índice) em comparação ao Sul, essa diferença pode ser um resultado do desequilíbrio regional como resposta da disparidade socioeconômica das regiões do Brasil. Apesar disso, no geral, os índices de prevenção estão bem distribuídos entre as regiões.

<sup>\* &</sup>quot;<1 ano" menos de um ano; "de 1 a <3" de um a menos de três anos.

Tabela 8 - Distribuição de mulheres por escolaridade segundo a realização do exame preventivo contra o câncer de colo de útero

	Realização de Preventivo								
Escolaridade	Numaa far	a Temporal da Re	a Realização do Preventivo – em anos						
	Nunca fez	Total	< 1 ano*	De 1 a <3*	de 3 a mais*				
S/ instrução	23,30	76,68	27,99	27,56	21,13				
Fundamental	14,48	85,51	38,67	33,94	12,90				
Médio	14,11	85,87	44,72	32,61	8,54				
Superior	5,94	94,04	55,59	30,59	7,86				

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

Ao cruzar as informações de escolaridade com a realização do exame de prevenção e sua tendência temporal percebe-se nitidamente que, de acordo com a tabela 8, quanto maior o nível de escolaridade maior é a preocupação das mulheres com o fator da prevenção do câncer. Entre as que não tinha nenhuma instrução, 23,3% nunca haviam feito o exame citopatológico, sendo que 21,13% das entrevistadas tinha feito o exame 3 anos ou mais antes da entrevista. Já no outro extremo, as com nível superior completo, apenas 5,94% nunca tinha feito o preventivo; em relação ao primeiro ano antes da entrevista mais da metade já haviam realizado (55,59%) e 86,18% haviam realizado o exame de prevenção em menos de três anos. Já para as de nível médio um pouco mais de 14% nunca fizeram o exame, sendo que 44,72% tinham se submetido ao preventivo no último ano anterior a pesquisa. De modo que esse número era de 38,67% das de nível fundamental completo.

Tabela 9 - Tipo de câncer mais comum entre as mulheres entrevistadas

câncer a senhora teve ou tem? (%)						
Pulmão	1,62					
Intestino	7,23					
Estômago	2,06					
Mama	33,63					
Câncer de colo de útero	13,13					
Pele	16,67					
Outro	25,66					

No primeiro diagnóstico de câncer que tipo de

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

<sup>\* &</sup>quot;<1 ano" menos de um ano; "de 1 a <3" de um a menos de três anos; "de 3 a mais" mais de três anos.

Segundo os dados da PNS das 34.466 mulheres entrevistadas, 678 têm ou já tiveram algum tipo de câncer (1,97%). Entre os tipos de câncer relatado pelas mulheres a maioria (33,63%) foi câncer de mama, seguido pelo câncer de pele (16,67%) e de colo de útero (13,13%), como pode ser observado na tabela 9. Já a idade média dessas mulheres entrevistadas que têm ou já tiveram câncer era de 48 anos.

Tabela 10 - Motivos para a retirada do útero entre as entrevistadas

Principais Motivos para Retirada de Útero (%)				
Mioma uterino	66,49			
Prolapso do útero (útero caído)	3,96			
Endometriose	4,23			
Câncer ginecológico	3,84			
Complicações na gravidez	3,34			
Sangramento vaginal anormal	7,96			
Outro	10,17			

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNS (2013).

Foi perguntado as mulheres se elas já haviam sido submetidas a cirurgia de retirada do útero, 7,47% disseram que sim. Dentre os principais motivos relatados para a retirada do útero, a maioria respondeu ser devido mioma uterino (66,49%), seguido de sangramento vaginal anormal (7,96%) e apenas 3,84% relataram retirar o útero devido câncer de colo de útero, como pode ser visto na tabela 10.

### 6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para alcançar os objetivos propostos no trabalho de relacionar o perfil das mulheres com o fator de prevenção contra o CCU, foi estimado o modelo *logit* ordenado generalizado.

Ademais, no modelo *logit* ordenado os parâmetros estimados não podem ser interpretados como uma influência quantitativa sobre a probabilidade (escolha da mulher em relação à prevenção do câncer de colo de útero), uma vez que a sua relação não é linear. E como já foi dito, o modelo *logit* ordenado assume que os coeficientes que explicam a relação entre todas as categorias ordinais da variável dependente são os mesmos. Para testar essa suposição de que os β's são fixos há o teste de Brant (1990), que testa a suposição de Regressão Paralela (ou linhas paralelas) para cada variável individualmente, como pode ser observado na Tabela 11.

O teste de Brant mostrou que ao nível de significância de 0,05 houve restrições para linhas paralelas para as variáveis Sul, casada e Norte, dessa forma a recomendação da literatura é utilizar o Modelo *Logit* Ordenado Generalizado na qual utiliza a hipótese de que os coeficientes variam ao longo das respostas ordenadas (LONG e FREESE, 2001).

Tabela 11 - Teste de Brant para a suposição de Linhas Paralelas

Restrições para Linhas Paralelas Impostas	P-valor
Sul	0.5533
Casada	0.3270
Norte	0.0710
Restrições para Linhas Paralelas não Impostas	P-valor
Idade	0.00000
Idade <sup>2</sup>	0.00000
Vive com cônjuge	0.00000
Plano de saúde	0.00000
Sem instrução	0.00000
Ensino fundamental	0.00929
Ensino médio	0.00015
Ensino superior	0.00054
Auto avaliação da saúde	0.00014
Fuma	0.00080
Teve câncer	0.00276
Urbana	0.00000
Nordeste	0.01188
Sudeste	0.01627
Renda	0.04378
Chi2(06) = 8.44	Prob>chi2 = 0.2078

Fonte: Elaboração própria com auxílio da utilização do software - Stata versão 11.

Corrigida a suposição de chances proporcionais a tabela 12 apresenta os efeitos marginais do modelo *logit* ordenado generalizado. Como pode ser visualizado, as variáveis casada, Norte e Sudeste não foram significativas para explicar a probabilidade de decisão da mulher em relação a prevenção, dessa forma, nesse trabalho não há evidências de que o fato da mulher ser casada ou residir na região Norte ou Sudeste influencia na sua decisão de prevenção.

Tabela 12 - Efeitos marginais para o modelo logit ordenado generalizado

Variáveis	Menos de um ano atrás	De um ano até menos de três	De três anos ou mais	Nunca fez
T 1 1	0.0213	0.0068	-0.0076	-0.0205
Idade	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade <sup>2</sup>	-0.0002	-0.0000	0.0001	0.0002
Idade-	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Vive com cônjuge ou	0.0591	0.0321	-0.0241	-0.0670
companheiro	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
C1-	0.0122	-0.0025	-0.0045	-0.0052
Casada	(0.057)	(0.062)	(0.056)	(0.055)
D1 1/ 1-	0.1507	-0.0315	-0.0667	-0.0525
Plano de saúde	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
g : , ~	-0.0467	-0.0139	0.0037	0.0568
Sem instrução	(0.000)	(0.089)	(0.418)	(0.000)
F F 1 41	0.0036	0.0239	-0.0120	-0.0155
Ens. Fundamental	(0.719)	(0.011)	(0.023)	(0.001)
Ens. Médio	0.0318	0.0158	-0.0264	-0.0212
	(0.000)	(0.021)	(0.000)	(0.000)
Ens. Superior	0.0539	0.0184	-0.0324	-0.0399
	(0.000)	(0.059)	(0.000)	(0.000)
1. ~ 1. / 1	-0.0067	-0.0045	0.0104	0.0008
Auto avaliação de saúde	(0.073)	(0.206)	(0.000)	(0.684)
n.	-0.0355	-0.0165	0.0345	0.0175
Fuma	(0.000)	(0.048)	(0.000)	(0.001)
T. 4	0.1300	-0.0861	-0.0100	-0.0339
Teve câncer	(0.000)	(0.000)	(0.513)	(0.004)
** 1	0.0069	0.0308	0.0102	-0.0479
Urbano	(0.375)	(0.000)	(0.020)	(0.000)
N.T	0.0096	-0.0020	-0.0036	-0.0041
Norte	(0.277)	(0.293)	(0.275)	(0.272)
	-0.0106	-0.0090	0.0051	0.0146
Nordeste	(0.221)	(0.146)	(0.216)	(0.001)
G 1 .	0.0096	-0.0059	-0.0085	0.0049
Sudeste	(0.289)	(0.395)	(0.061)	(0.297)
G 1	0.0426	-0.0100	-0.0155	-0.0171
Sul	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
n 1	0.0145	0.0026	-0.0076	-0.0094
Renda	(0.000)	(0.298)	(0.000)	(0.000)

LR chi2(48) = 7881.99

Log likelihood = -40230.788

Observações= 34,466

Pseudo R2 = 0.0892

Fonte: Elaboração própria com auxílio da utilização do software - Stata versão 11.

Nota: Estatística P>|z| entre parênteses.

A análise da tabela 12 foi feita considerando uma categoria de resposta frente às demais. Dessa forma, de acordo com a tabela a idade da mulher interfere na probabilidade de escolha de ela ter realizado o exame de prevenção em menos de um ano. Ou seja, para cada aumento de um ano na idade aumenta-se as chances da mulher realizar o exame neste período em 2 p.p. (pontos percentuais) frente aos demais períodos considerados (mais de um ano). Este resultado está de acordo com a afirmação dos trabalhos de Godoy, Balbinotto Neto e

Ribeiro (2006) e Magalhães (1978), em que a idade está diretamente correlacionada com a procura por cuidados de saúde.

Outro dado relevante em relação a idade é que essa interferência da variável idade na decisão de prevenção não é linear, isto é, o sinal negativo da idade<sup>2</sup> revela que as chances de escolha da mulher pela prevenção aumenta com o aumento da idade até certo ponto, uma vez que mulheres mais velhas tendem a não buscar mais a prevenção para este tipo de câncer, visto que a recomendação do INCA de realização de exames de prevenção contra o CCU é pra mulheres na idade dos 25 aos 64 anos (INCA, 2011).

No tocante a mulher morar com o cônjuge ou companheiro já denota um aumento em 5,9 p.p. na decisão de prevenção no último ano, pois isso pode significar que mulheres comprometidas com alguém têm uma maior preocupação em relação a prevenção do que as mulheres solteiras. Este resultado está em consonância com o trabalho de Domingos *et al.* (2007) e Albuquerque *et al.* (2009). Outra circunstância curiosa é que o fato da mulher ser casada não interferiu nessa escolha, dado a significância estatística da variável.

As variáveis que mais tiveram peso em relação a decisão de realizar o preventivo no último ano foram "plano de saúde" e "teve câncer". Sobre o plano de saúde, dado que a mulher tenha, há um aumento em 15 p.p. em comparação com as mulheres que não têm plano. Esse dado comprova que ter planos de saúde facilita o acesso aos serviços de saúde, porém reforça a questão da desigualdade socioeconômica entre as mulheres. Dentre as mulheres que já tiveram câncer, observa-se um aumento em 13 p.p. na probabilidade de realização do exame com relação as mulheres que nunca tiveram câncer, visto que aquelas mulheres que já passaram pelos riscos da doença têm uma maior preocupação em relação a prevenção.

No que diz respeito a escolaridade, de princípio, o fato de a mulher ter o ensino fundamental não interferiu na decisão de prevenção em menos de um ano, agora, a mulher que não tem nenhuma instrução tem 4,6 p.p. menos chances de realizar o exame neste período. Diferente das que têm ensino superior completo, dado que suas chances de realizar o exame com mais frequência é de 5,3 p.p. Este dado ratifica os dados dos trabalhos de Correa (2013), Domingos *et al.* (2007) e Albuquerque *et al.* (2009) em que demonstraram que o perfil das mulheres que mais se previnem contra o CCU, entre outros, está o de possuir nível superior. Grossman *apud* Folland, Godman e Stano (2008), além de Sousa (2010) também mostraram que as pessoas com um nível educacional mais alto tendiam a ter maior procura por prevenção e cuidados curativos.

No aspecto de saúde a variável fuma tem um sinal negativo para a primeira resposta ordenada, o que demonstra que as mulheres que fumam têm menos probabilidade em 3,5 p.p.

de fazer o exame em menos de um ano em relação as mulheres que não fumam. O trabalho de Correa (2013) também mostrou que dentre as características do perfil das mulheres que mais se preveniam estavam as não fumantes.

Em termos regionais a região Sul foi a única significativa para explicar o perfil das mulheres na escolha de prevenção, ou seja, morar na região Sul aumentou a probabilidade em 4,2 p.p. nessa escolha. Como foi falado anteriormente, as estimativas para 2016 de incidência do câncer de colo de útero para o sul do Brasil é de 15 casos para cada 100.000 mulheres, ou seja, o quarto tipo de câncer mais incidente, mesmo assim, a região Sul é a região que tem o menor índice de estimativa entre as outras regiões (INCA, 2015). Já morar na área urbana não foi significativo.

Outro fato esperado é que com o aumento na *proxy* da renda, aumenta-se em 1,4 p.p. as chances da mulher se prevenir com uma frequência maior. Isso também vai de encontro com a teoria da Demanda de Saúde preconizado por Grossman (1972) que dizia que a renda está diretamente relacionada à demanda por saúde como por cuidados com a saúde.

Das 34.466 mulheres que responderam as perguntas relacionadas ao câncer, 31,24% afirmaram terem feito o último exame preventivo num intervalo entre 1 ano a menos de 3 anos. Ainda de acordo com a tabela 12 muitas variáveis não foram significativas para explicar a decisão de prevenção dentro do período mencionado, entre as quais estão: ser casada, não ter instrução, ter ensino superior, auto avaliação de saúde, residir nas regiões Norte, Nordeste ou Sudeste e renda.

Verifica-se uma ligação positiva entre a idade da mulher com a prevenção no período de um ano a menos de três anos em 0,6 p.p., e essa resposta positiva também não é linear com o passar dos anos. Além disso, o fato da mulher morar com cônjuge ou companheiro continua tendo efeito direto nessa categoria de resposta em 3,2 p.p.

No aspecto socioeconômico percebe-se que as mulheres com plano de saúde têm 3,1 p.p. a menos de probabilidade de realizar o exame no período considerado, isso pode ser entendido já que as detentoras de plano de saúde podem fazer exames com uma regularidade maior ao período citado. Ainda relacionado aos aspectos socioeconômicos as mulheres com ensino fundamental e médio corroboram positivamente para a decisão de prevenção, em 2,3 p.p. e 1,5 p.p., respectivamente.

No quesito saúde as variáveis que tiveram significância foram: se fuma e se já teve câncer. Em relação ao fumo verifica-se o mesmo sinal da primeira categoria, qual seja, a mulher que fuma tem 1,6 p.p. a menos de realizar a prevenção neste período; já o sinal do coeficiente da variável "já teve câncer" mostra uma mudança em relação a categoria anterior,

ou seja, a mulher que já se deparou com a doença tem 8,1 p.p. a menos de chances de realizar o preventivo nesse período (de um ano a menos de três) em comparação as mulheres que nunca enfrentaram um câncer. Esse último resultado pode ser explicado pelo fato de maior regularidade (todos os anos) de prevenção pelas mulheres que já tiveram a experiência do câncer.

Do ponto de vista regional morar no Sul do Brasil traz menores chances em 1 p.p. de ter feito o preventivo entre um a menos de três anos em relação as mulheres que moram em outras regiões. Não pode-se dizer o mesmo da variável urbana, já que as mulheres que vivem na área urbana tem 3 p.p. a mais de ter realizado o preventivo em relação as mulheres da área rural, considerando que as mulheres que moram na área urbana têm mais acesso aos serviços de saúde.

Ainda de acordo com os dados da PNS, 15,19% (5.236 mulheres) das entrevistadas responderam nunca ter realizado o exame de prevenção. Observando a tabela 12 e analisando essa categoria de resposta (nunca fez o exame) *versus* às demais categorias (fez o exame), percebe-se que as variáveis casada, auto avaliação de saúde, Norte e Sudeste também não foram significativas para explicar o fato da mulher nunca ter feito o exame.

Nessa categoria de respostas muitos sinais foram trocados em comparação a primeira categoria. Em relação a idade da mulher observa-se que para cada um ano na idade cai as chances da mulher nunca ter feito o exame em 2 p.p. E também o fato de ela viver com o cônjuge ou companheiro também diminui as suas chances de nunca ter feito o preventivo em 6.7 p.p.

As mulheres sem instrução têm 5,6 p.p. a mais de estarem nessa categoria de resposta frente as outras mulheres com escolaridade. Já para as mulheres que têm plano de saúde (5,2 p.p.), ensino fundamental (1,5 p.p.), médio (2,1 p.p.) ou superior completos (3,9 p.p.) têm menores probabilidades de nunca terem feito o exame. Um aumento na renda também contribui negativamente (-0,9 p.p.) para a mulher estar nessa categoria.

A mulher fumante também tem mais chance de nunca ter realizado o exame (1,7 p.p.) em relação as mulheres que não fumam. Essa variável mostra que as fumantes demonstram menos cuidados com a saúde em relação as demais. Já as que tiveram câncer tem a probabilidade diminuída também em 3,3 p.p.

Quanto a região as mulheres do Nordeste têm maior probabilidade de nunca ter realizado o exame de prevenção em 1,4 p.p. em relação as mulheres de outras regiões, na contramão, as mulheres do Sul têm menores chances em 1,7 p.p.; essa constatação demonstra as diferenças regionais entre o Sul e o Nordeste do Brasil. Enfim, as mulheres que residem na

área urbana também têm chances diminuídas em 4,7 p.p. de nunca terem realizado o exame em comparação as que residem na zona rural.

Dessa forma as evidências mostram que o perfil de mulheres que nunca se preveniram contra o CCU é: não ter instrução, ser fumante e viver no Nordeste. Já o perfil que favorece a escolha por prevenção com mais frequência é: viver com o cônjuge ou companheiro, possuir plano de saúde, ter nível superior completo, não fumar, residir no Sul do Brasil e já ter enfrentado um câncer.

### 7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação teve como objetivo descrever o perfil preventivo das mulheres do Brasil quanto ao câncer de colo de útero identificando os fatores que estão associados à realização ou não do exame citopatológico do colo do útero e a sua frequência temporal. Para isso o estudo buscou fazer um levantamento da literatura nacional e internacional acerca do tema; averiguar quais as características socioeconômicas, regionais, comportamentais, demográficas e de saúde que tiveram maior peso na decisão de prevenção e na frequência temporal.

Para tanto utilizou-se os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013 e estimou-se pelo modelo *Logit* Ordenado Generalizado pois, após o teste estatístico, observou-se que o modelo *logit* ordenado padrão não se sustentava devido violação das regressões paralelas.

Os resultados alcançados são condizentes com as hipóteses e argumentações de estudos empíricos aqui apresentados. Por exemplo, a pesquisa mostrou que a idade está diretamente relacionada a procura por prevenção. Um maior nível de escolaridade também apresentou efeito positivo para a decisão de prevenção, e a renda também apontou relação direta com a procura por cuidados com a saúde.

Em relação ao perfil de mulheres que se preveniram em até um ano pode-se destacar: possuir plano de saúde, morar no Sul do Brasil, ter nível superior, viver com o cônjuge ou com o companheiro e já ter tido câncer. As variáveis morar na área urbana e viver com o cônjuge ou companheiro também tiveram peso na decisão de prevenção entre um ano até menos de três anos. Para o período de prevenção feito em mais de três anos as variáveis que mais explicaram foram: não ter plano de saúde e ser fumante. Agora, para explicar o perfil das mulheres que nunca fizeram a prevenção estão: não ter nenhuma instrução (escolaridade), ser fumante, morar no Nordeste do Brasil e na zona rural. Observa-se que não foi encontrado um padrão de comportamento nas mulheres entre as frequências da realização da prevenção.

Outro resultado apresentado é que não há evidências nesse trabalho de que a mulher ser casada ou residir na região Norte ou Sudeste explica na decisão se prevenir ou não contra o CCU. Mas pode-se inferir que três variáveis tiveram maior peso na decisão de prevenção: ter plano de saúde, ter ou já ter tido câncer e viver com o cônjuge ou companheiro.

Esses resultados mostram convergência com os resultados da Análise Descritiva, em que foram feitos cruzamentos das informações da decisão de prevenção com a frequência

temporal com os dados de escolaridade e regionais. De forma geral os resultados apontaram que as mulheres com um nível educacional mais alto buscaram mais prevenção a mulheres com um nível educacional mais baixo; e que as mulheres da região Sul se preveniram mais que as da região Nordeste.

Em linhas gerais os sinais dos coeficientes das variáveis explicativas estavam em consonância com a maioria dos estudos, porém percebe-se que o padrão de prevenção não teve significativas alterações, o que sugere que ou não houve avanços na distribuição dos serviços de saúde (especialmente exames preventivos contra o CCU), pois os resultados demonstraram que ter plano de saúde foi a variável mais determinante, além de diferenças do padrão de prevenção entre as mulheres que moram no Sul, no Nordeste e na zona rural do Brasil; ou está faltando uma política de informação às mulheres a respeito da sua saúde e da importância da prevenção, principalmente para as mulheres com menor escolaridade.

O trabalho apresentou também um resultado que pode ser relevante para o aprimoramento ou até mesmo a criação de políticas públicas voltadas a informação quanto a importância da prevenção contra o CCU, pois mais de 15% das mulheres nunca realizaram o exame alegando não achar necessário ou nunca ter sido orientada a fazer tal exame. Dessa forma, pode ser necessário campanhas de conscientização no rádio e na televisão.

À vista disso, o presente trabalho trouxe contribuições para reforçar a concepção de que prevenir o câncer do colo de útero é mais econômico a tratar (como pode ser observado os dados dos gastos públicos com o câncer no capítulo 3), além de corroborar também a necessidade de uma distribuição mais equitativa dos recursos de saúde entre as regiões brasileiras e também na área rural do Brasil. Sugere políticas públicas mais eficazes que englobem informações a respeito da importância da prevenção contra o câncer de colo de útero, já que ainda é um tipo de câncer que ainda incide sobre muitas mulheres e traz altos custos para a mulher e para a economia como um todo.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, K. M. de; FRIAS, P.G.; ANDRADE, C.L.T. de; AQUINO, E. M. L.; MENEZES, G.; SZWARCWALD, C.L. Cobertura do teste de Papanicolaou e fatores associados à não-realização: um olhar sobre o Programa de Prevenção do Câncer do Colo do Útero em Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, p. 301–309, 2009.

AMERICAN CANCER SOCIETY; LISVESTRONG. [Internet]. **The Global Economics Cost of Cancer.** Atlanta, 2010. Disponível em: http://www.cancer.org/acs/groups/content/@internationalaffairs/documents/document/acspc-026203.pdf. Acesso em: 12 abr. 2105.

ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. DE S.; MENEZES, R. M.; SOUZA, M. N.; REIS, C. B.; MARTINS, D. R.; GOMES, L. Desigualdade Socioeconômica no Acesso aos Serviços de Saúde no Brasil: um Estudo Comparativo entre as Regiões Brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 4, p. 623–645, 2013.

ARROW, K. J. Unicertainty and the welfare economics of medical care. **The American Economic Review**, v. LIII, n. 5, p. 941–973, 1963.

BAHIA, L. R.; ARAUJO, D. V. Impacto Econômico da Obesidade no Brasil. **Revista HUPE**, v. 13, n. 01, p. 13-17, 2014.

BAIRROS, F. S. DE; MENEGHEL, S. N.; DIAS-DA-COSTA, J. S; BASSANI, D. G.; MENEZES, A. M. B.; GIGANTE, D. P.; OLINTO, M. T. A. Desigualdades raciais no acesso a saúde da mulher no Sul do Brasil. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 12, p. 2364-2372, 2011. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/csp/v27n12/08.pdf>. Acesso em: 06 abr. 2015.

BECKER, Gary S. A Theory of the Allocation of Time. **The Economic Journal**, 75(299): 493–517, 1965.

BOLAND, M.; MURPHY, J. **The economic argument for the prevention of ill-health at population level**. For Working Group on Public Health Policy Framework. n. May, p. 1–39, 2012.

BRANT, R. Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. **Biometrics**, v. 46, n. 4, p. 1171-1178, 1990.

BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE. A produção de conhecimento em Economia: Uma perspectiva bibliográfica (2004-2012). Brasília: Ministério da Saúde, 2013. (BRASIL, 2013).

BRASIL, MINISTÉRO DA SAÚDE. Departamento de informática do Sistema Único de Saúde. [Internet]. **Sistema de informação de mortalidade**. Disponível em: http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?idb2012/c10.def. Acesso em: 12 dez. 2015. (BRASIL, 2015a).

- BRASIL, MINISTÉRO DA SAÚDE. Departamento de informática do Sistema Único de Saúde. [Internet]. **Taxa de Incidência de Neoplasias Malignas**. Disponível em: http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/d05\_12uff.htm. Acesso em: 12 dez. 2015. (BRASIL, 2015b)
- BRASIL, MINISTÉRO DA SAÚDE. [Internet]. **Ministério da Saúde habilita 17 laboratórios de exames citopatológicos em São Paulo**. Disponível em: http://portalsaude.saude.gov.br/index.php/cidadao/principal/agencia-saude/19663-ministerio-da-saude-habilita-17-laboratorios-de-exames-citopatologicos-em-sao-paulo. Acesso em: 15 dez. 2015. (BRASIL, 2015d)
- BRASIL, MINISTÉRO DA SAÚDE. [Internet]. **Ministério da Saúde inicia obras de radioterapia em Aracajú-SE**. Disponível em: http://portalsaude.saude.gov.br/index.php/cidadao/principal/agencia-saude/20892-ministerio-da-saude-inicia-obras-de-radioterapia-em-aracaju-se. Acesso em: 15 dez. 2015. (BRASIL, 2015e)
- BRASIL, MINISTÉRO DA SAÚDE. [Internet]. **Saúde realiza mobilização para incentivar a segunda dose contra o HPV**. Disponível em: http://portalsaude.saude.gov.br/index.php/o-ministerio/principal/secretarias/sas/saude-do-adolescente-e-do-jovem/noticias-saude-do-adolescente-e-do-jovem/19788-saude-realiza-mobilizacao-para-incentivar-2-dose-contra-hpv. Acesso em: 15 dez. 2015. (BRASIL, 2015f)
- CAETANO, R; VIANNA, C M M; THULER, L C S; GIRIANELLI, V. R. Custo efetividade no diagnóstico precoce do câncer de colo de útero no Brasil. **Revista de Saúde Coletiva,** v. 16, n. 1, p. 99-118, 2006.
- CAMBOTA, J. N. **Desigualdades sociais na utilização de cuidados de saúde no Brasil e seus determinantes**. 2012. 112f. Tese (Doutorado) Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo. 2012.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics:** Methods and Aplications. Cambridge University Press. 2005.
- CAMPOS, N. G.; KIM, J.J.; CASTLE, P. E.; ORTENDAHL, J. D.; SHEA, M. O. Health and economic impact of HPV 16/18 vaccination and cervical cancer screening in Eastern Africa. **International Journal of Cancer**, v. 130, n. 11, p. 2672–2684, 2012.
- CANDON, D. The effects of cancer in the English labour market. Dublin, Irlanda School of Economics and Geary Institute, 2014.
- COLATINO, P. L. **Hpv 16 e 18 e o Desenvolvimento do Câncer do Colo Uterino**. 2010. 31f. Monografia (Graduação) Centro de Consultoria Educacional, Universidade Paulista. 2010.
- CORREA, D. A. D. Cobertura do exame Papanicolaou no município de Manaus, Amazonas: um estudo de base populacional. 2013. 142f Tese (Doutorado) Escola de Enfermagem de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2013.

- CRUZ, M. S. DA. **Atitudes, expectativas e discriminação no mercado de trabalho brasileiro.** 2010. 176f. Tese (Doutorado) Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2010.
- DEL NERO, Carlos R. O que é Economia da Saúde. In: PIOLA, Sérgio Francisco; VIANNA, Solon Magalhães (orgs.). **Economia da Saúde:** Conceito e Contribuição para a Gestão da Saúde. IPEA, 149, 3° Ed. Brasília, 2002.
- DOMINGOS, A. C. P.; MURATA, I. M. H.; PELLOSO, S. M.; SHIRMER, J.; CARVALHO, M. D. de B. Câncer do Colo do Útero: Comportamento preventivo de Auto-cuidado à saúde. Cienc Cuid Saude, v. 6, n. 2, p. 397–403, 2007.
- FIEBERT, J. D. G.; STOUT, N. K.; SALOMON, J. A.; KUNTZ GOLDIE, K. M. Cost-effectiveness of cervical cancer screening with human papilomavirus DNA testing and HPV-16, 18 vaccination. **Journal of the National Cancer Institute**, v. 100, n. 5, p. 308–320, 2008.
- FOLLAND, Sherman; GOODMAN, Allen C.; STANO, Miron. **A Economia da Saúde**. 5° Ed. Bookman, 2008.
- FONSECA, A. Ensaios sobre a economia do câncer de colo de útero: teorias e evidências para o caso de Roraima. 2011. 96f. Dissertação (Mestrado) Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. 2011.
- FONSECA, A. J. DA; FERREIRA, L. P.; DOLLA-BENETTA, A. C.; ROLDAN, C. N.; FERREIRA, M. L. S. Epidemiologia e impacto econômico do câncer de colo de útero no Estado de Roraima: a perspectiva do SUS. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia**, v. 32, n. 8, p. 386–392, 2010.
- GAMARRA, C. J.; VALENTE, J. G.; AZEVEDO E SILVA, G. Magnitude da Mortalidade por Câncer do Colo do Útero na Região Nordeste do Brasil e Fatores Socioeconômicos. **Rev Panam Salud Publica,** v. 28, n. 2, p. 100-106, 2010.
- GAMARRA, C. J.; VALENTE, J. G.; AZEVEDO E SILVA, G. Correção da Magnitude da Mortalidade por Câncer do Colo do Útero no Brasil, 1996 2005. **Rev Saúde Pública,** v. 44, n. 4, p. 629-638, 2010b.
- GODOY, M. R.; BALBINOTTO NETO, G.; RIBEIRO, E. P. **Estimando as perdas de rendimento devido à doença renal crônica no Brasil**. Disponível em: <a href="http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2006-01.pdf">http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2006-01.pdf</a>>. Acesso em: 22 abr. 2015.
- GOLDIE, S J; KIM, J J; KOBUS, K; GOLDHABER-FIEBERT, J. D.; SALOMON, J.; O'SHEA, M. K. H; BOSH, F.X.; SANJOSÉ, S. DE; FRANCO, E. L. Cost-effectiveness of HPV 16, 18 vaccination in Brazil. **Vaccine**, v. 25, p. 6257-6270, 2007.
- GREENE, W.H.; HENSHER, D. A. **Modeling Ordered Choices:** A Primer and Recent Developments, Cambridge University Press, Cambridge, 2010.
- GROSSMAN, M. The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation (Columbia University Press for the **National Bureau of Economic Research**, New York), 1972.

GROSSMAN, M. The human capital model. In **Handbook of Health Economics**, vol. 1A, Culyer AJ, Newhouse JP (eds). Elsevier: Amsterdam, 2000; 347–408.

GUJARATI, Damodar N. Econometria Básica. 4° Ed. Elsevier, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). [Internet]. **Pesquisa Nacional de Saúde: percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: ftp://ftp.ibge.gov.br/PNS/2013/pns2013.pdf. Acesso em: 02 mai. 2015.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. Custo de tratamento do câncer aumentará oito vezes nos próximos dois anos e sairá sete vezes mais caro que ações de prevenção. Disponível em: http://www.inca.gov.br/releases/press\_release\_view\_arq.asp?ID=1600. Acesso em: 18 dez. 2015. (INCA, 2007).

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. Estimativa 2014: incidência de câncer no Brasil. Rio de Janeiro: INCA, 2014. (INCA, 2014).

INSTITUTO NACIONAL DE CANCER. **Diretrizes brasileiras para o rastreamento do câncer do colo do útero.** Rio de Janeiro: INCA, 2011.(INCA, 2011).

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. **HPV e Câncer - Perguntas mais frequentes.** Rio de Janeiro: INCA, 2010. Disponível em: http://www1.inca.gov.br/conteudo\_view.asp?id=2687. Acesso em: 28 abr. 2015. (INCA, 2010a).

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. **O que é o câncer?** Rio de Janeiro: INCA, 2010. Disponível em: http://www1.inca.gov.br/conteudo\_view.asp?id=322. Acesso em: 28 abr. 2015. (INCA, 2010b).

INSTITUTO NACIONAL DO CANCER. **Estimativa 2016:** Incidência de Câncer no Brasil. Disponível em: http://www.inca.gov.br/wcm/dncc/2015/estimativa-2016.asp. Acesso em: 12 dez. 2015.

INSTITUTO NACIONAL DO CANCER. **INCA e Fiocruz firmam acordo criando programa interinstitucional de produção e inovação em oncologia**. Disponível em:http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/agencianoticias/site/home/noticias/2010/inca\_fiocruz\_firmam\_acordo\_criando\_programa\_interinstitucional\_producao\_inovacao\_em\_oncologia Acesso em: 15 dez. 2015. (INCA, 2015c)

LIDGREN, M. **Health Economics of Breast Cancer**. 2007. These (Doctorate) - Medical Management Centre, Karolinska Institutet, Stockholm, Sweden. 2007.

LINDO, J. M. Aggregation and the Estimated Effects of Local Economic Conditions on Health. **Journal of Health Economics**, v. 40, p. 83–96, 2015.

LONG, S. J.; FREESE, J. Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata. 2. ed. [S.1.]: Stata Press, 2001.

LUCENA, L. T. DE; ZAN, D. G.; CRISPIM, P. T. B.; FERRARI, J. O. Fatores que influenciam a realização do exame preventivo do câncer cérvico-uterino em Porto Velho, Estado de Rondônia, Brasil. **Revista Pan-Amazônica de Saúde**, v. 2, n. 2, p. 45–50, 2011.

MAGALHÃES, U. DE. Demanda por saúde no Brasil: dois estudos de caso. **Revista brasileira de Economia**, v. 32, n. 4, p. 517–556, 1978.

MENDONÇA, V. G.; LORENZATO, F. R. B.; MENDONÇA, J. G. DE; MENEZES, T. C. DE; GUIMARÃES, M. J. B. Mortalidade por câncer do colo do útero: características sociodemográficas das mulheres rsidentes na cidade de Recife, Pernambuco. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia**, v. 30, n. 5, 2008.

MENDONÇA, Vilma Guimarães de. **Mortalidade por câncer de colo do útero na cidade de Recife:** tendência temporal e perfil sócio-demográfico. 2006. 112f. Dissertação (Mestrado) - Instituto Materno Infantil Professor Fernando Figueira - IMEP, Recife. 2006.

MURATA, I. M. H.; GABRIELLONI, M. C.; SCHIRMER, J. Coleta do papanicolau em mulheres de 25 a 59 anos de Maringá-PR,Brasil. **Revista brasileira de cancerologia**, v. 58, n. 3, p. 409–415, 2012.

MUSHKIN, Selma. Health as an Investment. **Journal of Political Economy**, 70 (2):129-157, 1962

NATIONAL PREVENTION COUNCIL. **National Prevention Strategy:** America's plan for better health and wellness. Appendix 1. Washington, DC: U.S. Department of Health and Human Services, Office of the Surgeon General, 2011.

NISHIJIMA, M.; CYRILLO, D. C.; JUNIOR, G. B. Análise econômica da interação entre a infraestrutura da saúde pública e privada no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 19, n. 3, p. 589–611, 2010.

OLIVEIRA FILHO, S. F. S.; MELO, A. DE S.; XAVIER, L. F.; SOBEL, T. F.; COSTA, E. DE F. Adoção de Estratégias para Redução de Riscos: identificação dos determinantes da diversificação produtiva no Polo Petrolina-Juazeiro. **RESR**, v. 52, n. 01, p. 117–138, 2014.

PAIM, Chennyfer da Rosa Paino. **Indicadores econômicos e de saúde**: a relação entre inflação, desemprego, renda e mortalidade. 2011. Tese (Doutorado) — Universidade Federal de São Paulo, São Paulo (SP), 2011.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 5° Ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002.

POLITI, R. Desigualdade na utilização de serviços de saúde entre adultos: uma análise dos fatores de concentração da demanda. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 117–137, 2014.

RODRIGUES, J. D.; CRUZ, M. S.; PAIXÃO, A. N. Uma Análise da Prevenção do Câncer de Mama no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 20, n. 10, p. 3163-3176, 2015.

SAMUELSON, P. Economics, New York: Mcgraw Hill, 1976.

- SANTOS, J. A. F. Classe social e desigualdade de saúde no Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 26, n. 75, p. 27–55, 2011.
- SOUSA, E. A. Efeitos da educação sobre a saúde do indivíduo: Uma análise para a região Nordeste do Brasil. 2010. Dissertação (Mestrado) Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade Federal de Alagoas, Maceió. 2010.
- SOUZA, L. D. M. DE; FIORAVENTE, E. Fatores associados à realização dos exames preventivos de câncer de mama e de colo uterino, pelas mulheres brasileiras. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2008.
- SPENKUCH, J. L. Moral hazard and selection among the poor: Evidence from a randomized experiment. **Journal of Health Economics**, v. 31, n. 1, p. 72–85, 2012.
- THULER, L. C. S. Mortalidade por Câncer do Colo do Útero no Brasil. **Rev. Bras. Ginecol. Obstet**, v. 30, n. 5, p. 216-218, 2008.
- VAN DOORSLAER, E.; WAGSTAFF, A.; BLEICHRODT, H.; CALONGE, S.; GERDTHAN, U.; GERFIN, M.; GEURTS, J.; GROSS, L.; HAKKINEN, U.; LEU, R. E.; O'DONNEL, O.; PROPPER, C.; PUFFER, F.; RODRIGUEZ, M.; SUNDBERG, G.; WINKELHAKE, O. Income-related inequalities in health: Some international comparisons. **Journal of Health Economics**, v. 16, p. 93–112, 1997.
- VARELLA, C. A. A. **Análise de Compontes Principais.** Rio de Janeiro: UFRRJ/CPGA-CS, 2008. Disponível em: http://www.ufrrj.br/institutos/it/deng/varella/Downloads/multivariada%20aplicada%20as%20 ciencias%20agrarias/Aulas/analise%20de%20componentes%20principais.pdf. Acesso em: 05 jan. 2016.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. [Internet]. **Global Health Observatory (GHO) data**. Disponível em: http://www.who.int/gho/health\_financing/per\_capita\_expenditure/en/. Acesso em: 18 abr. 2015.

# **APÊNDICES**

APÊNDICE A – Modelo *Logit* Ordenado Generalizado – Frequência à realização do exame preventivo contra o câncer de colo de útero – (categoria base = nunca fez o exame preventivo)

Variáveis  Idade  Idade²  Vive com cônjuge  Casada  Plano de saúde  Sem instrução  Ens. Fundamental  Ens. Médio	-0.0891 (0.000) 0.0010 (0.000) -0.2481 (0.000) -0.051 (0.057) -0.6205	-0.1472 (0.000) 0.0016 (0.000) -0.4729 (0.000)	-0.2001 (0.000) 0.0018 (0.000) -0.6389
Idade <sup>2</sup> Vive com cônjuge Casada Plano de saúde Sem instrução Ens. Fundamental	(0.000) 0.0010 (0.000) -0.2481 (0.000) -0.051 (0.057)	(0.000) 0.0016 (0.000) -0.4729 (0.000)	(0.000) 0.0018 (0.000)
Idade <sup>2</sup> Vive com cônjuge Casada Plano de saúde Sem instrução Ens. Fundamental	0.0010 (0.000) -0.2481 (0.000) -0.051 (0.057)	0.0016 (0.000) -0.4729 (0.000)	0.0018 (0.000)
Vive com cônjuge  Casada  Plano de saúde  Sem instrução  Ens. Fundamental	(0.000) -0.2481 (0.000) -0.051 (0.057)	(0.000) -0.4729 (0.000)	(0.000)
Vive com cônjuge  Casada  Plano de saúde  Sem instrução  Ens. Fundamental	-0.2481 (0.000) -0.051 (0.057)	-0.4729 (0.000)	` ,
Casada  Plano de saúde  Sem instrução  Ens. Fundamental	(0.000) -0.051 (0.057)	(0.000)	-0.6389
Casada  Plano de saúde  Sem instrução  Ens. Fundamental	-0.051 (0.057)	` ,	
Plano de saúde Sem instrução Ens. Fundamental	(0.057)	0.071	(0.000)
Plano de saúde Sem instrução Ens. Fundamental	,	-0.051	-0.051
Sem instrução Ens. Fundamental	-0.6205	(0.057)	(0.057)
Sem instrução Ens. Fundamental	J.J-02	-0.6743	-0.5639
Ens. Fundamental	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ens. Fundamental	0.1987	0.3021	0.4889
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	-0.0150	-0.1482	-0.1597
Ens. Médio	(0.719)	(0.001)	(0.002)
Ens. Medio	-0.1325	-0.2562	-0.2150
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
F 0 :	-0.2223	-0.4087	-0.4422
Ens. Superior	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Auto avaliação de	0.0280	0.0586	0.0079
saúde	(0.073)	(0.000)	(0.684)
P	0.1507	0.2596	0.1629
Fuma	(0.000)	(0.000)	(0.001)
T	-0.5271	-0.2438	-0.3827
Teve câncer	(0.000)	(0.011)	(0.013)
***	-0.0291	-0.1914	-0.4207
Urbano	(0.376)	(0.000)	(0.000)
	-0.0402	-0.0402	-0.0402
Norte	(0.276)	(0.276)	(0.276)
	0.0446	0.1018	0.1398
Nordeste	(0.222)	(0.007)	(0.001)
	-0.0401	-0.0193	0.0473
Sudeste	(0.288)	(0.635)	(0.293)
	-0.1763	-0.1763	-0.1763
Sul	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	-0.0607	-0.0895	-0.0926
Renda	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	2.3684	2.4201	3.5435
Constante	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LR chi2(48) = 7881.99		(0.000)	11/1/1////
LR CIII2(70) = 7001.33	(0.000)		. ,
Observações = 34,466	(0.000)		likelihood = -40230.788

Fonte: elaboração própria a partir do software Stata versão 11.

Nota: Estatística P>|z| entre parênteses.

## APÊNDICE B – Do-File utilizado para estimação e análise do modelo

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

- \* Do-file Dissertação
- \* Estimação do perfil de mulheres na prevenção do CCU
- \* Data: 23/12/15
- \* Estatística e Estimação utilizando os microdados da PNS 2013

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

cd "C:\PNS2013\Dados" clear cap clear matrix cap log close log using uteropns, replace set more off set matsize 800

\* Importação dos dados de domicílio

#delimit:

infix uf 1-2 v0024 3-10 UPA PNS 11-17 v0006 18-21 UPA 22-30 tipo ent 31-32

total morad 37-38 urbano 39 materia casa 42 material telhado 43 agua encanada 45 frequencia agua 46 agua comodo 47 rede esgoto 58 tv 61 geladeira 63 dvd 65 qtd dvd 66 lavadora roupa 67 qtd lavaroupa 68 telefone fixo 69 qtd telefixo 70 celular 71 qtd celular 72 qtd microondas 74 qtd computador 76 motocicleta 77 qtd motocicleta 78 internet 79 ncomodos 50-51 nbanheiros 56-57 gtdtvs 62 microondas 73 computador 75 carro 80 emp\_domest\_81\_v0028\_100-113\_v0029\_114-127\_v00281\_128-141\_v00291\_142-155\_v00282\_ 156-164 v00292 165-181 v00283 182-184 v00293 185-189 using "C:\PNS2013\Dados\DOMPNS2013.txt", clear; //

#delimit cr

\*Ordenando os dados e mantendo apenas as entrevistas realizadas sort uf v0024 UPA v0006, stable; keep if tipo ent == 1; #delimit cr

save dompns\_2013, replace

\* Importação dos dados da base de pessoas clear

#delimit:

infix uf 1-2 v0024 3-10 UPA PNS 11-17 v0006 18-21 UPA 22-30 selec morador 31 ordem morador 34-35 sexo 38 idade 47-49 cor 50 vive conig 51 est civil 52 escol 1165 plan saud 104 estad saude 119 doente procura 131-132 consultou medico 133 auto perc saud 336 sabe peso 418 peso 419-421 sabe altura 427 altura 428-430 fuma 499 ja fumou 500 teve cancer 803 tipo cancer 804 idade cancer 805-806 ultimo preventivo 829 motivo nao prev 830-831 preventivo plano 832 preventivo pago 833 preventivo sus 834 gdo recebeu resultado 835 apos prev encamin 836 foi consul 837 motivo nao ido 838-839 retirou utero 840 motivo ret utero 841 using "C:\PNS2013\Dados\PESPNS2013.txt", clear; //

```
#delimit cr
save pespns 2013, replace
* JUNCAO DAS INFORMAÇÕES DE DESENHO DA AMOSTRA
* AO ARQUIVO DE PESSOAS DA PNS 2013
sort uf v0024 UPA v0006, stable
joinby uf v0024 UPA v0006 using dompns 2013
save pespns 2013, replace
*Declarando os dados como amostra complexa*
*svyset UPA PNS [pweight=v0029], strata(v0024) poststrata(v00293) postweight(v00292)
vce(linearized) singleunit(missing)
*svydes, single
*Mantendo só as mulheres
keep if sexo == 2
keep if idade \geq 18
*Variáveis Binárias
replace cor=0 if (cor==2 | cor==3 | cor==4 | cor==5 | cor==9)
gen norte=1 if (uf==11 | uf==12 | uf==13 | uf==14 | uf==15 | uf==16 | uf==17)
replace norte=0 if norte==.
gen nordeste=1 if (uf==21 | uf==22 | uf==23 | uf==24 | uf==25 | uf==26 | uf==27 | uf==28|
uf = 29
replace nordeste=0 if nordeste==.
gen sudeste=1 if (uf==31 | uf==32 | uf==33 | uf==35)
replace sudeste=0 if sudeste==.
gen sul=1 if (uf==41 | uf==42 | uf==43)
replace sul=0 if sul==.
gen centrooeste=1 if (uf==50 | uf==51 | uf==52 | uf==53)
replace centrooeste=0 if centrooeste==.
replace vive conjg=0 if vive conjg==2
replace est civil=0 if (est civil==2 | est civil==3 | est civil==4 | est civil==5)
replace plan saud=0 if plan saud==2
replace sabe peso=0 if sabe peso==2
replace sabe altura=0 if sabe altura==2
replace fuma=1 if fuma==2
replace fuma=0 if fuma==3
replace ja fumou=0 if ja fumou==2
replace teve cancer=0 if teve cancer==2
replace preventivo plano=0 if preventivo plano==2
replace preventivo pago=0 if preventivo pago==2
replace foi consul=0 if foi consul==2
replace retirou utero=0 if retirou utero==2
```

```
replace motocicleta=0 if motocicleta==2
replace internet=0 if internet==2
replace urbano=0 if urbano==2
replace emp_domest=0 if emp_domest==2
gen exameccolo=1 if ultimo preventivo==1
replace exameccolo=2 if ultimo preventivo>=2 & ultimo preventivo<=3
replace exameccolo=3 if ultimo preventivo==4
replace exameccolo=4 if ultimo preventivo==5
save pespns 2013, replace
*Gerando uma proxy da renda por meio de componentes principais
pca ncomodos carro emp domest moto internet
predict renda, center
save pespns 2013, replace
*Criação de Variáveis Escolaridade
gen sem instrucao=1 if escol==1
replace sem instrucao=0 if sem instrucao==.
gen fund_inc=1 if escol==2
replace fund inc=0 if fund inc==.
gen fundamental=1 if escol==3
replace fundamental=0 if fundamental==.
gen medio inc=1 if escol==4
replace medio inc=0 if medio inc==.
gen medio=1 if escol==5
replace medio=0 if medio==.
gen superior inc=1 if escol==6
replace superior inc=0 if superior inc==.
gen superior=1 if escol==7
replace superior=0 if superior==.
*Rotulando Variáveis
label variable escol "escolaridade"
label define escolaridade 1 sem instrucao 2 fund inc 3 fund comp 4 medio inc 5
medio comp 6 superior inc 7 superior comp
label values escol escolaridade
label define sem instrucao 1 sim 0 nao
label values sem instrucao sem instrucao
label define fund inc 1 sim 0 nao
label values fund inc fund inc
label define fundamental 1 sim 0 nao
label values fundamental fundamental
label define medio inc 1 sim 0 nao
label values medio inc medio inc
```

label define medio 1 sim 0 nao label values medio medio label define superior\_inc 1 sim 0 nao label values superior\_inc superior\_inc label define superior 1 sim 0 nao label values superior superior

\*Renomeando Variáveis rename cor branca

\*Estatística Descritiva tab escol tab exameccolo escol, row tab est civil tab vive conjg tab plan saud tab branca sum idade tab exameccolo tab norte tab nordeste tab sudeste tab sul tab centrooeste tab estad saude tab auto perc saud tab fuma tab teve cancer tab motivo\_nao\_prev tab exameccolo norte, row tab exameccolo nordeste, row tab exameccolo sul, row tab exameccolo sudeste, row tab exameccolo centrooeste, row tab urbano

\*Renomeando Variáveis rename est\_civil casada

\*Criação Variáveis Idade ao Quadrado gen idade2=idade^2

<sup>\*</sup>Estimação do modelo Gologit2

gologit2 exameccolo idade idade2 vive\_conjg casada plan\_saud sem\_instrucao fundamental medio superior auto\_perc\_saud fuma teve\_cancer urbano norte nordeste sudeste sul renda, autofit lrforce

\*EFEITOS MARGINAIS MFX2 mfx2

save, replace

APÊNDICE C – Taxa de mortalidade específica por câncer de colo de útero – Brasil, 1990-2011

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Brasil	3,8	3,9	4,0	4,0	3,9	4,1	4,1	4,3
Norte	4,1	3,9	4,1	3,9	3,7	4,3	4,4	4,2
Nordeste	2,9	3,2	2,9	3,0	2,8	3,1	3,2	3,2
Sudeste	4,2	4,1	4,2	4,2	4,1	4,3	4,3	4,3
Sul	4,4	5,2	5,6	5,1	5,1	5,2	5,2	5,8
Centro-Oeste	3,8	3,9	5,0	5,0	4,6	4,4	4,5	5,2
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Brasil	4,4	4,7	4,6	4,8	4,6	4,7	4,8	4,8
Norte	4,5	5,2	4,6	5,0	5,5	5,4	5,9	6,0
Nordeste	3,5	3,5	3,9	4,1	4,3	4,3	4,4	5,1
Sudeste	4,3	4,6	4,7	4,9	4,4	4,4	4,5	4,2
Sul	6,3	6,3	5,5	6,0	5,4	5,5	5,4	5,4
Centro-Oeste	4,9	5,9	4,8	4,8	4,4	5,4	5,2	5,0
	2006	2007	2008	2009	2010	2011		
Brasil	4,8	4,9	5,1	5,2	5,1	5,3		
Norte	6,3	6,0	7,4	7,7	7,3	7,9		
Nordeste	5,5	5,4	5,4	5,8	5,5	5,9		
Sudeste	4,1	4,3	4,3	4,3	4,4	4,4		
Sul	5,0	4,8	5,2	5,0	4,9	5,1		
Centro-Oeste	5,0	5,5	5,3	5,7	5,8	5,4		

Fonte: Elaboração própria segundo os dados do Ministério da Saúde/SVS - Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM

Notas:

- 1. Nas tabulações por faixa etária ou sexo, estão suprimidos os casos com idade ou sexo ignorados, respectivamente.
- 2. TME Taxa de mortalidade específica: óbitos por 100.000 habitantes.
- 3. Taxas calculadas a partir dos óbitos informados ao SIM. As análises devem considerar as limitações de cobertura e qualidade da informação da causa de óbito.
- 4. A taxa de mortalidade específica não padronizada por idade está sujeitas à influência de variações na composição etária da população, o que exige cautela nas comparações entre áreas geográficas e para períodos distintos.
- 5. As taxas de mortalidade específica por neoplasias do colo do útero e da mama estão calculadas apenas para a população feminina, e por neoplasias da próstata apenas para a população masculina.

APÊNDICE D - Taxa de incidência de câncer de colo de útero, por 100.000 mulheres - Brasil, 1997-2013, 2005-2013

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2005	
Brasil	27,6	29,2	30,3	20,5	18,9	19,8	18,3	22,1	
Norte	54,0	46,8	26,3	15,5	15,3	16,8	12,9	23,0	
Nordeste	45,2	37,9	43,9	19,6	16,3	15,4	14,2	18,1	
Sudeste	14,8	20,0	33,1	22,2	21,9	21,8	20,0	21,6	
Sul	27,7	29,6	18,2	20,4	19,1	19,6	17,7	30,7	
Centro-Oeste	42,8	32,5	26,7	17,8	13,8	29,6	32,3	23,0	
	2006	2006/2007		2008/2009		2010/2011		2012/2013	
Brasil	20	),3	19,2		18,5		17,5		
Norte	21	21,8		22,2		22,8		23,6	
Nordeste	16	16,8		17,6		18,4		18,0	
Sudeste	19,6		17	17,8		16,4		15,5	
Sul	27	7,8	24	1,4	21,5		13,9		
Centro-Oeste	21	1,4	19	19,4		19,9		27,7	

Fonte: Elaboração própria baseado nos dados do Ministério da Saúde/Instituto Nacional do Câncer - Inca Notas:

<sup>1.</sup> Os dados de 2004 não estão disponíveis por não terem sido estimados pelo INCA.

<sup>2.</sup> A partir de 2006, as estimativas do Inca são feitas a cada 2 anos, em função da estabilidade da ocorrência, com pouca variação anual; portanto, a taxa de incidência calculada é anual e os valores apresentados na tabela são válidos para cada ano.