

**Título:**

Diferenciais de raça na realização de exame preventivo de câncer de colo do útero: uma análise de período a partir da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013.

**Palavras-chave:**

Saúde feminina, raça, câncer de colo do útero, regressão logística, PNS.

**Autora:**

Samantha Haussmann Rodarte Faustino – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

**Coautora:**

Natália Leão Siqueira – Instituto de Medicina Social da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (IMS/UERJ).

## **Introdução**

O tema da mortalidade feminina vem sendo discutido para além de questões puramente biológicas, dentro da saúde coletiva, demografia e ciências sociais, há alguns anos. A pauta da epidemiologia social ganha destaque com o tema das desigualdades em saúde baseadas em questões sociais (NAVARRO, 1989; LINK, PHELAN, 1995; PAMUK et al, 1998; DACHS, SANTOS, 2006; COCKERHAM, 2007; ANNANDALE, KUHLMANN, 2010; PHELAN et al, 2010; SANTOS, 2011; CHOR, 2013).

Em tais argumentações, alguns teóricos afirmam que as conquistas da saúde pública e a elevação nos índices de esperança de vida não devem mascarar a distribuição desigual da saúde e da doença entre os indivíduos. Fatores que influenciam diretamente as chances de uma melhor qualidade de vida das pessoas, a morbidade e a mortalidade, estão relacionados com a maneira com que estruturam sua vida social e variam de acordo com alguns fatores sociais, como: gênero, raça, educação, renda e situação de moradia (LINK, PHELAN, 1995; ANNANDALE, KUHLMANN, 2010; CHOR, 2013).

Diversos estudos demonstram que os componentes socioeconômicos são determinantes no estado de saúde. A taxa de mortalidade é maior na base da pirâmide social em relação ao topo, e essa mortalidade também segue um gradiente de acordo com a pirâmide social. As pessoas, em cada ponto decrescente da hierarquia social, têm pior saúde do que aquelas acima delas e melhor saúde do que as de posição inferior (MARMOT et al, 1984; MARMOT et al, 1991; NORTH et al, 1993).

Pesquisas realizadas, relacionando gênero e saúde, demonstram que as mulheres são mais susceptíveis de viver mais tempo do que a maioria dos homens, mas isso varia de acordo com o país (PAYNE, 2006). No Brasil, estudos assinalam que as mulheres têm vivido mais que os homens. E essa sobremortalidade masculina tem se dado principalmente por causas de mortes violentas, como homicídios e acidentes de trânsito (AQUINO et al, 1992), fatores que são relacionados aos hábitos diferenciados por gênero. Porém, devemos ressaltar que as mulheres, apesar de viverem mais que os homens, suportam uma maior carga de problemas de saúde, ou seja, elas vivem mais, só que em condições de bem-estar piores (PARAHYBA, 2006; ANNANDALE, KUHLMANN, 2010).

Devemos assim, analisar fatores que estejam relacionados a mortalidade feminina. Sendo um dos itens de grande importância, renda é um demarcador a se analisar, pois, em determinado grau, os impactos de outras variáveis podem ser alterados por ela (HOUSE,

WILLIAMS, 2003). Estudos demonstram que, conforme o aumento da renda, vantagens são acrescentadas, gerando ganhos imediatos e cumulativos (LYNCH, KAPLAN, 2000).

Nos Estados Unidos, outros estudos demonstram que educação é o mais forte preditor socioeconômico de saúde (COCKERHAM, 2007). Uma revisão da literatura internacional apresenta que tal variável seria o indicador que “mais consistentemente exibe uma associação significativa com várias medidas de saúde e mortalidade por todas as causas e por causa específica em uma ampla variedade de contextos” (ELO, 2009:557).

O tema raça e saúde, no Brasil, é controverso. Apesar de a literatura internacional já ter demarcado importantes diferenciais no que tange à correlação entre essas variáveis (Williams, 1997), existe uma escassez de estudos empíricos que investiguem a magnitude e a influência das desigualdades raciais na saúde/doença com dados brasileiros. Alguns poucos estudos já realizados em nosso país apontam para a considerável desvantagem dos mesmos grupos raciais que já apresentam outras desigualdades sociais – como a alta mortalidade por violência entre jovens pretos e pardos, a maior mortalidade de crianças pretas e pardas até 5 anos de idade – o que pode também estar relacionada com a saúde da mãe e saúde cumulativa do ciclo de vida do indivíduo – assim como a insatisfação, mais frequente, no atendimento a gestantes pretas (CHOR, 2013).

Os achados acerca do assunto indicam que as desigualdades em saúde relacionadas à raça refletem as desigualdades mais abrangentes na sociedade. Raça, gênero e posição socioeconômica (diretamente relacionada com a renda observada) influenciariam a saúde dos brasileiros por meio de diferentes relações e com intensidades diversas (CHOR, 2013). Assim, a associação entre raça e saúde apresenta como fundamento a elevada desigualdade racial de acesso a recursos socialmente valorativos e também as distintas posições socioeconômicas ocupadas por grupos raciais. Contudo, é ponderado que essa mediação socioeconômica não corresponde como um todo às diferenças de saúde em raça. De acordo com Santos (2011), a segregação racial apresenta efeitos nas estimativas de saúde que não são correlacionados com os diferenciais socioeconômicos dos grupos analisados (SANTOS, 2011).

Existe um aparente consenso de que estudar as desigualdades raciais em saúde criaria divisões sociais no Brasil em vez de evidenciá-las, o que reforçaria o determinismo biológico (CHOR, 2013). Entretanto, entendemos que tal pensamento leva a uma distorção da

abrangência de outros aspectos da discriminação ou não ajuda a compreender as origens das desigualdades raciais em saúde no Brasil.

A partir dessa pequena análise, esse trabalho se propõe a responder a seguinte indagação: existe associação entre a realização do exame preventivo de câncer do colo do útero entre as a raça no Brasil? Para responder a essa questão, este artigo se propõe analisar estatística e econometricamente a possível associação existente entre cor/raça e a realização do exame preventivo de câncer do colo do útero, partindo da hipótese de que existe uma associação entre essas variáveis e que essa associação favorece as mulheres que se declaram brancas.

O trabalho aqui proposto justifica-se por contribuir para o debate acerca da saúde da mulher no Brasil e, principalmente, da discussão sobre os diferenciais de acesso por cor/raça. Além disso, todo esse tema também é importante uma vez que contribui para a discussão acerca da mortalidade por câncer, doença conhecida como uma das causas principais de morte na terceira fase da Transição da Saúde (HORIUCHI, 1999), já avançada nos países desenvolvidos e em curso nos países em desenvolvimento.

A tabela 1 traz resultados acerca da mortalidade por câncer e por câncer de colo do útero das mulheres do Brasil em 2013. Percebe-se que do total de óbitos, a morte por câncer representa 16,84% e que as mortes por câncer de colo do útero representam 6,16% das mortes por todos os tipos de cânceres que acometem mulheres no Brasil.

Tabela 1 – Mortalidade total, por câncer e por câncer do colo do útero – Mulheres, Brasil, 2013

Óbitos	Nº	%
Óbitos totais	523.195	100,00%
Óbitos por câncer	88.119	16,84%
Óbitos por câncer de colo do útero	5.430	6,16%

Fonte: Atlas On-line de Mortalidade. MS/SVS/DASIS/CGIAE/Sistema de Informação sobre Mortalidade – SIM. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Disponível em <<https://mortalidade.inca.gov.br/MortalidadeWeb/>>. Acesso em: 14 nov. 2015.

A partir da tabela 2 é possível perceber também que a incidência de morte causada por câncer do colo do útero aumenta com a idade, ou seja, a proporção de mortes é maior dentre os grupos etários mais velhos.

Tabela 2 – Número de óbitos e Taxas Específicas de Mortalidade por câncer do colo do útero para cada 100.000 mulheres, Brasil, 2013

Grupos de idade	Óbitos	Taxas Específicas de Mortalidade
15 a 19	5	0,06
20 a 29	154	0,88
30 a 39	641	4,16
40 a 49	1.074	8,24
50 a 59	1.255	12,77
60 a 69	1.008	16,32
70 a 79	797	22,16
80 ou mais	496	27,14

Fonte: Atlas On-line de Mortalidade. MS/SVS/DASIS/CGIAE/Sistema de Informação sobre Mortalidade – SIM. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE<sup>2</sup>.

Por fim, a tabela 3 apresenta os óbitos por raça e grupo etário. Com essa tabela, percebe-se que em todos os grupos etários a mortalidade é maior entre as mulheres pretas e pardas do que entre as mulheres brancas e amarelas, sendo que a diferença total é de mais de 10 pontos percentuais.

Tabela 3 – Número de óbitos gerais e por câncer do colo do útero distribuídos por cor/raça – Mulheres, Brasil, 2013

Grupos de idade	Branca/Amarela		Preta		Parda		Total	
	Geral	Câncer do colo do útero	Geral	Câncer do colo do útero	Geral	Câncer do colo do útero	Geral	Câncer do colo do útero
15 a 19	1.671	0	287	1	1.961	4	3.919	5
	42,64%	0,00%	7,32%	20,00%	50,04%	80,00%	100%	100%
20 a 29	4.218	64	902	11	4.853	74	9.973	149
	42,29%	42,95%	9,04%	7,38%	48,66%	49,66%	100%	100%
30 a 39	7.408	254	1.801	47	7.706	315	16.915	616
	43,80%	41,23%	10,65%	7,63%	45,56%	51,14%	100%	100%
40 a 49	14.256	405	3.116	80	13.082	547	30.454	1.032
	46,81%	39,24%	10,23%	7,75%	42,96%	53,00%	100%	100%
50-59	26.717	510	5.474	104	19.942	574	52.133	1.188
	51,25%	42,93%	10,50%	8,75%	38,25%	48,32%	100%	100%

<sup>2</sup> Disponível em <<https://mortalidade.inca.gov.br/MortalidadeWeb/>>. Acesso em: 14 nov. 2015.

Grupos de idade	Branca/Amarela		Preta		Parda		Total	
	Geral	Câncer do colo do útero	Geral	Câncer do colo do útero	Geral	Câncer do colo do útero	Geral	Câncer do colo do útero
60-69	41.928	446	6.809	87	26.303	432	75.040	965
	55,87%	46,22%	9,07%	9,02%	35,05%	44,77%	100%	100%
70-79	64.297	367	8.022	53	33.015	332	105.334	752
	61,04%	48,80%	7,62%	7,05%	31,34%	44,15%	100%	100%
80 +	121.423	235	10.638	55	45.853	182	177.914	472
	68,25%	49,79%	5,98%	11,65%	25,77%	38,56%	100%	100%
Total	281.918	2.281	37.049	438	152.715	2.460	471.682	5.179
	59,77%	44,04%	7,85%	8,46%	32,38%	47,50%	100%	100%

Fonte: MS/SVS/CGIAE - Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM<sup>3</sup>.

Os dados apresentados nesta sessão auxiliam a ressaltar a importância do estudo do diferencial de raça na mortalidade e principalmente na mortalidade por câncer. Uma vez que descoberto rapidamente, o câncer de colo do útero pode ser tratado, sem resultar em morte. Por essa razão esse trabalho contribui para o seguinte debate: uma constatação de associação negativa entre ‘ser negra’ e realizar o exame preventivo pode indicar que políticas de conscientização e difusão da informação se fazem necessárias, principalmente neste grupo que, historicamente, é mais vulnerável no Brasil.

## Material e Método

### *A Pesquisa Nacional de Saúde<sup>4</sup>*

Para analisar a possível associação existente entre as variáveis de interesse, esse trabalho utiliza a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) realizada em 2013 como fonte de dados. Essa pesquisa faz parte do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares do IBGE. Sua amostra é constituída por 80.000 domicílios e foi planejada para que fosse representativa para Brasil e regiões, Unidades da Federação e suas capitais, bem como áreas urbanas e rurais. A PNS-2013 conta com três questionários: domiciliar, individual e dos moradores do domicílio. O questionário individual traz perguntas acerca da saúde dos indivíduos selecionados no domicílio que possuem 18 anos ou mais.

<sup>3</sup> Disponível em <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0206>>. Acesso em: 14 nov. 2015.

<sup>4</sup> Disponível em <<http://portalsaude.saude.gov.br/index.php/o-ministerio/principal/leia-mais-o-ministerio/673-secretaria-svs/vigilancia-de-a-a-a/doencas-cronicas-nao-transmissiveis/12-doencas-cronicas-nao-transmissiveis/14127-pesquisa-nacional-de-saude-pns>>. Acesso em: 14 nov. 2015.

### *A amostra utilizada*

Somente 106.310 pessoas são do sexo feminino. Destas mulheres, somente 34.282 são respondentes do questionário individual. Além disso, exclui-se também um total de 250 mulheres que se autodeclararam como indígenas ou não informaram sua cor/raça. Esses dois grupos não fazem parte do grupo de análise proposto para esse trabalho. Desta forma, o total de mulheres que respondeu à pergunta acerca da realização do exame preventivo e que preenchia os critérios de seleção do grupo de análise foi de 34.032.

### *As variáveis utilizadas e as hipóteses de inclusão*

A variável explicada deste trabalho se refere à realização do exame preventivo do colo do útero pelas mulheres com idade igual ou superior a 18 anos. As variáveis sugeridas como explicativas são:

- Cor/raça: variável com três opções de resposta que representam a forma como a respondente se autodeclara: brancas, pretas ou pardas. Em algumas situações as categorias preta e parda foram unificadas em uma única categoria denominada negra. Espera-se que mulheres brancas tenham uma maior chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.
- Estado civil: variável binária que indica se a respondente é solteira ou não. A categoria não solteira agrega viúvas, casadas e divorciadas. Espera-se que mulheres solteiras tenham uma menor chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.
- Região: dividida em cinco variáveis independentes binárias que representam a região de residência da mulher, sendo elas Norte, Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-oeste. Espera-se que mulheres residentes em regiões mais desenvolvidas tenham uma maior chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.
- Situação censitária: variável binária que indica se a respondente reside em áreas urbanas ou rurais. Espera-se que mulheres que residem em áreas rurais tenham uma menor chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.
- Idade: dividida em sete variáveis independentes binárias que representam grupos de idade – 18 a 24, 25 a 34, 35 a 44, 45 a 54, 55 a 64, 65 a 74 e 75 anos ou mais. Espera-se que quanto

maior a idade da mulher, maior seja a chance de ela já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.

- Escolaridade: dividida em quatro variáveis independentes binárias que representam o último nível de escolaridade adquirido – Alfabetização completa ou incompleta, Ensino Fundamental completo ou incompleto, Ensino Médio completo ou incompleto e Ensino Superior incompleto ou nível superior. Espera-se que quanto maior o nível educacional da mulher, maior seja a chance de ela já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.

- Plano de saúde: variável binária que indica se a respondente possui ou não possui plano de saúde. Espera-se que mulheres que possuem plano de saúde tenham uma maior chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.

- Discriminação: variável binária que indica se a respondente já sofreu ou nunca sofreu discriminação. Espera-se que mulheres que já sofreram algum tipo de discriminação tenham uma menor chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.

- Doença crônica: variável binária que indica se a respondente possui ou não algum tipo de doença crônica. As doenças incluídas aqui são: doenças renais, transtornos obsessivos compulsivos (TOCs), depressão, AVC, colesterol, diabetes e hipertensão. Espera-se que mulheres que possuam pelo menos uma dessas doenças tenham uma maior chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.

- Consultou com algum médico nos últimos 12 meses: variável binária que indica se a respondente realizou algum tipo de consulta médica nos últimos 12 meses. Espera-se que mulheres que tenham realizado alguma consulta no último ano tenham uma maior chance de já ter realizado exame preventivo de câncer no colo do útero.

### *O modelo de regressão logístico*

Os modelos de regressão são utilizados quando se deseja analisar a dependência existente entre uma variável que desejamos explicar em relação a uma ou mais variáveis que são utilizadas na explicação (variáveis independentes). Ou seja, os modelos de regressão visam estimar valores de uma variável explicada através de valores de variáveis explicativas.

Quando a análise envolve somente duas variáveis, uma explicada e uma explicativa (chamadas também de dependente e independente), diz-se que o estudo realiza uma análise de regressão simples. Caso uma variável dependente seja explicada por mais de uma variável



independente, diz-se que se realiza uma análise de modelo de regressão múltipla. Em geral, as fórmulas de regressão multivariada são dadas pela seguinte equação:

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n$$

Os modelos de escolha qualitativa são muito utilizados, porque muitas decisões são tomadas a partir de escolhas com respostas limitadas, como sim ou não, ou eventos como sucesso e fracasso. O objetivo do modelo de escolha qualitativa é encontrar a probabilidade de que algo aconteça. Por isso, os modelos de escolha qualitativa são também conhecidos como Modelos de Probabilidade.

O modelo Logit é chamado dessa forma por utilizar a Função de Probabilidade Logística. Os coeficientes medem a variação no Logito estimado para uma variação unitária da variável explicativa dada. Uma interpretação mais comumente realizada se dá em termos de chance, que é calculada através do exponencial do coeficiente. Valores acima de 1 indicam chances maiores de um evento ocorrer. Valores entre 0 e 1 indicam chances negativas de um evento ocorrer. De acordo com Long (1997), uma das principais vantagens na utilização do modelo de regressão logístico é a interpretação via razão de chance. A razão de chance, ao contrário da interpretação das probabilidades, não depende da estimação das demais variáveis independentes, além da de análise.

## **Resultados e Discussão**

### *Análise descritiva*

Para apresentar evidências de correlação entre a variável dependente e as variáveis independentes foram estimados diferentes coeficientes de correlação. Uma vez que a variável dependente “Realizou exame preventivo de câncer do colo do útero” é binária, utilizou-se análise de correlação Tetracórica e Policórica, dependendo da natureza das variáveis independentes, sendo elas binárias ou categóricas.

A Correlação Tetracórica é utilizada quando as variáveis de interesse são “dicotomizadas”, isto é, são originadas a partir de variáveis latentes contínuas que possuem distribuição normal e são linearmente correlacionadas. Caso fosse possível observar as variáveis latentes, a melhor maneira de se observar a correlação seria através do Coeficiente de Correlação de Pearson. Isso porque o coeficiente (Rho) da correlação tetracórica é resultado de um teste mais flexibilizado e menos confiável. Para boas estimativas, é

necessário possuir grandes amostras, de preferência superiores à 300 observações (LIRA, 2004). Por sua vez, a correlação Policórica é uma medida de associação bivariada, utilizada quando as variáveis de interesse possuem mais de três categorias. Assim como a Tetracórica, essa estimação parte do pressuposto que quaisquer variáveis são originadas de uma variável latente contínua, normalmente distribuída. A Correlação Policórica estima um coeficiente de correlação Rho e ainda o grau de ajustamento do teste a partir de uma análise de Pearson e de Razão de Verossimilhança.

De acordo com os resultados apresentados pela tabela 4, temos que todas as variáveis explicativas, individualmente, são correlacionadas com a variável dependente binária: Realizou exame preventivo de câncer do colo do útero. Porém, destaca-se que somente as variáveis “Solteira” e “Cor/raça” são negativamente correlacionadas com a variável resposta. Ou seja, ser uma mulher solteira e ser uma mulher negra são fatos que estão negativamente correlacionados com a realização do exame preventivo de câncer do colo do útero. Todas as variáveis independentes apresentaram correlação com a variável dependente a um nível de confiança de 99%.

Tabela 4 – Análise de correlação entre as variáveis independentes e a variável dependente “Realizou exame preventivo de câncer de colo do útero” – Mulheres, Brasil, 2013

Variáveis	Coefficiente (Rho)	P-valor	Tipo de correlação
Solteira	-0,3156***	0,0000	Tetracórica
Rural	-0,1792***	0,0000	
Plano	0,3080***	0,0000	
Consultou	0,2679***	0,0000	
Discriminada	0,0689***	0,0000	
Doenças crônicas	0,1950***	0,0000	
Raça	-0,0987***	0,0000	Policórica
Região	0,0968***	0,0000	
Idade	0,2095***	0,0000	
Escolaridade	0,1379***	0,0000	

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde – PNS, realizada em 2013 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

A distribuição das mulheres por categorias de cada variável utilizada neste estudo é ilustrada pela tabela 5. A análise da variável dependente “Realizou exame preventivo de câncer no colo do útero” por cor/raça das mulheres indica que o percentual de mulheres que não realizou o exame preventivo é maior entre as negras, quando comparado ao percentual de brancas que nunca realizou o exame preventivo. Além disso, no que se refere ao estado civil,

o percentual de mulheres que nunca realizou o exame preventivo é maior entre as solteiras do que entre as mulheres que não são mais solteiras (casadas, viúvas ou divorciadas). No que se refere às regiões do país, observa-se que as regiões Norte e Nordeste são as que possuem maiores percentuais de mulheres que não realizaram o exame preventivo. Em seguida, aparecem Sudeste, Centro-oeste e Sul, que apresenta o menor percentual de mulheres que não realizaram o exame preventivo (12,47%). A situação censitária também apresentou grandes diferenças: nas áreas urbanas 15,22% das mulheres não realizaram exame preventivo, enquanto nas áreas rurais esse percentual foi de 23,44%.

Nesta análise foram selecionadas mulheres com idade superior a 18 anos. Foram criados 5 grupos etários. Dentre esses grupos temos que 34,73% das mulheres de 18 a 29 anos não realizaram exame preventivo de câncer do colo do útero. Apesar desse valor ser considerado alto, deve-se ressaltar que no Sistema Único de Saúde é indicado que o exame preventivo seja realizado em mulheres acima de 25 anos. O que chama atenção é que, dentre as mulheres com mais de 75 anos, mais de 18,34% não realizou exame preventivo. Esse é um fato importante que possivelmente indica a falta de acesso que as mulheres tinham ao sistema de saúde quando mais jovens e também uma falha nas campanhas de conscientização para as mulheres desse grupo etário. Quanto à escolaridade percebe-se que o percentual de mulheres que não realizaram o exame preventivo de câncer de colo do útero é superior entre as mulheres com menores níveis de escolaridade.

De acordo com a frequência apresentada para a variável Plano de Saúde, é possível verificar que 19,93% das mulheres que não possuem plano de saúde nunca realizaram exame preventivo enquanto somente 8,19% das mulheres que possuem o plano de saúde nunca realizaram o exame preventivo. Além disso, temos que dentre as mulheres que possuem algum tipo de doença crônica, que já foram discriminadas, que já abortaram ou dentre as que não consultaram com um médico nos últimos 12 meses, o percentual de mulheres que nunca realizou o exame preventivo é maior do que as respectivas categorias de referência dessas variáveis. Todas essas informações podem ser observadas na tabela 5.

Tabela 5 – Frequência absoluta e relativa das variáveis independentes em relação à variável dependente “Realizou exame preventivo de câncer de colo do útero” – Mulheres, Brasil, 2013

Variáveis/Categorias	Realizou exame preventivo		Não realizou exame preventivo		Total
	N	%	N	%	
Cor/Raça					
Branca	14.504,07	86,08%	2.346,18	13,92%	16.850,25
Negra	14.002,27	81,49%	3.179,48	18,51%	17.181,75
Estado civil					
Solteira	9.656,09	73,21%	3.533,49	26,79%	13.189,58
Não solteira	18.850,25	90,44%	1.992,18	9,56%	20.842,43
Região					
Norte	1.930,93	79,87%	486,73	20,13%	2.417,66
Nordeste	6.926,98	79,59%	1.775,84	20,41%	8.702,82
Sudeste	13.100,29	85,15%	2.284,69	14,85%	15.384,98
Sul	4.400,10	87,53%	626,83	12,47%	5.026,92
Centro-oeste	2.148,04	85,93%	351,58	14,07%	2.499,62
Situação censitária					
Urbana	25.285,19	84,78%	4.539,32	15,22%	29.824,51
Rural	3.221,14	76,56%	986,35	23,44%	4.207,49
Idade					
De 18 a 29 anos	5.120,59	65,27%	2.724,29	34,73%	7.844,88
De 30 a 39 anos	6.411,38	90,02%	711,13	9,98%	7.122,51
De 40 a 49 anos	6.159,29	93,70%	414,15	6,30%	6.573,44
De 50 a 59 anos	5.238,51	92,51%	423,90	7,49%	5.662,41
60 anos ou mais	5.576,57	81,66%	1.252,20	18,34%	6.828,77
Escolaridade					
Alfabetização completa ou incompleta	2.129,47	71,48%	849,50	28,52%	2.978,96
Ensino fundam. completo ou incompleto	10.884,69	86,20%	1.742,19	13,80%	12.626,88
Ensino médio completo ou incompleto	9.349,46	81,58%	2.110,50	18,42%	11.459,95
Superior completo ou incompleto	6.142,72	88,18%	823,49	11,82%	6.966,21
Plano de saúde					
Possui	9.835,07	91,81%	877,24	8,19%	10.712,31
Não possui	18.671,26	80,07%	4.648,43	19,93%	23.319,69
Consultou com médico nos últimos 12 meses					
Consultou	24.140,20	86,40%	3.798,97	13,60%	27.939,17
Não consultou	4.366,14	71,66%	1.726,70	28,34%	6.092,84
Discriminação					
Já foi discriminada	3.409,24	86,66%	524,97	13,34%	3.934,21
Nunca foi discriminada	25.097,09	83,39%	5.000,70	16,61%	30.097,79
Doença crônica					
Possui algum tipo de doença crônica	12.776,39	89,15%	1.555,17	10,85%	14.331,56
Não possui nenhuma doença crônica	15.729,94	79,85%	3.970,50	20,15%	19.700,44
<b>Total de observações</b>	<b>28.506,33</b>	<b>83,76%</b>	<b>5.525,67</b>	<b>16,24%</b>	<b>34.032,00</b>

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde – PNS, realizada em 2013 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

### *Análise do Modelo de Regressão*

Após a análise das estatísticas descritivas, foram estimados modelos de regressão logística, com o objetivo de verificar os fatores que influenciaram a realização de exame preventivo de câncer do colo do útero pelas mulheres acima de 18 anos. Os modelos foram construídos de forma progressiva, com a inclusão de diferentes variáveis de um modelo para

outro. Os resultados das regressões estão organizados na Tabela 6, que apresenta as razões de chances, significâncias estatísticas e erros-padrão dos coeficientes dos modelos estimados. A análise dos resultados das razões de chance considera que tudo mais foi mantido constante (*ceteris paribus*). Ressalta-se que, para coeficientes negativos, calcula-se a recíproca para a análise dos resultados (LONG e FREESE, 2001).

Os quatro modelos incluem as seguintes variáveis independentes: região, situação censitária, idade, escolaridade, plano de saúde, consultou com um médico nos últimos 12 meses, discriminação, doenças crônicas, aborto. A principal diferença entre os modelos se referem à inclusão da variável cor/raça e estado civil. O modelo 1 inclui duas variáveis binárias referente à cor/raça e ao estado civil, sendo que as categorias de referência são brancas e não solteiras. O modelo 2 agrega as variáveis cor/raça e estado civil em grupos da seguinte maneira: brancas não solteiras (referência), brancas solteiras, negras não solteiras e negras solteiras. O modelo 3 foi estimado somente para as mulheres solteiras e inclui as variáveis independentes já descritas, além de uma variável binária designando a cor/raça da mulher. Por fim, o modelo 4 foi estimado somente para as mulheres não solteiras (casadas, viúvas e divorciadas) e também inclui as variáveis independentes já descritas, além de uma variável binária designando a cor/raça da mulher.

Quanto ao modelo 1, temos que a variável que se refere à cor/raça não apresenta significância estatística. Ou seja, controlando pelas demais variáveis explicativas, não há diferença entre a chance de uma mulher negra ter realizado exame preventivo e a chance de uma mulher branca ter realizado exame preventivo. Foram adicionadas variáveis binárias que se referem às regiões do país, às idades e à escolaridade das mulheres. Tomando a região Sudeste como referência, a região Nordeste não apresentou significância estatística. Percebe-se também que a chance de uma mulher que reside em quaisquer das demais regiões ter realizado exame preventivo é superior quando comparada à chance de uma mulher que reside na região sudeste ter realizado o exame preventivo. De forma geral, levando-se em conta cada grupo etário, a chance de ter realizado o exame preventivo é maior entre as mulheres com idades entre 30 e 49 anos. Além disso, também é possível perceber que a chance de ter realizado exame preventivo é maior na medida em que a mulher possui maior escolaridade. Analisando então as demais variáveis temos que a chance de ter realizado exame preventivo é maior entre as mulheres residentes nas áreas urbanas, entre as mulheres que possuem plano de saúde, entre as mulheres que consultaram com um médico nos últimos 12 meses e entre as mulheres que possuem alguma doença crônica, em comparação com as respectivas

referências. A variável “discriminação” também não apresentou significância estatística. Apesar de ser um resultado inesperado, o Ministério da Saúde, juntamente com as secretarias estaduais e municipais, promove um conjunto de campanhas de conscientização da importância da realização do exame preventivo entre as mulheres que, por alguma razão, são marginalizadas ou excluídas. Por fim, a variável “Estado civil” indicou que as chances das mulheres não solteiras terem realizado o exame preventivo são superiores quando comparadas às chances de mulheres solteiras terem realizado o exame preventivo.

O modelo 2 inclui as mesmas variáveis já explicadas, com exceção de uma nova forma de inclusão das variáveis de cor/raça e estado civil. Para essas duas variáveis, foram criados quatro grupos a fim de detectar a influência de ambas na realização do exame preventivo. Para este modelo temos que as razões de chance observadas para as variáveis independentes mantiveram uma magnitude semelhante e mesma direção e significância estatística. Para os grupos de cor/raça e estado civil observa-se uma razão de chance inferior a 1, ou seja, as categorias de análise têm uma menor chance do que a categoria de referência. O cálculo da razão de chance faz uso então da recíproca. Dessa forma, a interpretação é a seguinte: a chance de uma mulher branca casada ter realizado o exame preventivo é aproximadamente 164% superior à chance de uma mulher negra solteira ter realizado o exame preventivo. De maneira semelhante, a chance de uma mulher branca casada ter realizado o exame preventivo é 220% superior à chance de uma mulher branca solteira ter realizado o exame preventivo. Porém, a chance de uma mulher branca casada ter realizado o exame preventivo é aproximadamente 35% superior à chance de uma mulher negra casada ter realizado o exame preventivo.

Os dois últimos modelos foram estimados a partir de diferentes amostras. O modelo 3 é composto por mulheres solteiras e o modelo 4 é composto por mulheres que não são solteiras, ou seja, divorciadas, viúvas ou casadas. Essa estimação foi realizada a fim de verificar o comportamento da variável raça para os estados civis indicados. Percebe-se no modelo 3 que a variável região de residência assume um papel diferenciado. Todas as regiões nesse modelo apresentaram significância estatística e obtiveram uma magnitude superior à encontrada pelos modelos anteriores. As demais variáveis também tiveram alguma diferença de magnitude, porém, mantiveram a direção e a significância estatística. Porém, a variável raça aqui não foi estatisticamente significativa. Ou seja, entre as mulheres solteiras, não há diferença nas chances de ter realizado exame preventivo de câncer do colo do útero por cor/raça.

O modelo 4 apresentou também resultados importantes. Para as mulheres que não são mais solteiras (foram alguma vez casadas), a região de residência não apresentou significância estatística. Houve também diferenciais nas magnitudes das variáveis. Porém, o resultado que mais chama a atenção é o obtido pela variável cor/raça. Para as mulheres que não são mais solteiras, as brancas têm 20% a mais de chance de ter realizado exame preventivo de câncer do colo do útero do que as mulheres negras. Dessa forma, percebe-se que a cor/raça da mulher atua de forma mais aparente quando as mulheres já não são mais solteiras.

Tabela 6 – Razões de Chance estimadas através de Modelos de Regressão Logísticos para variável dependente “Realizou exame preventivo de câncer de colo do útero” – Mulheres, Brasil, 2013

Variáveis/Categorias	Modelo 1	Modelo 2 Grupos	Modelo 3 Mulheres solteiras	Modelo 4 Mulheres não solteiras
Constante	2,708*** (-0,435)	3,193*** (-0,550)	1,236 (-0,240)	2,326*** (-0,516)
<b>Cor/Raça</b>		-		
Branca	Referência	-	Referência	Referência
Negra	0,979 (-0,071)	-	1,120 (-0,096)	0,829* (-0,092)
<b>Estado Civil</b>				
Não solteira	Referência	-	-	-
Solteira	0,412*** (-0,028)			
<b>Região</b>				
Sudeste	Referência	Referência	Referência	Referência
Norte	1,184* (-0,113)	1,178* (-0,112)	1,411*** (-0,158)	0,849 (-0,132)
Nordeste	1,055 (-0,084)	1,051 (-0,083)	1,204* (-0,116)	0,827 (-0,099)
Centro-oeste	1,280** (-0,127)	1,274** (-0,126)	1,475*** (-0,164)	1,031 (-0,170)
Sul	1,300** (-0,134)	1,302** (-0,137)	1,567*** (-0,191)	1,026 (0,164)
<b>Situação censitária</b>				
Urbana	Referência	Referência	Referência	Referência
Rural	0,776*** (-0,061)	0,772*** (-0,060)	0,769** (-0,08)	0,787** (-0,080)
<b>Idade</b>				
De 30 a 39 anos	Referência	Referência	Referência	Referência
De 18 a 29 anos	0,254*** (-0,021)	0,257*** (-0,021)	0,251*** (-0,026)	0,315*** (-0,046)
De 40 a 49 anos	1,455*** (-0,153)	1,453*** (-0,152)	1,246 (-0,177)	1,815*** (-0,290)
De 50 a 59 anos	1,067 (-0,131)	1,065 (-0,131)	1,086 (-0,208)	1,273 (-0,213)
60 anos ou mais	0,355*** (-0,037)	0,350*** (-0,037)	0,354*** (-0,061)	0,445*** (-0,063)

Variáveis/Categorias	Modelo 1	Modelo 2 Grupos	Modelo 3 Mulheres solteiras	Modelo 4 Mulheres não solteiras
<b>Escolaridade</b>				
Alfabetização completa ou incompleta	Referência 2,405*** (-0,248)	Referência 2,352*** (-0,245)	Referência 2,459*** (-0,349)	Referência 2,135*** (-0,282)
Ensino fundam. completo ou incompleto	2,463*** (-0,279)	2,397*** (-0,275)	1,813*** (-0,274)	3,577*** (-0,550)
Ensino médio completo ou incompleto	3,038*** (-0,395)	2,996*** (-0,395)	2,196*** (-0,368)	5,518*** (-1,242)
<b>Plano de saúde</b>				
Não possui	Referência 1,931*** (-0,156)	Referência 1,930*** (-0,157)	Referência 1,762*** (-0,187)	Referência 2,121*** (-0,286)
Possui				
<b>Consultou com médico nos últimos 12 meses</b>				
Não consultou	Referência 2,004*** (-0,128)	Referência 2,021*** (-0,130)	Referência 1,904*** (-0,156)	Referência 2,213*** (-0,222)
Consultou				
<b>Discriminação</b>				
Nunca sofreu	Referência 1,091 (-0,1)	Referência 1,088 (-0,099)	Referência 1,133 (-0,139)	Referência 1,039 (-0,143)
Já sofreu				
<b>Doenças crônicas</b>				
Não possui nenhuma doença crônica	Referência 1,449*** (-0,107)	Referência 1,452*** (-0,107)	Referência 1,405*** (-0,137)	Referência 1,479*** (-0,154)
Possui algum tipo de doença crônica				
<b>Grupos de raça e estado civil</b>				
Branca casada		Referência 0,378*** (-0,038)		
Negra solteira	-	0,741*** (-0,079)	-	-
Negra casada		0,312*** (-0,033)		
Branca solteira				
<b>Observações</b>	<b>34.032</b>	<b>34.032</b>	<b>14.662</b>	<b>19.370</b>
Teste F	F(18, 5.434) 84,66***	F(19, 5.433) 79,51***	F(17, 4.746) 31,79***	F(17, 5.108) 38,91***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1697	0,1716	0,1186	0,1416

Observações: Erros-padrão robustos entre parênteses. \*\*\*: significante ao nível de 99%; \*\*: significante ao nível de 95%; \*: significante ao nível de 90% - para testes bicaudais. Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)."

## Conclusão

Com o objetivo de verificar se existe alguma associação entre a realização de exame preventivo de câncer do colo do útero e a declaração de cor/raça das mulheres respondentes da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013, esse trabalho realizou análises estatísticas e econométricas que evidenciaram importantes debates para o tema de diferenciais de raça no Brasil. Há princípio, análises de correlações indicaram que existe uma associação entre a



cor/raça das mulheres e a realização do exame preventivo. O modelo de regressão, controlado por outras variáveis independentes indicou que não há associação estatisticamente significativa entre a cor/raça e a realização do exame preventivo para as mulheres brasileiras.

Apesar desse resultado, testes estatísticos foram realizados entre as variáveis independentes e com isso, percebeu-se a existência de correlação entre as variáveis estado civil e cor/raça. Por essa razão, estimou-se também modelos de regressão que indicavam essa associação. A partir do modelo 2 foi possível observar que o maior diferencial estava entre os estados civis, mas que, mesmo assim, havia uma diferença considerável entre as chances de mulheres brancas e negras, quando não solteiras, terem realizado o exame preventivo. Em outras palavras, o modelo indicou que existe uma associação entre raça e a realização do exame preventivo, mas que essa associação é melhor observada quando consideramos o subgrupo de mulheres que não são mais solteiras. O modelo 4 evidencia de forma mais clara esses resultados. Considerando somente as mulheres divorciadas, casadas ou viúvas, a chance de uma mulher negra ter realizado o exame preventivo é menor do que a chance de uma mulher branca ter realizado o exame preventivo.

Esse fato responde a questão proposta neste trabalho, mas, ao mesmo tempo, levanta outras questões que são importantes para o debate acerca do acesso à saúde. O fato das mulheres casadas terem uma maior chance de ter realizado o exame preventivo já era esperado, mas a alta magnitude e significância estatística dos resultados pode estar correlacionada com a idade ao casar e ainda com o histórico pessoal de saúde que essas mulheres possuem. Na seara das hipóteses, é possível que mulheres mais velhas tenham tido um acesso mais precário ao sistema de saúde que é refletido ao longo do seu ciclo de vida (Hayward e Gorman, 2004). Além disso, a associação entre idade e casamento também pode estar enfatizando os resultados obtidos por estado civil. Trabalhos futuros poderão desenvolver com mais detalhes essas relações e corroborar ou refutar essas hipóteses.

Por fim, destaca-se que este trabalho representa uma pequena contribuição para o campo da discussão acerca do acesso à saúde no Brasil. Mas, de nenhuma maneira, esse assunto está esgotado aqui. É importante o desenvolvimento de pesquisas na área da saúde que irão contribuir para a discussão dos diferenciais de qualidade e de acesso para as minorias.

## Referências Bibliográficas:

ANNANDALE, E.; KUHLMANN, E. Gender and healthcare: the future. In: KUHLMANN, E.; ANNANDALE, E. (Orgs.). **The Palgrave handbook of gender and healthcare**. Basingstoke: Palgrave Macmillan UK, p. 454-469, 2010.

AQUINO, E. M. L.; MENEZES, G. M. S.; AMOEDO, M. B. Gênero e Saúde no Brasil: contribuições a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Revista de Saúde Pública**, v. 26, n. 3, p. 195-202, 1992.

CHOR, D. Desigualdades em saúde no Brasil: é preciso ter raça. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, n. 7, 2013.

COCKERNAM, W. **Social causes of health and disease**. Cambridge UK: Polity Press, 2007.

DACHS, J. N. W.; SANTOS, A. P. R. Auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/2003. **Ciência e Saude Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 887-894, 2006.

ELO, I. T. Social Class Differentials in Health and Mortality: Patterns and Explanations in Comparative Perspective. **Annual Review of Sociology**, v. 35, p. 553-572, 2009.

HAYWARD, M. D.; GORMAN, B. K. The long arm of childhood: The influence of early-life social conditions on men's mortality. **Demography**, v. 41, n. 1, p. 87-107, 2004.

HORIUCHI, S. Epidemiological transitions in developed countries: past, present and future. In: **United Nations Health and Mortality Issues of Global Concern**. New York: UN, 1999.

HOUSE, J.; WILLIAMS, D. R. Understanding and Reducing Socioeconomic and Racial/Ethnic Disparities in Health. In HOFRICHTER, R. (Org). **Health and Social Justice: Politics, Ideology, and Inequity in the Distribution of Disease**. São Francisco: Jossey-Bass, 2003.

Link, B. G.; Phelan, J. C. Social conditions as fundamental causes of disease. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 35, n. Extra Issue: Forty Years of Medical Sociology: The State of the Art and Directions for the Future, p. 80-94, 1995.

LIRA, S. A. **Análise de correlação: abordagem teórica e de construção dos coeficientes com aplicações**. Dissertação de mestrado em Métodos Numéricos em Engenharia dos Setores de Ciências Exatas e de Tecnologia – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2004.

LONG, J. S. **Regression models for categorical and limited dependent variables**. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 1997.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using STATA**. Texas: College Station, 2001.

LYNCH, J.; KAPLAN, G. Socioeconomic Position. In: BERKMAN, L, F.; KAWACHI, I. (Orgs.). **Social Epidemiology**. New York: Oxford University Press, p. 13-35, 2000.

MARMOT, M. G.; SHIPLEY, M. J.; ROSE, G. Inequalities in death-specific explanations of a general pattern? **Lancet**, v. 1, p. 1003-1006, 1984.

MARMOT, M. G.; SMITH, G. D.; STANSFELD, S.; PATEL, C.; NORTH, F.; HEAD, J.; WHITE, I.; BRUNNER, E.; FEENEY, A. Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. **Lancet**, v. 1, 1387–1393, 1991.

NAVARRO, V. Why some countries have National Health Insurance, others have National Health Service, and the U.S. has neither. **Social Science & Medicine**, v. 28, n.9, p. 887-898, 1989.

NORTH, F.; SYME, S. L.; FEENEY, A.; HEAD J.; SHIPLEY, M. J.; MARMOT, M. G. Explaining Socioeconomic Differences in Sickness Absence: The Whitehall II Study. **British Medical Journal**, v. 306, n. 6874, p. 361-366, 1993.

PAMUCK, E.; MAKUC, D.; HECK, K.; REUBEN, C.; LOCHNER, K. **Socioeconomic status and health chartbook. Health, United States**. Hyattsville, Maryland: National Center for Health Statistics, 1998.

PARAHYBA, M. I. Desigualdade de gênero em saúde entre os idosos no Brasil. **Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**. Caxambú MG, 2006.

PAYNE, S. **The Health of Men and Women**. Cambridge: Polity, 2006.

PHELAN J. C.; LINK B. G.; TEHRANIFAR P. Social conditions as fundamental causes of health inequalities: Theory, evidence, and policy implications. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 51, n. 1, p. 28–40, 2010.

SANTOS, J. A. F. Class divisions and health chances in Brazil. **International Journal of Health Services**, v. 41, p. 691-708, 2011.

WILLIAMS, D. R. Race and health: basic questions, emerging directions. **Annals of Epidemiology**, v. 7, n. 5, p. 322–333, 1997.