

Relação entre plano de saúde e a realização do exame Papanicolaou: uma aplicação de escore de propensão usando um inquérito amostral complexo

Relationship between health care insurance and Papanicolaou exam: a propensity score application using a complex sample inquiry

José Rodrigo de Moraes^I

Patrícia Viana Guimarães^{II}

Fátima de Lima Paula^{III}

Mário Luiz Pinto Ferreira^{IV}

Rafael Mendonça Guimarães^V

Ronir Raggio Luiz^{II}

^IDepartamento de Estatística da Universidade Federal Fluminense (GET/UFF) – Niterói (RJ), Brasil

^{II}Instituto de Estudos em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IESC/UFRJ) – Rio de Janeiro (RJ), Brasil

^{III}Escola Nacional de Saúde Pública Sérgio Arouca, da Fundação Oswaldo Cruz (ENSP/Fiocruz) – Rio de Janeiro (RJ), Brasil

^{IV}Instituto Nacional de Câncer (INCA) – Rio de Janeiro (RJ), Brasil

^VDepartamento de Enfermagem de Saúde Pública da Escola de Enfermagem Anna Nery – Universidade Federal do Rio de Janeiro (EEAN/UFRJ) – Rio de Janeiro (RJ), Brasil

Resumo

O câncer de colo de útero é a segunda doença mais comum entre mulheres em todo o mundo. O esfregaço de Papanicolaou é um teste simples que pode detectar a doença em um estágio precoce e curável. Embora indicado para todas as mulheres adultas, a cobertura do teste é inferior a 70% das mulheres brasileiras. Este estudo teve como objetivo avaliar se a posse de plano de saúde privado está associada à realização do exame de Papanicolaou. Foram analisados dados de 6.299 mulheres com 35 anos ou mais de idade, residentes no Rio de Janeiro, entrevistadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) em 2003. A fim de minimizar a ocorrência de vieses, utilizamos o escore de propensão com a técnica de pareamento, levando em consideração todas as informações do desenho amostral na estimação dos escores (pesos amostrais, estratos e unidades primárias de amostragem). Uma subamostra de 2.348 mulheres foi então obtida, com covariáveis socioeconômicas e biológicas distribuídas igualmente entre os grupos com e sem cobertura de plano de saúde privado (1.174 pares). Os resultados com utilização de modelo de regressão logística mostraram que a chance de realizar o exame Papanicolaou é 26,1% maior (OR=1,261; p=0,096; IC 95%=[0,96; 1,66]) para mulheres com plano de saúde quando comparadas às mulheres sem cobertura de plano de saúde, no nível de significância de 10%. Os resultados indicam a necessidade da extensão do rastreamento periódico do câncer de colo de útero para todas as mulheres, reduzindo as desigualdades ainda presentes nos dias atuais.

Palavras-chave: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD). Escore de propensão. Plano de saúde. Saúde da mulher. Pareamento. Neoplasia de colo de útero.

Trabalho realizado no Instituto de Estudos em Saúde Coletiva (IESC) – Rio de Janeiro, Brasil.

Fonte de financiamento: sem fonte de financiamento.

Conflito de interesse: nada a declarar.

Correspondência: José Rodrigo de Moraes, Departamento de Estatística, Instituto de Matemática e Estatística, Universidade Federal Fluminense, Rua Mario Santos Braga s/ nº - Campus Valonguinho - 7º andar - Centro, Niterói / Rio de Janeiro, CEP: 24020-140. E-mail: jrodrigo78@est.uff.br

Abstract

Cervical uterine cancer is the second most common malignancy affecting women worldwide. Papanicolaou smear is a simple screening test that can detect the disease at an early and curable stage. Although indicated to every adult woman, Pap smear screening covers less than 70% of Brazilian women. This study aimed to evaluate if private health care insurance coverage was associated with Papanicolaou smear screening. We analyzed data from 6,299 women aged 35 years or older, resident in Rio de Janeiro state, who had been interviewed in the National Household Sample Survey (PNAD) in 2003. In order to minimize the occurrence of biases, we utilized the propensity score matching method, considering all information from sample design in the scores estimation (sample weights, strata and primary sampling units). A sub-sample of 2,348 women was then obtained, with socioeconomic and biological covariates equally distributed between the groups with and without private health insurance coverage (1,174 pairs). Logistic regression model was then used and the results showed that the chance of Papanicolaou smear screening is 26.1% higher (OR=1.261; p=0,096; CI 95%= [0.96;1.66]) for women with health insurance coverage when compared to women without health insurance coverage at 10% of significance. The results indicate the need of extending periodic cervical cancer screening for all women, reducing the inequalities still present nowadays.

Keywords: National Household Sample Survey (PNAD). Propensity score. Health care insurance. Women's health. Matched-pair analysis. Uterine cervical neoplasm.

Introdução

Com aproximadamente 500 mil casos novos por ano no mundo, o câncer do colo do útero é o segundo tipo de câncer mais comum entre as mulheres, sendo responsável pela morte de 230 mil mulheres por ano. Esse tipo de câncer, quando detectado precocemente, tem elevadas taxas de cura. Porém, para a detecção precoce é necessária a realização periódica do exame colpocitopatológico, também conhecido como exame de Papanicolaou. O Ministério da Saúde preconiza a realização de exame de avaliação do colo de útero a cada três anos para todas as mulheres com idade entre 25 e 59 anos, além das mulheres mais jovens com vida sexual ativa. Estima-se uma redução de até 80% na mortalidade por este câncer a partir do rastreamento de mulheres na faixa etária recomendada e tratamento das lesões precursoras com alto potencial de malignidade ou carcinoma *in situ*¹.

Porém, embora o acesso universal aos serviços de saúde esteja assegurado na Constituição Brasileira, segundo a Pesquisa Mundial de Saúde 2003 promovida pela Organização Mundial da Saúde (OMS)² e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003³, a cobertura do exame de Papanicolaou entre mulheres de 18 a 69 anos no Brasil foi, respectivamente, 66 e 67,8%, inferior, portanto, à cobertura mínima necessária de 80% preconizada pela OMS⁴.

Os estudos sobre os possíveis motivos da baixa cobertura do exame preventivo de câncer de colo de útero no Brasil ainda são escassos e os dados advêm, quase que em sua totalidade, de estudos transversais. As principais causas relacionadas à não realização do exame colpocitopatológico são baixo nível socioeconômico, baixa escolaridade, baixa renda familiar e pertencer às faixas etárias mais jovens⁵⁻⁷. Esta relação entre câncer de colo de útero e condições socioeconômicas é corroborada pelo fato de maiores taxas de incidência do câncer de colo do útero serem observadas em países menos desenvolvidos⁸. Outra condição

que pode estar associada à menor adesão à realização periódica de exames de prevenção de câncer de colo uterino é a posse ou não posse de plano de saúde (particular, de empresa ou órgão público)^{6,8,9-11}.

Em 2003, a PNAD, em seu suplemento de saúde, levantou informações sobre acesso e utilização de serviços e planos de saúde. Este inquérito contou com a participação de mais de 133 mil domicílios e 384 mil pessoas entrevistadas¹² e foi realizado através de uma amostra probabilística de domicílios obtida em três estágios de seleção: unidades primárias (municípios), unidades secundárias (setores censitários) e unidades terciárias (unidades domiciliares).

Como as informações fornecidas pelos inquéritos são de natureza transversal, é interessante, em estudos dessa natureza, utilizar ferramentas que possam minimizar a ocorrência de vieses. Nesse trabalho foi utilizado o pareamento por meio do escore de propensão¹³.

Este estudo teve como objetivo avaliar se a posse de plano de saúde (exposição) está associada à realização de exame colopocitopatológico para prevenção do câncer de colo útero (desfecho) para mulheres de 35 anos ou mais de idade, residentes no Estado do Rio de Janeiro, entrevistadas na PNAD 2003.

Como a PNAD 2003 é um estudo seccional (ou transversal), é comum supor que as mulheres com plano de saúde (grupo tratamento) e as mulheres sem plano de saúde (grupo controle) nesta amostra possuam diferenças significativas em relação a um conjunto de covariáveis, o que pode gerar uma estimativa enviesada do efeito da posse de plano de saúde na realização de exame preventivo para câncer de colo do útero.

Material e Métodos

Escore de propensão

Neste trabalho, através do software Stata 10, foi feita uma aplicação do método de escore de propensão usando modelo de re-

gressão logística com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2003. A PNAD é um inquérito amostral complexo, de abrangência nacional, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o qual utiliza um plano amostral que envolve estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção. Sendo assim, tais informações do plano amostral serão incorporadas no ajuste do modelo de regressão logística, por meio do método de máxima pseudo-verossimilhança (MPV), para a estimação adequada dos escores de propensão.

Escore de propensão são extremamente úteis para a redução de vieses e aumento da precisão em estudos observacionais¹³, e são usados como ferramentas para ajuste de covariáveis e/ou cálculo de efeito de tratamento, tais como pareamento, estratificação e ajuste por regressão.

Adicionalmente, o uso de escore de propensão a partir de dados de estudos observacionais visa “corrigir” a estimativa do efeito do tratamento, criando uma situação semelhante à dos estudos quase-experimentais. Desse modo, é possível reduzir vieses na estimação do efeito de tratamento, mesmo em situações em que a randomização não foi adotada. Essa redução de viés só é possível no caso de a atribuição do tratamento ser fortemente ignorável, isto é, a exposição E e o desfecho D serem condicionalmente independentes, dadas as covariáveis observadas¹³.

Qualquer uma das técnicas (pareamento, estratificação e ajuste por regressão) que fazem uso de escore de propensão permite remover, em média, uma parte considerável dos vieses nas covariáveis observadas¹³ que são usadas como controle.

Nesse estudo foi utilizada a técnica de pareamento para obtenção de estimativas não viciadas do efeito do tratamento. Essa técnica é usada para seleção dos indivíduos controles que são pareados com os indivíduos tratados segundo um conjunto de covariáveis. Em vez de formar pares tomando como base diretamente cada uma das covariáveis, o uso do escore de

propensão permite, através de uma única variável, a formação de pares de indivíduos, considerando simultaneamente todas as covariáveis de interesse.

Embora o modelo de regressão logística seja um método tradicionalmente usado para estabelecer a associação entre um desfecho binário e uma variável de exposição principal, controlando por um conjunto de covariáveis, neste artigo optou-se por utilizar um método alternativo para tratar a falta de homogeneidade entre os grupos tratamento e controle esperada em estudos observacionais como a PNAD. A diferença entre o método tradicional (modelo logístico) e o método alternativo usado neste artigo (pareamento baseado nos escores de propensão) está relacionada ao fato de que o primeiro controla a associação entre os possíveis confundidores e o desfecho, enquanto o segundo controla a associação entre os confundidores e a exposição de interesse¹⁴.

Variáveis de tratamento e desfecho

No presente estudo foi considerado como variável de exposição (E) a posse de plano de saúde e como a variável de desfecho (Y) a realização de exame preventivo para câncer do colo do útero (exame colpocitopatológico). Ambas as variáveis são dicotômicas. Nesta análise, considerou-se como população-alvo o conjunto de mulheres com 35 anos ou mais de idade residentes no Estado do Rio de Janeiro, que são aquelas às quais o exame para câncer de colo de útero é recomendado. Na amostra da

PNAD, 6.299 mulheres (registros) atendem estas características.

Covariáveis de controle

Para a estimação dos escores de propensão foi ajustado o modelo de regressão logística, pelo método de MPV, considerando um conjunto de nove covariáveis de controle que retratam aspectos biológicos, socioeconômicos e de saúde das mulheres de 35 anos ou mais de idade. Devido a dados faltantes (350 valores) para algumas das covariáveis de controle incluídas no ajuste do modelo, a amostra total efetivamente utilizada para a obtenção dos escores de propensão foi de 5.949 mulheres (1.960 tratados e 3.989 controles).

- ❑ **Fatores biológicos:** Faixa etária (de 35 a 45 anos; mais de 45 a 55 anos; mais de 55 a 65 anos; mais de 65 anos).
- ❑ **Fatores socioeconômicos:** Escolaridade (sem instrução ou menos 1 ano de estudo; de 1 a 4 anos de estudo; de 5 a 8 anos de estudo; de 9 a 14 anos de estudo; 15 anos ou mais de estudo); Rendimento domiciliar *per capita* (em R\$); Situação do domicílio (urbana, rural).
- ❑ **Fatores de saúde:** Procura mesmo lugar ou médico (sim; não); Mamografia (menos de 3 anos; 3 anos ou mais; nunca fez); Depressão (sim; não).
- ❑ **Outros fatores:** Filho nascido vivo (sim; não); Mãe viva (sim; não).

O modelo ajustado com essas nove covariáveis apresentou um poder explicativo razoável, com um pseudo R² (Nagelkerke) de 41,4%, sendo representado por:

$$\ln \left(\frac{esc_{ijklmnopq}}{1 - esc_{ijklmnopq}} \right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \delta_l + \phi_m + \varphi_n + \xi_o + \psi_p + \theta X_q \quad (1.0)$$

onde:

$esc_{ijklmnopq}$ - é o escore de propensão referente a cada mulher da amostra condicionado ao conjunto das nove covariáveis de controle.

μ - intercepto do modelo

α_i - efeito do i-ésimo nível do fator faixa etária; i=1,2,3,4

β_j - efeito do j-ésimo nível do fator escolaridade; j=1,2,3,4,5

γ_k - efeito do k-ésimo nível do fator situação do domicílio; k=1,2

δ_l - efeito do l-ésimo nível do fator filho nascido vivo; l=1,2

ϕ_m - efeito do m-ésimo nível do fator mãe viva; $m=1,2$

φ_n - efeito do n-ésimo nível do fator procura mesmo lugar/médico; $n=1,2$

ξ_o - efeito do o-ésimo nível do fator mamografia; $o=1,2,3$

ψ_p - efeito do p-ésimo nível do fator depressão; $p=1,2$

θ - é o quanto varia a chance da mulher de ter plano de saúde (em escala logarítmica), ao aumentar em uma unidade o rendimento domiciliar *per capita*.

X_q - rendimento domiciliar *per capita* (em R\$) da q-ésima pessoa; $q=1,2,\dots,5.949$

Resultados

Resultados do ajuste do modelo logístico para estimação dos escores de propensão

Na Tabela 1 são apresentados os resultados do ajuste do modelo logístico, utilizado para a estimação da probabilidade de a mulher ter plano de saúde (escore de propensão).

Os resultados do ajuste do modelo são os esperados. Analisando-se os efeitos de algumas covariáveis isoladamente, observa-se que a probabilidade estimada de posse de plano de saúde é maior para mulheres residentes na área urbana; que tiveram filho; com mãe viva; que consultam o mesmo lugar/médico; portadoras de depressão; que realizaram mamografia recentemente; com rendimentos domiciliares mais altos; com maior nível de escolaridade e, sobretudo, com idades mais elevadas.

Os efeitos do plano amostral (EPA) diferentes da unidade demonstram a importância da consideração dos pesos amostrais e das informações estruturais da PNAD (estratificação e conglomeração) no ajuste de modelo logístico para a estimação dos escores de propensão, sob pena de obter estimativas subestimadas ou superestimadas para as variâncias dos estimadores dos parâmetros do modelo. A variância estimada sob plano amostral da PNAD chega a ser 1,296 vezes maior que a estimada sob um plano aleatório simples no caso de realização de

consulta médica e 0,976 vezes menor que a estimada sob um plano aleatório simples no caso de situação domiciliar urbana.

Resultados do método de pareamento baseado nos escores de propensão estimados (subamostra de mulheres)

O método de pareamento do vizinho mais próximo (*Nearest neighbor matching within caliper*), com uma diferença máxima absoluta fixada de 0,05 entre os escores de propensão, gerou uma subamostra de 2.348 mulheres, sendo 1.174 mulheres sem plano de saúde (grupo controle) e 1.174 mulheres com plano de saúde (grupo tratamento). Alternativamente, a subamostra selecionada é formada por 1.174 pares de mulheres pela proximidade dos escores.

Embora existam na amostra total 1.960 mulheres com plano de saúde, essa redução para 1.174 é devida não só à utilização da restrição da diferença máxima permitida entre os escores, mas também ao critério de *common support*. Este critério exige que existam unidades (mulheres) de ambos os grupos tratamento (com plano de saúde) e controle (sem plano de saúde) com valores de covariáveis similares.

Para avaliar a representatividade da subamostra de mulheres considerada na análise com relação às mulheres que não entraram na análise, tanto no grupo das que possuem plano de saúde quanto das que não possuem plano foram calculadas as distribuições percentuais de algumas das variáveis de controle: situação domiciliar, filho nascido vivo, consulta ao médico e depressão.

Dentre as mulheres com plano de saúde que entraram na análise e as que não entraram, foram encontrados os respectivos percentuais: mulheres residentes na área urbana (98,8% vs 99,6%); com filho nascido vivo (87,1% vs 82,4%); que consultaram médico (85,8% vs 90,2%) e portadoras de depressão (11,0% vs 9,9%). Já dentre as mulheres sem plano de saúde que entraram na análise e as que não entraram, foram encontrados os respectivos percentuais: mulheres

Tabela 1. Estimativas das razões de chance (*odds ratio*) do modelo logístico, bem como dos intervalos de confiança (95%), efeitos do plano amostral (EPA) e p-valores associados (n=5.949 mulheres)

Table 1. Odds ratio estimations (OR) of the logistic model, confidence intervals (95%), design effect sample and p (n=5,949 women)

Covariáveis de controle	Razão de chance	IC 95% para razão de chance		p	EPA
		Linf	Lsup		
Intercepto	,189	,088	,404	,000	,983
Faixa etária					
De 35 a 45 anos	,532	,411	,689	,000	1,141
Mais de 45 a 55 anos	,470	,369	,598	,000	1,169
Mais de 55 a 65 anos	,630	,497	,799	,000	1,118
Mais de 65 anos	1				
Escolaridade					
S/instrução ou menos de 1 ano	,079	,050	,125	,000	1,216
De 1 a 4 anos de estudo	,148	,106	,207	,000	1,102
De 5 a 8 anos de estudo	,211	,157	,284	,000	1,029
De 9 a 14 anos de estudo	,464	,352	,612	,000	,983
15 anos ou mais de estudo	1				
Situação do domicílio					
Urbana	2,168	1,181	3,977	,013	,976
Rural	1				
Filho nascido vivo					
Sim	1,362	1,102	1,683	,004	1,113
Não	1				
Mãe viva					
Sim	1,207	1,023	1,424	,026	1,098
Não	1				
Consulta no mesmo médico/ lugar					
Sim	1,418	1,128	1,783	,003	1,296
Não	1				
Mamografia					
Menos de 3 anos	2,423	2,077	2,827	,000	1,008
3 anos ou mais	1,413	1,106	1,806	,006	1,068
Nunca fez mamografia	1				
Depressão					
Sim	1,403	1,105	1,781	,005	1,193
Não	1
Rendimento domiciliar per capita (R\$)	1,002	1,001	1,002	,000	1,050

residentes na área urbana (99,1% vs 94,2%); com filho nascido vivo (87,2% vs 87,5%); que consultaram médico (84,8% vs 82,7%) e portadoras de depressão (10,1% vs 9,6%). Como se pode verificar, existe uma diferença máxima relativa de aproximadamente 5%, confirmando a representatividade da subamostra.

Resultados do ajuste do modelo logístico para estimação do efeito do plano de saúde sobre a realização de exame preventivo de câncer

Como a realização de exames de câncer de colo de útero é um desfecho categórico binário, para estimar o efeito da posse de

Tabela 2. Estimativas das razões de chance (odds ratio), do intervalo de confiança (95%) e p-valores associados – subamostra de mulheres sem considerar os pesos amostrais

Table 2. Odds ratio estimations (CI=95%), confidence interval and p – subsample of women not considering the sample weights

Variável de exposição (tratamento)	Razão de chance	IC 95% para razão de chance		p
		Linf	Lsup	
Intercepto	0,096	-	-	0,000
Plano de saúde				
Sim	1,261	0,959	1,658	0,096
Não	1	-	-	-

plano de saúde sobre a realização de exame de câncer de colo de útero foi utilizado o modelo de regressão logística, após o pareamento a partir do escore de propensão. O modelo foi ajustado pelo método de máxima verossimilhança (MV) para a subamostra de mulheres. Os resultados do ajuste são fornecidos na Tabela 2.

Ao ajustar o modelo logístico para a subamostra de mulheres (Tabela 2), a medida de razão de chance de realização de exame foi de 1,261, indicando que a chance de mulheres com plano de saúde realizarem exame colpocitopatológico é 26,1% maior que a das mulheres que não possuem plano de saúde. Verifica-se, com base na subamostra de mulheres, que a relação encontrada entre plano de saúde e realização deste tipo de exame é estatisticamente significativa ao nível de 10%, mas não ao nível de 5%.

Discussão

Atitudes preventivas com relação à própria saúde, tais como a realização de exames preventivos de câncer, são afetadas por fatores socioeconômicos, ambientais e culturais. A posse de plano de saúde é um dos fatores que parecem influenciar a realização de exames preventivos. Porém, a posse de plano de saúde é, por sua vez, uma condição também influenciada por fatores socioeconômicos e culturais. A proposta do presente estudo foi estudar a influência da posse de plano de saúde na realização do exame preventivo de câncer de colo de

útero entre mulheres com 35 anos ou mais de idade, utilizando o método do escore de propensão. Na estimação do escore de propensão (probabilidade de a mulher ter plano de saúde) a partir da amostra total de mulheres foram consideradas todas as informações do desenho amostral da PNAD (peso, estrato, unidade primária de amostragem). A partir dos escores estimados foi possível selecionar uma subamostra de mulheres, de modo a reduzir possíveis vieses relativos à falta de comparabilidade, no que tange a variáveis socioeconômicas e de saúde, entre os grupos das mulheres com plano de saúde (grupo tratamento) e sem plano de saúde (grupo controle).

De acordo com os resultados do estudo, a chance de realização de exame preventivo de câncer de colo de útero é 26,1% maior no grupo de mulheres com plano de saúde que no grupo das mulheres sem plano de saúde, ao empregarmos o método de pareamento do vizinho mais próximo (fixando uma diferença máxima absoluta de 0,05) baseado nos escores de propensão. Apesar da existência de uma associação positiva entre as variáveis de interesse, o resultado somente foi estatisticamente significativo ao nível de 10%, mas não ao nível de significância de 5%, portanto aquém do descrito em outros estudos^{10,15}. Resultados semelhantes aos nossos foram encontrados por Albuquerque et al.⁷ em um estudo transversal, com dados da Pesquisa Mundial de Saúde realizada em Pernambuco no ano de 2006. Nesse estudo, a frequência de realização de exame

preventivo foi maior entre as mulheres com posse de plano de saúde, porém, esta relação também não apresentava significância estatística. Em recente estudo realizado nos Estados Unidos¹⁶, com uma amostra de mais de 150 mil indivíduos com vínculo empregatício e cobertura de plano de saúde, fatores socioeconômicos e demográficos estavam associados a importantes disparidades na realização de exames preventivos, incluindo o de câncer de colo de útero.

A menor magnitude da medida de razão de chance encontrada no presente estudo, em comparação a demais estudos que utilizam outra estratégia de análise, pode ser devido ao fato de um melhor balanceamento obtido com o uso de escores de propensão, afastando o efeito de potenciais confundidores que quando não considerados na análise tendem a causar uma superestimação da real associação entre “posse de plano” e “realização de exame”. A utilização do método de escore de propensão possibilitaria, então, uma estimativa mais próxima da real associação existente entre posse de plano de saúde e realização de exame colpocitopatológico.

Em contrapartida, não podemos deixar de considerar as limitações impostas pela natureza transversal do estudo e pelo fato de a PNAD não ser um estudo voltado especificamente para avaliação dos fatores que influenciam a realização de exames preventivos, não contemplando, portanto, outras importantes variáveis para esta análise.

A posse de plano de saúde geralmente é avaliada como uma variável dicotômica (tem plano de saúde ou não tem plano de saúde). Mas sabemos que o tipo de cobertura dos planos de saúde pode variar bastante.

Existem planos com cobertura irrestrita de atendimentos ambulatoriais, diagnósticos e hospitalares, planos que cobrem somente internações hospitalares e outros nos quais os segurados têm de arcar com uma parte dos custos. Estas disparidades de cobertura podem influenciar na realização de exames preventivos, mesmo entre as mulheres do grupo com posse de plano de saúde¹⁷. A ausência de avaliação estratificada por tipo de cobertura dos planos de saúde também é uma das limitações do estudo.

Ao estudar outro tipo de exame preventivo de câncer, Lima-Costa e Matos¹⁸, utilizando dados da mesma PNAD 2003, encontraram razões de chance superiores a 4,0 de realização de mamografia entre mulheres com plano de saúde quando comparadas àquelas sem plano. Porém, cabe ressaltar que a realização de mamografia depende de equipamento de imagem cujo custo é bastante superior ao de realização de exame colpocitopatológico, podendo ocorrer maior facilidade de realização desse exame na rede privada que na rede pública.

Conclusão

A associação entre plano de saúde e a realização de exame colpocitopatológico poderia ser devido à presença de potenciais confundidores, tais como situação socioeconômica e situação domiciliar, por exemplo. Porém, os resultados encontrados sugerem que a maior chance de realização deste tipo de exame entre as mulheres com plano de saúde permanece mesmo após o controle por um conjunto de covariáveis consideradas potenciais confundidores.

Referências

1. Brasil. Ministério da Saúde. Instituto Nacional do Câncer (INCA). Programa Nacional de Controle do Câncer do colo do útero e de mama – Viva Mulher. [texto na Internet]. Rio de Janeiro: 2010. [citado em 15 de abril de]. Disponível em: http://www.inca.gov.br/conteudo_view.asp?id=140.
2. Szwarcwald CL, Viacava F, Vasconcellos MTL, Leal MC, Azevedo LO, Queiroz RSB, Carvalho MF, Souza Júnior PRB, Gama SGN, Fonseca MG. Pesquisa Mundial de Saúde 2003: o Brasil em números. RADIS 2004;(23):14-33.

3. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Acesso e utilização de serviços de saúde: 2003 [Internet]. Rio de Janeiro; IBGE; 2005 [citado em 16 de Abril de 2010]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2003/saude/saude2003.pdf>.
4. World Health Organization. Manual on the prevention and control of common cancers. Geneva; 1998. (Westerns Pacific Series, 20).
5. Martins LFL, Thuler LCS, Valente JG. Cobertura de exame Papanicolaou no Brasil e seus fatores determinantes: uma revisão sistemática da literatura. *Rev Bras Ginecol Obstet*. 2005;27(8):485-92.
6. Leal MC, Gama SGN, Frias P, Szwarcwald CL. Estilos de vida saudáveis e acesso aos exames periódicos de saúde entre as mulheres brasileiras. *Cad Saúde Pública*. 2005;21 Sup:S78-S88.
7. Albuquerque KM, Frias PG, Andrade CLT, Aquino EML, Menezes G, Szwarcwald CL. 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. *Cad Saúde Pública*. 2009;25Sup2:5301-5309.
8. Reyes-Ortiz CA, Vélez LF, Camacho ME, Ottenbacher KJ, Markides KS. Health insurance and cervical cancer screening among older women in Latin American and Caribbean cities. *Intern J Epidemiol*. 2008;37:870-878.
9. Selvin E, Brett KM. Breast and cervical cancer screening: sociodemographic predictors among White, Black, and Hispanic women. *Am J Public Health* 2003;93(4):618-23.
10. Novaes H, Braga P, Schout D. Fatores associados à realização de exames preventivos para câncer nas mulheres brasileiras, PNAD 2003. *Ciência & Saúde Coletiva* 2006;11(4):1023-1035.
11. Ackerson K, Gretebeck K. Factors influencing cancer screening practices of underserved women. *J Am Acad Nurse Pract*. 2007;19(11):591-601.
12. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Notas Metodológicas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2003. Pesquisa Básica e Suplementar. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE; 2005. 169 p.
13. D'Agostino RB. Tutorial in Biostatistics – propensity score methods for bias reduction in the comparison of a treatment to a non-randomized control group. *Statistics in Medicine*. 1998;17:2265-2281.
14. Cepeda MS, Boston R, Farrar JT, Strom BL. Comparison of Logistic Regression versus Propensity Score when the Number of Events Is Low and There Are Multiple Confounders. *Am J Epidemiol*. 2003;158:280-287.
15. Lima-Costa MF. Estilos de vida e uso de serviços preventivos de saúde entre adultos filiados ou não a plano privado de saúde (inquérito de saúde Belo Horizonte). *Ciência & Saúde Coletiva*. 2004;9(4):857-864.
16. Hughes MC, Hannon PA, Harris JR, Patrick DL. Health behaviors of employed and insured adults in the United States, 2004-2005. *Am J Health Promot*. 2010;24(5):315-323.
17. Robinson JM, Shavers V. The role of health insurance coverage in cancer screening utilization. *J Health Care Poor Underserved*. 2008;19(3):842-856.
18. Lima-Costa MF, Matos DL. Prevalência e fatores associados à realização da mamografia na faixa etária de 50-69 anos: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2003). *Cad Saúde Pública*. 2007;23(7):1665-1673.

Recebido em: 20/10/2010

Versão final apresentada em: 01/06/2011

Aprovado em: 03/08/2011