

Desigualdades socioeconômicas na mortalidade por câncer de mama em microrregiões do Nordeste brasileiro

João Batista Carvalho ¹

 <https://orcid.org/0000-0001-7385-8348>

Neir Antunes Paes ²

 <https://orcid.org/0000-0002-0927-9103>

^{1,2} Programa de Pós-graduação em Modelos de Decisão e Saúde. Universidade Federal da Paraíba. Cidade Universitária, Castelo Branco III. João Pessoa-PB, Brasil. CEP: 58051-900. E-mail: joaouaest@gmail.com.

Resumo

Objetivos: avaliar a relação entre as taxas corrigidas de mortalidade por câncer de mama e indicadores de condições de vida das idosas das microrregiões do Nordeste brasileiro.

Métodos: adotou-se um estudo ecológico nos anos de 2010 e 2015 para as 188 microrregiões do Nordeste utilizando a modelagem de equações estruturais. Os dados de população, óbitos e indicadores de condições de vida foram extraídos do IBGE, SIM/MS e SISAP-Idoso, respectivamente. Os dados de óbitos por câncer de mama foram corrigidos para subregistro, óbitos mal definidos e códigos garbage. Calcularam-se taxas padronizadas de mortalidade para permitir a comparação tempo-espacial.

Resultados: a recuperação de um número considerável de óbitos possibilitou obter uma maior acurácia na estimação das taxas de mortalidade em nível de microrregiões. Um aumento nas taxas de mortalidade foi observado no período. A modelagem de equações estruturais apresentou um modelo robusto com significância para alguns indicadores de condições de vida. As taxas foram mais elevadas em microrregiões com menor percentual de idosas analfabetas, menor percentual de idosas em situação de pobreza, menor razão de dependência e maior percentual de idosas residentes em domicílios com água encanada.

Conclusões: os resultados apontaram uma tendência de aumento das mortes de idosas por câncer de mama na região, com níveis maiores nas microrregiões com melhores indicadores de condições de vida.

Palavras-chave *Mortalidade, Neoplasia da mama, Sub-registro, Condições sociais, Modelos estruturais*



Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições, desde que o trabalho original seja corretamente citado.

<http://dx.doi.org/10.1590/1806-93042019000200008>

Introdução

Para o Brasil, as estimativas registram 59.700 casos novos de câncer de mama feminino em 2019. Esse valor corresponde a uma taxa de incidência de 56,3 casos a cada 100 mil mulheres. Nessa mesma escala, as incidências por região expressam uma taxa de 73,1 no Sul, 69,5 no Sudeste, 52,0 no Centro-Oeste, 40,4 no Nordeste e 19,2 no Norte. Assim sendo, posicionam o câncer de mama como o tipo de câncer mais frequente entre as mulheres no país, depois dos tumores de pele não melanoma. Sem considerar estes, os casos novos de câncer de mama correspondem a 29,5% de todos os tumores malignos estimados para as mulheres brasileiras.¹

Em escala mundial, os tumores de mama lideram a mortalidade entre as neoplasias femininas. Foram estimados mais de 600 mil óbitos por câncer de mama feminino no mundo em 2018.² Configurando-se como a principal causa também no Brasil, foram computados 16.593 óbitos por câncer de mama em 2017, que representaram 15,9% de todas as mortes de mulheres por neoplasias nesse ano no país.³ Ademais, 53,7% dos óbitos por câncer de mama ocorreram em mulheres na faixa etária dos 60 anos e mais, que constitui o grupo populacional que recebe a maior carga de mortalidade pela doença.

As magnitudes das taxas de mortalidade por câncer de mama são maiores nas regiões Sul e Sudeste do País, que também concentram a melhor infraestrutura de assistência oncológica. Nelas estão disponíveis 75% dos hospitais especializados, 66% das salas de quimioterapia e 72% dos equipamentos de radioterapia.⁴ Entretanto, o Nordeste é a segunda região em número de óbitos por câncer de mama feminino, respondendo por 3.604 (21,7%) óbitos em 2017, e suas taxas crescem em maior velocidade que as demais regiões.³ Observa-se que, em meio a um processo de transição demográfica e epidemiológica tardio e desigual vigente no Nordeste, a população feminina enfrenta o aumento do peso dessa doença crônico-degenerativa em um cenário com os mais baixos indicadores de desenvolvimento do Brasil.⁵

Quando a Região Nordeste é desagregada em pequenas áreas os diferenciais regionais da mortalidade por câncer se exacerbam, tornando mais evidentes essas desigualdades. Estudos têm chamado a atenção para a relação entre as condições de vida e a mortalidade por câncer em diversas localidades do mundo.⁶ No Brasil, entretanto, a escassez de pesquisas sobre esta temática dificulta um melhor entendimento dessa relação. Ademais, nas regiões mais pobres do País ainda pesa a deficiência na qualidade dos dados de mortalidade por câncer.⁷ Nesse

contexto, traçou-se como objetivo avaliar a relação entre as taxas corrigidas de mortalidade por câncer de mama e as condições de vida das mulheres idosas das microrregiões do Nordeste brasileiro.

Métodos

Adotou-se um desenho ecológico com cortes transversais nos anos de 2010 e 2015, tendo como unidades de análise observacional as 188 microrregiões que compõem os nove estados da Região Nordeste do Brasil.

A base de dados foi formada pelas taxas padronizadas de mortalidade por câncer de mama e indicadores de condições de vida referentes à população de mulheres idosas (60 anos ou mais de idade) das microrregiões nordestinas, desagregada em faixas etárias quinquenais (60 a 64, 65 a 69, 70 a 74, 75 a 79, 80 e mais). Para o cálculo das taxas, as informações sobre os óbitos por local de residência foram extraídas do Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS),³ disponível em www.datasus.gov.br. Para reduzir o efeito das flutuações aleatórias nos dados de óbitos, utilizou-se a média dos óbitos computados para os triênios de 2009 a 2011 e 2014 a 2016, como referências para 2010 e 2015, respectivamente. A população censitária de mulheres idosas das microrregiões de 2010 e a estimada de 2015 a partir desta, necessárias para o cálculo das taxas de mortalidade, foram obtidas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE),⁸ disponível em www.ibge.gov.br.

Os indicadores de condições de vida foram obtidos do Sistema de Indicadores de Saúde e Acompanhamento de Políticas do Idoso (SISAP-Idoso) da Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz),⁹ disponível em <https://sisapidoso.icict.fiocruz.br>. Este sistema é formado por vários indicadores construídos com base nas informações do censo demográfico e agrupados em dimensões, dentre as quais, as dimensões ambientais, socioeconômicas e demográficas, que fornecem uma série de indicadores úteis para medir as condições de vida dos idosos. Depois de uma varredura na base de dados, foram selecionados todos os indicadores, dentro dessas dimensões, com informações disponíveis para as mulheres e em nível municipal, para posterior agregação em microrregiões. Os indicadores que atendiam a esses critérios foram: condições ambientais (idosas que vivem em domicílios com água encanada, idosas que vivem em domicílios com rede de esgoto, idosas que vivem em domicílios com serviço de coleta de lixo e idosas que vivem em domicílios adequados); condições socioeconômicas

(idosas analfabetas, idosas em situação de pobreza, idosas economicamente ativas, idosas com rendimento nominal de até um salário mínimo e idosas que vivem sozinhas) e condições demográficas (razão de dependência, índice de envelhecimento da população e idosas residentes em área urbana).

Os indicadores das dimensões condições ambientais e socioeconômicas são expressos em percentagens e os demográficos são do tipo razão, exceto as idosas residentes em área urbana que também é expresso em percentual.

Duas etapas foram traçadas para o desenvolvimento deste estudo. Na primeira, tratou-se de produzir as taxas de mortalidade corrigidas, após análise da qualidade dos registros de óbitos. Na segunda, fez-se uso da modelagem de equações estruturais para avaliar a adequação de ajustamento de um modelo proposto relacionando a mortalidade por câncer de mama com indicadores de condições de vida.

1ª etapa: Análise da qualidade dos registros de óbitos.

i) Causas mal definidas: utilizou-se o método de Ledermann¹⁰ para redistribuir os óbitos de mulheres idosas de cada microrregião classificados no grupo de causas mal definidas (Capítulo XVIII) entre as neoplasias e os demais capítulos da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde Décima Revisão (CID-10). Em seguida, por proporcionalidade, fez-se a redistribuição dos óbitos mal definidos atribuídos às neoplasias para o câncer de mama feminino.

ii) Fatores de correção: para reduzir o impacto do déficit de cobertura dos óbitos, fatores de correção foram estimados por meio do quociente entre o número de óbitos de mulheres idosas por neoplasias registrado no SIM e o corrigido segundo a Pesquisa de Busca Ativa.¹¹ Os fatores de correção foram utilizados no cálculo do total de óbitos de idosas por câncer de mama corrigido para subregistro em cada microrregião.

iii) Códigos garbage: para cada microrregião, os óbitos de idosas correspondentes aos códigos garbage¹² - neoplasias malignas de outras localizações e mal definidas (C76) e neoplasias malignas sem especificação de localização (C80) - foram redistribuídos para o câncer de mama por proporcionalidade.

iv) Redistribuição dos óbitos por idade: os óbitos atribuídos ao câncer de mama segundo os passos anteriores foram, proporcionalmente, redistribuídos entre as faixas etárias quinquenais de idosas a partir dos 60 anos.

v) Taxas de mortalidade padronizadas: com os

óbitos de idosas por câncer de mama corrigidos para causas mal definidas, subregistro e códigos garbage, calcularam-se as taxas padronizadas de mortalidade para cada microrregião utilizando como população padrão a população censitária de mulheres idosas do Brasil de 2010. As taxas foram expressas por 100 mil idosas.

Mapas das microrregiões do Nordeste apresentando diferenciais regionais para as taxas padronizadas de mortalidade das idosas por câncer de mama foram construídos pelo software TabWin do DATASUS, versão 3.6.

2ª Etapa: Aplicação da Modelagem de Equações Estruturais (MEE).

A MEE consiste na análise simultânea de uma série de relações causais entre variáveis.¹³ O método é bastante viável em modelos com variáveis não observáveis, como é o caso da variável latente condições de vida. Essa técnica pode ser organizada em dois submodelos de acordo com a estrutura relacional proposta para as variáveis do estudo:¹⁴ o submodelo de mensuração (equações de medida), que estabelece a forma como as variáveis latentes exógenas (ξ) são medidas por variáveis observáveis (X). Isto é

$$X = \Lambda \xi + \varepsilon$$

Em que Λ é a matriz de pesos fatoriais e ε , o vetor de erros aleatórios; e o submodelo estrutural (equações estruturais), que representa a relação causal entre as variáveis exógenas (ξ) e endógenas (η). Esse submodelo tem a seguinte equação:

$$\eta = \Gamma \xi + B\eta + \delta$$

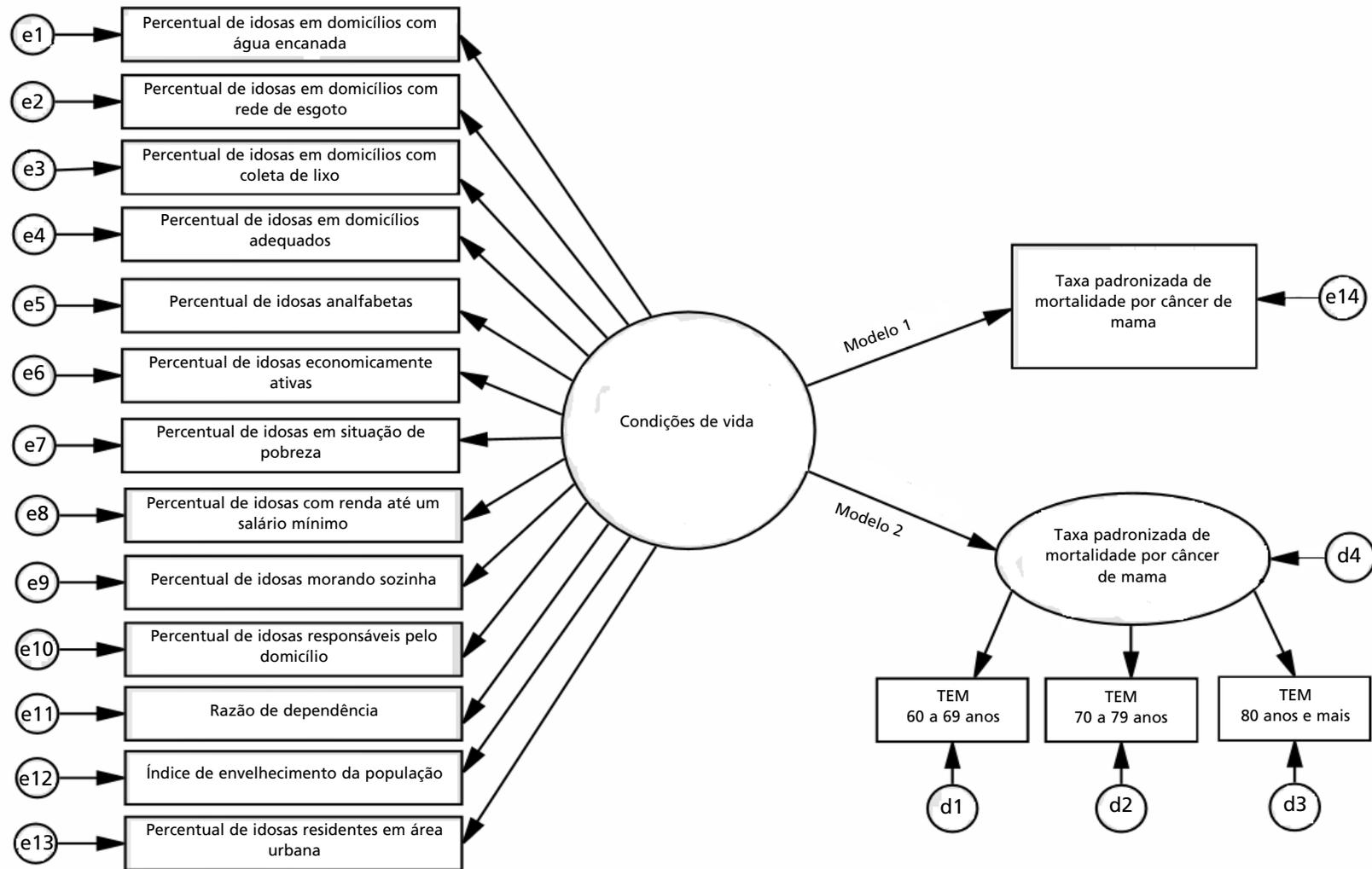
Em que Γ e B são as matrizes de pesos fatoriais e δ , o vetor de erros aleatórios.

Os modelos teóricos propostos (Figura 1) envolvem a relação entre a variável latente exógena condições de vida, medida pelos indicadores obtidos do sistema de informações SISAP-Idoso, e a variável endógena taxa padronizada de mortalidade por câncer de mama, observada diretamente (Modelo 1) e medida indiretamente pelas taxas específicas de mortalidade (TEM) por faixas etárias (Modelo 2). Desse modo, os diferenciais por idade na mortalidade por câncer de mama foram considerados na comparação dos modelos.

Na aplicação da MEE, utilizou-se o *software* AMOS.¹⁵ A estimação do modelo foi feita por meio do método da máxima verossimilhança. A análise forneceu as estimativas padronizadas dos pesos fatoriais e os índices de qualidade de ajuste.¹⁶

Figura 1

Diagrama de caminhos dos modelos propostos para a mortalidade por câncer de mama.

Fonte: Elaboração própria com uso do *software* AMOS.

Erros de medida aleatórios: e1, e2, ..., e13 (indicadores) e e14, d1, d2, d3, d4 (taxas de mortalidade).

TEM= Taxas Específicas de Mortalidade.

Resultados

Concluídas as etapas da correção, o número de óbitos apresentou um aumento importante em todas as faixas etárias e em ambos os anos (Tabela 1). No total, o aumento foi de 372 óbitos em 2010 e 359 em 2015, que significou uma variação de 31,2% e 22,3% em cada ano, respectivamente. As variações das respectivas taxas específicas de mortalidade para cada faixa etária ficaram em torno desses valores. Nota-se também que as taxas aumentaram com a idade em ambos os anos. Em 2010, as taxas foram 38,6 na faixa etária de 60 a 64 anos e 81,6 na faixa etária de 80 e mais após a correção, com uma relação de 2,1 entre as mesmas. Por sua vez, em 2015, essas taxas foram 44,1 e 107,7, respectivamente, correspondendo a uma relação de 2,4.

Os mapas da Figura 2 ilustram a distribuição espacial das taxas padronizadas de mortalidade por câncer de mama segundo as microrregiões em 2010 e 2015. Apesar de um período curto de cinco anos, evidenciam-se mudanças importantes na categorização das microrregiões segundo os intervalos de taxas, particularmente nas microrregiões situadas mais próximas ao litoral. Em 2015, o número de microrregiões com taxas compreendidas nos intervalos de magnitudes menores diminuiu comparado a 2010, consequentemente, mais microrregiões foram agrupadas naqueles de magnitudes superiores.

Nos dois intervalos de menor magnitude, ficaram 130 (69,5%) e 105 (56,1%) microrregiões em 2010 e 2015, respectivamente. Ademais, em 2010, 19 (10,2%) microrregiões apresentaram taxas acima de 70,7 e em 2015 um pouco mais que o dobro, isto é, 41 (21,9%) microrregiões.

Vale destacar que, em 2010, cinco microrregiões apresentaram taxas no intervalo mais extremo (entre 94,2 e 117,8). Foram elas: Coelho Neto-MA, Canindé-CE, Serra de São Miguel-RN, Seridó Ocidental-PB e apenas uma capital, Aracaju-SE. Já em 2015, o número subiu para sete: Cascavel-CE, Serra Pereiro-CE, Mossoró-RN, Vale do Açu-RN, Baixo Cotinguiba-SE e duas capitais, Recife-PE e Aracaju-SE.

Em 2010, as médias das taxas de mortalidade por câncer de mama das microrregiões foram mais baixas no Maranhão, Piauí e Alagoas, variando de 25,5 a 36,2. Tiveram médias entre 38,9 e 41,1 a Paraíba, Bahia e Rio Grande do Norte. Já as médias mais elevadas variaram entre 45,0 e 48,1, correspondendo aos estados do Ceará, Pernambuco e Sergipe. Por sua vez, em 2015, também configuraram-se com as menores taxas médias o Maranhão, Piauí e Alagoas, cuja variação foi de 28,1 a 37,9. Com

médias de 44,7 e 49,8, respectivamente, Bahia e Paraíba, apresentaram valores intermediários. Já Ceará, Pernambuco, Sergipe e Rio Grande do Norte apresentaram as maiores médias, com valores entre 53,4 e 57,4.

Fizeram-se ajustes com diferentes combinações dos indicadores considerados no estudo em busca de modelos com coeficientes de regressão significativos e bons índices de qualidade de ajuste. Assim sendo, os modelos se ajustaram bem com os seguintes quatro indicadores: percentual de idosas em domicílios com água encanada, percentual de idosas analfabetas, percentual de idosas em situação de pobreza e razão de dependência.

A modelagem de equações estruturais apresentou índices de adequação de ajuste satisfatórios para ambos os modelos, conforme mostrados na Tabela 2. Nos dois casos, a função de discrepância (Qui-quadrado) não apresentou significância estatística ao nível de 0,05, não rejeitando, assim, a hipótese de ajuste global do modelo. O Qui-quadrado normado (Qui-quadrado dividido pelos graus de liberdade) atendeu ao ajuste de parcimônia. Os índices de qualidade de ajuste (GFI), AGFI ajustado, ajuste normalizado (NFI), ajuste comparativo (CFI) e Tukey-Lewis (TLI) satisfizeram aos níveis de aceitação para os valores de referência (acima de 0,90), bem como a raiz do erro quadrático (RMSEA), que forneceu valor inferior ao limite de 0,08. Pelos valores do R² múltiplo, evidenciou-se que a proporção da variância da taxa padronizada de mortalidade por câncer de mama explicada pela variável latente condições de vida foi maior no Modelo 2 (76,8%) que no Modelo 1 (34,0%). Assim, com um R² muito superior, atrelado a uma RMSEA menor e um coeficiente padronizado maior, o Modelo 2 potencializou o poder das relações.

As estimativas dos coeficientes de regressão padronizados são mostradas na Figura 3. Os quatro indicadores selecionados se mostraram significantes ($p < 0,001$) para mensurar a variável latente condições de vida das idosas das microrregiões nordestinas. Os coeficientes positivos relacionados ao percentual de idosas residentes em domicílios com água encanada indicaram uma relação positiva com boas condições de vida. Por outro lado, os coeficientes com valores negativos indicaram que melhores condições de vida estiveram associadas com menores percentuais de idosas analfabetas e em situação de pobreza, bem como a uma menor razão de dependência. Já os coeficientes padronizados estimados em 0,583 e 0,876 nos modelos 1 e 2, respectivamente, apontaram uma forte relação positiva entre boas condições de vida e taxas de mortalidade por câncer

Tabela 1

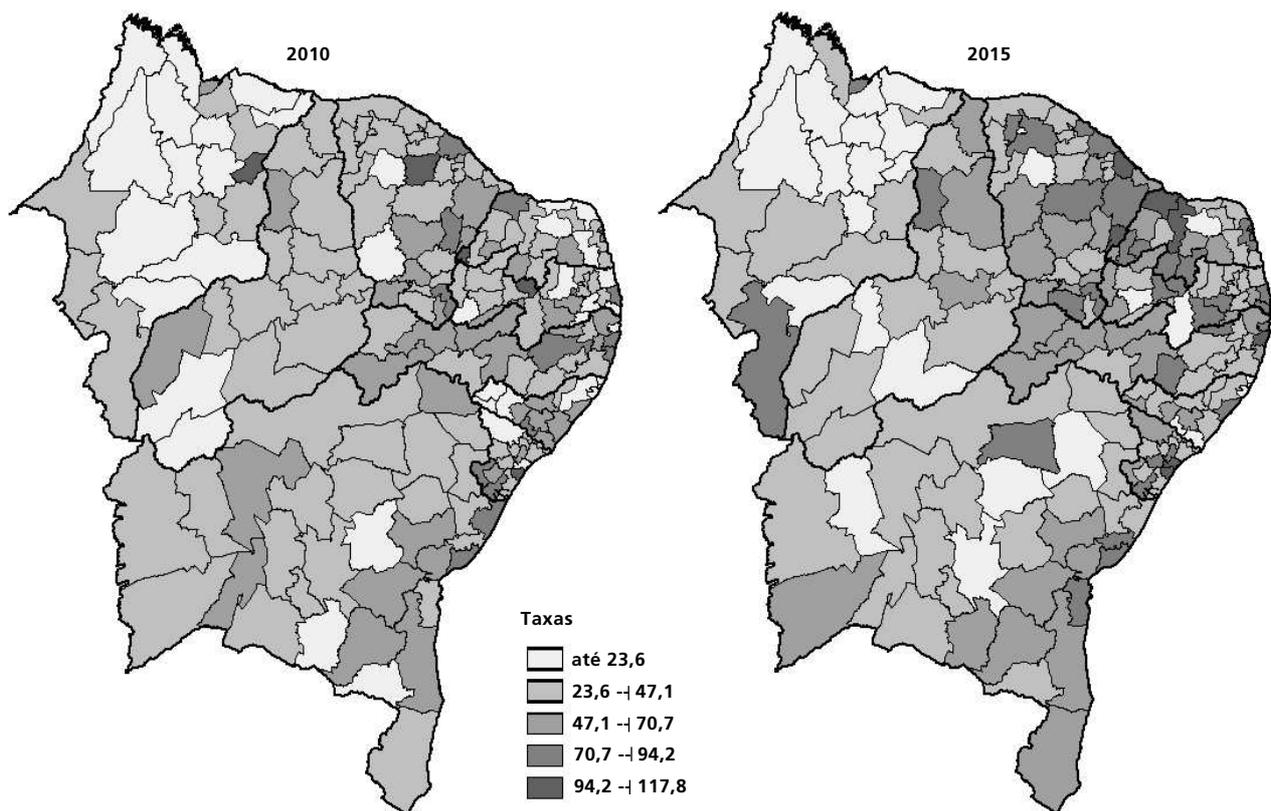
Óbitos por câncer de mama registrados e corrigidos e taxas específicas de mortalidade (por 100 mil idosas), Nordeste do Brasil, 2010 e 2015.

Idade	2010					2015				
	Registrados		Corrigidos		Variação da taxa (%)	Registrados		Corrigidos		Variação da taxa (%)
	n	taxa	n	taxa		n	taxa	n	taxa	
60-64	258	29,4	338	38,6	31,0	353	36,2	429	44,1	21,7
65-69	230	33,6	302	44,2	31,5	316	40,7	388	49,9	22,7
70-74	226	40,7	299	53,7	31,9	259	44,5	318	54,5	22,4
75-79	160	42,7	212	56,4	32,1	233	52,9	286	65,1	23,1
80 e +	317	62,6	413	81,6	30,3	444	88,1	542	107,7	22,2
Total	1192	39,7	1564	52,2	31,2	1604	49,0	1963	59,9	22,3

Fonte dos dados básicos: Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM/MS.

Figura 2

Taxas padronizadas de mortalidade por câncer de mama (por 100 mil idosas) para as microrregiões do Nordeste do Brasil, 2010 e 2015.



Fonte: Elaboração própria com o uso do *software* Tabwin.

Tabela 2

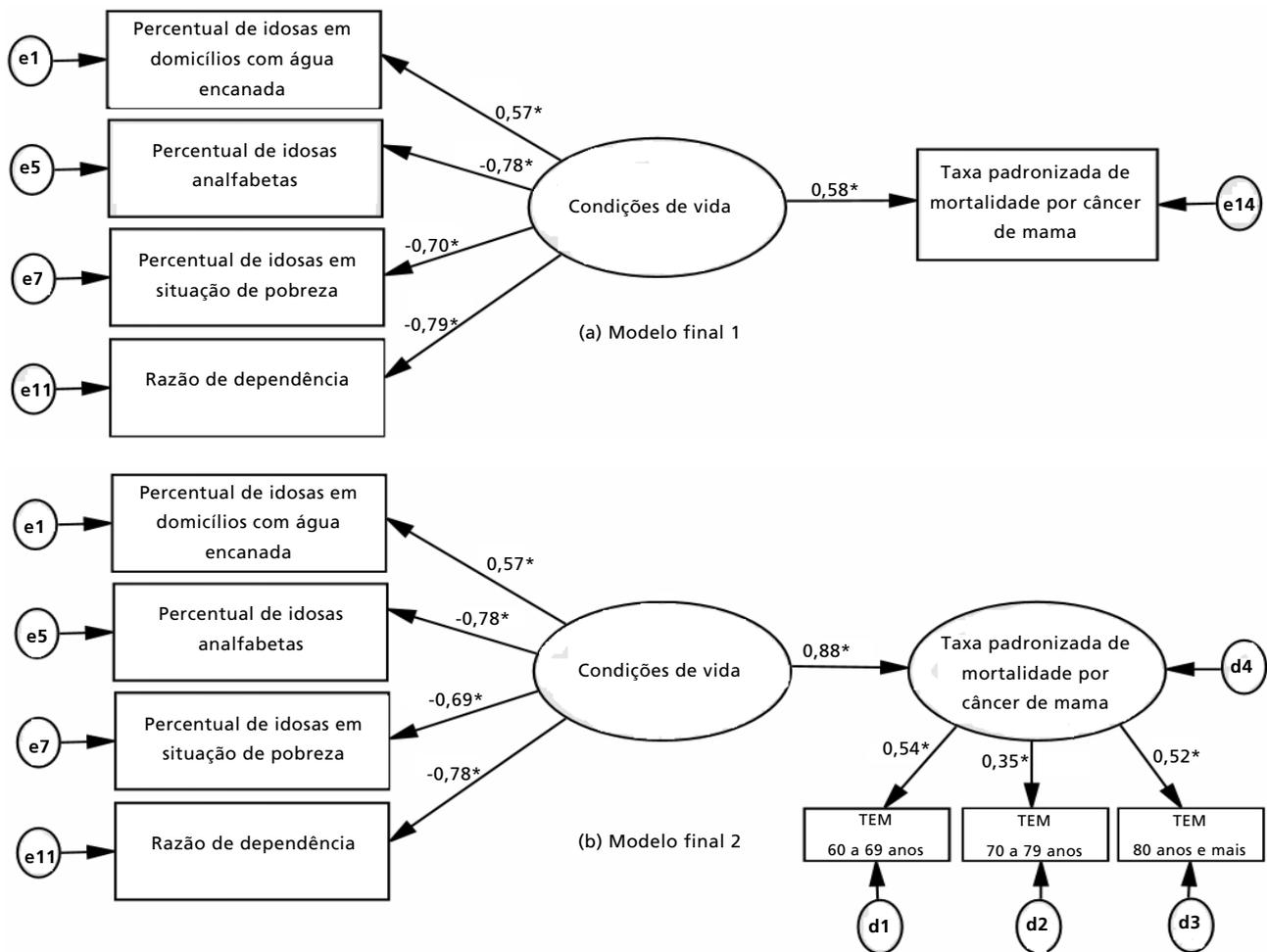
Índices de ajuste da modelagem da mortalidade de idosas das microrregiões do Nordeste por câncer de mama, segundo os modelos finais, 2010.

Índice de ajuste	Nível de aceitação	Modelo 1	Modelo 2
Função de discrepância (p)	$p > 0,05$	9,716 (0,084*)	19,808 (0,100*)
Quiquadrado normado	entre 1 e 2	1,943	1,524
Índice de qualidade de ajuste (GFI)	$> 0,90$	0,979	0,968
GFI ajustado (AGFI)	$> 0,90$	0,937	0,931
Índice de ajuste normalizado (NFI)	$> 0,90$	0,966	0,940
Índice de ajuste comparativo (CFI)	$> 0,90$	0,983	0,978
Índice de Tukey-Lewis (TLI)	$> 0,90$	0,966	0,964
Raiz do erro quadrático (RMSEA)	$< 0,08$	0,073	0,054
Correlação múltipla quadrada (R^2)	≈ 1 , melhor	0,340	0,768

Fonte: Elaboração própria.
 (*) $p > 0,05$ indica ajuste global do modelo.

Figura 3

Estimativas padronizadas da modelagem de equações estruturais para os modelos finais da relação entre as condições de vida e a mortalidade por câncer de mama, Nordeste, 2010..



Fonte: Elaboração própria com o uso do software AMOS.

*Estimativas padronizadas da MEE (correlações significativas, $p < 0,001$); Erros aleatórios= e1, e5, e7, e11 (indicadores) e e14, d1, d2, d3, d4 (taxas de mortalidade); TEM= Taxas Específicas de Mortalidade.

de mama feminino no Nordeste. Em síntese, observou-se que as taxas de mortalidade desse câncer associaram-se positivamente com maior percentual de idosas residentes em domicílios com água encanada, menor percentual de idosas analfabetas, menor percentual de idosas em situação de pobreza e menor razão de dependência.

Discussão

Apesar dos avanços, a qualidade dos dados de óbitos no Nordeste pode comprometer a fidedignidade dos níveis das taxas de mortalidade.¹⁷ Todavia, ao realizar a correção dos óbitos para subregistro, redistribuição de causas mal definidas e inespecíficas de mortalidade ocorreu uma recuperação de dados. Com uma variação no número de óbitos antes e após a correção de 31,2% em 2010 e 22,3% em 2015, os consideráveis acréscimos na quantidade de óbitos após a correção possibilitaram uma maior acurácia na estimação das taxas de mortalidade em nível de microrregiões.

Este fato chama a atenção para que os gestores percebam melhor os verdadeiros níveis de mortalidade da doença ao lidarem com ações de planejamento na saúde pública e epidemiológica. Assim, por serem mais altos do que aqueles registrados, aumenta-se o alerta para que sejam tomadas medidas que perpassem pelo reforço no treinamento dos médicos para o preenchimento correto da declaração de óbito, mais vigilância quanto aos registros, melhoria do sistema de captação e monitoramento dos dados, entre outras medidas.

Desde os primeiros registros do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), o câncer de mama é a neoplasia maligna que mais mata mulheres a cada ano no Brasil. Esse padrão não é diferente no Nordeste do país, onde as taxas de mortalidade têm tido um aumento considerável nos últimos anos. De acordo com este estudo, as taxas corrigidas de mortes de idosas saltaram de 52,2 em 2010 para 59,9 em 2015, significando um aumento de 14,8% em um curto período de tempo.

O ritmo de avanço dos níveis de mortalidade por câncer de mama feminino observado de 2010 a 2015 não aponta para uma redução ou estabilização, mas para uma ascensão das mortes nos próximos anos no Nordeste, o que é preocupante. A alta nas taxas em todos os estados variou entre 4,7% (Alagoas) e 39,7% (Rio Grande do Norte) no período. Os estados do Rio Grande do Norte, Sergipe, Pernambuco e Ceará apresentaram taxas mais elevadas e, portanto, demandam atuações mais contundentes para frear o avanço das mortes pela doença.

Foi observado que as desigualdades regionais da mortalidade por câncer de mama feminino estão associadas positivamente com as condições de vida refletidas em indicadores de educação, renda e condições do domicílio. Assim, as taxas foram mais elevadas em microrregiões com menores percentuais de idosas analfabetas e em situação de pobreza, menor razão de dependência e maior percentual de idosas vivendo em domicílios com água encanada. Segundo pesquisa recente, o câncer já se configura como a principal causa de mortes em cerca de 10% dos municípios brasileiros, sendo que a maior parte deles está localizada em regiões mais desenvolvidas, justamente onde a expectativa de vida e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) são mais elevados.⁴

Ora, se a mortalidade de idosas por câncer de mama associa-se positivamente com o nível socioeconômico, o aumento nas taxas de 2015 comparado a 2010 pode ter como uma das possíveis causas a melhoria nas condições de vida, em geral atrelada ao envelhecimento populacional e uma maior incidência desse tipo de tumor. Estudos apontam que a incidência de câncer de mama está subindo em muitos países, inclusive no Brasil,^{1,2} e cresce em todas as categorias socioeconômicas, mas a diferença de magnitude entre mulheres pobres e ricas ainda permanece. Em geral, as mulheres de classes econômicas mais elevadas apresentam uma maior incidência. A maior prevalência de fatores reprodutivos nas classes mais ricas, como menor idade na menarca, menor paridade, idade maior no nascimento do primeiro filho e na menopausa, a maior expectativa de vida, entre outros fatores, tem sido apontada como a responsável pela associação positiva entre incidência de câncer de mama e nível socioeconômico.¹⁸ Assim, como a variação na mortalidade sofre a influência de diferenças na incidência isso pode explicar porque as taxas de mortalidade de idosas por câncer de mama foram maiores em microrregiões com melhores condições de vida, localizadas, em grande parte, no litoral e próximas a este.

Ao contrário do Brasil, onde as estimativas apontam que em 2029 o câncer será a primeira causa de morte,¹⁹ nos países desenvolvidos já ocorre um processo de redução das taxas de mortalidade por câncer. Segundo a Sociedade Americana do Câncer, nos Estados Unidos, as taxas de mortalidade por câncer de mama feminina diminuíram 39% de 1989 a 2015. Desde 2007, nesse país, as taxas de mortes por câncer de mama têm ficado estabilizadas em mulheres mais jovens, mas têm decrescido em mulheres idosas. Acredita-se que esses decréscimos

sejam resultantes de se detectar o câncer cada vez mais cedo devido aos programas de rastreamento e conscientização, bem como de melhores tratamentos.²⁰ Já no Brasil, observa-se um aumento dessas taxas tanto em mulheres jovens quanto em idosas nos últimos anos.²¹

A preocupação com o controle do câncer de mama no Brasil é relativamente recente, tendo como um marco histórico sua inclusão no Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher do Ministério da Saúde em meados dos anos de 1980.²² Desde então, as ações de controle da doença foram sendo impulsionadas por outras iniciativas, dentre as quais, a Política Nacional de Atenção Oncológica²³ e o Plano Nacional de Fortalecimento da Rede de Prevenção, Diagnóstico e Tratamento do Câncer.²⁴ Entretanto, existem disparidades regionais na condução desses programas, sendo mais eficientes nas regiões Sul e Sudeste, que dispõem de uma melhor infraestrutura oncológica que incluem taxas de cobertura de mamografia mais elevadas, acesso aos serviços de saúde e melhor qualidade no tratamento. O acesso aos serviços de saúde nessas regiões mais adiantadas economicamente também apresenta variações entre as cidades do interior dos estados e as suas respectivas capitais, que traduzem disparidades nas taxas de mortalidade por câncer de mama.²⁵ As disparidades regionais também estão presentes no Nordeste, com maiores dificuldades de acesso ao tratamento para as pacientes que vivem no interior dos estados. Além disso, os registros de morte tendem a ser melhores cobertos nas maiores cidades e capitais do Nordeste.

Há que se colocar, no entanto, a possibilidade de limitações deste estudo. A qualidade dos registros de óbitos pode ser citada como a principal delas, apesar da utilização de técnicas de correção com as quais foram observados aumentos significativos das coberturas dos registros vitais para o Nordeste como um todo. No entanto, ao serem desagregados ao nível microrregional, houve uma diversidade nos valores dos fatores de correção, particularmente elevados nas microrregiões mais afastadas das áreas litorâneas, possuindo como característica o fato de serem menos desenvolvidas. Do ponto de vista estatístico, sustenta-se a ideia de que as eventuais distorções na qualidade dos dados de óbitos para algumas microrregiões - mesmo porque seu percentual populacional tem pouca representatividade no conjunto da Região Nordeste - não teriam potencial para alterar as relações encontradas em seus indicadores de condições de vida com a morta-

lidade por câncer de mama feminino. As significâncias estatísticas encontradas nas modelagens foram contundentes em evidenciar as relações encontradas.

Quanto à modelagem, a escassez de dados ao nível ecológico (municipal ou regional) é um grande limitante para pesquisas desse porte no Brasil, em particular no Nordeste. A depender da disponibilidade desses dados, como motivações para pesquisas futuras, ressalta-se a incorporação de categorias de indicadores como fatores de risco modificáveis (tabagismo, alcoolismo, hábitos alimentares, peso corporal etc.), ocupacionais, hospitalares, comportamentais, entre outros, na modelagem.

Assim como a modelagem sinalizou para a importância de considerar a idade no relacionamento entre as condições de vida e a mortalidade por câncer de mama, uma vez que o modelo com as taxas específicas por idade se mostrou mais adequado para explicitar o poder da relação, espera-se que a incorporação de uma maior gama de indicadores seria muito útil para explorar novos modelos e relações em categorias além das sociais, econômicas e demográficas, as quais foram tratadas aqui. Categorias de indicadores do tipo ambientais, clínicas ou de fatores de risco certamente ampliaria o arsenal de opções para abordagens de modelagem com variáveis mais aproximativas da mortalidade por câncer de mama feminino.

Os resultados encontrados neste estudo se postulam como potenciais contribuições para a compreensão da epidemiologia do câncer de mama feminino e para o desenvolvimento e a efetivação de estratégias específicas para o controle da doença, as quais devem levar em conta a composição populacional de cada estado, além da melhoria dos registros de óbitos no Nordeste. Entre as estratégias para a condução de políticas e ações governamentais de assistência social e de saúde, esta pesquisa chama a atenção para a relevância da relação apontada. Pois, a melhoria do nível socioeconômico poderá elevar a incidência desse câncer e, caso não haja melhora na sobrevivência global pelas medidas terapêuticas, elevar também os níveis de mortalidade.

Contribuições dos autores

Carvalho JB - Tratamento dos dados (coleta, análise e interpretação) e escrita do artigo. Paes NA - Elaboração do artigo e revisão da redação final. Todos os autores aprovaram a versão final do manuscrito.

Referências

1. Brasil. Ministério da Saúde. Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Estimativa 2018: incidência de câncer no Brasil. [acesso em 16 jul 2018]. Disponível em: <https://www.inca.gov.br/publicacoes/livros/estimativa-2018-incidencia-de-cancer-no-brasil>
2. Bray F, Ferlay J, Soerjomataram I, Siegel RL, Torre LA, Jemal A. Global cancer statistics 2018: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. *CA Cancer J Clin.* 2018; 68 (6) : 394-424.
3. Brasil. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS (DATASUS). Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). [acesso em 18 jul 2018]. Disponível em: <http://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude/tabnet/estatisticas-vitais>
4. Cepas T. Câncer como a primeira causa de morte nos municípios brasileiros. Observatório de oncologia. [periódico on line]. [acesso em 19 jul 2018]. Disponível em: <https://observatoriodeoncologia.com.br/cancer-como-a-primeira-cao-de-morte-nos-municipios-brasileiros-em-2015/>
5. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Fundação João Pinheiro. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013. [on line]; 2014 [acesso 18 mar 2018]. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/consulta/>
6. Ribeiro AA, Nardocci AC. Desigualdades socioeconômicas na incidência e mortalidade por cancer: revisão de estudos ecológicos, 1998-2008. *Saúde Soc.* 2013; 22 (3): 878-91.
7. Carvalho JB, Paes NA. Taxas de mortalidade por câncer corrigidas para os idosos dos estados do Nordeste Brasileiro. *Ciêns Saú de Colet.* [on line]. 2018 [acesso 10 jul 2018]. Disponível em: <http://www.cienciaesaudecoletiva.com.br/artigos/taxas-de-mortalidade-por-cancer-corrigidas-para-os-idosos-dos-estados-do-nordeste-brasileiro/16722>.
8. IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Estimativas populacionais para os municípios e para as Unidades da Federação brasileiros em 01.07.2015. [on line]. 2014 [acesso 15 ago 2018]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/estimativa2015/default.shtm>
9. Fundação Oswaldo Cruz. Sistema de Indicadores de Saúde e Acompanhamento de Políticas do Idoso [on line]. 2014 [acesso 25 mai 2018]. Disponível em: <https://sisapidoso.icict.fiocruz.br>
10. Ledermann S. La repartition des décès de causes indéterminées. *Revue d'Institut International de Statistique.* 1955; 23 (1/3): 47-57.
11. Szwarcwald CL, Morais Neto OL, Frias PG, Souza Júnior PRB, Cortez-Escalante JJ, Lima RB. Busca ativa de óbitos e nascimentos no Nordeste e na Amazônia Legal: estimação das coberturas do SIM e do SINASC nos municípios brasileiros. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Saúde Brasil 2010.* Brasília, DF; 2011.
12. Naghavi M, Makela S, Foreman K, O'Brien J, Pourmalek F, Lozano R. Algorithms for enhancing public health utility of national causes of death data. *Popul Health Metr.* 2010; 8 (9): 1-14.
13. Hair Jr. JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate data analysis.* Seventh Edition. New York: Prentice Hall; 2010.
14. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling.* New York: Guilford press; 2005.
15. Arbuckle JL. *AMOS18 Reference Guide (versão 18).* Computer software. Chicago: IL, SPSS Inc, 2010.
16. Marôco J. *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software & aplicações.* Pêro Pinheiro: Report Number, 2010.
17. Santos JP, Paes NA. Associação entre condições de vida e vulnerabilidade com a mortalidade por doenças cardiovasculares de homens idosos do Nordeste do Brasil. *Rev Bras Epidemiol.* 2014; 17 (2): 407-20.
18. Stewart BW, Wild CP. *World Cancer Report: 2014.* Lyon: IARC, 2014.
19. Matarazzo H, Lobo TC, Melo NVM, Loggeto S, Fedozzi F, Steagall M. 2029: ano em que o câncer será a primeira causa de morte no Brasil. In: *I Semana brasileira de oncologia - XX Congresso Brasileiro de Oncologia Clínica.* *Braz J Oncol.* 2017; 13 (Supl 1): 1.
20. American Cancer Society. *Breast Cancer Facts and Figures 2017.* [on line]. Atlanta: American Cancer Society, Inc. 2017. [acesso em 23 ago 2018] Disponível em: <https://www.cancer.org/content/dam/CRC/PDF/Public/857/7.00.pdf>
21. Brasil. Ministério da Saúde. Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Atlas On-line da Mortalidade [on line]. [acesso em 06 set 2018]. Disponível em: <https://www.inca.gov.br/MortalidadeWeb/pages/Modelo04/consultar.xhtml#panelResultado>
22. Brasil. Ministério da Saúde. Assistência Integral à Saúde da Mulher: bases de ação programática. Brasília, DF; 1984.
23. Brasil. Ministério da Saúde. Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Política Nacional de Atenção Oncológica. Brasília, DF; 2005. [acesso em 08 set 2018]. Disponível em: www1.inca.gov.br/inca/Arquivos/Legislacao/portaria_2439.pdf
24. Brasil. Ministério da Saúde. Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Plano Nacional de Fortalecimento da Rede de Prevenção, Diagnóstico e Tratamento do Câncer. Brasília, DF; 2013.
25. Gonzaga CM, Freitas-Junior R, Souza MR, Curado MP, Freitas NM. Disparities in female breast cancer mortality rates between urban centers and rural areas of Brazil: ecological time-series study. *Breast.* 2014; 23 (2): 180-7.

Recebido em 23 de Setembro de 2018

Versão final apresentada em 22 de Fevereiro de 2019

Aprovado em 24 de Abril de 2019