



Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões

Karina Cardoso Meira,¹ Raphael Mendonça Guimarães,²
Juliano dos Santos³ e Renata Cabrelli⁴

Como citar Meira KC, Guimarães RM, Santos J, Cabrelli R. Análise de efeito idade-período-coorte na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões. Rev Panam Salud Publica. 2015;37(6):402-8.

RESUMO **Objetivo.** Estimar o efeito da idade, período e coorte de nascimento na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões.

Métodos. Foram analisados dados de mortalidade por câncer de mama de 1980 a 2009 em mulheres com idade ≥ 30 anos no Brasil e regiões. O efeito da idade, período e coorte de nascimento (modelo age-period-cohort, APC) foi calculado por regressão de Poisson, utilizando funções estimáveis — desvios, curvaturas e drift — por meio da biblioteca Epi do programa estatístico R versão 3.2.1.

Resultados. Para o período, a taxa de mortalidade média por 100 000 mulheres foi de 22,3 óbitos no Brasil. A maior taxa observada foi de 32,4 óbitos por 100 000 mulheres na região Sul, e a menor, de 8,6 óbitos por 100 000 mulheres na região Norte. A análise nas diferentes coortes de nascimento evidenciou aumento progressivo no risco de morrer em mulheres nascidas após a década de 1930, exceto na região Sudeste, que obteve redução no risco relativo para mulheres nascidas após a década de 1930.

Conclusões. Na evolução da mortalidade por câncer de mama no Brasil e na maioria das regiões, destaca-se a redução do risco de morte para as coortes nascidas a partir da década de 1930 e o aumento do risco de morrer a partir da década de 1990 até o período de 2000 a 2005.

Palavras-chave Neoplasias de mama; mortalidade; efeito de coortes; efeito período; efeito idade; modelos logísticos; Brasil.

O câncer de mama é uma doença heterogênea, que pode ser dividida em diversos subtipos clínicos e histológicos (1).

¹ Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Escola de Enfermagem de Natal (EEN/UFRN), Natal (RN), Brasil.

² Fundação Oswaldo Cruz, Escola Politécnica de Saúde Joaquim Venâncio, Laboratório de Educação Profissional em Vigilância em Saúde (LAVSA/EPSJV/FIOCRUZ), Rio de Janeiro (RJ), Brasil. Correspondência: raphael.guimaraes@fiocruz.br

³ Universidade de São Paulo, Escola de Enfermagem (EEUSP), Programa de Pós-Graduação em Enfermagem na Saúde do Adulto (PROESA), São Paulo (SP), Brasil.

⁴ Instituto Nacional de Câncer (INCA/MS), Rio de Janeiro (RJ), Brasil.

É o câncer mais incidente em mulheres, excetuando-se os cânceres de pele não melanoma: segundo relatório do projeto GLOBOCAN, 1,67 milhão de mulheres foram diagnosticadas com câncer de mama em 2012; nesse ano, havia 6,23 milhões de mulheres com diagnóstico de câncer nos 5 anos anteriores. O mesmo relatório refere que a incidência de câncer de mama aumentou mais de 20%, enquanto a mortalidade aumentou cerca de 14% em todo o mundo desde 2008. Trata-se, ainda, da causa mais comum de morte por câncer entre mulheres e do

câncer mais frequentemente diagnosticado entre mulheres de 140 países, representando 25% do total de casos de câncer (2).

É importante observar que, embora a incidência de câncer de mama tenha crescido na maioria das regiões do mundo, observam-se enormes iniquidades entre regiões mais ricas e mais pobres. Enquanto as taxas de incidência permanecem mais altas em muitos países desenvolvidos, a mortalidade é relativamente maior em países em desenvolvimento, graças ao atraso na

detecção precoce e às dificuldades no acesso ao tratamento (3). Essa constatação tem implicações importantes para a discussão sobre o controle e o tratamento de câncer, principalmente no Brasil, um país de dimensões continentais que possui grandes diferenças socioeconômicas entre suas regiões.

O Brasil desenvolve políticas públicas na área de controle de câncer desde meados dos anos 1980 (4, 5). Mais recentemente, como estratégia para tentar minimizar as taxas de mortalidade pelo câncer de mama, o controle desse câncer foi afirmado como prioridade na Política Nacional de Atenção Oncológica, em 2005 (6), e no Pacto pela Vida, em 2006 (7). Na primeira versão do Pacto pela Vida, o Ministério da Saúde delineou os seguintes objetivos para controlar o câncer de mama e o do colo de útero: ampliar a oferta de mamografia, visando a alcançar cobertura de 60% da população-alvo; ampliar a oferta do exame preventivo do câncer do colo do útero, a fim de atingir 80% da população-alvo; e tratar/seguir as lesões precursoras do câncer do colo do útero no âmbito ambulatorial (7).

Dados do Instituto Nacional de Câncer (INCA) indicam que o câncer de mama é o mais incidente em mulheres no Brasil como um todo e em todas as regiões, exceto no Norte. Para o ano de 2014, foram estimados mais de 57 mil casos novos (8). Ainda, as análises da tendência de mortalidade por câncer de mama têm demonstrado aumento nas últimas três décadas para todo o Brasil, com 11,88 óbitos por 100 000 mulheres em 2011 (9). Entretanto, a magnitude e a linearidade da tendência não são idênticas em todas as regiões (10).

As taxas de mortalidade por qualquer doença, assim como sua variação, podem sofrer impacto de fatores diversos. Por exemplo, a idade da população pode ter um efeito sobre a mortalidade por doenças crônicas. Eventos ocorridos em determinados períodos podem influenciar simultaneamente todas as faixas etárias (efeito período). Finalmente, certos fatores afetam uma geração e promovem mudanças distintas nas taxas de magnitude em sucessivos grupos de idade e sucessivos períodos. Esse é o chamado efeito da coorte, que permite avaliar o risco associado aos hábitos e às exposições de longa duração (11, 12).

Para entender os efeitos desses fatores, modelos chamados de APC (*age-*

period-cohort) são utilizados. Esses modelos permitem desagregar os três efeitos (idade, período e coorte de nascimento), identificando qual deles teve maior impacto na evolução das taxas de incidência e mortalidade das doenças ou agravos à saúde (12), e identificar se as mudanças nas taxas de mortalidade estão correlacionadas, de um lado, às alterações nos protocolos de rastreamento (e no acesso da população a eles) e, de outro, aos riscos associados às mudanças nas medidas de prevenção específicas (efeito período). Nesse sentido, este estudo teve por objetivo estimar o efeito da idade, do período e da coorte de nascimento na mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões.

MATERIAIS E MÉTODOS

Desenho do estudo e população

Trata-se de um estudo ecológico da distribuição, no Brasil e nas cinco regiões geográficas, dos óbitos por câncer de mama classificados pelos códigos 174 (neoplasia de mama feminina na 9ª edição da Classificação Internacional de Doenças, CID) e C50 (neoplasia maligna de mama na 10ª edição da CID). A população de estudo foram mulheres brasileiras com idade a partir de 30 anos, divididas em faixas etárias de amplitude de 5 anos cada. Os dados de mortalidade foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/DATASUS) (13). Os dados populacionais também foram obtidos no DATASUS, com base nos censos de 1980, 1991, 2000 e 2010. As projeções para as populações em 1º de julho dos anos intercensitários foram as estimadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (14).

Variáveis do estudo

As taxas de mortalidade por câncer de mama foram calculadas para 100 000 habitantes e foram ajustadas pela população mundial (15). As faixas etárias utilizadas foram agrupadas em intervalos de 5 anos, iniciando em 30 a 34 anos e terminando em 75 anos e mais, somando 10 grupos etários. Os períodos também foram agrupados em intervalos de 5 anos, totalizando seis períodos (1980 a 1984, 1985 a 1989, 1990 a 1994, 1995 a 1999, 2000 a 2004 e 2005 a 2009). As coortes de nascimento iniciaram-se em 1905

e terminaram em 1979, totalizando 15 coortes de nascimento.

Análise estatística

Os efeitos da idade, período e coorte de nascimento (APC) foram calculados por meio do modelo de regressão de Poisson. Nesse modelo, os efeitos atuam de maneira multiplicativa sobre a taxa. Dessa maneira, o logaritmo do valor esperado da taxa é uma função linear do efeito da idade, do período e da coorte (11, 12, 16):

$$\ln(E[r_{ij}]) = \ln\left(\frac{\theta_{ij}}{N_{ij}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k$$

onde $E[r_{ij}]$ denota a taxa de mortalidade esperada na idade i e período j , θ_{ij} o número de óbitos na idade i e período j , e N_{ij} denota a população sob risco de morte na idade i e período j ; μ representa a média do efeito, α_i representa o efeito do grupo idade i , β_j representa o efeito do período j e γ_k o efeito da coorte k .

A maior limitação com a estimação dos parâmetros do efeito APC é a relação linear entre os fatores idade, período e coorte, o que impede a estimação do modelo completo. Foram propostas metodologias para resolver esse problema; entretanto, não há um consenso na literatura (16). Optou-se por estimar os parâmetros do efeito APC utilizando funções estimáveis: desvios, curvaturas e derivação (*drift*), método proposto por Holford (12).

As funções estimáveis limitam a análise dos efeitos a suas combinações lineares e curvaturas. As curvaturas são as funções estimáveis dos parâmetros e permanecem constantes, a despeito da parametrização utilizada. A tendência linear dos efeitos é dividida em dois componentes: o primeiro é o efeito linear da idade; o outro é chamado *drift*, o efeito linear do período e da coorte. A tendência longitudinal da idade é igual à soma da idade e da inclinação do período ($\alpha_L + \beta_L$), em que α_L e β_L são a tendência linear da idade e do período, respectivamente. O termo *drift* representa a tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade. É igual à soma das inclinações do período e da coorte ($\beta_L + \gamma_L$), em que (β_L e γ_L) são a tendência linear para o período e a coorte, respectivamente (11, 12).

Escolheu-se uma faixa etária de referência (35 a 39 anos), um período de

referência (1990 a 1994) e uma coorte de referência. A escolha dessa faixa etária se deu considerando o menor risco para o desenvolvimento de câncer de mama (para observação do efeito idade e coorte) e considerando o período anterior às ações programáticas do Ministério para o controle do câncer de mama, ocorridas a partir do período de 1990 a 1994. Como coorte de referência utilizou-se um valor médio, pois as coortes centrais são mais estáveis (11, 12) — neste artigo utilizamos a coorte de 1930 a 1934. O ajuste do modelo foi avaliado pela estatística *deviance*, definida como duas vezes o logaritmo da função de verossimilhança do modelo completo em relação ao logaritmo da função de verossimilhança do modelo estimado. A contribuição dos efeitos foi avaliada pela comparação da *deviance* do modelo com o efeito específico em relação ao modelo completo (idade-período-coorte). Foram considerados estatisticamente significativos os resultados com $P \leq 0,05$.

A medida de associação gerada pelo modelo APC é o risco relativo (RR). Destaca-se que o RR e os seus respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%), bem como os ajustes dos modelos, foram calculados no programa estatístico R versão 3.2.1, por meio da biblioteca Epi 1.1.18 (R Fundação para Estatística Computacional, Viena, Austria <http://www.r-project.org>).

RESULTADOS

No período de 1980 a 2009, foram registrados no Brasil 212 201 óbitos por câncer de mama em mulheres na faixa etária de 30 anos ou mais. A maior parte dos óbitos ocorreu na região Sudeste (58,0%), seguida pelo Sul (19,0%), Nordeste (15,4%), Centro-Oeste (4,6%) e Norte (3,0%). A taxa de mortalidade média para o período de estudo foi de 22,3 óbitos por 100 000 mulheres no Brasil, 28,0 no Sudeste, 32,4 no Sul, 13,2 no Nordeste, 8,6 no Norte e 9,6 no Centro-Oeste.

Analisando-se a evolução das taxas de mortalidade nos últimos 30 anos, é possível observar que as regiões Sudeste e Sul apresentaram as maiores taxas de mortalidade por câncer de mama em todo o período. Ademais, a região Sul possui uma taxa semelhante à nacional. Entretanto, as regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte apresentam taxas de

mortalidade por câncer de mama menores do que as taxas nacionais. Salienta-se que, na região Centro-Oeste, houve tendência ascendente na mortalidade a partir da década de 1990.

No Brasil, bem como em todas as regiões geográficas, as taxas de mortalidade por câncer de mama aumentaram consideravelmente a partir da faixa etária de 50 a 54 anos. As maiores taxas foram verificadas nas mulheres com 75 anos e mais. No Brasil, houve aumento nas taxas de mortalidade nessa faixa etária a partir do período de 1990 a 1994, persistindo até 2000 a 2004, quando iniciou-se uma redução. Na região Sudeste, evidenciou-se tendência descendente a partir da faixa etária dos 35 a 39 até a faixa de 75 anos ou mais. Perfil semelhante foi observado no Sul, exceto nas faixas etárias de 60 a 64 e 65 a 69 anos, nas quais a evolução das taxas de mortalidade foi estacionária. Na região Nordeste houve tendência ascendente nas taxas de mortalidade a partir do período de 1995 a 1999 em todas as faixas etárias, exceto na faixa etária de 30 a 34 anos, a qual apresentou ascendência após 2000 a 2004. No Centro-Oeste também houve

aumento nas taxas a partir de 1995 a 1999 para todas as faixas etárias; contudo, houve redução nas taxas para as seguintes faixas etárias: 35 a 39, 45 a 49 e 50 a 54 anos. O Norte apresentou uma situação diferente, pois o aumento nas taxas começou a partir de 1990 a 1994 para todas as faixas etárias a partir dos 35 aos 39 anos. A partir dos anos 2000, as taxas tornaram-se estacionárias para a faixa etária de 70 a 74 anos e descendentes para a faixa de 50 a 54 anos.

As mulheres brasileiras nascidas após a década de 1930 apresentaram aumento nas taxas de mortalidade por câncer de mama. Essas taxas foram superiores a 30,0 óbitos por 100 000 mulheres nas faixas etárias acima de 50 a 54 anos. No entanto, as mulheres que nasceram após a década de 1960 apresentam redução nas taxas de mortalidade, exceto as mulheres de 30 a 34 anos (figura 1). No Sudeste e Sul houve redução progressiva nas taxas de mortalidade por essa neoplasia nas sucessivas coortes de nascimento após 1930 a 1934, exceto para as mulheres de 30 a 34 anos nascidas após a década de 1960 (figura 2). Por sua vez, no Nordeste e Centro-Oeste houve aumento nas taxas

FIGURA 1. Taxas de mortalidade por câncer de mama conforme faixa etária e coorte de nascimento, Brasil e região Centro-Oeste, 1980 a 2009

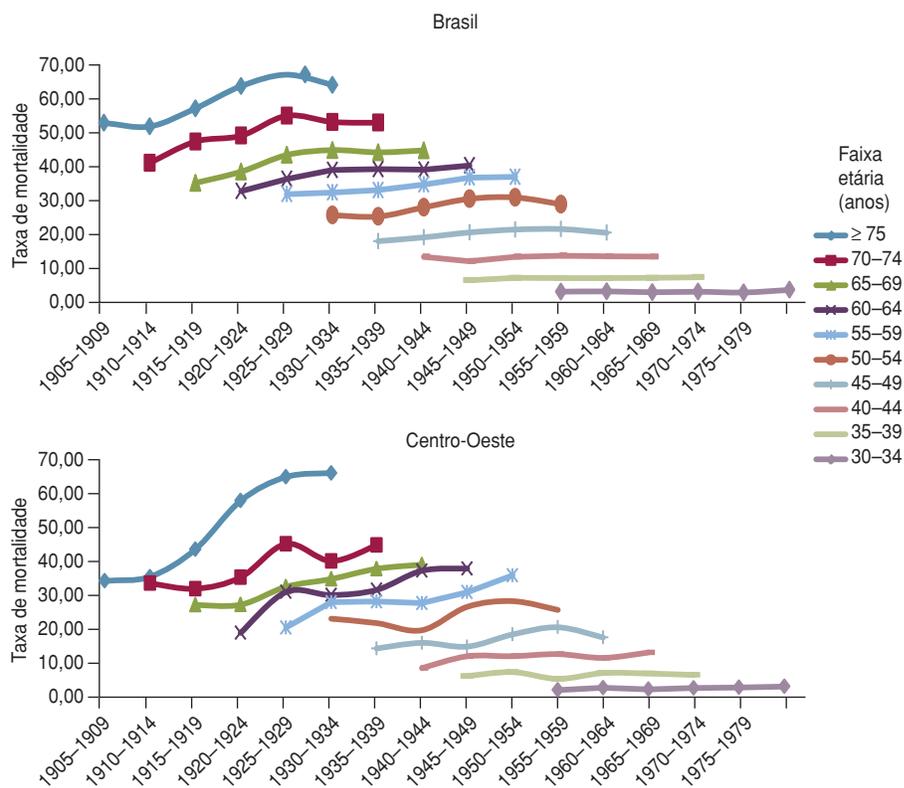


FIGURA 2. Taxas de mortalidade por câncer de mama conforme faixa etária e coorte de nascimento, Sul e Sudeste do Brasil, 1980 a 2009

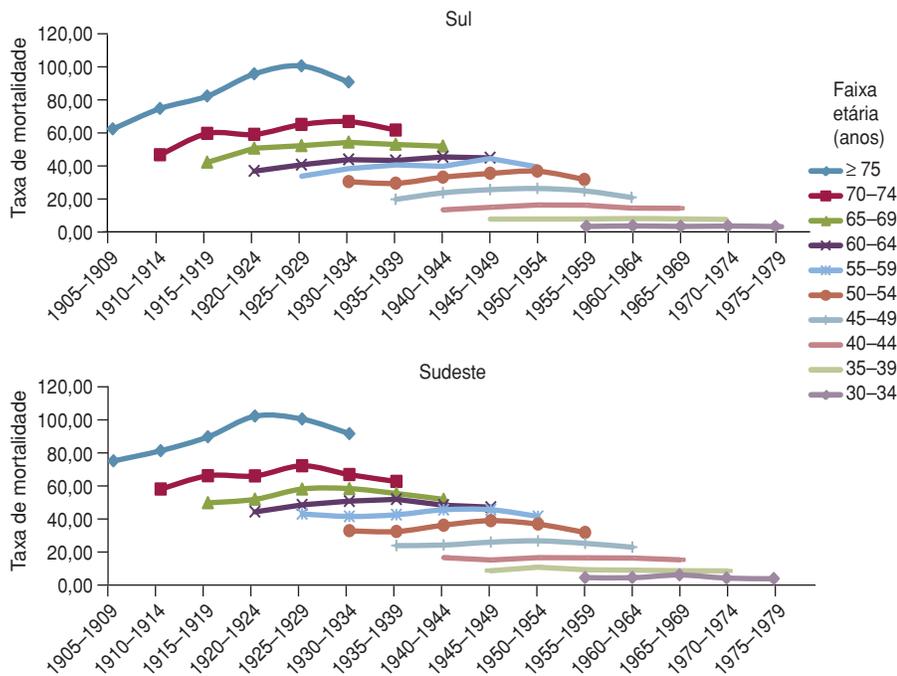
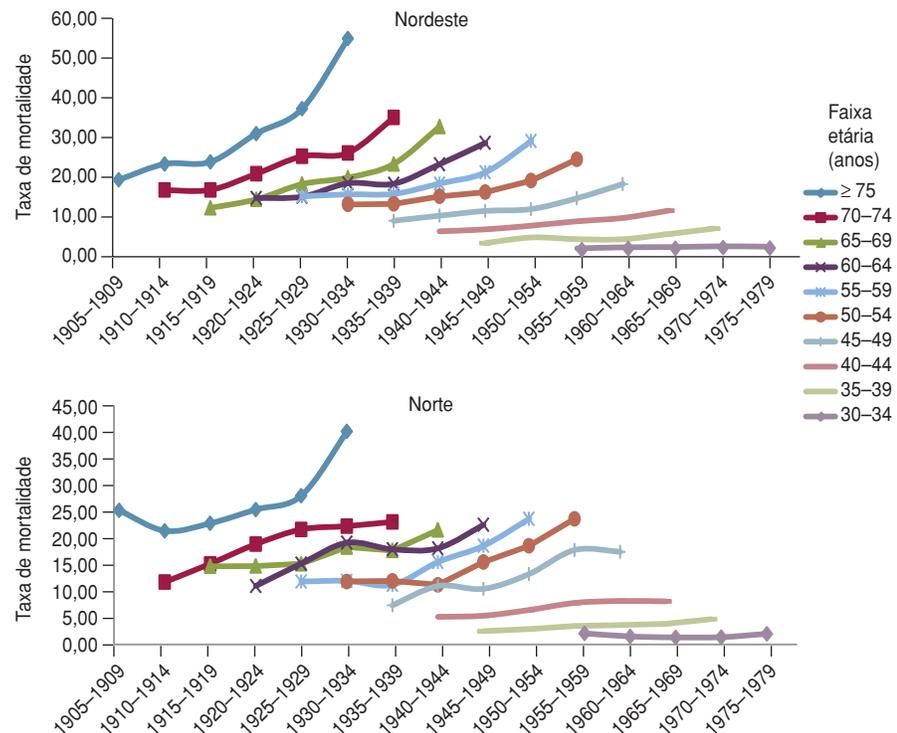


FIGURA 3. Taxas de mortalidade por câncer de mama conforme faixa etária e coorte de nascimento, Nordeste e Norte do Brasil, 1980 a 2009



de mortalidade para todas as mulheres nascidas após a coorte de nascimento de 1925 a 1929 (figuras 1 e 3). O mesmo foi constatado na região Norte, exceto para

a faixa etária de 30 a 34 anos, que apresenta oscilações (figura 3).

O Brasil e as regiões Sul e Sudeste apresentaram perfil semelhante em rela-

ção ao risco de morte nos períodos analisados. Na década de 1980, observou-se um efeito de proteção, havendo aumento do risco nos períodos de 1995 a 1999 e 2000 a 2004, voltando a reduzir-se no período de 2005 a 2009. No entanto, nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, verificou-se maior risco de morte nos períodos de 1980 a 1984 e 1985 a 1989, havendo redução nos períodos de 1995 a 1999 e 2000 a 2004, com novo aumento no período de 2005 a 2009, exceto na região Centro-Oeste, onde houve redução no risco nesse período (figura 4).

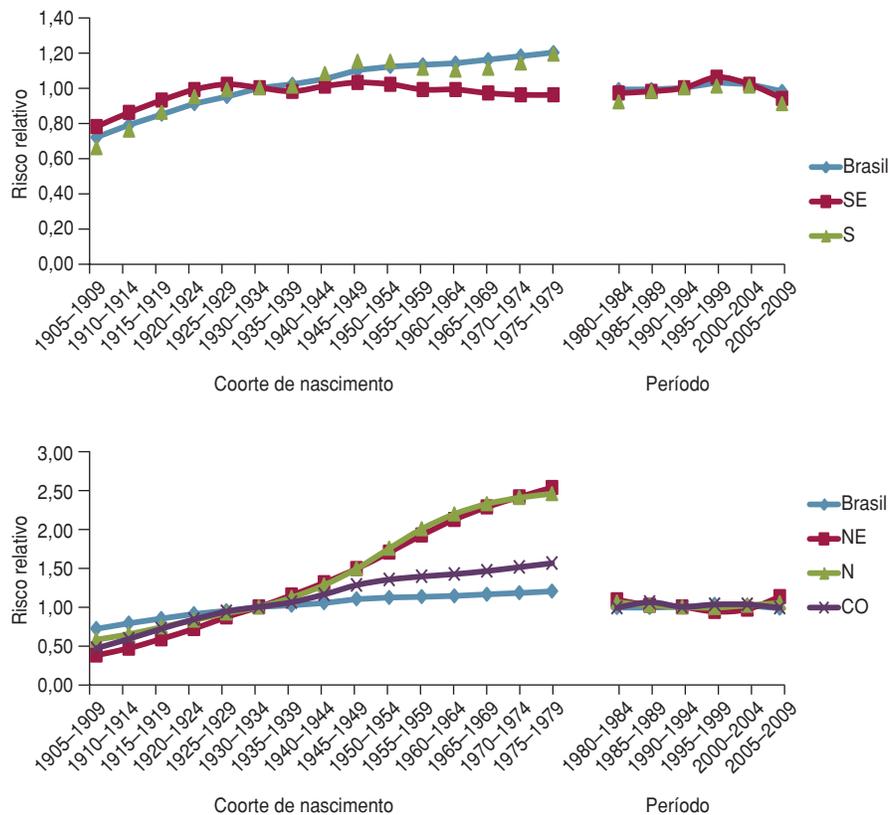
A análise da mortalidade por câncer de mama nas diferentes coortes de nascimento evidenciou aumento progressivo no risco de morrer por essa neoplasia em mulheres nascidas após a década de 1930, exceto na região Sudeste, a qual apresentou redução no RR nas mulheres nascidas após a década de 1930 (figura 4).

A tabela 1 mostra as mudanças na deviance na construção sequencial dos modelos APC. Na evolução da mortalidade por câncer de mama no Brasil como um todo, bem como nas regiões Sudeste, Sul e Nordeste, o modelo que melhor se ajustou aos dados foi aquele com os três fatores APC. No Centro-Oeste, o melhor ajuste foi promovido pelo modelo AC e no Norte, pelo modelo idade-drift.

DISCUSSÃO

A evolução da mortalidade por câncer de mama no Brasil e na maioria das regiões parece ser bem explicada pelo modelo que considera os efeitos de idade, coorte e período. Ainda, a análise nas diferentes coortes de nascimento evidenciou um aumento progressivo no risco de morrer em mulheres nascidas após a década de 1930, exceto na região Sudeste, que obteve redução no RR nas mulheres nascidas após a década de 1930.

Parece evidente o efeito de idade, uma vez que a idade é fator de risco conhecido para diversos cânceres, inclusive o de mama. Entretanto, a discussão dos efeitos de período e de coorte é importante para a definição de políticas adequadas. De fato, a análise dos efeitos de coorte e período revelou uma tendência não linear na mortalidade por câncer de mama. Os achados são semelhantes aos encontrados em estudos que analisaram a tendência para câncer de mama utilizando modelos APC para incidência na

FIGURA 4. Resultados ajustados do modelo APC^a para a mortalidade por câncer de mama feminino, Brasil e regiões geográficas, 1980 a 2009

^a Os modelos chamados de APC (*age-period-cohort*) levam em conta a interação entre idade, período e coorte de nascimento. CO = Centro-Oeste; N = Norte; NE = Nordeste; S = Sul; SE = Sudeste.

Noruega (17), Índia (18), Itália e Áustria (19); bem como mortalidade, na Espanha (20), Argentina (21) e México (22).

Para o país como um todo, o aumento da mortalidade na década de 1990 e início dos anos 2000 pode ser efeito de período do rastreamento, pois inicialmente são diagnosticadas mulheres com doença avançada, melhorando a qualidade da informação da causa do óbito. Na região Sudeste, o risco de morrer começou a cair progressivamente nas mulheres nascidas após a década de 1930. Isso possivelmente se deve a uma interação com o efeito de período, que traduz uma melhor qualidade na assistência nessa região do país — apesar de as mulheres das coortes mais jovens estarem mais expostas a fatores que aumentam o risco de desenvolverem câncer de mama, como baixa paridade, baixa prevalência de amamentação e aumento do sobrepeso, sobretudo para as mulheres na pós-menopausa. Ou seja, embora as mulheres sigam mais expostas aos fatores de risco,

a assistência à saúde é melhor do que nas outras regiões do país, o que explica a possível redução no risco. De fato, a análise descritiva já indicava essa situação, pois há redução nas taxas a partir das coortes mais jovens.

A utilização dos serviços de saúde está ligada a características da oferta e à conduta das pessoas frente à morbidade e aos serviços. Para o câncer de mama, as diretrizes indicam como método de rastreamento populacional a mamografia. Os programas de rastreamento do câncer de mama foram iniciados mais tardiamente no Brasil, e com coberturas bastante distintas entre as regiões. O INCA estimou que, entre 1995 e 2002, a cobertura de mamografia em 15 capitais e no Distrito Federal variou entre 37% e 76%. Entretanto, para o mesmo período, o percentual de realização de mamografia pelo Sistema Único de Saúde (SUS) variou entre 17% e 54% do total de mulheres que deveriam realizar a mamografia, o que em parte explica o

diagnóstico tardio e as altas taxas de mortalidade (23).

As mudanças no perfil da população brasileira, no que diz respeito aos estilos de vida e ao comportamento reprodutivo, são favoráveis ao aumento do risco da doença (24). Apesar de o rastreamento mamográfico permitir redução de mortalidade de até 18% nas mulheres com idade entre 40 e 50 anos, a redução supera 30% após os 50 anos e a relação custo-benefício é mais favorável nessa população mais velha. O rastreamento com mamografia anual a partir dos 50 anos, adotado há vários anos pelo Canadá e países europeus, prioriza a população de maior incidência da neoplasia. Se considerarmos que 62% das mulheres da região Sudeste com idade superior a 60 anos jamais foram submetidas a uma mamografia (25), é de se esperar que a mortalidade dessa coorte de nascimento seja alta, e que haja um declínio na mortalidade geral decorrente do aumento do acesso das outras coortes geracionais, o que parece ir ao encontro dos achados neste estudo.

A questão das recomendações para rastreamento é particularmente complexa nos grupos de baixo risco, dado que mecanismos de incremento do acesso e uso de serviços nesses grupos podem representar desperdício de recursos. Uma revisão sistemática recente estimou que um em cada três casos identificados em rastreamento mamográfico constitui sobrediagnóstico (26). Recentes inquéritos (27), revisões (28) e estudos de seguimento (29) têm apontado resultado semelhante. A literatura, portanto, alerta para os benefícios ambíguos da rotina de rastreamento nesse subgrupo populacional, salvo quando o benefício individual deva ser considerado, especialmente nas mulheres com alto risco.

Cabe ressaltar, nesse sentido, a discussão que vem ganhando espaço no cenário mundial acerca da carga de doença atribuível ao câncer de mama e o questionamento ao uso da mamografia como critério para rastreamento. A experiência em países de alta renda tem demonstrado que ações pontuais de prevenção primária com fatores de risco e a melhor escolha de tratamento podem ser superiores à mamografia em termos de eficácia e efetividade (30). Há uma convergência no sentido de restringir a mamografia a protocolos específicos, para mulheres que reúnam alto risco, a ser avaliado em modelos preditivos (por

TABELA 1. Ajustes para os modelos do efeito APC^a para a mortalidade por câncer de mama no período de 1980 a 2009, Brasil e regiões

Modelo	Graus de liberdade	Deviance dos resíduos	P	Graus de liberdade	Deviance dos resíduos	P
Brasil						
Sudeste						
Idade	54	885,28		54	564,66	
Idade-drift ^b	53	380,27	<0,00001	53	559,48	0,02
Idade-coorte	49	228,79	<0,00001	49	304,35	<0,00001
Idade-período-coorte	45	164,91	<0,00001	45	126,18	<0,00001
Idade-período	49	264,31	<0,00001	49	271,8	<0,00001
Idade-drift ^c	53	380,27	<0,00001	53	559,48	<0,00001
Sul						
Centro-Oeste						
Idade	54	327,39		54	207,2	
Idade-drift ^b	53	253,48	<0,00001	53	88,42	<0,00001
Idade-coorte	49	115,89	<0,00001	49	60,22	<0,00001
Idade-período-coorte	45	49,03	<0,00001	45	50,62	0,04
Idade-período	49	133,89	<0,00001	49	75,63	<0,00001
Idade-drift ^c	53	253,48	<0,00001	53	88,42	0,01
Nordeste						
Norte						
Idade	54	230,7		54	241,49	
Idade-drift ^b	53	273,91	<0,00001	53	50,44	<0,00001
Idade-coorte	49	231,7	<0,00001	49	43,9	0,16
Idade-período-coorte	45	79,37	<0,00001	45	41,44	0,65
Idade-período	49	160,13	<0,00001	49	48,73	0,12
Idade-drift ^c	53	273,91	<0,00001	53	50,45	0,78

^a Os modelos APC permitem desagregar os efeitos de idade, período e coorte de nascimento, identificando qual deles teve maior impacto na evolução das taxas de incidência e mortalidade das doenças ou agravos à saúde.

^b Tendência longitudinal da idade é igual à soma da idade e da inclinação do período ($\alpha_L + \beta_L$), onde α_L e β_L são a tendência linear da idade e do período, respectivamente.

^c Tendência linear do logaritmo das taxas específicas de idade ao longo do tempo, igual à soma das inclinações do período e da coorte ($\beta_L + \gamma_L$), onde β_L e γ_L são a tendência linear para o período e a coorte, respectivamente.

exemplo, o modelo Gail), mulheres com risco genético conhecido e mulheres em quem a densidade mamária não leve a uma perda de acurácia (31).

É importante destacar algumas limitações deste estudo. A primeira delas é a

qualidade da informação, que é diferente nas várias regiões do país. A exemplo disso, é preciso olhar com cautela os resultados obtidos para o país como um todo, bem como das regiões Norte e Nordeste, que ainda possuem grande

percentual de óbitos sub-registrados ou registrados como causa mal definida.

Outra limitação está relacionada aos modelos APC, que ainda estão em desenvolvimento. Os resultados obtidos variam de acordo com as suposições utilizadas na construção dos modelos. Na última década, foram publicados artigos que discutem aspectos metodológicos na especificação dos modelos e na resolução do problema da não identificação do modelo completo (16–18, 20–22, 27). O modelo de Poisson possui como pressuposto a igualdade entre média e variância, o que na prática dificilmente é alcançado, sendo a variância geralmente maior que a média. Esse fenômeno é conhecido como superdispersão e, quando não detectado e corrigido, ocasiona estimação incorreta dos erros-padrão e, consequentemente, avaliação incorreta da significância dos parâmetros. Nas análises deste estudo, ajustaram-se os modelos pela família Poisson.

Este estudo mostra, finalmente, a importância da discussão da Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher no âmbito do SUS. É preciso pensar estratégias diferenciadas para alcançar as mulheres com maior vulnerabilidade, identificadas por distintas faixas etárias, em distintas coortes de nascimento e que experimentaram os efeitos das principais intervenções em saúde em períodos distintos.

Conflitos de interesse. Nada declarado pelos autores.

REFERÊNCIAS

- Anderson WF, Rosenberg PS, Prat A, Perou CM, Sherman ME. How many etiological subtypes of breast cancer: two, three, four, or more? *Natl Cancer Inst.* 2014;106(8).
- World Health Organization (WHO). International Agency for Research on Cancer (IARC). GLOBOCAN 2012. Disponível em: <http://globocan.iarc.fr/Default.aspx> Acessado em 10 de agosto de 2014.
- Corbex M, Bouzbid S, Boffetta P. Features of breast cancer in developing countries, examples from North-Africa. *Eur J Cancer.* 2014;50(10):1808–18.
- Brasil, Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. Política nacional de atenção integral à saúde da mulher: princípios e diretrizes. Brasília: Ministério da Saúde; 2004. Disponível em: http://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/politica_nac_atencao_mulher.pdf Acessado em junho de 2015.
- Brasil, Ministério da Saúde. Instituto Nacional de Câncer. Programa nacional de controle do câncer de mama: documento do consenso. Rio de Janeiro: INCA; 2004. Disponível em <http://www.inca.gov.br/publicacoes/consensointegra.pdf> Acessado em junho de 2015.
- Brasil, Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Instituto Nacional de Câncer. Portaria 2439/GM de 08/12/2005. Política Nacional de Atenção Oncológica. Brasil: Ministério da Saúde; 2005. Disponível em: http://www.saude.mg.gov.br/index.php?option=com_gmg&controller=document&id=461 Acessado em junho de 2015.
- Brasil, Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Apoio à Descentralização. Diretrizes operacionais dos Pactos pela Vida, em Defesa do SUS e de Gestão. Brasília: Ministério da Saúde; 2006. Disponível em: <http://www.saude.mppr.mp.br/arquivos/File/volume1.pdf> Acessado em junho de 2015.
- Instituto Nacional do Câncer (INCA). Estimativa 2014 — Incidência do câncer no Brasil. Rio de Janeiro: INCA; 2013.
- Instituto Nacional do Câncer (INCA). Atlas da mortalidade. Disponível em: <http://mortalidade.inca.gov.br/Mortalidade/> Acessado em 1º de agosto de 2014.
- Ribeiro MS, Abreu NC, Borges TFF, Guimarães RM, Muzi CD. Urbanidade e mortalidade por cânceres selecionados em capitais brasileiras, 1980–2009. *Cad Saude Colet.* 2013;21(1):25–33.
- Robertson B, Boyle P. Age period-cohort analysis of chronic disease rates I: Modelling approach. *J Start Med.* 1998;17(12):1305–23.
- Holford TR. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health.* 1991;12(1):425–57.

13. DATASUS. Sistema de Informação sobre Mortalidade. 2014. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205> Acessado em 2 de abril de 2014.
14. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). SIDRA. Disponível em: [ftp://ftp.ibge.gov.br/](ftp.ibge.gov.br/) Acessado em 05/02/14.
15. Segi M, Fujisaku S, Kurihara M, Narai Y, Sasajima K. The age-adjusted death rates for malignant neoplasms in some selected sites in 23 countries in 1954–1955 and their geographical correlation. *Tohoku J Exp Med.* 1960;72:91–103.
16. Holford TR. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics.* 1983;39(2):311–24.
17. Weedon-Fekjær H, Bakken K, Vatten LJ, Tretili S. Understanding recent trends in incidence of invasive breast cancer in Norway: age-period-cohort analysis based on registry data on mammography screening and hormone treatment use. *BMJ.* 2012;344:e299.
18. Dikshit RP, Yeole BB, Nagrani R, Dhillon P, Badwe R, Bray F. Increase in breast cancer incidence among older women in Mumbai: 30-year trends and predictions to 2025. *Cancer Epidemiol.* 2012;36(4):e215–20.
19. Oberaigner W, Buchberger W, Frede T, Knapp R, Marth C, Siebert U. Breast cancer incidence and mortality in Tyrol/Austria after fifteen year of opportunistic mammography screening. *BMC Public Health.* 2010;10:86.
20. Clèries R, Ribes J, Esteban L, Martínez JM, Borràs JM. Time trends of breast cancer mortality in Spain during the period 1977–2001 and Bayesian approach for projections during 2002–2016. *Ann Oncol.* 2006;17:1783–91.
21. Niclis C, Del Pilar Díaz M, La Vecchia C. Breast cancer mortality trends and patterns in Córdoba, Argentina in the period 1986–2006. *Eur J Cancer Prev.* 2010;19(2):94–9.
22. Franco-Marina F, Lazcano-Ponce E, López-Carrillo L. Breast cancer mortality in Mexico. An age-period-cohort analysis. *Salud Publica Mex.* 2009;51 suppl 2:S157–64.
23. Thuler LCS, Mendonça GA. Estadiamento inicial dos casos de câncer de mama e colo do útero em mulheres brasileiras. *Rev Bras Ginecol Obstet.* 2005;27(11):656–60.
24. Tiezzi DG. Epidemiologia do câncer de mama. *Rev Bras Ginecol Obstet.* 2009;31(5):213–5.
25. Silva GA. Câncer de mama no Brasil: estratégias para o seu enfrentamento. *Cad Saude Publica.* 2012;28(1):4–6.
26. US Preventive Services Task Force. Screening for breast cancer: U.S. Preventive Services Task Force recommendation statement. *Ann Int Med.* 2009;151(10):716–26.
27. Jørgensen KJ, Gøtzsche PC. Overdiagnosis in publicly organised mammography screening programmes: systematic review of incidence trends. *BMJ.* 2009;339:b2587.
28. Kalager M, Adami HO, Bretthauer M, Tamimi RM. Overdiagnosis of invasive breast cancer due to mammography screening: results from the Norwegian screening program. *Ann Intern Med.* 2012;156(7):491–9.
29. Miller AB, Wall C, Baines CJ, Sun P, To T, Narod SA. Twenty five year follow-up for breast cancer incidence and mortality of the Canadian National Breast Screening Study: randomised screening trial. *BMJ.* 2014;11:348–66.
30. Gøtzsche, PC. Mammography screening: truth, lies and controversy. Milton Keynes: Radcliffe Publishing Ltd.; 2012.
31. Antoni S, Sasco AJ, dos Santos Silva I, McCormack V. Is mammographic density differentially associated with breast cancer according to receptor status? A meta-analysis. *Breast Cancer Res Treat.* 2013;137(2):337–47.

Manuscrito recebido em 18 de agosto de 2014. Aceito em versão revisada em 13 de abril de 2015.

ABSTRACT

Analysis of age-period-cohort effect on breast cancer mortality in Brazil and regions

Objective. To estimate the effect of age, period and birth cohort on mortality from breast cancer in Brazil and regions.

Methods. Data on mortality from breast cancer were analyzed for women aged ≥ 30 years in Brazil and regions from 1980 to 2009. The effect of age, period, and birth cohort was calculated by Poisson regression model using estimable functions: deviations, curvatures and drift through the Epi library of R statistical software version 3.2.1.

Results. The mean mortality rate for the period was 22.3 per 100 000 women in Brazil. The highest rate was 32.4 deaths per 100 000 women in the South, and the lowest, 8.6 deaths per 100 000 women in the North. The analysis of birth cohorts showed a progressive increase in the risk of death in women born after the 1930s, except in the Southeast, where a decrease in relative risk was noted for this group.

Conclusions. The analyses revealed a reduction in the risk of death from breast cancer in Brazil and in most regions for birth cohorts starting in the 1930s, and an increased in the risk of death starting in the 1990s until the period from 2000 to 2005.

Key words

Breast cancer; mortality; cohort effect; period effect; age effect; logistic models; Brazil.