

## Efeito da redistribuição das causas mal definidas de óbito sobre a taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil

The effect of redistribution of ill-defined causes of death on the mortality rate of breast cancer in Brazil

Maria Silvia de Azevedo Couto (<https://orcid.org/0000-0002-9110-4539>)<sup>1</sup>  
Vinicius de Azevedo Couto Firme (<https://orcid.org/0000-0001-9644-1000>)<sup>2</sup>  
Maximiliano Ribeiro Guerra (<https://orcid.org/0000-0003-0234-7190>)<sup>1</sup>  
Maria Teresa Bustamante-Teixeira (<http://orcid.org/0000-0003-0727-4170>)<sup>1</sup>

**Abstract** *The relevance of breast cancer for women has driven research about mortality of this disease. However, these studies are affected by problems generated by deaths due to ill-defined causes (IDC). To highlight distortions caused by IDC in studies that evaluate mortality, we calculated the age-standardized mortality rates of breast cancer, with and without adjustment for IDC for the years 1990, 2000, and 2010. Then, panel data regression models were estimated and enabled us to identify that the adjustment for IDC: has elevated breast cancer mortality rate of Brazilian municipalities by 9% in the period considered; has drawn mortality rates of the South, Southeast, Northeast and North regions closer; has reduced the increasing trend of mortality by almost 60%, mainly in the Southeast and South regions; has increased, more sharply, the mortality in cities with less than 5 thousand inhabitants; has curbed the significance of most factors associated with breast cancer; has revealed that the effect of longevity and the public health expenditure may be overestimated. These results highlight the importance of adjustment for IDC in producing reliable mortality indicators.*

**Key words** *Breast neoplasms, Cause of death, Mortality, Statistical models*

**Resumo** *A relevância do câncer de mama para as mulheres tem impulsionado pesquisas sobre a mortalidade desta doença. Todavia, estes estudos estão sujeitos aos problemas gerados pelos óbitos oriundos de causas mal definidas (CMD). A fim de evidenciar as possíveis distorções causadas pelas CMD em estudos que avaliam a mortalidade, foram calculadas taxas de mortalidade, padronizadas por faixa etária, com e sem correção para CMD, para os anos de 1990, 2000 e 2010. Feito isso, foram estimados modelos de regressão com dados em painel, que permitiram identificar que a correção para CMD: a taxa de mortalidade por câncer de mama dos municípios brasileiros elevou-se em cerca de 9% no período considerado; as taxas de mortalidade das regiões Sul, Sudeste, Nordeste e Norte se aproximaram; foi reduzida a tendência de crescimento da mortalidade em quase 60%, principalmente nas regiões Sudeste e Sul; aumentou, de forma mais acentuada, a mortalidade das cidades com menos de 5 mil habitantes; diminuiu a significância de grande parte dos fatores associados ao câncer de mama; revelou que o efeito da longevidade e dos gastos públicos em saúde estariam superestimados. Tais resultados ressaltam a importância da correção para CMD na geração de indicadores fidedignos de mortalidade.*

**Palavras-chave** *Neoplasias da mama, Causas da morte, Mortalidade, Modelos estatísticos*

<sup>1</sup> Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). Rua José Lourenço Kelmer s/n, São Pedro, 36036-900 MG Juiz de Fora Brasil.  
[silviaacouto@yahoo.com.br](mailto:silviaacouto@yahoo.com.br)

<sup>2</sup> Departamento de Economia, UFJF, Governador Valadares MG Brasil.

## Introdução

O câncer de mama é o que mais afeta o público feminino, sendo responsável por, aproximadamente, 25% dos cânceres diagnosticados em mulheres no mundo<sup>1</sup> e 21% dos tumores (exceto pele não melanoma) verificados no Brasil em 2014<sup>2</sup>. Diversos autores têm dedicado esforços no intuito de compreender os fatores que podem afetar a taxa de mortalidade desta doença<sup>3-20</sup>. Todavia, qualquer análise de mortalidade está sujeita a problemas oriundos da elevada proporção de óbitos por causas mal definidas (quando a causa básica do óbito não é bem estabelecida)<sup>21</sup>.

Embora os óbitos por causas mal definidas (CMD) tenham diminuído nas últimas décadas no Brasil (indicando uma melhora na qualidade da informação registrada no Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM), ainda existem deficiências, principalmente nas regiões Norte e Nordeste<sup>19,22</sup>. No ano 2000, os óbitos por CMD correspondiam, em média, a 14,3% do total de óbitos do país, com proporções variando de 6,3%, no Sul, a 28,4%, no Nordeste<sup>23</sup>.

Como parte destes óbitos por CMD podem ser atribuídos às neoplasias mamárias (como é revelado por Laurenti et al.<sup>24</sup> após revisarem diversos atestados de óbitos), é provável que os estudos sobre a mortalidade por câncer de mama, sem correção para CMD, apresentem viés regional<sup>25</sup>, comprometendo análises fidedignas e restringindo os estudos sobre mortalidade às grandes cidades ou a áreas com melhor nível socioeconômico, onde há menos óbitos por CMD.

Dentre as técnicas que visam corrigir as distorções causadas pelos óbitos mal definidos, a mais comumente empregada, e adotada pela Organização Mundial da Saúde (OMS), pressupõe a redistribuição proporcional das causas mal definidas, considerando a mesma distribuição das causas naturais conhecidas<sup>19,26</sup>. Tal procedimento tem sido utilizado no Brasil para corrigir distorções associadas à mortalidade de doenças crônicas não transmissíveis<sup>27</sup> e alguns tipos específicos de câncer, como o de colo retal, estômago, próstata, esôfago<sup>19</sup>, colo de útero<sup>10,19,28</sup>, pulmão<sup>19,29</sup> e mama<sup>10,19</sup>.

Embora esta técnica não explique a real causa da morte<sup>21,30</sup> e sua proposta de redistribuição arbitrária dos óbitos mal definidos possa inflar artificialmente as taxas de mortalidade<sup>19</sup>, não seria viável utilizar uma abordagem de “recuperação de informações” (que consiste em visitar familiares, hospitais, institutos médicos legais e unidades de saúde a fim de definir a real causa da morte)<sup>30</sup>

quando se tem por objetivo analisar a mortalidade do câncer de mama em diversas localidades brasileiras.

Logo, a técnica adotada pela OMS foi empregada nesta pesquisa a fim de compreender como a correção por CMD afetaria a mortalidade por câncer de mama nos municípios brasileiros e sua relação com os fatores associados à doença.

De modo geral, a literatura reconhece que a mortalidade por câncer de mama pode estar associada a fatores socioeconômicos, demográficos e de acesso à medidas preventivas. Além disso, varia conforme a região e o período analisado<sup>31</sup>.

No Brasil, verificou-se uma associação positiva do nível de renda com o risco, a incidência<sup>32</sup> e a mortalidade do câncer de mama<sup>33,34</sup>. Na realidade, o próprio processo de industrialização, devido à exposição a fatores ambientais (*i.e.*: químicos, físicos e biológicos), poderia aumentar o risco associado à doença<sup>25</sup>.

A redução nas taxas de natalidade e fecundidade e o aumento da expectativa de vida da população mundial também têm colaborado para o aumento verificado nas taxas de incidência e mortalidade de doenças crônicas não transmissíveis, como o câncer de mama<sup>10,14</sup>.

Além disso, estudos sugerem que maiores níveis de escolaridade poderiam reduzir o risco associado ao câncer de mama<sup>32</sup>, aumentar a sobrevida e facilitar o tratamento e detecção precoce da doença, contribuindo para a diminuição da mortalidade<sup>2,16,35</sup>.

Por outro lado, a escassez e a má distribuição de recursos físicos e humanos prejudicam o atendimento e o prognóstico da doença, principalmente em localidades de menor porte e afastadas das capitais, gerando sobrecarga nos centros de referência oncológica, concentrados em localidades de grande porte<sup>36,37</sup>.

Os fatores associados ao câncer de mama, mencionados nesta seção, serviram de base para a elaboração da Equação 3, apresentada na seção seguinte. A partir desta Equação, foram estimados modelos de regressão, com dados em painel, que permitiram identificar algumas distorções, decorrentes dos óbitos por causa mal definidas (CMD), sobre a mortalidade por câncer de mama nos municípios brasileiros.

## Metodologia e Base de Dados

Trata-se de um estudo ecológico que utilizou os municípios brasileiros como unidades de análise e considerou as taxas médias de mortalidade por

câncer de mama, padronizadas por idade, centradas nos anos de 1990 (média de 1987 a 1993), 2000 (média de 1997 a 2003) e 2010 (média de 2007 a 2013).

Os dados desta pesquisa foram agrupados em um painel balanceado, onde uma mesma unidade de corte transversal (neste caso, os municípios brasileiros) foi analisada ao longo do tempo, *i.e.*: 1990, 2000 e 2010. Esta opção permitiu considerar mais observações (melhorando as propriedades assintóticas dos estimadores - estatísticas *t* e *F* mais robustas), controlar fatores não observados constantes no tempo,  $c_i$  (ex: cultura, clima, relevo, etc.) e realizar análises dinâmicas (ex: análise de tendência)<sup>38</sup>.

No contexto de dados de painel, geralmente estima-se um modelo do tipo *Pooled Ordinary Least Squares* (POLS) usando o teste de Breusch-Pagan<sup>39</sup> a fim de verificar se existe algum efeito não observado ( $c_i$ ) afetando os resultados. Neste caso, a hipótese nula é:  $H_0: (\sigma_c^2) = 0$ , onde  $\sigma_c^2$  representa a variância do efeito não observado ( $c_i$ ). Caso  $H_0$  prevaleça, o modelo POLS é o mais indicado. Caso contrário, se  $\sigma_c^2 \neq 0$ , estima-se modelos de Efeitos Fixos (*Fixed Effects* - FE) e Efeitos Aleatórios (*Random Effects* - RE), usando o teste de Hausman<sup>40</sup> para definir o mais adequado. Este teste verifica se as variáveis explicativas ( $X_{it}$ ) estão correlacionadas com  $c_i$ , sendo  $H_0: E[(c_i | X_{it}) = 0]$ . Se  $H_0$  for verdadeiro FE e RE serão consistentes, porém RE será mais eficiente. Do contrário, o teste de Breusch-Pagan se torna desnecessário e somente FE será consistente<sup>41</sup>.

O *software Stata* foi utilizado na análise descritiva das variáveis e nas estimações realizadas neste trabalho.

### Base de dados

Usou-se os óbitos femininos por neoplasia maligna da mama, ocorridos nos municípios brasileiros (referência: residência das falecidas), desagregados pela faixa etária da Organização Pan-Americana de Saúde (OPS) e disponibilizados pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Departamento de Informática do SUS - DATASUS (Classificação Internacional de Doenças - "CID-9: código 174", até 1995 e "CID-10: código C50", após 1995)<sup>42</sup>.

Visando minimizar a inexistência de registros de óbito por câncer de mama em alguns municípios, utilizou-se a média de óbitos acumulados entre 1987-1993 (CID-9), 1997-2003 (CID-10) e 2007-2013 (CID-10), centradas em 1990, 2000 e 2010, respectivamente. Tais médias foram utili-

zadas no cálculo da correção por causas mal definidas - CMD.

Como os óbitos por CMD podem comprometer a análise fidedigna das estatísticas de mortalidade, utilizou-se um procedimento de correção sugerido pela OMS<sup>26</sup>, que pressupõe a redistribuição proporcional das causas mal definidas, considerando a mesma distribuição das causas naturais conhecidas. Tal procedimento consiste em calcular o "percentual de correção por causas mal definidas" (PCCMD) para cada município "i" no período "t" e o seu respectivo "fator de correção" (FC), conforme descrito nas Equações 1 e 2.

$$PCCMD_{it} = \frac{(totalobitosfem_{it} - obitoscausasexternas_{it})}{[(totalobitosfem_{it} - obitoscausasexternas_{it}) - obitosmaldefinidos_{it}]} \quad (1)$$

$$FC_{it} = 1 + \left( \frac{PCCMD_{it} - 1}{2} \right) \quad (2)$$

Feito isto, multiplica-se o fator de correção ( $FC_{it}$ ) de cada município "i", no período "t", pelo total de óbitos, segundo faixa etária, deste mesmo município no período "t". Assim, obtêm-se os óbitos, corrigidos por CMD, que permitiram o cálculo das taxas de mortalidade por câncer de mama ( $MCM_{it}$ ), específicas por idade e corrigidas por CMD. Portanto,  $MCM_{it}$  corresponde à média de óbitos, corrigidos por CMD, de cada município nos períodos citados, dividida por sua respectiva população (calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE e disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEADATA)<sup>43</sup>.

Para compor os óbitos por CMD (Equações 1 e 2), utilizou-se os óbitos femininos do Capítulo XVI da CID-9 (*i.e.*: "sintomas sinais e afecções mal definidas") para o período de 1987-1993. Para 1997-2013, foram considerados os óbitos femininos do Capítulo XVIII da CID-10 (*i.e.*: "sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório). Os óbitos totais, por CMD e por causas externas são disponibilizados pelo SIM, através do DATASUS e foram desagregados por faixa etária OPS.

As taxas de mortalidade, corrigidas por CMD, foram padronizadas por faixa etária via método direto, usando a população mundial padrão, estratificada por faixa etária<sup>44</sup>.

Considerando os fatores associados à doença, é possível inferir que a taxa de mortalidade por câncer de mama ( $MCM_{it}$ ) pode ser afetada pelas seguintes variáveis:

$$MCM_{it} = f [ IDHE_{it}, IDHL_{it}, IDHR_{it}, IND_{it}, FEC_{it}, M_{it}, \left( \frac{PR_{it}}{PU_{it}} \right), GPS_{it}, NES_{it}, NPS_{it}, DPM_{it}, DG_{it}, TEND_{it} ] \quad (3)$$

Onde:  $MCM_{it}$  representa a taxa de mortalidade por câncer de mama ( $MCM$ ) do município “ $i$ ” no período “ $t$ ” (sendo  $t = 1990, 2000, 2010$ ).

As demais variáveis da Equação 3 foram obtidas da seguinte forma:

Os  $IDHs$  municipais, referentes à educação ( $IDHE$ ), longevidade ( $IDHL$ ) e renda ( $IDHR$ ) foram obtidos no *Atlas de Desenvolvimento Humano* do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD)<sup>45</sup>, assim como a taxa de fecundidade ( $FEC$ ), o percentual de mulheres jovens (menores de 18 anos) com filhos ( $M_{it}$ ) e a proporção da população rural em relação à urbana ( $PR/PU$ ).

Para captar o efeito da industrialização ( $IND$ ), foi utilizado o PIB *per capita* Municipal da indústria (valor adicionado a preços básicos), calculado pelo IBGE e convertido em valores constantes de 2000 com base no IPCA do IPEADATA<sup>43</sup>. O gasto público *per capita* em saúde ( $GPS$ ) é fornecido pela Secretaria do Tesouro Nacional. Ambos,  $IND$  e  $GPS$ , são disponibilizados pelo IPEADATA<sup>43</sup>.

O número de estabelecimentos de saúde ( $NES$ ) e o número de profissionais de saúde com ensino superior ( $NPS$ ), de cada município, ambos mensurados a cada 100 mil habitantes, estão disponíveis no programa *TabNet*, no módulo *rede assistencial* do DATASUS<sup>42</sup>. Para 1991 e 2000, usou-se os dados da *Pesquisa Assistência Médico Sanitária* (AMS), referente a 1992 e 1999. Os dados de 2010 foram obtidos no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES).

Foram criadas *dummies* geográficas para os municípios do sul, centro oeste, nordeste e norte (neste caso, o sudeste é tratado como referência) no intuito de comparar os municípios de diferentes regiões. Por fim, foram criadas *dummies* de porte populacional. Logo, os “ $i$ ” municípios foram subdivididos em: i)  $i < 5$ ; ii)  $5 \leq i < 10$ ; iii)  $10 \leq i < 20$ ; iv)  $20 \leq i < 50$ ; v)  $50 \leq i < 100$ ; vi)  $100 \leq i < 500$ ; vii)  $500 \leq i < 1000$ ; viii)  $i \geq 1000$ , onde os valores representam milhares de habitantes. Neste caso, as cidades com menos de 5 mil habitantes ( $i < 5$ ) seriam as referências. Os valores das variáveis de tendência ( $TEND$ ) são iguais a 1 (em 1990), 2 (em 2000) e 3 (em 2010).

Com o objetivo de comparar o efeito causado pelas “causas mal definidas” associadas ao câncer

de mama, foram consideradas as taxas de mortalidade padronizadas por faixa etária (via método<sup>8</sup> direto), com e sem correção para causas mal definidas, doravante denominadas  $MCM_{it}$  e  $MCM_{it}^{cc}$ , respectivamente. Deste modo,  $cc$  indica “com correção” por causas mal definidas, enquanto  $sc$  refere-se à taxa “sem correção”.

Devido ao período e a unidade de análise utilizada (municípios), fatores como idade de menarca e menopausa, tipo de alimentação, percentual de fumantes, entre outros, não puderam ser incluídos nos modelos. Optou-se por não utilizar a cor da pele devido ao elevado percentual de dados ausentes e aos frequentes erros de classificação associados a esta variável<sup>46</sup>. Ademais, como o DATASUS<sup>42</sup> passou a divulgar o número de mamógrafos por município apenas em 1999, esta variável também foi desconsiderada.

A correlação excessiva entre as variáveis explicativas (Equação 3) poderia gerar *multicolinearidade*, comprometendo as estimações. Contudo, o teste de “fator de inflação da variância” (*vector inflation factor* - VIF), que mede o quanto cada variável explicativa “ $k$ ” está associada às demais, não indicou a presença deste problema. Formalmente:  $VIF = 1/(1 - R_k^2)$ , onde o  $R_k^2$  representa o  $R^2$  tradicional oriundo da estimação da variável “ $k$ ” contra as demais explicativas<sup>47</sup>.

## Resultados

A análise descritiva das variáveis revelou que a taxa de mortalidade por câncer de mama dos municípios brasileiros, padronizada por faixa etária e sem correção por causas mal definidas ( $MCM^{sc}$ ), foi, em média, igual a 8,86 por 100 mil mulheres durante o período analisado (médias de 1990, 2000 e 2010), enquanto a média da taxa de mortalidade corrigida ( $MCM^{cc}$ ) foi de 9,66. Portanto, a correção por causas mal definidas acabou elevando a taxa de mortalidade geral em pouco mais de 9% (Tabela 1).

Já a análise dos dados em corte transversal revelou que o problema causado pelos óbitos mal definidos exibiu redução no período considerado. Nos anos de 1990, 2000 e 2010, a correção aumentou a taxa de mortalidade em, aproximadamente, 13,2%, 9,5% e 4,8%, respectivamente.

No que se refere às demais variáveis, notou-se um aumento dos índices  $IDHR$ ,  $IDHL$ ,  $IDHE$ . Enquanto isso, a produção industrial *per capita* municipal ( $IND$ ) foi equivalente a 1254,14 Reais. A taxa de fecundidade ( $FEC$ ) diminuiu de 3,20, em 1990, para 1,99, em 2010. A média do período foi

**Tabela 1.** Descrição das principais variáveis associadas à mortalidade por câncer de mama. Brasil, 1990-2010.

	Variável Dependente							
	1990		2000		2010		Painel	
	(a)MCM <sup>SC</sup>	(b)MCM <sup>CC</sup>	(a) MCM <sup>SC</sup>	(b)MCM <sup>CC</sup>	(a) MCM <sup>SC</sup>	(b)MCM <sup>CC</sup>	(a) MCM <sup>SC</sup>	(b)MCM <sup>CC</sup>
Média	8.42	9.53	8.65	9.47	9.52	9.98	8.86	9.66
D.P.	5.69	5.88	5.29	5.45	4.5	4.53	5.2	5.32
Min.	0.26	0.47	0.32	0.43	0.75	0.84	0.26	0.43
Máx	50.74	50.74	40.94	47.32	43.38	43.9	50.74	50.74
	Variação entre média de (a) e (b):		Variação entre média de (a) e (b):		Variação entre média de (a) e (b):		Variação entre média de (a) e (b):	
	<b>13.18%</b>		<b>9.48%</b>		<b>4.83%</b>		<b>9.03%</b>	
	Variáveis Explicativas Contínuas (Painel)				Variáveis Explicativas Discretas (Painel)			
Variável	Média	D.P.	Mín.	Máx.	Porte Populacional	Percentual	Região	Percentual
IDHR	0.62	0.09	0.32	0.89	Até 5	6.32%	Sudeste	38.94%
IDHL	0.75	0.08	0.44	0.89	5 a10	15.40%	Sul	26.31%
IDHE	0.42	0.18	0.02	0.81	10 a20	25.83%	C. Oeste	6.84%
IND	1254.14	2870.97	0.01	74216.37	20 a50	29.25%	Norte	2.68%
FEC	2.59	0.81	1.21	8.29	50 a100	11.64%	Nordeste	25.23%
MJF	2.8	1.62	0	16.04	100 a 500	10.00%	<b>Total</b>	<b>100%</b>
PR/PU	0.67	1.31	0	63.77	500 a 1000	0.91%		
GPS	101.3	113.04	0	4702.09	>1000	0.65%		
NPS	337.39	328.91	0	8351.03	<b>Total</b>	<b>100%</b>		
NES	45.19	28.35	0	303.48				

Fonte: Elaboração própria dos autores com base no software STATA.

Nota: Considerou-se 2311 observações para cada período. Logo, o painel contou com 2311 \* 3 = 6933 observações.

de 2,59 filhos por mulher. Já o percentual de mulheres jovens com filhos (*MJF*) cresceu. Em média, aproximadamente 2,8% das mulheres com menos de 18 anos possuem filhos. O coeficiente (menor que 1) associado à *PR/PU* indicou que a maior parte das pessoas reside em áreas urbanas.

O gasto público anual com saúde (*GPS*), avaliado em reais (R\$) de 2000, foi equivalente a R\$ 101,30 *per capita* no período. O número de profissionais de saúde com ensino superior (*NPS*) e de estabelecimentos de saúde (*NES*) foi de, aproximadamente, 337/100 mil habitantes e 45/100 mil habitantes, respectivamente. O *GPS*, o *NPS* e o *NES* aumentaram no período. As médias das *dummies* geográficas (*DG*) e de porte municipal (*DPM*) indicam que 39% dos municípios considerados pertencem ao Sudeste e, aproximadamente, 29% deles têm entre 20 e 50 mil habitantes (Tabela 1).

Os dados da Tabela 2 indicam que a mortalidade padronizada cresceu em todas as regiões entre 1990, 2000 e 2010 (exceto sudeste, entre 2000 e 2010). Contudo, após a correção por causas mal definidas, nota-se que o Sudeste e o Sul

reduziram suas taxas de mortalidade entre 2000 e 2010. Embora a correção tenha aumentado a taxa de mortalidade em todas as regiões, nota-se que seu impacto foi maior no norte e nordeste, onde houve um crescimento de, aproximadamente, 24,9% e 22% entre 1990 e 2010, respectivamente.

Os resultados da Tabela 3 revelam uma diferença regional significativa associada à taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil. Como a região Sudeste foi tomada como referência (omitida), um coeficiente negativo associado a uma região indica que sua taxa de mortalidade é menor que a do Sudeste e vice-versa. Deste modo, o Modelo (a), sem correção para causas mal definidas, indica que as taxas de mortalidade são significativamente maiores no Sul (1.31) e menores no Norte (-5.02), Nordeste (-3.43) e Centro Oeste (-1.71), quando comparados ao Sudeste, respectivamente.

Os resultados da Tabela 3 revelam uma diferença possível notar que o mesmo modelo, com correção por CMD, Modelo (c), levou os coeficientes associados às regiões Sul (1.11), Norte (-4.42) e Nordeste (-2.72) a ficarem mais próximos de zero.

**Tabela 2.** Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil e regiões: 1990, 2000 e 2010.

Taxas Brutas						
	Brasil	Sul	Sudeste	Centro Oeste	Norte	Nordeste
1990	<b>6.82</b>	8.88	8.22	4.58	2.71	3.54
2000	<b>8.49</b>	11.61	9.67	6.08	2.84	4.66
2010	<b>11.53</b>	14.75	12.02	9.59	5.51	8.60
1990-2010	<b>8.95</b>	11.75	9.97	6.75	3.69	5.60
Taxas Padronizadas por faixa Etária						
	Brasil	Sul	Sudeste	Centro Oeste	Norte	Nordeste
1990	<b>8.42</b>	10.55	9.84	6.98	4.26	4.85
2000	<b>8.65</b>	11.16	9.66	7.30	4.26	5.30
2010	<b>9.52</b>	11.22	9.62	8.96	6.19	8.09
1990-2010	<b>8.86</b>	10.98	9.71	7.75	4.90	6.08
Taxas Padronizadas por faixa Etária e corrigidas por CMD						
	Brasil	Sul	Sudeste	Centro Oeste	Norte	Nordeste
1990	<b>9.53</b>	11.34	10.67	7.72	5.63	6.81
2000	<b>9.47</b>	11.58	10.41	7.69	5.64	6.72
2010	<b>9.98</b>	11.53	10.07	9.19	7.08	8.74
1990-2010	<b>9.66</b>	11.48	10.38	8.20	6.12	7.42
Variação entre as taxas corrigidas e não corrigidas						
	Brasil	Sul	Sudeste	Centro Oeste	Norte	Nordeste
1990	<b>13.18%</b>	7.49%	8.43%	10.60%	32.16%	40.41%
2000	<b>9.48%</b>	3.76%	7.76%	5.34%	32.39%	26.79%
2010	<b>4.83%</b>	2.76%	4.68%	2.57%	14.38%	8.03%
1990-2010	<b>9.03%</b>	4.55%	6.90%	5.81%	24.90%	22.04%

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Portanto, após efetuar a correção, estas regiões passaram a apresentar taxas de mortalidade mais próximas às verificadas no Sudeste (Tabela 3).

Já no Norte e Nordeste, a grande quantidade de óbitos mal definidos acabou aumentando a mortalidade relativa destas regiões após o ajuste. Como ambas apresentavam taxas relativamente pequenas, o crescimento da mortalidade (após a correção) acabou as aproximando-as do Sudeste. A significativa variação dos coeficientes associados ao Nordeste antes e após a correção (-20.7% e -23.8%), na Tabela 3, indica que tal problema parece afetar, de modo intenso, esta região. Por fim, a taxa de mortalidade do Centro Oeste ficou ainda menor que a do Sudeste após a correção.

A variável de tendência, Modelo (a), indica que houve um crescimento significativo da mortalidade entre 1990 e 2010. De acordo com o Modelo (b), ainda sem correção para causas mal definidas, as regiões Nordeste (1.62), Centro Oeste (0.99), Norte (0.96) e Sul (0.33) foram as principais responsáveis por este crescimento (Tabela 3). No Sudeste, onde o valor obtido não foi significativo, pode-se inferir que a mortalidade se

manteve estável no período analisado.

Contudo, após efetuar a correção por CMD, Modelo (c), esta tendência de crescimento é reduzida em quase 60%. Tal resultado está diretamente relacionado à diminuição dos óbitos por CMD neste período. Em termos regionais, Modelo (d), nota-se que a mortalidade é reduzida de forma mais intensa no Sudeste, onde a redução se torna negativa e significativa (-0.30) e no Sul, onde o coeficiente de tendência torna-se não significativo (0.10) (Tabela 3).

A análise das *dummies* de porte municipal sem correção para CMD, Modelos (a) e (b), indica que as menores taxas de mortalidade são encontradas em cidades com 10-20 e 20-50 mil habitantes (coeficientes de -3.37 e -3.34, respectivamente). Já as maiores ocorreriam nos municípios com mais de 1 milhão de habitantes (4.05) e naqueles com população entre 500 mil e 1 milhão (1.78). Cabe ressaltar que estes coeficientes têm como referência os pequenos municípios, onde a população não chega a 5 mil (omitido).

Após a correção, Modelos (c) e (d), verificou-se uma redução na mortalidade dos municípios

**Tabela 3.** Efeito da correção para óbitos por causas mal definidas sobre as variáveis discretas associadas à mortalidade por câncer de mama. Brasil, 1990-2010.

	Sem Correção		Com Correção		Variação	
	(a)	(b)	(c)	(d)	[(c-a)/a]	[(d-b)/b]
Sul	1.314***	0.425	1.117***	0.322	-15.0%	(-24.2%)
C. Oeste	-1.712***	-3.913***	-1.917***	-3.984***	12.0%	1.8%
Norte	-5.023***	-7.172***	-4.420***	-6.467***	-12.0%	-9.8%
Nord.	-3.429***	-6.895***	-2.718***	-5.252***	-20.7%	-23.8%
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido		
Tend. Geral	0.548***		0.221**		-59.7%	
Tend. Sul		0.335*		0.096		(-71.3%)
Tend. C. Oeste		0.990***		0.732**		-26.1%
Tend. Norte		0.964*		0.722		(-25.1%)
Tend. Nord.		1.623***		0.966***		-40.5%
Tend. Sud.		-0.110		-0.302**		(174.5%)
p<5	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido		
p. 5-10	-2.499***	-2.499***	-2.802***	-2.802***	12.1%	12.1%
p. 10-20	-3.374***	-3.374***	-3.622***	-3.622***	7.4%	7.4%
p. 20-50	-3.345***	-3.345***	-3.769***	-3.769***	12.7%	12.7%
p. 50-100	-2.573***	-2.573***	-3.059***	-3.059***	18.9%	18.9%
p. 100-500	-0.826**	-0.826**	-1.209***	-1.209***	46.4%	46.4%
p. 500-1000	1.783**	1.783**	1.215	1.215	(-31.9%)	(-31.9%)
p>1000	4.050***	4.050***	3.222***	3.222***	-20.4%	-20.4%
Constante	11.114***	12.431***	12.776***	13.821***	15.0%	11.2%
Obs.	6933	6933	6933	6933	-	-
R <sup>2</sup>	0.21	0.22	0.16	0.16	-	-
AIC	40951.98	40853.51	41708.71	41663.36	-	-
BIC	41040.95	40969.86	41797.69	41779.71	-	-
Posto	13	17	13	17	-	-

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA.

Notas: 1) \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001;

2) Estimacões via *Pooled Ordinary Least Squares* (POLS);

3) Os percentuais entre parênteses consideraram coeficientes não significativos.

de 5 a 500 mil habitantes em relação àqueles com menos de 5 mil ( $p < 5$ ). Como estes municípios já apresentavam taxas inferiores às dos municípios “ $p < 5$ ”, a distância entre eles aumentou. A mortalidade dos grandes municípios, com população superior a 500 mil habitantes, também cresceu menos que a dos municípios “ $p < 5$ ” após a correção. Contudo, como a mortalidade destas grandes cidades era superior à dos demais, suas taxas se tornaram mais próximas às dos municípios “ $p < 5$ ”. No caso das cidades com população entre 500 mil e 1 milhão de habitantes, a diferença se tornou não significativa em relação aos municípios “ $p < 5$ ”. Portanto, o problema causado pelos óbitos mal definidos tende a aumentar, de forma mais acentuada, a mortalidade nas cidades com menos de 5 mil habitantes.

As estimacões via efeitos fixos (FE), da Tabe-

la 4, se mostraram preferíveis, segundo o teste de Hausman (1978), tanto para o modelo sem correção por CMD, Modelo (c), quanto para o corrigido, Modelo (f). Os resultados do Modelo (c) indicam que há uma associação positiva e significativa da renda (*IDHR*) e da longevidade (*IDHL*) com a mortalidade por câncer de mama. Enquanto isso, a educação (*IDHE*), a taxa de fecundidade (*FEC*) e os gastos públicos em saúde (*GPS*) apresentariam relação negativa e significativa. No Modelo (f), com correção, verificou-se uma perda de significância de parte das variáveis que haviam sido significativas no modelo sem correção. Dentre estas, a *FEC*, *IDHE* e *IDHR* foram as mais afetadas pela correção. A redução nos coeficientes destas variáveis foi de 95.3%, 74.8% e 61.5%, respectivamente. Apenas o *IDHL* e o *GPS* mantiveram-se significativos. Contudo, a correção revelou que

**Tabela 4.** Efeito da correção para óbitos por causas mal definidas sobre as variáveis contínuas associadas à mortalidade por câncer de mama. Brasil, 1990-2010.

	Sem Correção			Com Correção			Variação		
	(a) POLS	(b) RE	(c) FE	(d) POLS	(e) RE	(f) FE	[(d-a)/a] POLS	[(e-b)/b] RE	[(f-c)/c] FE
IDHR	21.640***	20.894***	6.139*	21.039***	20.356***	2.365	-2.78%	-2.57%	(-61.48%)
IDHL	4.362*	5.346**	9.301***	2.540	3.218	6.238*	(-41.77%)	(-39.81%)	-32.93%
IDHE	-5.624***	-5.723***	-2.254*	-5.352***	-5.332***	-0.569	-4.84%	-6.83%	(-74.76%)
IND	0.052*	0.047*	-0.003	0.028	0.025	-0.015	(-46.15%)	(-46.81%)	(400.00%)
FEC	-0.685***	-0.636***	-0.387*	-0.468***	-0.382**	-0.018	-31.68%	-39.94%	(-95.35%)
MJF	-0.179***	-0.157***	-0.050	-0.196***	-0.172***	-0.032	9.50%	9.55%	(-36.00%)
PR/PU	-0.021	-0.018	0.001	-0.010	-0.004	0.022	(-52.38%)	(-77.78%)	(2100.00%)
GPS	-0.022	-0.097	-0.186*	-0.086	-0.140*	-0.174*	(290.91%)	(44.33%)	-6.45%
NPS	0.028	0.014	-0.036	0.049*	0.033	-0.029	(75.00%)	(135.71%)	(-19.44%)
NES	0.184	0.065	-0.003	0.115	0.014	0.051	(-37.50%)	(-78.46%)	(-1800.00%)
CTE.	-3.480**	-3.717**	0.473	-1.524	-1.755	4.148	(-56.21%)	(-52.78%)	(776.96%)
R <sup>2</sup>	0.16	0.16	0.14	0.11	0.11	0.08	-	-	-
R <sup>2</sup> _b		0.28	0.25		0.23	0.17	-	-	-
R <sup>2</sup> _w		0.03	0.03		0.00	0.01	-	-	-
AIC	41346.72	.	36720.94	42032.87	.	37509.62	-	-	-
BIC	41422.00	.	36796.23	42108.16	.	37584.90	-	-	-

Fonte: Elaboração própria dos autores com base no software STATA.

Teste de Hausman (1978): (c) versus (b):  $\chi^2 = 524.91$ ; Prob.>  $\chi^2 = 0.000$ .

(f) versus (e):  $\chi^2 = 523.41$ ; Prob.>  $\chi^2 = 0.000$ .

Notas: 1)\* p < 0.05; \*\* p < 0.01; \*\*\* p < 0.001;

2) Os percentuais entre parênteses consideraram coeficientes não significativos.

as estimações, sem ajuste para CMD, podem estar superestimando o efeito da longevidade (em quase 33%) e dos Gastos Públicos em Saúde (em pouco mais de 6%) sobre a taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil.

## Discussão e conclusão

Os indicadores de mortalidade representam importante subsídio para o diagnóstico da saúde. No Brasil, tais dados são fornecidos pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), implantado pelo Ministério da Saúde entre 1975 e 1976. Embora tal sistema venha aumentando sua cobertura e aprimorando a qualidade de seus dados, ainda há registros de óbitos por causas mal definidas (CMD), que podem comprometer a análise da mortalidade, especialmente aquelas por causas específicas<sup>23</sup>. Os óbitos por CMD representavam, em 1991, 18,2% do total de óbitos do país. Este percentual diminuiu para 15,1% em 1996, 14,9% em 1996, 13,3% em 2003 e 8,6% em 2010<sup>23,48,49</sup>. Apesar desta redução, um percentual ainda considerável dos óbitos brasileiros permanece com causa mal definida, principalmente nas

regiões norte e nordeste<sup>19,27-29</sup>.

No que se refere à mortalidade por câncer de mama, apenas recentemente surgiram estudos que utilizam métodos de correção para CMD<sup>10,19</sup>. Logo, buscou-se identificar as principais distorções causadas pelos óbitos mal definidos sobre as análises de mortalidade por câncer de mama no Brasil. Deste modo, é possível avaliar como os resultados dos trabalhos que desconsideram esta correção poderiam estar comprometidos.

Inicialmente, notou-se que a correção por CMD elevou a taxa de mortalidade por câncer de mama dos municípios brasileiros em pouco mais de 9% entre 1990 e 2010. Um valor pequeno quando comparado ao aumento de 103,3%, verificado por Gamarra et al.<sup>28</sup>, para o caso do câncer de colo de útero no Brasil, entre 1995 e 2006.

Além disso, o impacto causado pelos óbitos mal definidos diminuiu no período considerado (o aumento da taxa de mortalidade corrigida passou de 13,2% em 1990 para 4,8%, em 2010). Esta tendência de redução do reajuste, oriundo da correção por CMD, também foi verificada por Malta et al.<sup>29</sup> para o câncer de pulmão em homens e mulheres (aumento de 21,1% e 36,8% em 1996 e de 10,6% e 10,1% em 2010, respecti-



vamente). Tais resultados estão associados à melhora na qualidade da informação sobre a causa básica do óbito no país. A proporção de óbitos brasileiros por CMD diminuiu de 18,2%, em 1990, para 7,0%, em 2010<sup>42</sup>.

Os resultados sem correção para CMD indicaram que a mortalidade por câncer de mama é maior nas regiões Sul, Sudeste, Centro Oeste, Nordeste e Norte, respectivamente. Contudo, após efetuar a correção, verificou-se que a taxa de mortalidade da região Sul diminuiu em relação à do Sudeste, enquanto as taxas do Norte e Nordeste aumentaram. Outros estudos, com foco na mortalidade associada à doenças crônicas não transmissíveis<sup>27</sup>, ao câncer de colo de útero<sup>28</sup> e ao câncer de pulmão<sup>29</sup> também indicaram que o impacto da correção por CMD seria maior nestas duas regiões.

Enquanto isso, a mortalidade do Centro Oeste ficou ainda menor que a da região Sudeste após a correção. Estes resultados indicam que, no período analisado, a qualidade do registro de óbitos foi, proporcionalmente, melhor nas regiões Sul e Centro Oeste e pior no Norte e Nordeste, quando comparadas ao Sudeste.

A análise sem correção para CMD revelou um crescimento significativo da taxa de mortalidade por câncer de mama entre 1990 e 2010. As regiões Nordeste, Centro Oeste, Norte e Sul foram as principais responsáveis por este crescimento. No Sudeste a mortalidade se manteve estável.

Contudo, após a correção, esta tendência de crescimento foi reduzida em quase 60%, fato que está diretamente relacionado à diminuição dos óbitos por CMD no período. As maiores reduções ocorreram no Sudeste (que, neste caso, passou a apresentar uma tendência negativa e significativa) e no Sul (onde a tendência de crescimento, verificada anteriormente, foi substituída por uma estabilidade da taxa de mortalidade).

Os resultados sem correção ainda indicaram que as menores taxas de mortalidade são encontradas em cidades com 10 a 50 mil habitantes. Já as maiores ocorreriam nos municípios com mais de 500 mil habitantes e naqueles onde a população é menor que 5 mil habitantes, respectivamente.

Após a correção, verificou-se que o crescimento da mortalidade dos municípios de 5 a 500

mil habitantes foi inferior ao daqueles com menos de 5 mil habitantes, aumentando a distância entre as taxas de mortalidade destes dois grupos. A mortalidade dos grandes municípios, com população superior a 500 mil habitantes, também cresceu menos que a dos municípios com menos de 5 mil habitantes. Contudo, como a mortalidade destas grandes cidades era relativamente maior, suas taxas se tornaram mais próximas. Portanto, a correção por CMD tende a aumentar, de forma mais acentuada, a mortalidade das cidades pequenas, com menos de 5 mil habitantes.

A análise sem correção para CMD, indicou a existência de uma associação positiva e significativa da renda e da longevidade com a mortalidade por câncer de mama. Já a educação, a taxa de fecundidade e os gastos públicos em saúde apresentaram relação negativa e significativa. Após a correção, apenas a longevidade e os gastos públicos em saúde mantiveram-se significativos. Contudo, notou-se que os resultados sem ajuste para CMD estavam superestimando o efeito gerado pela longevidade (em quase 33%) e pelos gastos públicos em saúde (em pouco mais de 6%) sobre a taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil.

Cabe destacar que o uso de dados secundários agregados e a impossibilidade de inclusão de alguns fatores associados à mortalidade por câncer de mama (possíveis fontes de confusão) constituem uma limitação deste trabalho. Além disso, a análise da mortalidade ao longo de 20 anos envolve outros aspectos de difícil incorporação nos modelos (*e.g.*: avanços/alterações nos registros de óbito, nos diagnósticos e nos tratamentos do câncer de mama). Por fim, a técnica de correção para causas mal definidas, empregada nesta pesquisa, não permite identificar a real causa da morte e pode ter inflado as taxas de mortalidade, especialmente onde há mais óbitos não definidos.

Apesar disso, os resultados ressaltam os possíveis vieses que poderiam ser causados pelos óbitos mal definidos nas análises de mortalidade associadas ao câncer de mama. Portanto, negligenciar tal efeito poderia prejudicar uma análise fidedigna da situação de saúde, comprometendo, consequentemente, a adoção de políticas públicas

adequadas e o planejamento em saúde no país.

### Colaboradores

MAS Couto: autora do trabalho, oriundo de pesquisa de Mestrado. MT Bustamante-Teixeira e MR Guerra: contribuíram em áreas como revisão de literatura, seleção e coleta de dados e análise dos resultados. VAC Firme: contribuiu na elaboração e estimação dos modelos de regressão.; contribuiu em áreas como revisão de literatura, seleção e coleta de dados e análise dos resultados.

### Referências

1. International Agency for Research on Cancer (IARC). *Latest world cancer statistics Global cancer burden rises to 14.1 million new cases in 2012: Marked increase in breast cancers must be addressed*. World Health Organization (WHO), Dec. 2013; Press Released n.223. Disponível em: [https://www.iarc.fr/en/media-centre/pr/2013/pdfs/pr223\\_E.pdf](https://www.iarc.fr/en/media-centre/pr/2013/pdfs/pr223_E.pdf)
2. Instituto Nacional de Câncer (INCA). *Incidência de Câncer no Brasil: Estimativa 2014*. Rio de Janeiro - RJ. [acessado 2016 Out 10]. Disponível em: [www.inca.gov.br/](http://www.inca.gov.br/)
3. Albrecht CAM, Amorim MHC, Zandonade E, Viana K, Calheiro JO. Mortalidade por câncer de mama em hospital de referência em oncologia, Vitória, ES. *Rev Bras Epidemiol* 2013; 16(3):582-591.
4. Althuis MD, Dozier JM, Anderson WF, Devesa SS, Brinton LA. Global trends in breast cancer incidence and mortality 1973-1997. *Int J Epidemiol* 2005; 34(2):405-412.
5. Botha JL, Bray F, Sankila R, Parkin DM. Breast cancer incidence and mortality trends in 16 European countries. *Eur J Cancer* 2003; 39(12):1718-1729.
6. Bray F, McCarron P, Parkin DM. The changing global patterns of female breast cancer incidence and mortality. *Breast Cancer Res* 2004; 6(6):229-239.
7. Felix JD, Castro DS, Amorim MHC, Zandonade E. Tendência da Mortalidade por Câncer de Mama em Mulheres no Estado do Espírito Santo, no Período de 1980 a 2007. *Revista Brasileira de Cancerologia* 2011; 57(2):159-166.
8. Ferlay J, Soerjomataram I, Dikshit R, Eser S, Mathers C, Rebelo M, Parkin M, Bray F. Cancer incidence and mortality worldwide: Sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012. *Int J Cancer* 2014; 136(5):359-386.
9. Wunsch-Filho V, Moncau JE. Mortalidade por câncer no Brasil 1980-1995: padrões regionais e tendências temporais. *Rev Assoc Med Bras* 2002; 48(3):250-257.
10. Girianelli VR, Gamarra CJ, Silva GA. Os grandes contrastes na mortalidade por câncer do colo uterino e de mama no Brasil. *Rev Saude Publica* 2014; 48(3):459-467.
11. Gonçalves ATC, Jobim PFC, Vanacor R, Nunes LN, Albuquerque IM, Bozzetti MC. Câncer de mama: mortalidade crescente na Região Sul do Brasil entre 1980 e 2002. *Cad Saude Publica* 2007; 23(8):1785-1790.
12. Koifman S, Koifman RJ. Incidência e mortalidade por câncer em mulheres adultas no Brasil. In: Giffin K, Costa S, organizadores. *Questões da saúde reprodutiva*. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz; 1999. p. 227-252.
13. Lacey JV, Devesa SS, Brinton LA. Recent trends in breast cancer incidence and mortality. *Environ Mol Mutagen* 2002; 39(2-3):82-88.
14. Malta DC, Moura L, Souza MFM, Curado MP, Alencar AP, Coimbra R, Morais-Neto OL. Tendência de mortalidade por câncer de mama no Brasil e em Estados selecionados. *Rev Min Enferm* 2008; 12(2):219-226.

15. Martins CA, Guimarães RM, Silva RLPD, Ferreira APS, Gomes FL, Sampaio JRC, Souza MDS, Souza TS, Silva MFR. Evolução da Mortalidade por Câncer de Mama em Mulheres Jovens: Desafios para uma Política de Atenção Oncológica. *Revista Brasileira de Cancerologia* 2013; 59(3):341-349.
16. Matos JC, Carvalho MDB, Pelloso SM, Uchimura TT, Mathias TAF. Mortalidade por câncer de mama em mulheres do município de Maringá, Paraná, Brasil. *Rev Gaúcha Enferm* 2009; 30(3):445-452.
17. Paulinelli RR, Freitas-Júnior R, Curado MP, Souza AA. A situação do câncer de mama em Goiás, no Brasil e no mundo: tendências atuais para a incidência e a mortalidade. *Rev. bras. saúde mater. Infant* 2003; 3(1):17-24.
18. Santos SM, Noronha CP. Padrões espaciais de mortalidade e diferenciais sócio-econômicos na cidade do Rio de Janeiro. *Cad Saude Publica* 2001; 17(5):1099-1110.
19. Silva GA, Gamarra CJ, Girianelli VR, Valente JG. Tendência da mortalidade por câncer nas capitais e interior do Brasil entre 1980 e 2006. *Rev Saude Publica* 2011; 45(6):1009-1018.
20. Zago A, Pereira LAA, Braga ALF, Bousquat A. Mortalidade por câncer de mama em mulheres na Baixada Santista, 1980 a 1999. *Rev Saude Publica* 2005; 39(4):641-645.
21. Mello-Jorge MHP, Laurenti R, Lima-Costa MF, Gotlieb SLD, Chiavegatto-Filho ADP. A mortalidade de idosos no Brasil: a questão das causas mal definidas. *Epidemiol. Serv. Saúde* 2008; 17(4):271-281.
22. Mendonça GAS. Câncer na população feminina brasileira. *Rev Saude Publica* 1993; 27(1):68-75.
23. França E, Teixeira R, Ishitani L, Duncan BB, Cortez-Escalante J, Morais-Neto OL, Szwarcwald CL. Causas mal definidas de óbito no Brasil: método de redistribuição baseado na investigação do óbito. *Rev Saude Publica* 2014; 48(4):671-681.
24. Laurenti R, Mello-Jorge MHP, Gotlieb SLD. A confiabilidade dos dados de mortalidade e morbidade por doenças crônicas não-transmissíveis. *Cien Saude Colet* 2004; 9(4):909-920.
25. Guerra MR, Gallo CVM, Mendonça GAS. Risco de câncer no Brasil: tendências e estudos epidemiológicos mais recentes. *Rev Bras Cancerol* 2005; 51(3):227-234.
26. Mathers CD, Bernard C, Iburg KM, Inoue M, Fat DM, Shibuya K, Stein C, Tomijima N, Xu H. *Global burden of disease in 2002: data sources, methods and results. Global Programme on Evidence for Health Policy.* Geneva: World Health Organization (WHO); 2003. (Discussion Paper No. 54)
27. Malta DC, Moura L, Prado RR, Cortez-Escalante J, Schmidt MI, Duncan BB. Mortalidade por doenças crônicas não transmissíveis no Brasil e suas regiões, 2000 a 2011. *Epidemiol Serv Saúde* 2014; 23(4):599-608.
28. Gamarra CJ, Valente JG, Silva GA. Correção da magnitude da mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil, 1996-2005. *Rev Saude Publica* 2010; 44(4):629-638.
29. Malta DC, Abreu DMX, Moura L, Lana GC, Azevedo G, França E. Tendências das taxas de mortalidade de câncer de pulmão corrigidas no Brasil e regiões. *Rev Saude Publica* 2016; 50(33):1-10.
30. Paes NA. Qualidade das estatísticas de óbitos por causas desconhecidas dos Estados Brasileiros. *Rev Saude Publica* 2007; 41(3):436-445.
31. Bray F, Jemal A, Grey N, Ferlay J, Forman D. Global cancer transitions according to the Human Development Index (2008-2030): a population based study. *Lancet Oncol* 2012; 13(8):790-801.
32. Di-Pietro PF, Medeiros NI, Vieira FG, Fausto MA, Belló-Klein A. Breast cancer in southern Brazil: association with past dietary intake. *Nutr Hosp (Madrid)* 2007; 22(5):565-567.
33. Instituto Nacional de Câncer (INCA). *Controle do câncer de mama: conceito e magnitude.* [acessado 2016 Out 10]. Disponível em: [www2.inca.gov.br](http://www2.inca.gov.br)
34. Silva GA, Teixeira MTB, Aquino SML, Tomazelli JG, Silva IS. Acesso à detecção precoce do câncer de mama no Sistema Único de Saúde: uma análise a partir dos dados do Sistema de Informações em Saúde. *Cad Saude Publica* 2014; 30(7):1537-1550.
35. Thuler LC. Considerações sobre a prevenção do câncer de mama feminino. *Revista Brasileira de Cancerologia* 2003; 49(4):227-238.
36. Rezende MCR, Koch HA, Figueiredo JA, Thuler LCS. Causas do retardo na confirmação diagnóstica de lesões mamárias em mulheres atendidas em um centro de referência do Sistema Único de Saúde no Rio de Janeiro. *Rev Bras Ginecol Obstet* 2009; 31(2):75-81.
37. Gebrim LH, Quadros LGA. Rastreamento do câncer de mama no Brasil. *Rev Bras Ginecol Obstet* 2006; 28(6):319-323.
38. Hsiao C. *Analysis of Panel Data.* 2<sup>nd</sup> ed. Cambridge: Cambridge University Press; 2003.
39. Breusch TS, Pagan AR. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies* 1980; 47:239-254.
40. Hausman JA. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 1978; 46:1251-1271.
41. Wooldridge JM. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.* London: The MIT Press; 2002.
42. Departamento de Informática do SUS (DATASUS). *Informações de saúde (TABNET).* [acessado 2016 Out 10]. Disponível em: [datasus.saude.gov.br](http://datasus.saude.gov.br).
43. Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). *Dados regionais.* [acessado 2016 Out 10]. 2016. Disponível em: [www.ipeadata.gov.br/](http://www.ipeadata.gov.br/).
44. Bray F, Ferlay J. Age Standardization. In: Forman D, Bray F, Brewster DH, Gombe-Mbalawa C, Kohler B, Pineros M, Steliarova-Foucher E, Swaminathan R, Ferlay J, editors. *Cancer incidence in five continents.* Paris: International Agency for Research on Cancer; 2014. n. 164(v.10). p. 112-115.
45. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). *Atlas do Desenvolvimento Humano dos Municípios.* [acessado 2016 Out 10]. Disponível em: [www.pnud.org.br/](http://www.pnud.org.br/).

46. Cintra JRD, Teixeira MTB, Diniz RW, Junior HG, Florentino TM, Freitas GF, Oliveira LRM, Nevez MTR, Pereira T, Guerra MR. Perfil imuno-histoquímico e variáveis clínico patológicas no câncer de mama. *Rev Assoc Med Bras* 2012; 58(2):178-187.
47. Greene WH. *Econometric Analysis*. 5<sup>th</sup> Ed. New Jersey: Prentice Hall; 2002.
48. Departamento de Informática do SUS (DATASUS). *Indicadores e Dados Básicos – Brasil, 2012*. [acessado 2016 Out 10]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibd2012/matriz.htm>.
49. Santo AH. Causas mal definidas de morte e óbitos sem assistência. *Rev Assoc Med Bras* 2008; 54(1):23-28.

---

Artigo apresentado em 05/05/2017

Aprovado em 09/02/2018

Versão final apresentada em 11/02/2018