


Tendência de mortalidade por câncer de pulmão em diferentes contextos urbanos do Brasil, 2000-2015*

doi: 10.5123/S1679-49742019000300003

Lung cancer mortality trends in different urban settings in Brazil, 2000-2015

Tendencia de mortalidad por cáncer de pulmón en diferentes contextos urbanos de Brasil, 2000-2015

Gustavo dos Santos Souza¹ –  orcid.org/0000-0003-2161-3327Washington Leite Junger¹ –  orcid.org/0000-0002-6394-6587Gulnar Azevedo e Silva¹ –  orcid.org/0000-0001-8734-2799¹Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Instituto de Medicina Social, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Resumo

Objetivo: analisar a tendência de mortalidade por câncer de pulmão no Brasil, 2000-2015. **Métodos:** estudo de série temporal; realizou-se correção dos registros de óbito por câncer de pulmão; utilizaram-se modelos lineares autorregressivos para calcular os coeficientes de regressão (β_1) e intervalos de confiança de 95% ($IC_{95\%}$) nas análises de tendência, segundo sexo, em maiores de 30 anos, de 19 regiões metropolitanas (RMs) e interior de 14 estados brasileiros; β_1 positivo indica tendência crescente, e negativo, decréscimo. **Resultados:** aumentos foram observados em homens do interior do Norte e Nordeste, destacadamente no Rio Grande do Norte ($\beta_1 = 1,03 - IC_{95\%} 0,47; 1,58$); declínio também foi verificado nesse grupo, notadamente na RM Porto Alegre ($\beta_1 = -2,55 - IC_{95\%} -2,79; -2,31$); em mulheres, maior aumento foi observado no interior do Ceará ($\beta_1 = 0,86 - IC_{95\%} 0,79; 0,92$). **Conclusão:** foram revelados padrões diferenciados segundo localidade e sexo; medidas de controle do câncer devem ser consideradas, principalmente para mulheres e interior do Brasil.

Palavras-chave: Neoplasias Pulmonares; Mortalidade; Estudos de Séries Temporais; Registros de Mortalidade; Área Urbana.

*Manuscrito redigido com base na tese de doutorado de Gustavo dos Santos Souza, intitulada 'Mortalidade por câncer de pulmão e poluição atmosférica em regiões metropolitanas do Brasil', defendida junto ao Instituto de Medicina Social da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (IMS/UERJ) e aprovada em 18 de junho de 2018.

Endereço para correspondência:

Gustavo dos Santos Souza – SQSW 304, Bloco C, Apto. 414, Residencial Tiffany, Setor Sudoeste, Brasília, DF, Brasil. CEP: 70673-406
E-mail: gustavosas@hotmail.com



Introdução

O câncer de pulmão consiste na neoplasia mais diagnosticada no mundo e correspondeu a 11,6% dos casos novos de câncer em 2018. Estima-se que seja a principal causa global de morte por câncer, tendo respondido por 1,8 milhão de óbitos no mesmo ano.¹

Dos óbitos masculinos por neoplasia maligna registrados no Brasil em 2015, 15.514 (14%) foram atribuídos ao câncer de pulmão, representando a principal causa de morte por câncer nessa população. Na população feminina, o câncer de pulmão contabilizou 10.978 (11,1%) dos óbitos por câncer e ocupou a segunda posição, atrás do câncer de mama.²

No mundo, embora o total de óbitos por câncer de pulmão observado anualmente seja elevado, estudos têm indicado tendência de queda na mortalidade em homens de diferentes países, com variação percentual anual média entre -3,6 e -1,1% no período de 2007 a 2017. Enquanto isso, tendência inversa ou estabilidade é observada em mulheres.^{3,4} No Brasil, também é observado comportamento divergente na mortalidade por câncer de pulmão segundo sexo, predominando tendência de queda em homens e crescimento marcante em mulheres.⁵ Contudo, a heterogeneidade da tendência de mortalidade devida a essa neoplasia, entre regiões e contextos com diferentes níveis de urbanização, é pouco explorada no país.

Variações geográficas e padrões distintos de tendência entre os sexos têm sugerido níveis e estágios diferenciados da epidemia de tabagismo, em subpopulações ao redor do mundo.⁶ Além do tabagismo, outros fatores importantes estão associados ao câncer de pulmão: susceptibilidade genética, fumo passivo, doença inflamatória preexistente do pulmão e infecções, exposições ocupacionais ao asbesto e radônio, poluição do ar ambiente e queima doméstica de biomassa.⁷

No Brasil, também é observado comportamento divergente na mortalidade por câncer de pulmão segundo sexo, predominando tendência de queda em homens e crescimento marcante em mulheres.

Informações sobre a incidência do câncer são escassas no Brasil, e a letalidade elevada do câncer de pulmão aproxima os padrões de mortalidade e de incidência.

Entretanto, as estatísticas de óbito podem se mostrar particularmente úteis em estudos epidemiológicos, ajudando a compreender a distribuição geográfica e a quantificar a magnitude do câncer de pulmão.

Nesse sentido, melhoria progressiva na qualidade das informações sobre mortalidade vem sendo observada no país. Outrossim, acredita-se que os óbitos por câncer sejam bem declarados no país. Não obstante, erros de codificação e classificação inadequada da variável 'causa básica', na Declaração de Óbito (DO), podem ocorrer e comprometer a acurácia dessa informação. São problemas a se levar em conta, ao se analisar estatísticas de câncer com base nas informações de mortalidade.⁸

O principal objetivo deste artigo foi analisar a tendência de mortalidade por câncer de pulmão em diferentes contextos urbanos no Brasil, no período de 2000 a 2015.

Métodos

Trata-se de um estudo de séries temporais que analisou a mortalidade por câncer de pulmão em homens e mulheres adultos, maiores de 30 anos de idade, de 19 regiões metropolitanas (RMs) e do interior de 14 Unidades da Federação (UFs) onde a RM inclui a capital, no período de 2000 a 2015.

Consideraram-se óbitos por câncer de pulmão os códigos C33 e C34 da Décima Revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde (CID-10), relativos a traqueia, brônquios e pulmão. Os dados anuais foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus), desagregados por sexo e idade, para os municípios das RMs e do interior das UFs das respectivas RMs.

A população residente utilizada no denominador dos coeficientes de mortalidade foi estimada pela Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA), Ministério da Saúde e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo coletada com a mesma estratificação dos óbitos no sítio eletrônico do Datasus.

Foram incluídos os óbitos de residentes de todas as RMs com mais de 1,5 milhão de habitantes em 31 de dezembro de 2015. A designação para RM, empregada genericamente neste estudo, baseia-se no conceito de grandes concentrações urbanas definido pelo IBGE. A terminologia RIDE (Região Integrada de Desenvolvimento) se aplica, basicamente, aos aglomerados urbanos que integram municípios de diferentes UFs.⁹

A criação de RMs é competência das UFs; no caso de RIDE, essa medida cabe à União. Ambas, RM e RIDE, carecem de legislação específica. Para evitar equívocos na seleção de RMs com alto grau de urbanização, adotou-se o critério do tamanho populacional.

A fim de se controlar e garantir a comparabilidade das RMs no tempo, no que concerne à composição de municípios, procedeu-se à criação de unidades geográficas minimamente comparáveis, com base na matriz de 409 municípios que integravam as 19 RMs avaliadas em 2015. Destarte, as potenciais variações nas séries temporais não seriam atribuídas às alterações na composição de municípios dessas RMs.

Quando agrupados, os municípios do interior das UFs formaram 14 unidades geográficas distintas, servindo de comparação entre áreas densamente populosas, urbanizadas e economicamente desenvolvidas, representadas pelas RMs, com regiões menos urbanizadas do território (interior).

O estado de São Paulo contou com cinco RMs: Campinas; São Paulo (capital); Sorocaba; Vale do Paraíba; e Litoral Norte. Somente os municípios da RM de São Paulo foram excluídos para reconstituir o interior desse estado. Os demais municípios paulistas foram tratados como interior, servindo de contraste para a RM da capital.

Final, o estudo totalizou 33 unidades geográficas de análise, agrupadas em RMs e interior de UFs. As RMs estão apresentadas em ordem decrescente de tamanho populacional, conforme apresentadas a seguir: São Paulo; Rio de Janeiro; Belo Horizonte; RIDE Distrito Federal e Entorno; Porto Alegre; Fortaleza; Salvador; Recife; Curitiba; Campinas; Manaus; Vale do Paraíba e Litoral Norte; Goiânia; Belém; Grande Vitória; Sorocaba; Baixada Santista; Grande São Luís; e Natal.

As unidades geográficas do segundo grupo são formadas por municípios do interior das UFs, na seguinte ordem decrescente de população: São Paulo; Minas Gerais; Bahia; Paraná; Rio Grande do Sul; Pará; Maranhão; Pernambuco; Ceará; Rio de Janeiro; Goiás; Espírito Santo; Rio Grande do Norte; e Amazonas.

No sentido de aprimorar as estimativas de tendência, efetuou-se a correção da causa básica do óbito, conforme detalhado mais adiante. Adotou-se a estratégia utilizada pela OMS e métodos do relatório de pesquisa, o qual considerou aspectos clínicos e histológicos da neoplasia maligna de pulmão.^{10,11}

Foram averiguadas as informações ignoradas sobre sexo e idade dos óbitos. Observou-se que a ocorrência de informações ignoradas não impactaria os coeficientes quando desagregados por ano, grupo etário, sexo e local de residência, uma vez que apenas 182 óbitos por câncer de pulmão registrados no SIM, no período considerado (0,056%), não dispunham de informação para as variáveis 'sexo' ou 'idade'. Portanto, não houve necessidade de realizar a imputação desses óbitos. Isto posto, utilizou-se a seguinte fórmula, para cálculo dos fatores de correção utilizados no processo:

$$\frac{\text{Total de óbitos} - \text{Óbitos por causas externas}}{\text{Total de óbitos} - \text{Óbitos por causas externas} - \text{Códigos inespecíficos/mal definidos}}$$

Logo, realizou-se a redistribuição proporcional das causas mal definidas, segundo sexo, unidade geográfica e grupo etário quinquenal a partir de 30 anos. Foram consideradas causas mal definidas: (i) Capítulo XVIII da CID-10 (Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte [códigos da CID-10: R00 a R99]); (ii) Morte súbita de origem cardíaca (código I46.1); (iii) Parada cardíaca não especificada (I46.9); (iv) Hipotensão não especificada (I95.9); (v) Insuficiência respiratória aguda (J96.0); (vi) Insuficiência respiratória não especificada (J96.9); e (vii) Insuficiência respiratória do recém-nascido (P28.5).

Na etapa subsequente, procedeu-se à redistribuição dos chamados 'códigos-lixo' (em inglês, *garbage*)¹² conforme esquema apresentado na Figura 1.

Destaca-se que os óbitos registrados na variável 'causa básica' com o código C80 – Neoplasia maligna, sem especificação de localização – foram redistribuídos desconsiderando-se 5% desse total, visto que uma proporção equivalente das neoplasias malignas é de natureza não especificada.¹³

Após a correção, calcularam-se os coeficientes anuais brutos de mortalidade por câncer de pulmão para as 33 unidades a serem analisadas, segundo sexo e grupo etário de 30 anos ou mais. Logo, esses coeficientes foram padronizados por idade com base na população-padrão do Brasil estimada para 2010, segundo a projeção populacional do IBGE.¹⁴

Comparativamente, foi calculada a razão dos coeficientes padronizados: RM no numerador e interior da UF no denominador. A evolução temporal da razão dos coeficientes foi verificada segundo sexo, nas 14 UFs selecionadas.

Códigos-lixo CID-10 ^a	Códigos-alvo
Específicos	
Neoplasia maligna do trato intestinal, parte não especificada (C26.0)	C18-C21
Neoplasia maligna do útero, porção não especificada (C55)	C53-C54
Neoplasia maligna da cabeça, face e pescoço (C76.0)	C00-C14, C30-C32
Inespecíficos	
Neoplasia maligna do aparelho digestivo com lesão invasiva (C26.8); e Neoplasia maligna de localizações mal definidas dentro do aparelho digestivo (C26.9)	C15-C25
Neoplasia maligna dos órgãos genitais femininos com lesão invasiva (C57.8); e Neoplasia maligna de órgão genital feminino, não especificado (C57.9)	C51-C57.7
Neoplasia maligna do abdome (C76.2)	C15-C25, C48, C49.4
Neoplasia maligna da pelve (C76.3)	C19-C20, C49.5, C53-C57.7, C67
Neoplasia maligna secundária dos órgãos respiratórios e digestivos (C78)	
Neoplasia maligna secundária de outras localizações (C79)	C16, C18, C22, C25, C33, C34, C56, C64
Neoplasia maligna, sem especificação de localização (C80 ^b)	C16, C18, C22, C25, C33, C34, C56, C64

a) CID-10: Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – Décima Revisão.

b) Distribuição apenas do que excedeu 5% dos óbitos que tiveram esta CID como causa básica.

Fonte: Esquema adaptado de Silva GA et al.¹¹

Figura 1 – Esquema de recodificação na base de mortalidade dos códigos-lixo e respectivos códigos-alvo

Para analisar a tendência temporal da mortalidade por câncer de pulmão, segundo sexo e unidade geográfica, ajustou-se um modelo de tendência linear definido pela fórmula

$$\mu_t = \beta_0 + \beta_1 t$$

com erros autorregressivos de primeira ordem e parâmetros estimados pelo método de máxima verossimilhança gaussiana.

Também foram calculados os intervalos de confiança de 95% (IC_{95%}) para os coeficientes β_1 . Os coeficientes β_1 representam a variação média anual dos coeficientes de óbito e variam conforme o grau de inclinação da reta. Valores positivos de β_1 indicam aumento dos coeficientes no período de estudo e apresentam uma reta crescente; valores negativos, por sua vez, redução dos coeficientes e inclinação decrescente.

Os termos de erro para regressão em séries temporais costumam ser correlacionados, necessitando de modelagem da autocorrelação.¹⁵ Para satisfazer o modelo em questão, verificaram-se as suposições sobre os resíduos quanto à distribuição normal, média zero, variância constante e independência. Em seguida, realizou-se o ajuste do modelo para a série de resíduos ϵ_t , sendo $\epsilon_t = \phi_1 \epsilon_{t-1} + \mu_t$. Todos os cálculos foram realizados pelo *software* IBM SPSS Statistics for Windows, versão 22.

O projeto desta pesquisa não careceu de apreciação pelo Comitê de Ética em Pesquisa/Comissão Nacional de Ética em Pesquisa (CEP/CONEP), porque sua realização se baseia em dados secundários, sem possibilidade de identificação individual, conforme preconiza a Resolução do Conselho Nacional de Saúde (CNS) nº 510, de 7 de abril de 2016.

Resultados

O coeficiente de mortalidade geral por câncer de pulmão nas regiões-objeto do estudo foi de 28,4/100 mil hab. em 2000 e 25,6/100 mil hab. em 2015. Nas mesmas regiões, a população na idade de 30 anos ou mais somou 80.313.347 habitantes em 2010, representando 85,9% da população brasileira no mesmo grupo etário.

A mortalidade por câncer de pulmão foi maior em homens do que em mulheres, nos 16 anos avaliados. No primeiro ano da série, os coeficientes em homens variaram de 4,9/100 mil hab. no interior do Maranhão a 109,6/100 mil hab. na RM Porto Alegre. Em 2015, o risco de óbito por essa causa na população masculina variou de 16,3/100 mil hab. no interior da Bahia a 74,3/100 mil hab. na RM Porto Alegre. Em 2015, notou-se o mesmo padrão observado no ano 2000, quanto à magnitude dos coeficientes por localidade (Tabela 1).

Tabela 1 – Coeficientes padronizados de mortalidade por câncer de pulmão segundo sexo e unidade geográfica de análise, 2000-2015

Unidade geográfica Interior da UF ^a e RM ^b correspondente	Coeficiente de mortalidade padronizado (por 100 mil habitantes)															
	Homens															
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Amazonas	17,7	16,0	13,1	11,9	19,3	14,4	13,6	22,6	19,4	16,7	17,4	19,9	19,3	20,9	29,0	21,4
RM Manaus	60,6	53,2	62,9	56,7	57,2	57,9	45,3	45,0	55,5	51,3	38,3	52,5	55,4	45,8	47,5	45,1
Bahia	8,4	11,7	9,4	10,1	10,7	11,1	13,6	14,4	14,4	15,4	13,8	14,0	15,4	14,8	15,9	16,3
RM Salvador	45,0	47,4	43,4	45,3	41,4	44,6	39,8	43,6	39,2	44,3	40,2	40,0	33,9	33,9	37,4	35,6
Ceará	12,5	14,8	15,7	19,0	17,1	19,8	19,5	22,8	19,9	19,6	23,7	24,6	21,9	25,2	25,1	26,0
RM Fortaleza	34,9	34,5	38,8	38,3	37,2	44,0	38,3	41,2	41,8	44,5	36,5	44,3	49,6	34,7	42,9	44,0
Espírito Santo	30,0	29,3	34,8	32,2	36,6	39,6	34,0	32,5	28,1	33,1	32,9	29,3	30,1	33,0	25,3	29,2
RM Grande Vitória	54,7	51,2	62,6	45,2	54,6	49,4	49,6	44,5	44,8	43,8	45,7	45,4	41,0	47,2	41,3	40,0
Goiás	28,8	36,1	26,5	28,0	34,8	34,1	28,8	32,8	29,4	30,5	31,4	28,8	32,4	35,0	35,6	32,9
RM Goiânia	38,4	42,8	51,1	44,0	48,4	40,5	37,1	46,4	46,1	41,0	41,0	45,3	44,8	46,6	44,0	44,3
Maranhão	4,9	5,9	3,3	8,6	6,9	12,8	11,7	12,0	16	15,9	17,0	14,1	15,3	17,4	17,7	20,4
RM Grande São Luís	31,1	42,1	30,7	42,9	39,3	37,7	31,1	35,4	35,6	41,3	35,4	27,8	35,6	45,9	39,9	42,3
Minas Gerais	26,2	26,7	28,3	26,9	27,9	27,2	27,2	26,9	25,8	26,8	29,1	27,6	29,5	27,3	29,1	26,9
RM Belo Horizonte	40,7	44,4	42,5	39,0	35,1	40,6	38,5	38,2	36,5	33,8	33,4	31,5	30,6	33,1	32,1	32,6
Pará	7,2	8,0	6,4	10,7	9,3	8,5	13,6	15,9	18,2	18,1	16,3	14,5	13,2	17,1	17,5	21,2
RM Belém	45,8	64,2	46,7	54,2	46,6	53,8	43,5	39,9	52,0	37,7	37,2	41,8	47,1	35,9	40,0	34,3
Paraná	48,0	48,4	46,0	45,4	46,0	45,7	46,5	46,6	41,5	43,1	43,8	40,2	39,2	39,8	39,2	38,1
RM Curitiba	53,9	56,7	58,3	61,5	54,1	45,9	43,4	44,8	47,1	45,9	45,5	44,9	40,2	44,1	41,4	38,5
Pernambuco	12,5	11,8	13,1	14,3	16,5	19,1	18,2	17,8	21,4	19,9	20,4	20,3	21,6	25,4	23,2	23,3
RM Recife	56,3	47,5	48,5	42,2	49,0	46,4	48,3	43,9	42,4	33,8	44,7	43,9	43,4	43,9	42,5	40,7
Rio de Janeiro	50,6	46,9	47,1	47,1	45,5	43,1	42,8	44,6	41,3	39,2	38,5	37,3	38,7	40,4	35,6	36,4
RM Rio de Janeiro	68,4	65,7	66,2	59,7	65,1	56,2	53,9	52,4	51,6	48,3	49,6	45,3	44,9	42,2	38,5	37,2
Rio Grande do Norte	6,8	9,1	13,6	14,6	22,0	25,1	21,1	19,6	22,9	22,9	16,7	24,9	24,2	20,9	25,6	25,7
RM Natal	26,4	22,5	32,2	39,1	47,7	44,4	30,8	34,0	35,8	29,3	35,3	29,9	28	37,2	32,2	32,2
Rio Grande do Sul	95,5	87,8	89,1	90,5	88,0	88,9	78,5	80,6	79,7	72,1	74,2	68,6	70,1	67,7	66,7	64,3
RM Porto Alegre	109,6	105,0	102,0	102,0	106,0	92,6	93,8	91,8	90,2	89,6	86,1	81,4	75,0	76,9	69,8	74,3
São Paulo	49,0	49,2	50,3	49,3	46,4	44,9	42,7	41,2	42,8	40,3	37,6	37,8	38,4	37,2	36,3	35,5
RM São Paulo	64,0	62,1	60,8	60,2	55,9	50,8	49,6	49,0	47,2	46,9	43,5	42,1	41,5	41,6	38,1	38,5
RIDE Distrito Federal ^c	47,9	49,5	40,3	37,6	39,6	48,2	40,3	41,1	35,2	38,0	42,4	31,6	37,0	38,5	32,9	32,0
RM Baixada Santista ^c	54,3	62,4	67,8	57,2	60,2	55,7	52,0	54,0	50,7	47,6	47,0	46,6	42,1	45,6	44,6	38,3
RM Campinas ^c	55,4	48,1	44,3	54,7	55,6	50,3	39,6	39,8	43,9	46,4	40,4	35,7	34,1	37,8	37,5	34,5
RM Sorocaba ^c	48,8	45,7	49,2	45,5	47,2	49,5	38,1	38,9	42,2	36,3	38,0	33,1	34,1	35,4	34,6	29,5
RM Vale do Paraíba e Litoral Norte ^c	47,7	48,3	42,3	45,9	39,9	38,3	39,6	40,6	32,1	39,4	31,8	30,0	27,4	31,7	33,0	32,9

a) UF: Unidade da Federação.

b) RM: região metropolitana.

c) Região metropolitana sem unidade geográfica complementar.

Continua

Tabela 1 – Coeficientes padronizados de mortalidade por câncer de pulmão segundo sexo e unidade geográfica de análise, 2000-2015

Unidade geográfica Interior da UF ^a e RM ^b correspondente	Coeficiente de mortalidade padronizado (por 100 mil habitantes)															
	Mulheres															
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Amazonas	7,8	9,0	6,5	7,7	3,1	11,3	8,2	7,5	7,4	8,2	10,4	7,4	11,5	11,2	13,6	11,1
RM Manaus	27,0	29,6	25,5	27,3	28,2	28,0	30,4	27,9	29,9	25,2	20,4	27,6	28,9	30,2	24,6	28,2
Bahia	4,1	4,5	5,8	5,3	5,3	5,3	7,6	5,6	7,8	8,3	7,4	8,7	8,7	9,4	9,9	9,8
RM Salvador	16,1	12,4	18,6	17,9	17,2	18,2	16,9	15,6	16,2	18,5	17,4	18,6	17,0	16,1	20,1	16,8
Ceará	7,5	9,2	9,6	10,1	12,0	11,4	13,2	12,8	14,8	15,6	18,7	15,9	18,7	17,5	19,9	21,7
RM Fortaleza	16,8	18,8	18,6	19,8	15,3	21,8	21,1	25,1	24,5	24,1	23,8	24,4	27,6	30,5	25,4	27,2
Espírito Santo	11,0	11,3	11,2	15,6	13,5	14,6	13,4	11,8	12,5	14,6	15,0	16,0	14,9	15,2	13,9	15,3
RM Grande Vitória	17,5	21,6	19,0	24,0	21,9	18,4	18,7	22,0	19,5	21,2	17,4	17,8	17,7	21,2	20,4	16,6
Goiás	21,6	20,3	17,6	18,4	20,8	18,7	19,0	19,2	18,7	21,4	17,9	18,1	22	21,4	22,5	22,0
RM Goiânia	24,1	20,3	25,1	19,9	27,1	17,4	21,9	23,9	21,4	22,8	23,4	23,2	26,8	22,2	29,9	24,0
Maranhão	2,1	2,4	4,2	3,4	3,9	5,7	6,1	7,0	8,3	8,9	9,1	9,7	9,6	9,3	11,3	12,2
RM Grande São Luís	11,1	18,4	16,4	11,9	16,1	15,3	13,7	17,7	11,0	16,2	15,4	13,1	17,0	20,3	17,2	22,8
Minas Gerais	11,6	11,2	11,4	12,1	12,8	11,9	12,8	13,8	12,6	12,8	13,2	13,8	13,7	14,7	14,9	15,0
RM Belo Horizonte	15,8	14,1	12,4	16,3	14,1	15,1	14,4	13,3	14,7	13,4	13,9	15,0	15,3	15,2	14,2	18,3
Pará	2,9	4,6	2,5	6,3	4,0	6,4	7,3	6,9	8,7	10,5	6,9	7,2	8,2	6,9	9,7	12,3
RM Belém	19,6	30,8	17,0	23,0	14,1	14,1	19,2	22,1	16,1	19,4	14,5	19,4	21,5	18,4	17,5	17,0
Paraná	21,8	21,2	21,5	21,7	22,2	20,8	18,7	21,0	22,6	21,5	22,5	23,5	22,6	21,4	20,5	23,2
RM Curitiba	26,2	25,7	25,5	24,0	25,7	22,9	26,0	22,2	28,3	23,3	22,9	22,4	21,3	25,9	23,8	25,8
Pernambuco	7,6	6,4	8,1	6,8	9,7	9,0	11,4	13,7	12,5	12,5	12,3	13,1	15,5	15,5	14,7	15,3
RM Recife	14,0	16,8	13,5	17,7	16,2	21,5	17,7	17,2	19,6	18,7	19,9	18,9	16,2	18,4	20,5	20,0
Rio de Janeiro	17,3	15,6	18,6	15,9	15,9	16,2	17,3	16,8	18,7	18,5	17,8	18,0	19,4	19,5	18,6	18,8
RM Rio de Janeiro	21,5	19,0	20,8	21,3	22,9	21,9	20,5	20,6	21,5	22,1	22,2	20,9	21,2	21,6	21,9	21,8
Rio Grande do Norte	6,9	9,2	8,1	11,4	9,1	13,4	12,2	14,4	13,1	13,0	13,8	17,4	14,1	19,0	16,8	16,2
RM Natal	10,6	15,8	17,3	16,1	19,1	15,1	16,8	18,0	18,8	18,6	16,9	20,1	16,5	16,6	19,7	23,1
Rio Grande do Sul	26,7	25,2	24,3	27,2	26,6	28,7	24,9	27,3	26,7	27,9	26,9	30,7	28,2	28,8	30,3	30,4
RM Porto Alegre	31,4	34,7	30,9	31,1	29,9	31,8	36,9	36,2	35,2	34,9	37,1	34,9	38,7	35,6	35,4	36,1
São Paulo	16,6	17,2	17,1	18,0	17,1	17,4	18,4	18,9	17,2	18,1	18,4	19,0	19,5	20,1	19,1	20,2
RM São Paulo	22,2	21,0	19,4	20,9	20,6	20,1	21,1	21,3	21,4	21,0	21,2	21,4	20,6	20,1	20,7	21,9
RIDE Distrito Federal ^c	18,0	19,7	18,5	14,5	20,0	15,1	23,8	15,9	18,3	15,1	17,7	18,4	20,9	19,4	20,8	18,2
RM Baixada Santista ^c	19,8	20,3	18,0	22,3	27,1	20,9	20,4	24,2	28,9	22,0	25,7	23,1	26,1	21,0	26,8	25,8
RM Campinas ^c	15,6	15,8	16,7	17,5	17,8	18,7	15,1	15,9	19,3	15,4	16,2	16,7	15,8	20,0	15,9	18,9
RM Sorocaba ^c	17,8	15,5	17,3	20,5	20,7	18,9	17,8	20,8	21,4	14,8	17,0	16,5	15,0	15,1	22,3	21,5
RM Vale do Paraíba e Litoral Norte ^c	13,7	16,9	19,3	14,1	17,2	16,2	15,9	17,5	18,2	18,6	19,9	17,9	17,0	16,3	20,6	20,1

a) UF: Unidade da Federação.

b) RM: região metropolitana.

c) Região metropolitana sem unidade geográfica complementar.

Nas mulheres, o coeficiente de mortalidade por câncer do pulmão no ano 2000 variou de 2,1/100 mil hab. no interior do Maranhão a 31,4/100 mil hab. na RM Porto Alegre; em 2015, a variação desse coeficiente na população feminina foi de 9,8/100 mil hab. no interior da Bahia a 36,1/100 mil hab. na RM Porto Alegre (Tabela 1). No mesmo ano de 2015, os dez maiores coeficientes entre as mulheres variaram de 22,8/100 mil hab. na RM Grande São Luís a 36,1/100 mil hab. na RM Porto Alegre, dois deles verificados no interior: Rio Grande do Sul (30,4/100 mil hab.) e Paraná (23,2/100 mil hab.) (Tabela 1).

A Figura 2 mostra a evolução temporal da razão de coeficientes padronizados de mortalidade entre RM e interior da UF, ao longo dos anos. Em homens, verificou-se que os coeficientes nas RMs foram até 9,3 vezes maiores do que os do interior da UF correspondente (RM Grande São Luís/interior do Maranhão, 2002).

Em mulheres, a discrepância entre RM e interior segue padrão semelhante ao masculino, atingindo principalmente as regiões Norte e Nordeste do país. Contudo, a evolução temporal das razões sugere que a disparidade em homens tende a diminuir ao longo do tempo, com mais força que em mulheres. A maior diferença em mulheres foi observada em 2004: coeficiente 9,1 vezes maior na RM Manaus, frente ao interior do estado (Figura 2).

Na análise temporal dos coeficientes de mortalidade por câncer de pulmão em homens, observou-se predomínio de tendência declinante em RMs. A média de redução anual dos coeficientes de óbito foi sutil na RM Recife ($\beta_1 = -0,63 - IC_{95\%} -1,02; -0,24$) e mais acentuada na RM Porto Alegre ($\beta_1 = -2,55 - IC_{95\%} -2,79; -2,31$). Entretanto, tendência de aumento foi observada em oito unidades geográficas do Norte e Nordeste. O maior aumento médio anual dos coeficientes foi observado no interior do Rio Grande do Norte ($\beta_1 = 1,03 - IC_{95\%} 0,47; 1,58$). A RM Fortaleza foi a única RM a apresentar tendência de aumento ($\beta_1 = 0,48 - IC_{95\%} 0,20; 0,75$). Discreto incremento também foi notado no interior de Minas Gerais ($\beta_1 = 0,09 - IC_{95\%} 0,01; 0,17$) (Figura 3).

Notadamente em mulheres, prevaleceu tendência de crescimento médio anual dos coeficientes de mortalidade, observada em 20 das 33 unidades avaliadas. Os maiores coeficientes foram verificados na região Nordeste, com destaque para o interior do Ceará ($\beta_1 = 0,86 - IC_{95\%} 0,79; 0,92$), seguido de sua RM Fortaleza ($\beta_1 = 0,78 - IC_{95\%} 0,59; 0,96$). Crescimento

menos expressivo foi observado no estado do Rio de Janeiro ($\beta_1 = 0,20 - IC_{95\%} 0,12; 0,28$). Tendência decrescente não foi verificada em mulheres (Figura 3). Para observação de mais coeficientes, ver Tabela 2.

Discussão

A tendência temporal de mortalidade por câncer de pulmão na população masculina foi declinante em 15 RMs. Ao mesmo tempo, verificou-se aumento significativo no interior de nove UFs, predominantemente nas regiões Norte e Nordeste. Nas RMs de Porto Alegre, São Paulo e Rio de Janeiro, verificaram-se quedas importantes em homens, não em mulheres. No sexo feminino, foi observado aumento nessa mortalidade em 20 unidades analisadas, sendo 8 RMs: Fortaleza, Natal, Porto Alegre, Baixada Santista, Grande São Luís, Recife, Goiânia, Vale do Paraíba e Litoral Norte. Nas unidades geográficas restantes, verificou-se situação de estabilidade.

Estima-se que o câncer de pulmão tenha representado 2,3% do total de óbitos ocorridos no Brasil em 2016, representando a principal causa de morte por neoplasias malignas.¹⁶ Todavia, o aumento dos óbitos ao longo do tempo pode ser atribuído, ainda que parcialmente, ao crescimento e envelhecimento proporcional da população brasileira.

Estudo recente identificou queda de 12% no coeficiente de mortalidade por câncer de pulmão entre 1990 e 2015, no país. Mesmo assim, o coeficiente de mortalidade por câncer de pulmão foi o segundo maior entre as neoplasias malignas no sexo masculino. Em mulheres, ascensão expressiva de 20,7% no coeficiente foi relatada no período, destacando o câncer de pulmão como a segunda maior causa de morte por neoplasias no grupo feminino, precedida do câncer de mama.¹⁷

O aumento da mortalidade por câncer de pulmão em homens de capitais do Nordeste e a queda, iniciada em meados dos anos 1990, nas demais capitais, já foram relatados anteriormente,¹⁸ assim como o comportamento distinto da mortalidade entre interior e capitais.¹⁹

A identificação reiterada de um padrão irregular, especialmente desfavorável na mortalidade por essa neoplasia, com evidências de disparidade geográfica, sugere a necessidade de maior esforço da vigilância para garantir que programas de controle dos fatores de risco da doença alcancem, igualmente, toda a população, impactando positivamente o cenário analisado.

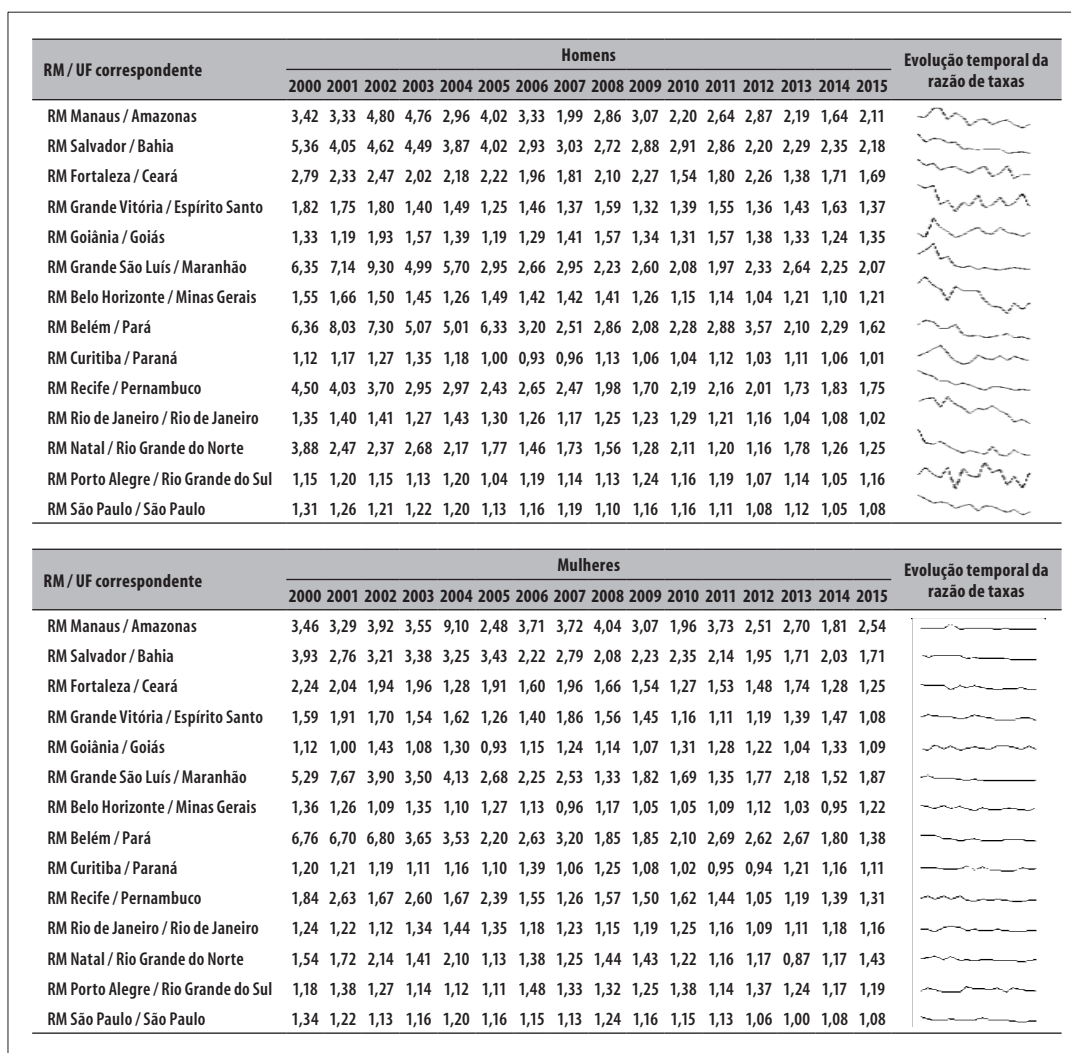


Figura 2 – Evolução temporal da razão de coeficientes de mortalidade por câncer de pulmão segundo sexo, região metropolitana (RM) da capital pelo interior da Unidade da Federação (UF), 2000-2015

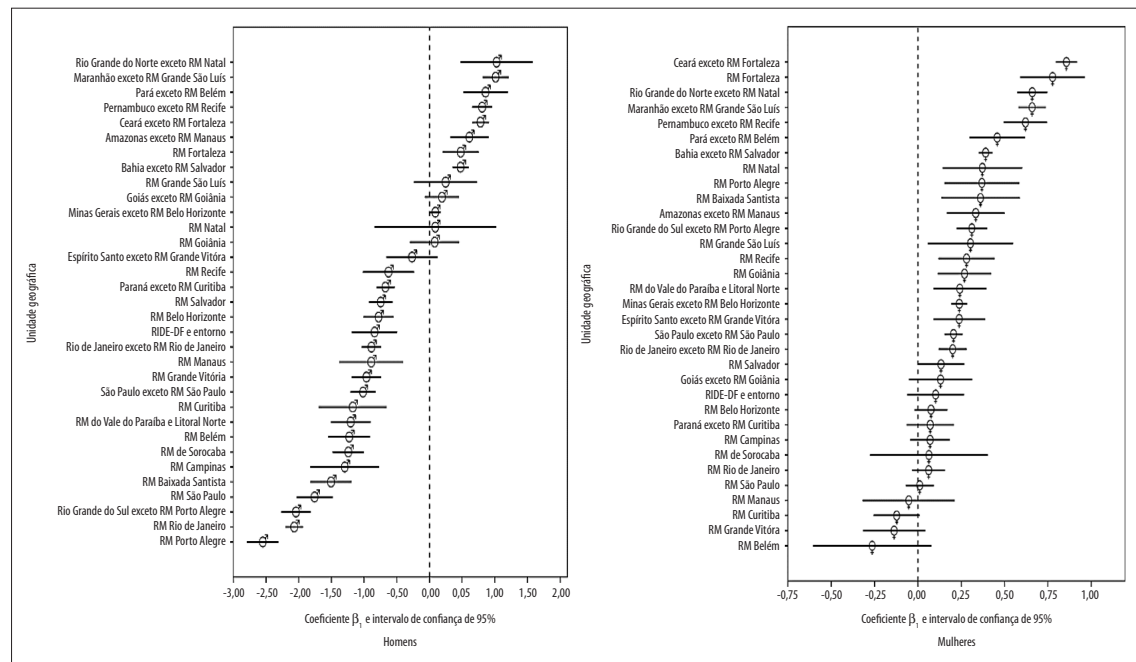
Foi o interior dos estados do Norte e Nordeste onde, efetivamente, verificou-se tendência de aumento, enquanto algumas RMs dessas regiões apresentaram estabilidade ou declínio da mortalidade por câncer de pulmão. Mesmo considerando-se a dificuldade diagnóstica nesses locais, os achados deste estudo, possivelmente, indicam que a epidemia de tabagismo tenha ocorrido mais tardiamente naquelas regiões, na comparação com o restante do Brasil.²⁰

Os padrões de tendência observados em RMs foram análogos àqueles descritos para as capitais brasileiras.¹⁹ Parece razoável concluir que as capitais, em detrimento dos municípios periféricos, têm importante influência sobre o padrão de mortalidade por câncer

de pulmão observado nas RMs, onde o polo urbano é a capital da UF.

O contraste entre RM e interior da UF foi perceptível na magnitude dos coeficientes e comportamento da tendência. Quatro unidades geográficas do interior – dos estados do Paraná, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo – apresentaram tendência favorável, embora somente em sua população masculina.

Esse contraste deve ser visto com cautela. Desequilíbrios na prevalência de tabagismo e nos níveis de contaminação do ar entre RM e interior explicariam apenas parte dessas diferenças. As RMs tendem a dispor de sistema de notificação de mortalidade mais estruturado e robusto do que localidades do



Nota: Unidades geográficas de análise em ordem decrescente de β_1 .

Figura 3 – Tendência linear dos coeficientes padronizados de mortalidade por câncer de pulmão segundo sexo e unidade geográfica de análise, 2000-2015

interior, levando à subestimação de coeficientes nestas últimas.

É possível que o acesso a serviços de saúde para diagnóstico e tratamento do câncer e a influência dos programas de controle do tabagismo sejam desiguais não só entre regiões do país, como também dentro da mesma UF. Residentes de áreas desenvolvidas socio-economicamente costumam ter acesso a recursos de saúde e políticas de prevenção e controle do câncer que nem sempre alcançam populações interioranas, periféricas e menos favorecidas.²¹

Já nos países de renda alta, os coeficientes de mortalidade por câncer de pulmão tendem a ser superiores, quando comparados aos encontrados em nações pobres. Considerado consequência da “ocidentalização”, o efeito observado em populações desenvolvidas estaria relacionado a maiores índices de tabagismo e poluição do ar.³ Similarmente, coeficientes mais elevados de mortalidade por câncer de pulmão são referidos em áreas urbanas, comparadas com áreas rurais.²²

O contraponto na mortalidade em países com diferentes níveis de desenvolvimento poderia ser extrapolado para a realidade brasileira, ao se comparar RM e interior, ou diferentes regiões do país: encontrou-se

maior magnitude da mortalidade por essa forma de neoplasia nas RMs, em relação ao interior, e, do mesmo modo, nas regiões Sul e Sudeste, frente ao Norte e Nordeste. A desigualdade regional parece também afetar a sobrevivência no Brasil: diferenças geográficas de até duas vezes na sobrevivência, sem ajuste por tipo histológico, já foram reportadas.⁴

Tendência de aumento em mulheres – a uma velocidade expressiva – no interior do Nordeste reforça a evidência de que a epidemiologia do câncer de pulmão pode apresentar características distintas entre os sexos, influenciada por fatores hormonais, genéticos, ambientais e comportamentais.²³

O declínio dessa neoplasia em homens e o aumento ou estabilidade em mulheres configuram um padrão encontrado em diferentes partes do mundo. Essa tendência estaria relacionada, principalmente, com o aumento do tabagismo entre as mulheres verificado em anos recentes.²⁰ Também no Brasil, essa diferença pelo sexo vem diminuindo desde os anos 1980, atribuída a variações na prevalência de tabagismo e na exposição ao fumo passivo. Neste aspecto, cumpre descartar a maior dificuldade das mulheres em abandonar o hábito de fumar.²⁴

Tabela 2 – Valores dos coeficientes angulares β_1 e respectivos intervalos de confiança das tendências^a de mortalidade por câncer de pulmão, segundo unidade geográfica de análise e sexo, 2000-2015

Unidade geográfica	Homens			Mulheres			
	Beta	Limite inferior	Limite superior	Beta	Limite inferior	Limite superior	
Interior do estado	Amazonas exceto RM Manaus	0,61	0,32	0,90	0,33	0,17	0,50
	Bahia exceto RM Salvador	0,48	0,35	0,60	0,39	0,35	0,43
	Ceará exceto RM Fortaleza	0,78	0,65	0,91	0,86	0,79	0,92
	Espírito Santo exceto RM Grande Vitória	-0,27	-0,66	0,12	0,24	0,09	0,39
	Goiás exceto RM Goiânia	0,19	-0,07	0,45	0,13	-0,05	0,31
	Maranhão exceto RM Grande São Luís	1,01	0,81	1,21	0,66	0,58	0,74
	Minas Gerais exceto RM Belo Horizonte	0,09	0,01	0,17	0,24	0,19	0,28
	Pará exceto RM Belém	0,86	0,52	1,20	0,46	0,30	0,62
	Paraná exceto RM Curitiba	-0,67	-0,81	-0,54	0,07	-0,07	0,21
	Pernambuco exceto RM Recife	0,81	0,65	0,96	0,62	0,50	0,75
	Rio de Janeiro exceto RM Rio de Janeiro	-0,89	-1,04	-0,74	0,20	0,12	0,28
	Rio Grande do Norte exceto RM Natal	1,03	0,47	1,58	0,66	0,57	0,75
	Rio Grande do Sul exceto RM Porto Alegre	-2,04	-2,27	-1,82	0,31	0,22	0,40
	São Paulo exceto RM São Paulo	-1,02	-1,21	-0,83	0,21	0,15	0,26
Região metropolitana (RM)	RIDE Distrito Federal	-0,84	-1,19	-0,49	0,10	-0,06	0,27
	RM Baixada Santista	-1,51	-1,82	-1,19	0,36	0,13	0,59
	RM Belém	-1,23	-1,55	-0,91	-0,26	-0,61	0,08
	RM Belo Horizonte	-0,78	-1,01	-0,55	0,08	-0,02	0,17
	RM Campinas	-1,30	-1,82	-0,77	0,07	-0,04	0,18
	RM Curitiba	-1,17	-1,70	-0,65	-0,12	-0,26	0,01
	RM de Sorocaba	-1,24	-1,48	-1,00	0,06	-0,28	0,40
	RM do Vale do Paraíba e Litoral Norte	-1,20	-1,51	-0,90	0,24	0,09	0,39
	RM Fortaleza	0,48	0,20	0,75	0,78	0,59	0,96
	RM Goiânia	0,08	-0,30	0,46	0,27	0,12	0,42
	RM Grande São Luís	0,25	-0,24	0,73	0,30	0,06	0,55
	RM Grande Vitória	-0,96	-1,19	-0,74	-0,14	-0,32	0,04
	RM Manaus	-0,89	-1,38	-0,40	-0,05	-0,32	0,21
	RM Natal	0,09	-0,84	1,02	0,37	0,14	0,60
	RM Porto Alegre	-2,55	-2,79	-2,31	0,37	0,15	0,59
	RM Recife	-0,63	-1,02	-0,24	0,28	0,12	0,44
	RM Rio de Janeiro	-2,07	-2,20	-1,94	0,06	-0,03	0,16
	RM Salvador	-0,75	-0,93	-0,57	0,13	0,00	0,27
RM São Paulo	-1,76	-2,03	-1,48	0,01	-0,07	0,09	

a) Tendência linear dos coeficientes de mortalidade por câncer de pulmão padronizadas pela população-padrão do Brasil (2010), realizada após correção do banco de óbitos.

Estima-se que 15% dos fumantes desenvolverão câncer de pulmão. Porém, de 85 a 90% dos casos são decorrentes do fumo.²⁵ Principal fator de risco para câncer de pulmão, o tabagismo tem sido enfrentado com bons resultados no Brasil desde a década de 1980. Pautadas em metas de redução das doenças crônicas não transmissíveis e da prevalência do tabagismo, medidas regulatórias e políticas de controle têm-se intensificado no país desde os anos 2000.^{26,27}

O longo período de latência, de aproximadamente 30 anos, compreendido entre exposição ao tabaco e derivados e ocorrência com morte subsequente por câncer de pulmão, faz com que o impacto causado pelo declínio na prevalência do tabagismo sobre a mortalidade seja tardio. Inquéritos nacionais sobre a proporção de fumantes atuais com 18 anos ou mais de idade mostraram variação percentual negativa de 37,4% em homens contra 31,9% em mulheres, entre

1989 e 2003. De 2003 a 2013, contudo, a queda na prevalência de tabagismo foi mais pronunciada em mulheres (-40,2%) do que em homens (-30,3%).²⁸

Dessa maneira, a epidemia de tabagismo no Brasil, ocorrida primeiramente em homens e posteriormente em mulheres, iniciada na década de 1970, pode explicar parte das diferenças observadas na tendência de mortalidade entre os sexos.²⁴

A expansão do tabagismo no país, destacadamente entre mulheres, variou em função da região geográfica, passando por um processo de interiorização a partir das capitais. Por esse fato, acredita-se que a mortalidade em mulheres seguirá crescendo nos próximos anos, tanto nas capitais e regiões mais urbanizadas como no interior.

A despeito das falhas relacionadas à qualidade de preenchimento das declarações de óbito, DO, altas proporções de óbitos por causas mal definidas e diagnósticos inespecíficos – os códigos-lixo – sinalizam problemas de acesso, assistência e capacidade diagnóstica dos serviços de saúde para a população.

Apesar da redução observada no volume de óbitos com causa básica mal definida, a variabilidade na proporção desses óbitos entre ou intrarregiões e estados é esperada no Brasil.¹⁹ Enquanto a proporção de causas mal definidas foi menor do que 1% no Distrito Federal em 2013, no Amazonas foi de aproximadamente 13%.²

Essa diferença pode alterar a real magnitude dos coeficientes de mortalidade por causa específica e introduzir erros nas análises e comparações entre localidades.

Uma limitação deste estudo é inerente ao uso de dados secundários. Contudo, para melhorar a qualidade da informação, optou-se pela correção dos óbitos, aumentando a confiabilidade na causa básica de morte sem incorrer em superestimação dos casos. Sabe-se que os registros de óbitos em capitais são de melhor qualidade, comparados aos de municípios do interior; o mesmo pode-se dizer dos centros urbanos, frente às periferias. Por isso a correção foi aplicada às RMs, já que estas não englobam só o município-polo, normalmente a capital, senão também os municípios periféricos. A correção também foi empregada no interior.

Logo, é improvável que a tendência crescente observada em mulheres decorra do aprimoramento da qualidade dos registros de óbito ao longo dos anos, posto que não haveria motivo ou justificativa para a melhoria desigual dos dados entre homens e mulheres.

Apesar da perspectiva futura de identificação de novos biomarcadores moleculares, bem como do desenvolvimento de drogas de terapia-alvo e tecnologias modernas para diagnóstico e tratamento do câncer, existe uma imposição de aumento dos custos sobre os sistemas de saúde que dificilmente são viáveis ou estão disponíveis para toda a população. Em face disso, presume-se que os avanços citados e o aumento na sobrevida levarão certo tempo até se reduzir a mortalidade por câncer.

Recentemente, entidades internacionais passaram a recomendar o rastreamento do câncer de pulmão para grupos de risco aumentado, com o objetivo de reduzir a carga de mortalidade.^{29,30} No Brasil, essa discussão precisa ser ampliada e pacificada entre os especialistas, considerando-se novas possibilidades de enfrentamento desse importante problema de Saúde Pública sem que haja prejuízos para a bem-sucedida política brasileira antitabagismo.

A dinâmica de mortalidade por câncer de pulmão em curso é complexa, e representa um grande desafio para o SUS. Ações para redução da mortalidade permanecem centradas na prevenção do tabagismo. No mesmo sentido, sugere-se a implementação e reforço das estratégias de controle do tabagismo no interior do país, com atenção especial às mulheres.

O estudo avaliou, de modo abrangente, a tendência de mortalidade por câncer de pulmão em contextos, níveis de urbanização e desenvolvimento variados no Brasil. Os achados evidenciaram não existir padrão único de mortalidade por câncer de pulmão no país. Em homens, predominou tendência declinante da mortalidade. Todavia, as regiões interioranas do Norte e Nordeste ainda mostram tendência de aumento nessa população. Em mulheres, prevaleceu tendência crescente dos coeficientes de mortalidade. Também no interior das regiões Norte e Nordeste, foram observados os maiores incrementos nesse grupo.

Contribuição dos autores

Souza GS e Silva GA conceberam o manuscrito. Souza GS e Silva GA foram responsáveis pela definição da metodologia, análise dos dados, redação e revisão final do manuscrito. Junger WL contribuiu na construção, interpretação dos resultados e revisão crítica do manuscrito. Todos os autores aprovaram a versão final e são responsáveis por todos os aspectos do trabalho, incluindo a garantia de sua precisão e integridade.

Referências

1. Ferlay J, Ervik M, Lam F, Colombet M, Mery L, Piñeros M, et al. Global cancer observatory: cancer today [Internet]. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 2018 [cited 2019 Jun 12]. Available from: <https://gco.iarc.fr/today>
2. Ministério da Saúde (BR). Departamento de Informação do SUS. Sistema de informações sobre mortalidade [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde; 2017 [cited 2019 jun 12]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205>
3. Wong MCS, Lao XQ, Ho KF, Goggins WB, Tse SLA. Incidence and mortality of lung cancer: global trends and association with socioeconomic status. *Sci Rep* [Internet]. 2017 Oct [cited 2019 Jun 12];7(1):14300. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5662733/>. doi: 10.1038/s41598-017-14513-7
4. Cheng TY, Cramb SM, Baade PD, Youlden DR, Nwogu C, Reid ME. The international epidemiology of lung cancer: Latest trends, disparities, and tumor characteristics. *J Thorac Oncol* [Internet]. 2016 Oct [cited 2019 Jun 12];11(10):1653-71. Available from: [https://www.jto.org/article/S1556-0864\(16\)30496-8/fulltext](https://www.jto.org/article/S1556-0864(16)30496-8/fulltext). doi: 10.1016/j.jtho.2016.05.021
5. Malta DC, Abreu DMX, Moura L, Lana GC, Azevedo G, França E. Tendência das taxas de mortalidade de câncer de pulmão corrigidas no Brasil e regiões. *Rev Saúde Pública* [Internet]. 2016 jun [cited 2019 Jun 12];50(33):1-10. Disponível em: http://www.scielo.br/pdf/rsp/v50/pt_0034-8910-rsp-S1518-87872016050006209.pdf. doi: 10.1590/S1518-8787.2016050006209
6. Torre LA, Bray F, Siegel RL, Ferlay J, Lortet-Tieulent J, Jemal A. Global cancer statistics, 2012. *CA Cancer J Clin* [Internet]. 2015 Mar [cited 2019 Jun 12];65(2):87-108. Available from: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.3322/caac.21262>. doi: 10.3322/caac.21262
7. Groot P, Munden RF. Lung cancer epidemiology, risk factors, and prevention. *Radiol Clin N Am* [Internet]. 2012 Sep [cited 2019 Jun 12];50(5):863-76. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/22974775>. doi: 10.1016/j.rcl.2012.06.006
8. Laurenti R, Jorge MHPM, Gotlieb SLD. Mortalidade segundo causas: considerações sobre a fidedignidade dos dados. *Rev Panam Salud Pública* [Internet]. 2008 [cited 2019 jun 12];23(5):349-56. Disponível em: <https://scielosp.org/pdf/rpsp/2008.v23n5/349-356/pt>
9. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas. Arranjos populacionais e concentrações urbanas no Brasil [Internet]. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas; 2015 [cited 2019 jun 12]. 167 p. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/divisao-regional/15782-arranjos-populacionais-e-concentracoes-urbanas-do-brasil.html?=&t=o-que-e>
10. Mathers CD, Ma Fat D, Inoue M, Rao C, Lopez AD. Counting the dead and what they died from: an assessment of the global status of cause of death data. *Bull World Health Organ* [Internet]. 2005 Mar [cited 2019 Jun 12];8383(3):171-7. Available from: https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/72966/bulletin_2005_83%283%29_171-177.pdf?sequence=1&isAllowed=y
11. Silva GA, et al. Relatório da pesquisa: estimativas de câncer para o Brasil em 2020 com base em dados corrigidos de óbito. Rio de Janeiro: [S.n.]; 2016.
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* [Internet]. 2010 May [cited 2019 Jun 12];8(9). Available from: <https://pophealthmetrics.biomedcentral.com/articles/10.1186/1478-7954-8-9>. doi: 10.1186/1478-7954-8-9
13. Pavlidis N, Pentheroudakis G. Cancer of unknown primary site. *Lancet* [Internet]. 2012 abr [cited 2019 Jun 12];379(9824):1428-35. Available from: [https://www.thelancet.com/journals/lancet/article/PIIS0140-6736\(11\)61178-1/fulltext](https://www.thelancet.com/journals/lancet/article/PIIS0140-6736(11)61178-1/fulltext). doi: 10.1016/S0140-6736(11)61178-1
14. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Projeção da população das unidades da federação por sexo e idade: 2000-2030 [Internet]. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas; 2016 [cited 2019 jun 12]. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?edicao=9116&t=resultados>
15. Latorre MRDO, Cardoso MRA. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. *Rev Bras Epidemiol* [Internet]. 2001 nov [cited 2019 Jun 12];4(3):145-52. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbepid/v4n3/02.pdf>. doi: 10.1590/S1415-790X2001000300002
16. Fitzmaurice C, Allen C, Barber RM, Barregard L, Bhutta ZA, Brenner H, et al. Global, regional, and national

- cancer incidence, mortality, years of life lost, years lived with disability, and disability-adjusted life-years for 32 cancer groups, 1990 to 2015: a systematic analysis for the global burden of disease study global burden. *JAMA Oncol* [Internet]. 2017 Apr [cited 2019 Jun 12];3(4):524-48. Available from: <https://jamanetwork.com/journals/jamaoncology/fullarticle/2588797>. doi: 10.1001/jamaoncol.2016.5688
17. Guerra MR, Bustamante-Teixeira MT, Corrêa CSL, Abreu DMX de, Curado MP, Mooney M, et al. Magnitude e variação da carga da mortalidade por câncer no Brasil e Unidades da Federação, 1990 e 2015. *Rev Bras Epidemiol* [Internet]. 2017 maio [citado 2019 jun 12];20(suppl 1):102-15. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbepid/v20s1/1980-5497-rbepid-20-s1-00102.pdf>. doi: 10.1590/1980-5497201700050009
 18. Silva GA, Noronha CP, Santos MO, Oliveira JFP. Diferenças de gênero na tendência de mortalidade por câncer de pulmão nas macrorregiões brasileiras Gender. *Rev Bras Epidemiol* [Internet]. 2008 [citado 2019 jun 12];11(3):411-9. Disponível em: <https://www.scielo.org/pdf/rbepid/2008.v11n3/411-419/pt>
 19. Silva GA, Gamarra CJ, Girianelli VR, Valente JG. Cancer mortality trends in Brazilian state capitals and other municipalities between 1980 and 2006. *Rev Saúde Pública* [Internet]. 2011 out [citado 2019 jun 12];45(6):1009-18. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rsp/v45n6/2963.pdf>. doi: 10.1590/S0034-89102011005000076
 20. Malta DC, Stopa SR, Santos MAS, Andrade SSCA, et al. Evolução de indicadores do tabagismo segundo inquéritos de telefone, 2006-2014. *Cad Saúde Pública* [Internet]. 2017 [citado 2019 jun 12];33(Supl 3):e00134915. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/csp/v33s3/1678-4464-csp-33-s3-e00134915.pdf>. doi: 10.1590/0102-311x00134915
 21. Silva GA, Bustamante-Teixeira MT, Aquino EML, Tomazelli JG, Santos-Silva I. 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 Saúde Pública* [Internet]. 2014 jul [citado 2019 jun 12];30(7):1537-50. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/csp/v30n7/0102-311X-csp-30-7-1537.pdf>. doi: 10.1590/0102-311X00156513
 22. Cao M, Chen W. Epidemiology of lung cancer in China. *Thorac Cancer* [Internet]. 2019 Jan [cited 2019 Jun 12];1-(1):3-7. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6312841/>. doi: 10.1111/1759-7714.12916
 23. Barrera-Rodriguez R, Morales-Fuentes J. Lung cancer in women. *Lung Cancer* [Internet]. 2012 Dec [cited 2019 Jun 12];3:79-89. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5312492/>. doi: 10.2147/LCTT.S37319
 24. Silva GA. Câncer de pulmão e as tendências atuais do tabagismo no Brasil. *Cad Saúde Pública* [Internet]. 2012 set [citado 2019 jun 12];28(9):1620-1. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/csp/v28n9/v28n9a01.pdf>
 25. Spitz MR, Wei Q, Dong Q, Amos CI, Wu X. Genetic susceptibility to lung cancer: the role of DNA damage and repair. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* [Internet]. 2003 Jul [cited 2019 Jun 12];12(8):689-98. Available from: <http://cebp.aacrjournals.org/content/12/8/689.long>
 26. Levy D, Almeida LM, Szklo A. The Brazil simsmoke policy simulation model: the effect of strong tobacco control policies on smoking prevalence and smoking-attributable deaths in a middle income nation. *PLoS Med* [Internet]. 2012 Nov [cited 2019 Jun 12];9(11):e1001336. Available from: <https://journals.plos.org/plosmedicine/article?id=10.1371/journal.pmed.1001336>. doi: 10.1371/journal.pmed.1001336
 27. Malta DC, Silva MMA, Albuquerque GM, Lima CM, Cavalcante T, Jaime PC, et al. A implementação das prioridades da Política Nacional de Promoção da Saúde, um balanço, 2006 a 2014. *Ciê Saúde Coletiva* [Internet]. 2014 nov [citado 2019 jun 12];19(11):4301-12. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/csc/v19n11/1413-8123-csc-19-11-4301.pdf>. doi: 10.1590/1413-812320141911.07732014
 28. Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Observatório da política nacional de controle do tabaco. Comissão Nacional para o Controle do Uso do Tabaco. Prevalência de tabagismo [Internet]. Rio de Janeiro: Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva; 2017 [citado 2019 jun 12]. Disponível em: http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/observatorio_controle_tabaco/site/home
 29. Oudkerk M, Devaraj A, Vliegenthart R, Henzler T, Prosch H, Heussel CP, et al. European position statement on lung cancer screening. *Lancet Oncol* [Internet]. 2017 Dec [cited 2019 Jun 12];18(12):e754-66. Available from: [https://www.thelancet.com/journals/lanonc/article/PIIS1470-2045\(17\)30861-6/fulltext](https://www.thelancet.com/journals/lanonc/article/PIIS1470-2045(17)30861-6/fulltext). doi: 10.1016/S1470-2045(17)30861-6
 30. Moyer VA. Screening for lung cancer: U.S. preventive services task force recommendation statement. *Ann Intern Med* [Internet]. 2014 Mar [cited 2019 Jun 12];160(5):330-8. Available from: <https://annals.org/aim/fullarticle/1809422/screening-lung-cancer-u-s-preventive-services-task-force-recommendation>. doi: 10.7326/M13-2771

Abstract

Objective: to analyze lung cancer mortality trends in Brazil, 2000-2015. **Methods:** this was a time series study; lung cancer death records were corrected; linear autoregressive models were used to calculate regression coefficients (β_1) and 95% confidence intervals (95%CI) in trend analysis according to sex, in the 30 and over age group, for 19 metropolitan areas (MAs) and the interior regions of 14 Brazilian states; positive β_1 indicates upward trends while negative β_1 indicates downward trends. **Results:** increases were found in males from interior regions of North and Northeastern Brazilian states, especially in Rio Grande do Norte state ($\beta_1=1.03 - 95\%CI 0.47; 1.58$); downward trends were also found in males, notably in the Porto Alegre MA ($\beta_1=-2.55 - 95\%CI -2.79; -2.31$); the highest increase in females was found in the interior of Ceará state ($\beta_1=0.86 - 95\%CI 0.79; 0.92$). **Conclusion:** differentiated patterns according to location and sex were revealed; cancer control measures should be considered above all for women and the interior regions of Brazil.

Keywords: Lung Neoplasms; Mortality; Time Series Studies; Mortality Registries; Urban Area.

Resumen

Objetivo: analizar la tendencia de mortalidad por cáncer de pulmón en Brasil, 2000-2015. **Métodos:** estudio de serie temporal; se realizó la corrección de los registros de defunciones por cáncer de pulmón; en los análisis de tendencia se utilizaron modelos lineales autorregresivos para calcular los coeficientes de regresión (β_1) e intervalo de confianza de 95% ($IC_{95\%}$), según sexo, mayores de 30 años, 19 regiones metropolitanas (RMs) e interior de 14 estados brasileños; β_1 positivo indica tendencia de aumento y negativo, de decrecimiento. **Resultados:** fueron observados aumentos en hombres, interior del Norte y Nordeste, destacadamente en Rio Grande do Norte ($\beta_1=1,03 - IC_{95\%} 0,47; 1,58$); también se observó disminución en este grupo, particularmente en la RM de Porto Alegre ($\beta_1=-2,55 - IC_{95\%} -2,79; -2,31$); en mujeres, el mayor aumento fue observado en el interior de Ceará ($\beta_1=0,86 - IC_{95\%} 0,79; 0,92$). **Conclusión:** se revelaron patrones diferenciados según localidad y sexo; el control de cáncer debe ser considerado principalmente para mujeres e interior de Brasil.

Palabras clave: Neoplasias Pulmonares; Mortalidad; Estudios de Series Temporales; Registros de Mortalidad; Área Urbana.

Recebido em 08/11/2018
Aprovado em 06/05/2019

Editor associado: Bruno Pereira Nunes – orcid.org/0000-0002-4496-4122