REVISTA TÓPICOS
ISSN 2965-6672 | Qualis A2

MORTALIDADE POR CÂNCER DE PULMÃO NO MARANHÃO: PANORAMA EPIDEMIOLÓGICO DE 2010 A 2024

LUNG CANCER MORTALITY IN MARANHÃO, BRAZIL: AN EPIDEMIOLOGICAL OVERVIEW FROM 2010 TO 2024

Ciências da Saúde • 11/11/2026

REGISTRO DOI: 10.70773/revistatopicos/794282214

Othon de Carvalho Bastos Neto[1]

Bruno Alves de Sousa[2]

João Gabriel Santana Ribeiro[3]

Luca Ribeiro Santos Araújo[4]

Judith Carneiro Maciel[5]

Ana Beatriz Aroucha da Silva Paiva[6]

Marcos Vinicius Soares Silva[7]

Wellyson da Cunha Araújo Firmo[8]

RESUMO

Este estudo analisa a mortalidade por neoplasia maligna dos brônquios e pulmões (CID-10 C34) no Maranhão entre 2010 e 2024. Trata-se de estudo ecológico de série temporal, com dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade obtidos no Atlas On-line de Mortalidade por Câncer do Instituto Nacional de Câncer. Descreveram-se os óbitos por sexo e faixa etária e as taxas anuais ajustadas por idade pela população mundial; a tendência foi estimada por regressão linear e por modelo log-linear com erros-padrão robustos, complementados por análises de sensibilidade. Registraram-se 6.850 óbitos, 56,0% em homens, e 77,3% ocorreram a partir dos 60 anos. As taxas ajustadas passaram de 7,13 para 8,84 por 100 mil nos homens e de 4,07 para 6,49 nas mulheres. Apenas a série feminina apresentou tendência significativa, com variação percentual anual de 3,28% (IC95%: 2,48 a 4,09), mantida após a exclusão de 2020 e 2021. A série masculina cresceu até 2019 e oscilou sem tendência definida nos anos seguintes. A razão entre as taxas masculina e feminina caiu de 1,75 para 1,36, com declínio linear significativo. A aproximação entre os sexos decorre do aumento feminino, e não de redução masculina, e parte desse aumento pode refletir a melhoria da certificação dos óbitos no estado, hipótese que exige séries corrigidas. Os achados sustentam a vigilância contínua por sexo e idade, o controle do tabagismo e a organização da rede oncológica para uma população em envelhecimento.

Palavras-chave: Neoplasias pulmonares; Mortalidade; Epidemiologia; Estudos de séries temporais; Maranhão.

ABSTRACT

This study analyzes mortality from malignant neoplasms of the bronchi and lung (ICD-10 C34) in Maranhão, Brazil, from 2010 to 2024. It is an ecological time-series study using data from the Mortality

Information System obtained through the Online Cancer Mortality Atlas of the Brazilian National Cancer Institute. Deaths were described by sex and age group, together with annual rates age-standardized to the world population; trends were estimated by linear regression and by a log-linear model with robust standard errors, complemented by sensitivity analyses. There were 6,850 deaths, 56.0% among men, and 77.3% occurred at age 60 or older. Standardized rates rose from 7.13 to 8.84 per 100,000 among men and from 4.07 to 6.49 among women. Only the female series showed a significant trend, with an annual percent change of 3.28% (95% CI: 2.48 to 4.09), which persisted after excluding 2020 and 2021. The male series increased until 2019 and fluctuated without a defined trend thereafter. The male-to-female rate ratio fell from 1.75 to 1.36, with a significant linear decline. The convergence between sexes results from the female increase rather than from a male decline, and part of this increase may reflect improved death certification in the state, a hypothesis that requires corrected series. The findings support continued surveillance by sex and age, tobacco control and the organization of cancer care for an ageing population.
Keywords: Lung neoplasms; Mortality; Epidemiology; Time series studies; Maranhão.

1. INTRODUÇÃO

O câncer de pulmão é, isoladamente, a neoplasia que mais mata no mundo. As estimativas GLOBOCAN para 2024 atribuem à doença cerca de 2,6 milhões de casos novos, o equivalente a 12,8% de todos os diagnósticos de câncer, e 1,9 milhão de óbitos, ou 19,1% das mortes por câncer (Sung *et al.*, 2026). A diferença entre as duas proporções resume o problema clínico: o pulmão responde por pouco mais de um em cada oito casos, mas por quase um em cada cinco óbitos,

porque a maior parte dos diagnósticos ocorre em estádios nos quais a cura já não é provável.

No Brasil, a Estimativa 2026–2028 do Instituto Nacional de Câncer (INCA) projeta cerca de 781 mil casos novos de câncer por ano, ou aproximadamente 518 mil quando se excluem os tumores de pele não melanoma. Nessa ordenação, o câncer de traqueia, brônquios e pulmões ocupa o terceiro lugar entre os homens, depois de próstata e cólon e reto, e o quarto entre as mulheres, depois de mama, cólon e reto e colo do útero (INCA, 2026a). Como a letalidade é elevada, a mortalidade acompanha de perto a incidência e funciona como indicador sintético da carga da doença, especialmente em territórios onde os registros de câncer de base populacional são incompletos.

O óbito por câncer de pulmão, entretanto, não é um evento que dependa apenas da exposição a carcinógenos. Ele resulta de uma sequência que inclui o hábito de fumar e outras exposições acumuladas ao longo de décadas, o momento do diagnóstico, o estadiamento e o acesso ao tratamento. No país, essa sequência é atravessada por desigualdades: em análise nacional, o diagnóstico em estádios iniciais foi mais frequente entre pessoas brancas e entre as que nunca fumaram, e a mortalidade aumentou à medida que diminuía a escolaridade (Campos *et al.*, 2024). Indicadores agregados de um estado, portanto, refletem tanto o risco biológico quanto a capacidade da rede de identificar e tratar a doença.

A literatura brasileira descreve trajetórias distintas entre homens e mulheres. Entre 1979 e 2004, a mortalidade cresceu em quase todas as regiões, com o maior aumento no Nordeste e com elevação proporcionalmente maior entre as mulheres em todas elas; no conjunto do país, o incremento médio anual foi de cerca de 2,44%

nas mulheres e de 0,77% nos homens (Boing; Rossi, 2007). Para 1996 a 2011, depois da correção do sub-registro e da redistribuição das causas mal definidas, observou-se declínio entre os homens e aumento entre as mulheres no Brasil, mas, no Nordeste, a série feminina corrigida deixou de apresentar tendência significativa (Malta *et al.*, 2016). Projeções para 2021–2045 indicam queda das taxas ajustadas masculinas em todas as regiões e, entre as mulheres, crescimento até 2025 seguido de estabilidade ou discreta redução (Reis *et al.*, 2026).

Esses resultados não podem ser transpostos diretamente para o Maranhão. O estado reúne população mais jovem que a média nacional, municípios com acesso desigual a serviços de diagnóstico e histórico de cobertura incompleta do registro de óbitos: em 2010, o Maranhão estava entre as duas unidades da federação em que o sistema de estatísticas vitais captava menos de 80% das mortes (Rodrigues *et al.*, 2018). Em um cenário assim, a série estadual pode refletir simultaneamente mudanças no risco e mudanças na qualidade da informação, e só uma descrição local, feita com fonte e método explícitos, permite separar o que é sinal epidemiológico do que pode ser artefato de registro.

Diante disso, formulou-se a seguinte pergunta: como evoluiu a mortalidade por câncer de brônquios e pulmões no Maranhão entre 2010 e 2024, e de que modo ela se distribuiu por sexo e por idade? O objetivo foi caracterizar o panorama epidemiológico da mortalidade no estado, descrevendo sua magnitude, sua distribuição etária, a tendência das taxas ajustadas em cada sexo e a evolução do contraste entre homens e mulheres. O estudo se justifica pela disponibilidade de dados públicos padronizados, pelo peso sanitário do agravo e pela escassez de análises estaduais que examinem a

robustez das tendências diante de oscilações anuais, da pandemia de covid-19 e da qualidade do registro.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. Magnitude da Doença e Comparabilidade das Taxas

O câncer de pulmão já era a principal causa de morte por câncer nas estimativas globais de 2022, com cerca de 1,8 milhão de óbitos (Bray *et al.*, 2024), e manteve essa posição em 2024 (Sung *et al.*, 2026). Em séries temporais, porém, o número absoluto de mortes é um indicador ambíguo, porque cresce com o tamanho e com o envelhecimento da população mesmo que o risco em cada idade não se altere. Por isso, estudos de tendência recorrem a taxas ajustadas por idade, nas quais as taxas específicas observadas são ponderadas por uma população padrão fixa.

A escolha dessa população padrão não é neutra para a comparação entre estudos. O Atlas On-line de Mortalidade por Câncer do INCA, fonte deste trabalho, apresenta taxas ajustadas pela população mundial (INCA, 2026b); a análise de Malta *et al.* (2016) utilizou a população brasileira de 2010; e as projeções de Reis *et al.* (2026) adotaram a população mundial de Segi e incluíram, além do código C34, o código C33, referente à traqueia. Diferenças de padrão, de códigos, de faixa etária e de procedimentos de correção alteram o nível das taxas, de modo que a comparação entre trabalhos deve se restringir à direção e à forma das tendências, e não aos valores absolutos.

2.2. Fatores de Risco, Desigualdades e Detecção Precoce

O tabagismo é o principal fator de risco evitável para o câncer de pulmão, e o intervalo de décadas entre o início do hábito e a manifestação da doença faz com que a mortalidade atual reflita padrões de consumo de gerações anteriores. Essa defasagem ajuda a entender por que as trajetórias masculina e feminina se separam: populações em que as mulheres começaram a fumar mais tarde tendem a apresentar aumento tardio da mortalidade feminina, mesmo quando o consumo já está em queda. Exposições ocupacionais também contribuem para a carga da doença, e sua fração atribuível foi estimada para o Brasil e para cada unidade da federação no período de 1990 a 2019 com base no estudo *Global Burden of Disease* (Girardi *et al.*, 2024).

O perfil de quem chega aos serviços difere do perfil de quem fuma. Entre pacientes de registros hospitalares de câncer, apenas 19% nunca haviam fumado, e a composição racial desses pacientes não acompanhava a da população fumante, o que sugere barreiras de acesso ao diagnóstico; o estadiamento inicial foi mais comum entre brancos e não fumantes (Campos *et al.*, 2024). Para a interpretação da mortalidade estadual, isso significa que um aumento das taxas pode decorrer de maior risco, mas também de diagnóstico mais tardio ou de maior capacidade de identificar e registrar a causa da morte.

A detecção precoce por tomografia computadorizada de baixa dose é recomendada pelo *US Preventive Services Task Force* para adultos de 50 a 80 anos com carga tabágica de pelo menos 20 maços-ano, que fumam ou deixaram de fumar há menos de 15 anos (US Preventive Services Task Force, 2021). A recomendação é delimitada por idade e exposição e pressupõe estrutura para investigar achados, tratar casos confirmados e lidar com resultados falso-

positivos. A mortalidade populacional, isoladamente, não permite estimar cobertura de rastreamento, distribuição por estádio ou efetividade terapêutica.

2.3. Sistema de Informações Sobre Mortalidade e Qualidade do Registro

O Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) registra a causa básica declarada no atestado de óbito, e o Atlas do INCA disponibiliza tabulações por topografia, sexo, idade e localidade (INCA, 2026b). A qualidade dessa informação não é homogênea no território. Entre 1998 e 2012, a proporção de óbitos por causas mal definidas caiu no país, de 0,09 para 0,07, mas permaneceu mais elevada no Norte (0,14) e no Nordeste (0,12) do que no Sul (0,05); após ajuste por fatores socioeconômicos e assistenciais, o risco de causa mal definida no Nordeste foi cerca de duas vezes o do Centro-Oeste (Rodrigues *et al.*, 2018).

A consequência para análises temporais é direta. Quando o registro melhora, óbitos que antes seriam classificados como mal definidos, ou que nem chegavam ao sistema, passam a ser atribuídos a causas específicas, e a série não corrigida pode exibir aumento que não corresponde a mudança no risco. Malta *et al.* (2016) quantificaram esse efeito: no Brasil, a correção elevou o total de óbitos por câncer de pulmão em 20,4% nos homens e 34,2% nas mulheres em 1996, mas em apenas cerca de 10% em 2011. Como a correção pesa mais nos anos iniciais, séries brutas tendem a superestimar o crescimento, sobretudo entre as mulheres e nas regiões com pior registro.

A pandemia de covid-19 introduziu outra fonte de instabilidade. Entre março e dezembro de 2020, o SIM registrou cerca de 10% menos óbitos com câncer como causa básica do que o esperado, ao passo que os registros de câncer como comorbidade aumentaram 82%. Os autores atribuíram o déficit à morte precoce por covid-19 de pessoas com câncer, que deslocou a causa básica, e à orientação de codificação que posiciona o câncer na parte II do atestado quando a covid-19 é a causa da morte (Jardim *et al.*, 2022). Séries que atravessam 2020 e 2021 precisam, por isso, ser examinadas com e sem esses anos.

2.4. Envelhecimento e Demanda Sobre a Rede Assistencial

O envelhecimento populacional eleva o número de casos e de óbitos por câncer ainda que o risco em cada idade se mantenha. As projeções GLOBOCAN indicam que a incidência global de câncer deve chegar a 34,4 milhões de casos em 2050, um aumento de 67% em relação a 2024, impulsionado pelo crescimento e pelo envelhecimento das populações (Sung *et al.*, 2026). No Brasil, as projeções para o câncer de pulmão mostram o mesmo descompasso: o número absoluto de mortes deve crescer em ambos os sexos, enquanto as taxas ajustadas se estabilizam ou declinam, porque a população idosa aumenta (Reis *et al.*, 2026).

Esse descompasso tem consequência prática. Totais de óbitos informam a demanda sobre os serviços; taxas ajustadas informam o risco. Uma rede oncológica pode enfrentar mais pacientes graves a cada ano mesmo em um cenário de risco estável, e a concentração de mortes em idades avançadas exige investigação diagnóstica oportuna, tratamento compatível com a condição funcional e cuidados paliativos. Entre 2002 e 2021, 82,3% dos 3,68 milhões de

óbitos por câncer no Brasil ocorreram em hospitais, e a proporção de mortes em domicílio mostrou forte correlação inversa com o Índice de Desenvolvimento Humano da região (Silva *et al.*, 2024). A distribuição dos óbitos por câncer entre domicílio e hospital e suas características sociodemográficas foram examinadas também para o período de 2002 a 2022 (Ferreira *et al.*, 2025), o que indica que o local da morte é uma dimensão da organização assistencial que a mortalidade agregada não captura.

3. METODOLOGIA

3.1. Delineamento, População e Fonte de Dados

Trata-se de estudo ecológico, retrospectivo e descritivo, com análise de série temporal de 2010 a 2024. Utilizaram-se dados públicos e agregados do Atlas On-line de Mortalidade por Câncer do INCA, provenientes do SIM, para o Maranhão, considerando todos os municípios do estado conforme a seleção territorial do Atlas (INCA, 2026b). O desfecho foi o óbito cuja causa básica era neoplasia maligna dos brônquios e pulmões (CID-10 C34). O código C33, referente à traqueia, não foi incluído, o que deve ser considerado em comparações com estudos que agrupam C33 e C34. A população do estudo correspondeu à totalidade dos óbitos registrados no período, sem amostragem.

3.2. Extração dos Dados

As consultas foram realizadas em 31 de outubro de 2026. No Modelo 04 do Atlas, obtiveram-se as taxas anuais ajustadas por idade pela população mundial, por 100 mil habitantes de cada sexo, de 2010 a 2024. No Modelo 03, extraíram-se o número acumulado de óbitos por sexo e faixa etária, as taxas específicas por idade para ambos os

sexos e as taxas brutas e ajustadas do período total. Os arquivos exportados em formato CSV foram preservados para auditoria, e a soma dos estratos etários foi conferida com os totais do sistema. Como os arquivos não continham número anual de óbitos, taxas anuais para ambos os sexos combinados nem taxas específicas por idade segundo o sexo, esses indicadores não foram estimados.

3.3. Indicadores

Os resultados foram descritos por frequências absolutas e relativas, taxas brutas, específicas e ajustadas por 100 mil habitantes e variação percentual entre os anos extremos, calculada por [(taxa de 2024 / taxa de 2010) − 1] × 100. Para reduzir o efeito das oscilações anuais, calcularam-se as médias aritméticas das taxas anuais em três quinquênios (2010–2014, 2015–2019 e 2020–2024). O contraste entre os sexos foi expresso pela razão entre as taxas ajustadas masculina e feminina em cada ano e pela diferença absoluta entre elas nos anos extremos. A razão é uma medida descritiva de contraste entre taxas padronizadas e não deve ser confundida com a participação de cada sexo no total de óbitos.

3.4. Análise da Tendência

Para cada sexo, estimou-se uma regressão linear ordinária das taxas anuais ajustadas em função do ano (15 observações), com o coeficiente angular interpretado como variação anual absoluta, intervalo de confiança de 95% (IC95%) e teste bicaudal, adotando-se $p < 0,05$. A presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos foi examinada pela estatística de Durbin-Watson. Como análise principal da variação proporcional, ajustou-se um modelo log-linear, com o logaritmo natural da taxa como variável

dependente e o ano como variável independente, utilizando erros-padrão robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação (Newey-West, defasagem 1) e inferência pela distribuição normal. A variação percentual anual (VPA) foi obtida por [exp(β) − 1] × 100, e seu IC95% pela mesma transformação dos limites do coeficiente.

Três análises de sensibilidade foram realizadas com o mesmo modelo log-linear. Na primeira, excluíram-se 2020 e 2021, anos em que a pandemia de covid-19 pode ter deslocado a causa básica de óbitos de pessoas com câncer (Jardim *et al.*, 2022). Na segunda e na terceira, a série foi dividida nas janelas 2010–2019 e 2015–2024, com o propósito de verificar se a inclinação se manteve ao longo do período. As janelas se sobrepõem e têm apenas dez pontos cada; seus resultados foram tratados como descritivos e não como teste formal de ponto de inflexão. Por fim, ajustou-se uma regressão linear da razão masculino/feminino em função do ano, para testar se a aproximação entre os sexos foi sistemática ou dependente de anos isolados.

Com 15 pontos por sexo, os testes têm poder limitado e são sensíveis à especificação do modelo e à autocorrelação; o arredondamento das taxas em duas casas decimais introduz pequena imprecisão adicional. Os resultados inferenciais foram, portanto, interpretados como exploratórios. A tabulação, as análises e as figuras foram produzidas em linguagem Python, com as bibliotecas statsmodels e matplotlib.

3.5. Aspectos Éticos

Foram analisados exclusivamente dados públicos, agregados e sem identificação individual, o que dispensa apreciação por comitê de

ética em pesquisa, conforme a Resolução CNS nº 510/2016.

4. RESULTADOS

4.1. Perfil Geral

Entre 2010 e 2024, registraram-se 6.850 óbitos por câncer de brônquios e pulmões no Maranhão: 3.836 em homens (56,0%) e 3.014 em mulheres (44,0%), o que corresponde a 1,27 óbito masculino para cada óbito feminino. No período acumulado, as taxas brutas foram de 7,53 e 5,79 por 100 mil e, após ajuste pela população mundial, de 7,74 e 5,52 por 100 mil, respectivamente (Tabela 1). O ajuste elevou ligeiramente a taxa masculina e reduziu a feminina, sinal de que a população feminina do estado é, na média, um pouco mais envelhecida que a masculina. Esses valores acumulados não correspondem à média simples das taxas anuais.

Tabela 1. Mortalidade por câncer de brônquios e pulmões segundo sexo, Maranhão, 2010–2024.

Indicador	Masculino	Feminino	Total
Óbitos (n)	3.836	3.014	6.850
Participação (%)	56,0	44,0	100,0
Taxa bruta (por 100 mil)	7,53	5,79	6,65
Taxa ajustada, população mundial (por 100 mil)	7,74	5,52	6,56

Fonte: INCA/SIM, Atlas On-line de Mortalidade por Câncer, Modelo 03, consulta em 31 out. 2026.

4.2. Distribuição por Idade e Sexo

Pessoas com 60 anos ou mais concentraram 5.295 óbitos (77,3%), e quase metade do total (49,4%) ocorreu a partir dos 70 anos. O maior número de mortes foi observado entre 70 e 79 anos (2.090; 30,5%), seguido da faixa de 60 a 69 anos (1.914; 27,9%), enquanto a maior taxa específica, de 79,54 por 100 mil, ocorreu a partir dos 80 anos (Tabela 2). Os dois achados não se contradizem: a faixa de 70 a 79 anos reúne mais óbitos porque tem mais habitantes, ao passo que a de 80 anos ou mais apresenta o maior risco por habitante. O primeiro indicador expressa a demanda sobre os serviços; o segundo, a intensidade do risco.

A curva de risco cresce de forma quase geométrica com a idade. A taxa específica passa de 3,18 por 100 mil entre 40 e 49 anos para 11,23 entre 50 e 59, mais que triplicando, e praticamente triplica na década seguinte, chegando a 33,13 entre 60 e 69 anos. Acima dessa idade, o crescimento desacelera: a taxa quase dobra entre 60–69 e 70–79 anos e aumenta cerca de 27% entre 70–79 e 80 anos ou mais. Antes dos 40 anos, o câncer de pulmão é evento raro, com 211 óbitos em quinze anos, 3,1% do total.

Tabela 2. Óbitos por câncer de brônquios e pulmões segundo faixa etária e sexo, Maranhão, 2010–2024.

Faixa etária	Homens (n)	Mulheres (n)	Total (n)	% do total	Razã H/M (
0 a 4	1	0	1	0,0	—
5 a 9	1	0	1	0,0	—
10 a 14	4	6	10	0,1	—

15 a 19	10	4	14	0,2	—
20 a 29	29	13	46	0,7	—

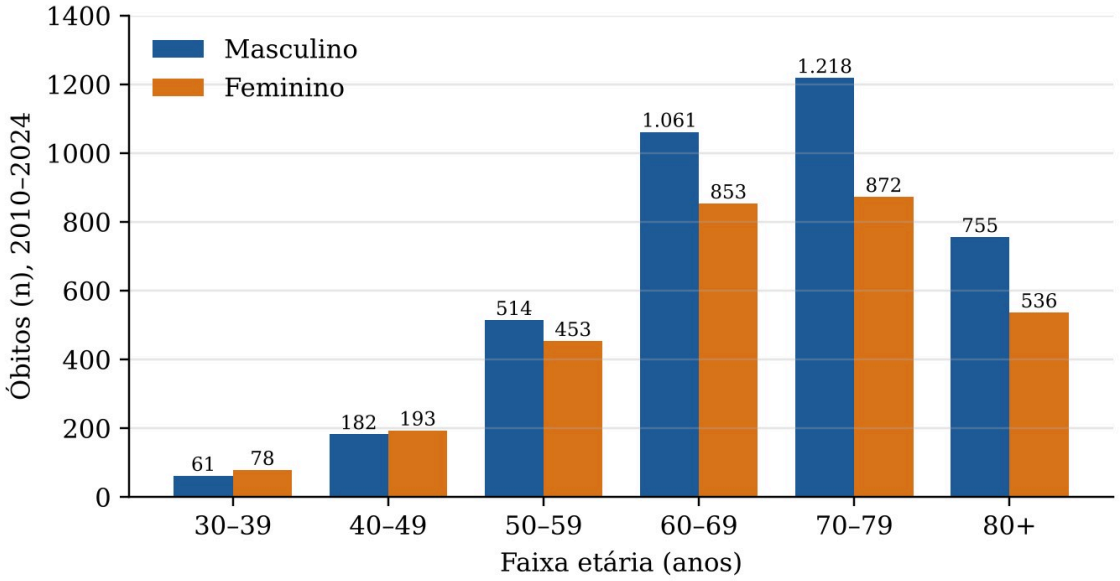
⚠ Esta tabela possui muitas colunas e foi cortada para impressão. Para visualizá-la completa, acesse o artigo original em: https://revistatopicos.com.br/artigos/mortalidade-por-cancer-de-pulmao-no-maranhao-panorama-epidemiologico-de-2010-a-2024?noblockage

Nota: *taxa específica para ambos os sexos, por 100 mil habitantes da faixa etária; razão H/M calculada sobre o número de óbitos e omitida nas faixas com menos de 50 óbitos.

Fonte: INCA/SIM, Atlas On-line de Mortalidade por Câncer, Modelo 03; razão e percentuais calculados pelo autor.

A comparação entre os sexos revela um gradiente etário que não aparece no total. Entre 30 e 49 anos, as mulheres somaram mais óbitos que os homens (271 contra 243). A partir dos 50 anos, os óbitos masculinos superam os femininos em todas as faixas, e a razão entre eles cresce com a idade, de 1,13 entre 50 e 59 anos para 1,40 entre 70 e 79 e 1,41 a partir dos 80 (Figura 1). A proporção de óbitos com 60 anos ou mais foi de 79,1% entre os homens (3.034 de 3.836) e de 75,0% entre as mulheres (2.261 de 3.014), de modo que a distribuição etária feminina é deslocada para idades um pouco mais jovens. Como as taxas específicas por sexo e idade não foram extraídas, não é possível afirmar que o risco feminino supere o masculino nas idades intermediárias; a diferença em números absolutos pode refletir, em parte, a composição por sexo da população nessas faixas.

Figura 1. Óbitos por câncer de brônquios e pulmões segundo faixa etária e sexo (30 anos ou mais), Maranhão, 2010–2024.



Fonte: elaborada pelo autor com dados do INCA/SIM, Modelo 03.

4.3. Evolução Temporal das Taxas Ajustadas

A taxa ajustada masculina passou de 7,13 por 100 mil em 2010 para 8,84 em 2024 (+24,0%), e a feminina, de 4,07 para 6,49 (+59,5%) (Tabela 3; Figura 2). A taxa masculina superou a feminina em todos os anos. Os valores máximos ocorreram em 2018 entre os homens (9,72) e em 2023 entre as mulheres (6,70). As duas séries, contudo, diferem no modo como chegam a esses números. Das 14 variações entre anos consecutivos, a série feminina subiu em dez, e a masculina, em sete. A série masculina alternou altas e quedas de mais de um ponto, com mínimo em 2011 (5,84), pico em 2018 e recuo de 1,98 ponto em 2019, enquanto a feminina avançou de forma quase contínua até 2019.

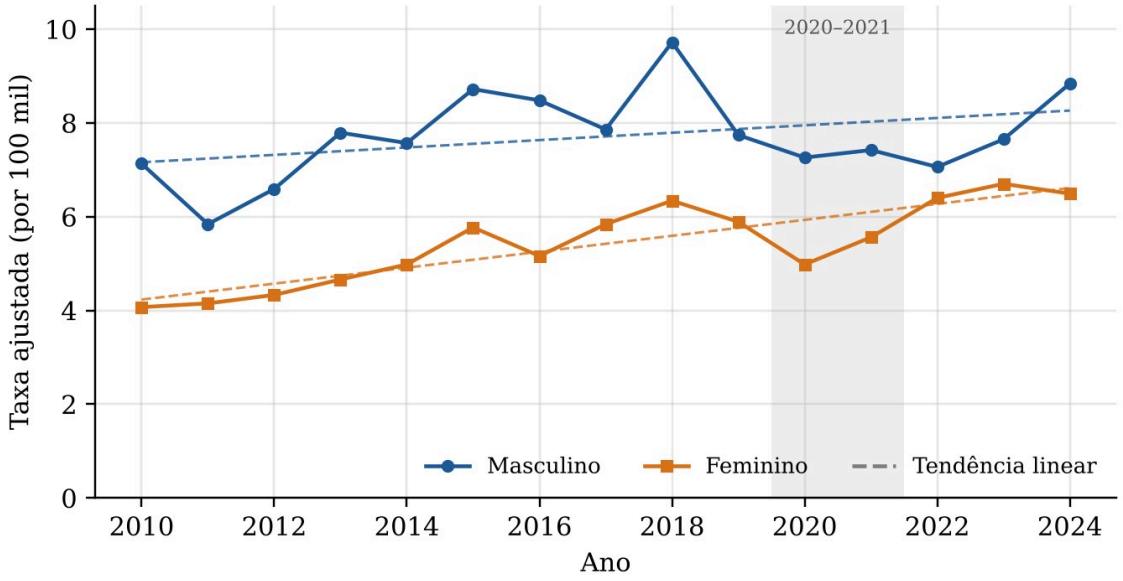
Os anos de 2020 e 2021 marcam uma inflexão comum. A taxa feminina caiu de 5,89 em 2019 para 4,98 em 2020, a maior queda anual da série, e a masculina recuou de 7,74 para 7,26. A partir de 2021, a série feminina retomou o crescimento e atingiu os maiores valores do período em 2022 e 2023; a masculina permaneceu entre 7,06 e 7,65 até 2023 e subiu para 8,84 em 2024.

Tabela 3. Taxas anuais de mortalidade por câncer de brônquios e pulmões ajustadas por idade (população mundial) e razão entre os sexos, Maranhão, 2010–2024.

Ano	Homens (por 100 mil)	Mulheres (por 100 mil)	Razão M/F
2010	7,13	4,07	1,75
2011	5,84	4,15	1,41
2012	6,59	4,33	1,52
2013	7,79	4,66	1,67
2014	7,57	4,98	1,52
2015	8,72	5,77	1,51
2016	8,48	5,16	1,64
2017	7,86	5,84	1,35
2018	9,72	6,34	1,53
2019	7,74	5,89	1,31
2020	7,26	4,98	1,46
2021	7,42	5,56	1,33
2022	7,06	6,40	1,10
2023	7,65	6,70	1,14
2024	8,84	6,49	1,36

Fonte: INCA/SIM, Atlas On-line de Mortalidade por Câncer, Modelo 04, consulta em 31 out. 2026; razão calculada pelo autor.

Figura 2. Taxas ajustadas por idade segundo sexo, Maranhão, 2010–2024. As linhas tracejadas representam o ajuste linear de cada série; a faixa sombreada destaca 2020–2021.



Fonte: elaborada pelo autor com dados do INCA/SIM, Modelo 04.

As médias quinquenais atenuam essas oscilações (Tabela 4). Entre 2010–2014 e 2020–2024, a média masculina passou de 6,98 para 7,65 por 100 mil (+9,5%), e a feminina, de 4,44 para 6,03 (+35,8%). A média masculina atingiu o máximo em 2015–2019 (8,50) e recuou no quinquênio seguinte, enquanto a feminina aumentou nos dois intervalos, embora em ritmo menor no segundo (+4,0%, contra +30,6% no primeiro). A razão entre as médias caiu de 1,57 para 1,27.

Tabela 4. Médias quinquenais das taxas anuais ajustadas por idade, Maranhão, 2010–2024.

Período	Homens (por 100 mil)	Mulheres (por 100 mil)	Razão M/F
2010–2014	6,98	4,44	1,57
2015–2019	8,50	5,80	1,47

2020–2024	7,65	6,03	1,27

Fonte: elaborada pelo autor com as séries anuais do INCA/SIM, Modelo 04. Médias aritméticas das taxas anuais.

4.4. Tendência e Análises de Sensibilidade

A regressão linear estimou variação anual de 0,079 por 100 mil nos homens (IC95%: −0,040 a 0,198; p = 0,176) e de 0,170 por 100 mil nas mulheres (IC95%: 0,111 a 0,229; p < 0,001). O ano explicou 75,1% da variância da série feminina e apenas 13,6% da masculina. No modelo log-linear, a VPA foi de 1,09% nos homens, com intervalo que inclui o zero, e de 3,28% nas mulheres (Tabela 5). As estatísticas de Durbin-Watson, de 1,34 e 1,39, indicam autocorrelação positiva moderada dos resíduos, o que justifica o uso de erros-padrão robustos. A regressão linear e o modelo log-linear descrevem a série em escalas distintas, de variação absoluta e proporcional, e seus coeficientes não são comparáveis entre si; a diferença entre as VPAs dos dois sexos não foi testada formalmente.

Tabela 5. Tendência das taxas ajustadas por idade segundo sexo, Maranhão, 2010–2024.

Sexo	β linear (IC95%)	p	R^2	VPA % (IC95%)	p (HA
Masculino	0,079 (−0,040 a 0,198)	0,176	0,14	1,09 (−0,28 a 2,49)	0,11
Feminino	0,170 (0,111 a 0,229)	< 0,001	0,75	3,28 (2,48 a 4,09)	< 0,0

⚠ Esta tabela possui muitas colunas e foi cortada para impressão. Para visualizá-la completa, acesse o artigo original em: https://revistatopicos.com.br/artigos/mortalidade-por-cancer-de-pulmao-no-maranhao-panorama-epidemiologico-de-2010-a-2024?noblockage

Nota: β = variação anual absoluta por 100 mil (regressão linear ordinária); VPA = variação percentual anual (modelo log-linear com erros-padrão HAC de Newey-West, defasagem 1); DW = estatística de Durbin-Watson.
Fonte: elaborada pelo autor com as séries do INCA/SIM, Modelo 04.

As análises de sensibilidade mostram que o crescimento feminino não depende dos anos pandêmicos nem de um subperíodo específico (Tabela 6). Com a exclusão de 2020 e 2021, a VPA feminina subiu para 3,70%, e a masculina, para 1,35%, ainda sem significância. A divisão em janelas revela, porém, um contraste que a série completa esconde. Entre 2010 e 2019, a série masculina cresceu 3,44% ao ano, com intervalo inteiramente positivo; entre 2015 e 2024, a estimativa tornou-se negativa (−1,21%) e não significativa. Entre as mulheres, a VPA desacelerou de 5,12% para 1,70% ao ano, mas manteve-se positiva e significativa nas duas janelas.

Tabela 6. Análises de sensibilidade da variação percentual anual (VPA) das taxas ajustadas, Maranhão.

Recorte	Homens: VPA % (IC95%)	p	Mulheres: VPA % (IC95%)	p
2010–2024 (série completa)	1,09 (−0,28 a 2,49)	0,119	3,28 (2,48 a 4,09)	< 0,001

Excluindo 2020 e 2021	1,35 (−0,15 a 2,88)	0,078	3,70 (2,90 a 4,51)	< 0,001
2010–2019	3,44 (1,52 a 5,40)	< 0,001	5,12 (4,29 a 5,96)	< 0,001
2015–2024	−1,21 (−3,02 a 0,63)	0,197	1,70 (0,53 a 2,88)	0,004

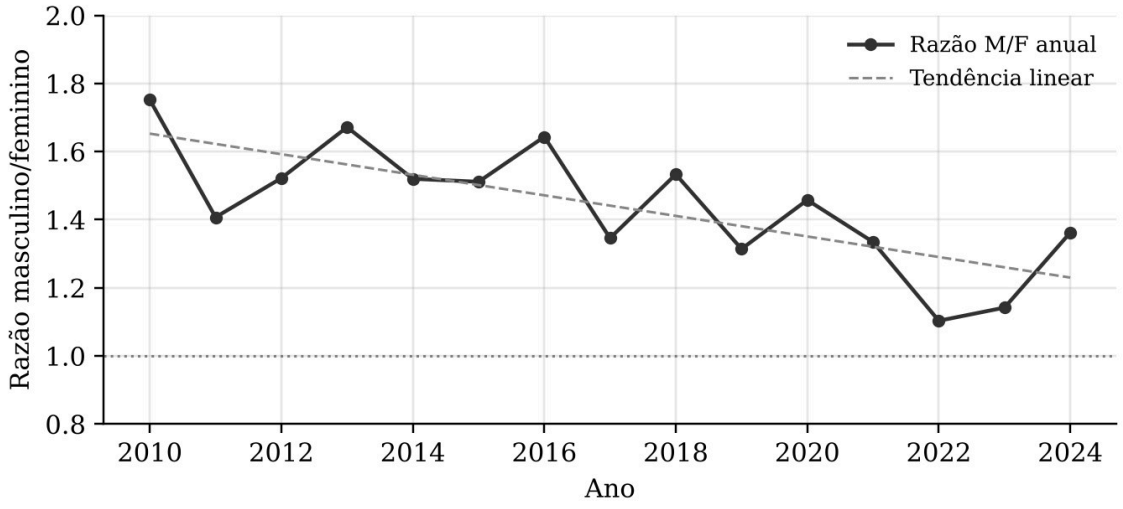
Nota: modelo log-linear com erros-padrão HAC (Newey-West, defasagem 1); janelas sobrepostas, com dez pontos cada, de caráter descritivo.
Fonte: elaborada pelo autor com as séries do INCA/SIM, Modelo 04.

4.5. Razão Entre os Sexos

A razão entre as taxas ajustadas masculina e feminina diminuiu de 1,75 em 2010 para 1,36 em 2024, e a diferença absoluta, de 3,06 para 2,35 por 100 mil. Ao longo da série, a razão variou de 1,10 (2022) a 1,75 (2010), o que torna arriscada a leitura baseada apenas nos anos extremos. A regressão linear da razão em função do ano, entretanto, estimou redução média de 0,030 por ano (IC95%: −0,047 a −0,014; p = 0,002), indicando que a aproximação entre os sexos foi sistemática.

Entre 2010 e 2016, a razão manteve-se igual ou superior a 1,41. A partir de 2017, ficou abaixo de 1,40 em seis dos oito anos, com os menores valores em 2022 (1,10) e 2023 (1,14) e recuperação parcial em 2024 (1,36), quando a taxa masculina voltou a subir (Figura 3).

Figura 3. Razão entre as taxas ajustadas masculina e feminina, Maranhão, 2010–2024. A linha pontilhada indica razão igual a 1; a tracejada, o ajuste linear.



Fonte: elaborada pelo autor com dados do INCA/SIM, Modelo 04.

5. DISCUSSÃO

5.1. A Aproximação Entre os Sexos Tem Origem Feminina

O principal achado do estudo é que a distância relativa entre homens e mulheres diminuiu de forma sistemática, e essa redução não decorreu de queda da mortalidade masculina. A série feminina cresceu em quase todo o período, com tendência robusta à exclusão dos anos pandêmicos e presente nas duas janelas analisadas, enquanto a masculina subiu até o fim da década de 2010 e deixou de crescer depois. A convergência observada no Maranhão é, portanto, uma convergência pelo aumento do risco feminino, padrão diferente daquele em que ambos os sexos declinam e a queda masculina é apenas mais rápida.

A comparação com a literatura confirma a direção, mas não a intensidade nem o contexto. Para o Brasil, o aumento da mortalidade feminina e a redução da masculina foram descritos em séries corrigidas entre 1996 e 2011 (Malta *et al.*, 2016), e as VPAs aqui estimadas, de 3,28% para as mulheres e 1,09% para os homens, guardam a mesma ordem relativa das encontradas para o país entre 1979 e 2004 (Boing; Rossi, 2007). Há, contudo, uma diferença

relevante. No Nordeste, a série feminina corrigida de Malta *et al.* (2016) não apresentou tendência significativa, ao passo que a série não corrigida crescia. O Maranhão, com dados do Atlas sem redistribuição adicional, reproduz o padrão da série não corrigida, e essa coincidência impõe cautela antes de atribuir todo o crescimento a mudança de risco.

5.2. Risco Real ou Melhoria do Registro?

Duas explicações não excludentes devem ser consideradas. A primeira é epidemiológica: a defasagem entre a disseminação do tabagismo entre mulheres e a manifestação da doença, somada a exposições ocupacionais e ambientais, pode estar produzindo agora o aumento da mortalidade feminina. As estimativas de carga atribuível a fatores ocupacionais para as unidades da federação (Girardi *et al.*, 2024) e os inquéritos de tabagismo oferecem caminhos para testar essa hipótese, mas os dados agregados deste estudo não permitem fazê-lo.

A segunda explicação é de natureza informacional. O Maranhão partiu, em 2010, de uma cobertura do registro de óbitos inferior a 80% (Rodrigues *et al.*, 2018), e o Nordeste manteve, por anos, proporções de causas mal definidas cerca de duas vezes maiores que as do Centro-Oeste. Se a certificação melhorou ao longo da década, parte dos óbitos por câncer de pulmão que antes não chegavam ao sistema ou eram classificados como mal definidos passou a ser registrada como C34. Como a correção do registro tende a pesar mais entre as mulheres, conforme a diferença de 34,2% contra 20,4% observada em 1996 (Malta *et al.*, 2016), esse mecanismo produziria exatamente o padrão encontrado: aumento mais intenso e mais regular na série feminina. A desaceleração da

VPA feminina na segunda janela, de 5,12% para 1,70%, é compatível com um efeito de registro que se esgota à medida que a cobertura se aproxima do completo, embora também seja compatível com a estabilização projetada para o país após 2025 (Reis *et al.*, 2026).

Não é possível, com os dados disponíveis, decidir entre as duas explicações, e provavelmente ambas contribuem. O que se pode afirmar é que a tendência feminina é estatisticamente robusta na série tal como registrada, e que sua interpretação como aumento do risco exige confirmação com séries corrigidas para sub-registro e causas mal definidas, aplicando-se ao Maranhão os procedimentos já utilizados em âmbito nacional.

5.3. A Série Masculina e o Efeito da Pandemia

A ausência de tendência significativa entre os homens não significa estabilidade ao longo de todo o período. A análise por janelas mostrou crescimento até 2019 e trajetória sem direção definida depois, de modo que um modelo linear único para quinze anos dilui dois comportamentos distintos. As projeções nacionais apontam queda das taxas ajustadas masculinas em todas as regiões, mais moderada no Norte e no Nordeste (Reis *et al.*, 2026); no Maranhão, a série recente ainda não exibe esse declínio, e o valor de 2024, o segundo mais alto do período, recomenda acompanhar os próximos anos antes de qualquer conclusão sobre estabilização.

A queda simultânea das duas séries em 2020 é coerente com o déficit nacional de cerca de 10% nos óbitos com câncer como causa básica naquele ano (Jardim *et al.*, 2022). A explicação mais provável é o deslocamento da causa básica para a covid-19 em pessoas com câncer avançado, e não uma redução real do risco. O fato de a série

feminina ter retomado o crescimento já em 2021 e alcançado os maiores valores em 2022 e 2023 reforça essa leitura, e a exclusão de 2020 e 2021 apenas acentuou as estimativas de tendência.

5.4. Envelhecimento, Demanda Assistencial e Cuidado no Fim da Vida

A concentração de 77,3% dos óbitos a partir dos 60 anos e de quase metade a partir dos 70 define o perfil da demanda que a rede de atenção oncológica do estado precisa absorver. Trata-se, em grande parte, de pessoas com comorbidades, limitações funcionais e trajetória de doença que frequentemente exige decisões sobre a intensidade do tratamento. A articulação entre atenção primária, investigação diagnóstica, oncologia clínica, radioterapia, cirurgia torácica e cuidados paliativos é, para esse grupo, tão determinante quanto o acesso ao tratamento antineoplásico.

Esse perfil não autoriza a recomendação de rastreamento por tomografia para todas as pessoas idosas. As diretrizes internacionais delimitam a indicação por idade e carga tabágica e exigem a ponderação de benefícios e danos (US Preventive Services Task Force, 2021), e sua adoção em programas locais depende de evidências, viabilidade assistencial e diretrizes aplicáveis ao Brasil. O achado de maior número de óbitos femininos que masculinos entre 30 e 49 anos, ainda que pequeno e sem taxas específicas por sexo, sugere examinar se há mulheres jovens adoecendo fora dos critérios clássicos de exposição tabágica, questão que só dados individuais poderão responder.

O envelhecimento populacional fará crescer o número de óbitos mesmo que as taxas ajustadas se estabilizem, como projetado para

o país (Reis *et al.*, 2026). Para o planejamento, isso significa que leitos, consultas especializadas e equipes de cuidados paliativos devem ser dimensionados pelos totais, e não pelas taxas. Como o local do óbito não foi avaliado, não se sabe se a maioria das mortes no Maranhão ocorre em hospital, como no conjunto do país (Silva *et al.*, 2024), nem se o perfil local se aproxima do observado nas regiões de menor desenvolvimento humano, onde a proporção de óbitos domiciliares tende a ser maior. Essa variável, disponível no SIM, é prioritária para estudos posteriores.

5.5. Implicações para a Vigilância e a Gestão

Os resultados sustentam três recomendações operacionais. A primeira é monitorar a mortalidade separadamente por sexo, porque a média de ambos os sexos esconderia exatamente o fenômeno mais relevante da série, que é o crescimento feminino. A segunda é qualificar o preenchimento da declaração de óbito e acompanhar a proporção de causas mal definidas no estado, sem o que nenhuma tendência poderá ser interpretada com segurança. A terceira é articular a vigilância do tabagismo, com atenção às mulheres, à avaliação do acesso ao diagnóstico, uma vez que o estadiamento tardio é mais frequente entre grupos com menor escolaridade e entre pessoas não brancas (Campos *et al.*, 2024). O controle do tabagismo permanece prioritário pela associação estabelecida com o câncer de pulmão, embora este estudo não avalie a efetividade de programas estaduais nem estime a fração atribuível ao tabaco.

5.6. Limitações

Os dados são secundários e agregados, sujeitos a sub-registro e a erros de classificação, e não foram corrigidos; mudanças na

investigação de causas mal definidas e no acesso a exames diagnósticos podem ter alterado a proporção de óbitos classificados em C34 ao longo do período. Não havia variáveis individuais, como raça/cor, escolaridade, tabagismo, estadiamento, tratamento, sobrevida ou local do óbito, e a agregação estadual impede identificar desigualdades entre municípios e regiões de saúde, para as quais seriam necessárias técnicas de suavização de taxas em populações pequenas.

A distribuição etária refere-se ao total do período e não permite inferir mudanças anuais por idade, e as taxas específicas por sexo e idade não foram extraídas. Com 15 pontos por sexo, a inferência é sensível à especificação do modelo e à autocorrelação; as janelas de sensibilidade se sobrepõem e não substituem um teste formal de ponto de inflexão, como o da regressão segmentada. O arredondamento das taxas em duas casas decimais introduz pequena imprecisão nas regressões. Por fim, o desfecho restringiu-se ao código C34, e comparações com estudos que incluem C33 ou que adotam outra população padrão requerem harmonização prévia.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A mortalidade por câncer de brônquios e pulmões no Maranhão entre 2010 e 2024 concentrou-se em homens e em pessoas com 60 anos ou mais, mas a característica mais relevante da série foi o crescimento sustentado da taxa feminina, de 3,28% ao ano, robusto à exclusão dos anos pandêmicos. A série masculina cresceu até 2019 e não apresentou tendência definida nos anos seguintes. Em consequência, a razão entre as taxas masculina e feminina caiu de

forma sistemática, e essa aproximação resultou do aumento do risco registrado entre as mulheres, e não de redução entre os homens.

O objetivo de caracterizar o panorama estadual foi atingido quanto a magnitude, idade, sexo e evolução temporal. Os dados agregados, contudo, não permitem separar o efeito de mudanças no risco do efeito da melhoria do registro de óbitos, que no Maranhão partiu de patamar baixo no início da década, nem identificar desigualdades entre municípios. O estudo indica a necessidade de vigilância contínua com a mesma definição de causa e o mesmo padrão de ajuste, de prevenção do tabagismo com atenção às mulheres e de acesso oportuno à atenção oncológica e aos cuidados paliativos para uma população que envelhece.

Três desdobramentos são prioritários: aplicar ao Maranhão a correção de sub-registro e a redistribuição de causas mal definidas, para verificar se a tendência feminina se mantém; comparar o estado com o Nordeste e o Brasil sob critérios idênticos de código, período e população padrão; e analisar as regiões de saúde, o local do óbito e a articulação do SIM com os registros hospitalares de câncer e com os inquéritos sobre tabagismo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOING, Antonio Fernando; ROSSI, Tiana Fávero. Tendência temporal e distribuição espacial da mortalidade por câncer de pulmão no Brasil entre 1979 e 2004: magnitude, padrões regionais e diferenças entre sexos. **Jornal Brasileiro de Pneumologia,** Brasília, v. 33, n. 5, p. 544-551, 2007. DOI: https://doi.org/10.1590/S1806-37132007000500009.

BRAY, Freddie *et al.* Global cancer statistics 2022: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185

countries. **CA: A Cancer Journal for Clinicians,** v. 74, n. 3, p. 229-263, 2024. DOI: https://doi.org/10.3322/caac.21834.

CAMPOS, Mônica Rodrigues *et al.* Smoking, mortality, access to diagnosis, and treatment of lung cancer in Brazil. **Revista de Saúde Pública,** São Paulo, v. 58, p. 18, 2024. DOI: https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2024058005704.

FERREIRA, Patrícia Chatalov *et al.* Mortality from malignant neoplasms at home and in hospitals in Brazil, 2002-2022: sociodemographic characteristics and temporal trends. **Revista Brasileira de Epidemiologia,** São Paulo, v. 28, e250021, 2025. DOI: https://doi.org/10.1590/1980-549720250021.

GIRARDI, Flávia A. *et al.* The burden of lung cancer and mortality attributable to occupational risk factors between 1990 and 2019 in Brazil and federative units. **Public Health,** v. 235, p. 94-101, 2024. DOI: https://doi.org/10.1016/j.puhe.2024.06.035.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER (Brasil). **Atlas On-line de Mortalidade por Câncer.** Rio de Janeiro: INCA, 2026b. Disponível em: https://mortalidade.inca.gov.br/MortalidadeWeb/. Acesso em: 31 out. 2026.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER (Brasil). **Estimativa 2026-2028:** incidência de câncer no Brasil. Rio de Janeiro: INCA, 2026a. Disponível em: https://ninho.inca.gov.br/jspui/handle/123456789/17914. Acesso em: 31 out. 2026.

JARDIM, Beatriz Cordeiro; MIGOWSKI, Arn; CORRÊA, Flávia de Miranda; SILVA, Gulnar Azevedo e. Covid-19 in Brazil in 2020: impact

on deaths from cancer and cardiovascular diseases. **Revista de Saúde Pública,** São Paulo, v. 56, p. 22, 2022. DOI: https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056004040.

MALTA, Deborah Carvalho *et al.* Trends in corrected lung cancer mortality rates in Brazil and regions. **Revista de Saúde Pública,** São Paulo, v. 50, p. 33, 2016. DOI: https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2016050006209.

REIS, Rejane de Souza *et al.* Projections for lung cancer mortality in Brazil by 2045: a regional analysis. **Cadernos de Saúde Pública,** Rio de Janeiro, v. 42, e00199725, 2026. DOI: https://doi.org/10.1590/0102-311XEN199725.

RODRIGUES, Nádia Cristina Pinheiro *et al.* Fatores de risco associados aos óbitos por causas mal definidas nos estados do Brasil: uma análise multinível. **Ciência & Saúde Coletiva,** Rio de Janeiro, v. 23, n. 11, p. 3979-3988, 2018. DOI: https://doi.org/10.1590/1413-812320182311.27182016.

SILVA, Jessé Lopes da *et al.* Exploring factors and trends in place of death by cancer: a population-based study in Brazil. **The Lancet Regional Health – Americas,** v. 34, 100764, 2024. DOI: https://doi.org/10.1016/j.lana.2024.100764.

SUNG, Hyuna *et al.* Global cancer statistics 2024: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 34 cancers in 186 countries. **CA: A Cancer Journal for Clinicians,** v. 76, n. 4, e70090, 2026. DOI: https://doi.org/10.3322/caac.70090.

US PREVENTIVE SERVICES TASK FORCE. Screening for lung cancer: US Preventive Services Task Force recommendation statement.

JAMA, Chicago, v. 325, n. 10, p. 962-970, 2021. DOI: https://doi.org/10.1001/jama.2021.1117.

---

[1] Discente do Curso de Medicina da Universidade Estadual da Região Tocantina do Maranhão (UEMASUL), *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[2] Discente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[3] Discente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[4] Discente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[5] Discente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[6] Discente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[7] Discente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail.

[8] Docente do Curso de Medicina da UEMASUL, *Campus* Imperatriz. E-mail: acesse o artigo original para visualizar o e-mail. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-6979-1184. Lattes: http://lattes.cnpq.br/2261911621272178.