

Tendência da Mortalidade por Câncer do Colo do Útero no Brasil e Regiões, 2004 a 2023

Darlan Henrique Nascimento da Silva¹, Marcello Montillo Provenza²

¹Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil
(h.darlan0517@gmail.com)

²Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil

Resumo: Analisou-se a tendência da mortalidade por câncer de colo do útero no Brasil e regiões entre 2004 e 2023. Estudo ecológico de séries temporais com dados do SIM e regressão Joinpoint. Observou-se queda na taxa nacional, mas com persistentes desigualdades regionais e sociodemográficas, com as maiores taxas concentradas na região Norte e em mulheres negras. Os resultados mostram a iniquidade no controle da doença, indicando a necessidade de políticas focadas para reduzir as disparidades existentes.

Palavras-chave: Colo do Útero; Mortalidade; Tendência; Desigualdades; Joinpoint.

INTRODUÇÃO

Câncer é o nome genérico para um conjunto de mais de 100 doenças que têm em comum o crescimento desordenado de células, que invadem tecidos e órgãos. Uma das formas mais significativas desta patologia em mulheres é o câncer do colo do útero, uma neoplasia maligna localizada na porção inferior do útero. Este estudo foca especificamente nos óbitos registrados sob o código C53 da Classificação Internacional de Doenças (CID-10), que corresponde à neoplasia maligna do colo do útero. No Brasil, ele representa um expressivo desafio para a saúde pública, sendo o terceiro tipo de câncer mais incidente entre as mulheres, desconsiderando o câncer de pele não melanoma, com uma estimativa de 17.010 novos casos para cada ano do triênio 2023 a 2025 (Instituto Nacional de Câncer, 2022).

Embora seja uma neoplasia amplamente prevenível por meio da vacinação contra o Papilomavírus Humano (HPV) e do rastreamento de lesões precursoras, o país ainda registra taxas de mortalidade elevadas, que se distribuem de forma desigual entre suas diferentes regiões (Ferrari et al., 2025). Essa heterogeneidade reflete não apenas as dimensões continentais do território, mas também as profundas iniquidades sociais e de acesso aos serviços de saúde.

As estratégias de controle da doença, como o Programa Nacional de Imunizações (PNI), que incluiu a vacina contra o HPV em 2014, e as diretrizes para o rastreamento organizado, buscam reduzir o impacto desta neoplasia na população feminina (Instituto Nacional de Câncer, 2016). No entanto, o monitoramento contínuo das tendências de mortalidade é essencial para avaliar a efetividade dessas políticas públicas e para identificar áreas e populações que necessitam de ações prioritárias. A

análise de séries temporais longas permite compreender a evolução do cenário epidemiológico, oferecendo subsídios para o planejamento e a gestão em saúde.

Este estudo tem como objetivo analisar a tendência temporal da mortalidade por câncer de colo do útero no Brasil e em suas cinco regiões, entre os anos de 2004 e 2023, com foco na descrição do perfil sociodemográfico, considerando as variações por raça/cor, escolaridade e faixa etária das mulheres que foram a óbito.

MATERIAL E MÉTODOS

Trata-se de um estudo ecológico de séries temporais que analisou dados secundários de mortalidade, obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), gerenciado pelo Departamento de Informática do SUS (DATASUS). Para garantir a consistência e a comparabilidade das estimativas, foram aplicadas técnicas de padronização e métodos estatísticos específicos para análise de tendência. Além disso, empregou-se um fluxo automatizado para aquisição e pré-processamento dos microdados, utilizando ferramentas desenvolvidas para o ambiente R, o que possibilitou maior eficiência e reprodutibilidade na organização das informações.

As análises estatísticas foram conduzidas utilizando os softwares Joinpoint Regression Program (versão 5.3.0.0 - Novembro de 2014) e R (versão 4.4.2) (R Core Team, 2024) por meio do ambiente RStudio.

AQUISIÇÃO E PRÉ-PROCESSAMENTO DOS DADOS

Os dados de mortalidade foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), disponibilizado pelo Departamento de Informática do



SUS (DATASUS). Para isso, utilizou-se o pacote microdatasus no ambiente R, que permite o download direto dos arquivos de microdados no formato DBC e seu pré-processamento automatizado.

A função principal para aquisição é `fetch_datasus()`, que acessa os servidores do DATASUS e realiza o download dos arquivos conforme parâmetros definidos pelo usuário, como período (`year_start`, `year_end`), unidade federativa (`uf`) e sistema de informação (`information_system`). Esses arquivos são importados internamente pelo pacote `read.dbc` e armazenados temporariamente no ambiente R.

Após a importação, os dados foram submetidos à função `process_sim()`, específica para o SIM, que executa a conversão dos campos para seus formatos corretos (texto, numérico ou categórico) e aplica rótulos às variáveis categóricas, conforme os arquivos de definição do TabWin. A abordagem segue as recomendações metodológicas descritas por Saldanha et al. (2019).

Para complementar as análises, foram utilizadas as projeções populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que representam as estimativas mais atualizadas para os anos intercensitários. Essas projeções fornecem a distribuição populacional por faixa etária, sexo e unidade da federação, permitindo calcular taxas ajustadas e comparáveis entre regiões e períodos. As informações foram obtidas diretamente do portal do IBGE, que disponibiliza séries históricas e projeções demográficas para todo o território nacional.

A integração dessas bases assegura maior precisão nas estimativas, pois considera a estrutura etária da população brasileira e suas variações regionais ao longo do tempo, fator essencial para análises epidemiológicas robustas.

CRITÉRIOS DE SELEÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS DE MORTALIDADE

Para garantir a consistência das análises, foram aplicados filtros específicos aos microdados do SIM. Inicialmente, foram incluídos apenas os registros cuja causa básica do óbito corresponde à neoplasia maligna do colo do útero (CID-10: C53).

Em seguida, os dados foram agregados por Brasil e suas cinco regiões geográficas, considerando também os estados para permitir análises comparativas.

As variáveis selecionadas para este estudo foram:

- (I) Ano do óbito: para construção da série temporal (2004–2023);
- (II) Causa básica (CID-10 C53): critério principal de inclusão;
- (III) Unidade da Federação: para análise das desigualdades regionais;

(IV) Raça/cor da pele: categorizada conforme classificação do IBGE, com a agregação das categorias “preta” e “parda” no grupo “mulheres negras”;

(V) Faixa etária: geral e definida em intervalos específicos (00–24, 25–34, 35–44, 45–54, 55–64, 65 anos ou mais), permitindo observar a mortalidade dentro e fora da faixa etária alvo para rastreamento citopatológico (25–64 anos).

Após a aplicação dos filtros, os dados foram tratados para padronização das categorias, mantendo a integridade das análises.

CÁLCULO DAS TAXAS DE MORTALIDADE

As taxas brutas de mortalidade foram calculadas pelo método direto, utilizando como numerador o número de óbitos por câncer do colo do útero (CID-10: C53) e como denominador a população feminina correspondente ao período e região analisada. As taxas foram expressas por 100.000 mulheres.

Para reduzir o efeito das diferenças na estrutura etária entre regiões e ao longo do tempo, aplicou-se o método de padronização direta, utilizando como referência a população padrão mundial proposta por Segi (1960). Essa população padrão distribui os grupos etários em intervalos de cinco anos (0–4, 5–9, ..., 75+), com pesos específicos por 100.000 habitantes, garantindo comparabilidade internacional e temporal.

O cálculo das taxas ajustadas seguiu a fórmula:

$$\text{Taxa ajustada} = \frac{\sum(w_i \times r_i)}{w_i} \quad (1)$$

Onde:

w_i = peso da população padrão para a faixa etária i ;

r_i = taxa específica de mortalidade para a faixa etária i .

Essa abordagem permite interpretar as tendências sem a influência do envelhecimento populacional, fator relevante para séries temporais longas. A escolha da população padrão de Segi é amplamente recomendada em estudos epidemiológicos internacionais e nacionais, por sua consistência e uso histórico em análises de câncer.

ANÁLISE DAS TENDÊNCIAS TEMPORAIS

Para a análise das tendências temporais, utilizou-se o método de regressão por pontos de inflexão (Joinpoint regression), por meio do software Joinpoint Regression Program (National Cancer Institute, 2024). O modelo foi configurado para identificar tendências com até três pontos de inflexão (joinpoints), sendo o modelo final selecionado com base no melhor ajuste estatístico. Embora os testes de Durbin–Watson tenham indicado autocorrelação fraca no Sul e no Centro-Oeste, optou-se por manter a



especificação que considera a estrutura de erro (via opção de erro padrão no Joinpoint) para garantir maior robustez das estimativas. Essa decisão baseia-se em recomendações metodológicas do Joinpoint, que sugerem ponderar a variabilidade quando disponível e realizar análises de sensibilidade em caso de suspeita de autocorrelação, especialmente em séries temporais curtas. Para cada segmento de tendência definido pelos joinpoints, calculou-se a Variação Percentual Anual (Annual Percentage Change - APC), cuja significância estatística foi avaliada com um nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$). A fim de sintetizar a tendência para todo o período estudado, calculou-se a Variação Percentual Anual Média (Average Annual Percentage Change - AAPC), que corresponde a uma média geométrica ponderada dos valores de APC. Para a descrição dos resultados, os termos “aumento” ou “redução” foram utilizados para designar tendências estatisticamente significativas (p-valor < 0,05), enquanto o termo “estável” foi empregado para tendências que não apresentaram significância estatística.

REGRESSÃO JOINPOINT

No presente estudo, foi modelado a série anual x_i sobre a escala logarítmica das taxas $y_i = \ln(\text{taxa}_i)$, o que torna a inclinação de cada segmento diretamente interpretável como variação percentual anual. A formulação matemática do modelo com k pontos de inflexão $q_1 < \dots < q_k$ impõe segmentos lineares contínuos conectados por “dobras” “funções hinge”, de modo que a média condicional satisfaça

$$\mathbb{E}[y_i | x_i] = \beta_0 + \beta_1 x_i + \sum_{j=1}^k \delta_j (x_i - q_j)_+,$$

$$(x)_+ \equiv \max(0, x). \quad (2)$$

Nessa parametrização, β_1 é a inclinação do primeiro segmento e $\beta_1 + \delta_1 + \dots + \delta_j$ é a inclinação no segmento $j + 1$. A continuidade é garantida pela construção com termos hinge, evitando saltos na reta média nos q_j . Essa é a formulação padrão adotada no Joinpoint Regression Program, cujo ajuste para um k fixo utiliza busca em grade, grid search, nos candidatos a q_j , escolhendo a combinação que minimiza a soma de quadrados dos resíduos do modelo, ou sua versão ponderada, o que fornece estimativas consistentes dos parâmetros e permite derivar intervalos de confiança aproximados para os pontos de inflexão (Kim et al., 2000).

A seleção do número de joinpoints segue o procedimento sequencial proposto por Kim et al. (2000) com testes de permutação. Para comparar, por exemplo, k_0 versus k_1 joinpoints ($k_1 > k_0$), ajusta-se o modelo nulo (k_0) e obtêm-se os resíduos. Então, constroem-se amostras permutadas ao embaralhar novamente os resíduos, ou resíduos escalados, somados à média prevista sob H_0 , e em cada amostra ajusta-se o modelo alternativo (k_1) por busca em

grade. A estatística de teste compara a razão de ajustes entre nulo e alternativo, equivalente a um F monotônico, e o p-valor é a fração de réplicas Monte Carlo em que a estatística permutada excede a observada. Para controlar o erro tipo I ao longo da sequência de comparações, aplica-se correção de Bonferroni ao nível de cada teste, assegurando nível global $\leq \alpha$. Essa estratégia garante boa calibração dos p-valores e é a base do comportamento inferencial do Joinpoint em séries anuais de incidência e mortalidade.

Como foram trabalhadas as taxas ajustadas por idade, frequentemente derivadas de contagens Poisson e populações denominadoras variáveis, a variância de $y_i = \ln(\text{taxa}_i)$ não é constante. Aproximando via delta method, $\text{Var}(y_i) \approx 1/(n_i \lambda_i)$, o que motiva mínimos quadrados ponderados (WLS) com pesos $w_i \approx 1/\text{Var}(y_i)$. Para taxas ajustadas por idade, quando $y_i = \ln(\sum_a c_a Z_{ia}/n_{ia})$, com c_a os pesos do padrão, obtém-se $\text{Var}(y_i) \approx [\sum_a c_a^2 z_{ia}/n_{ia}^2] / (\sum_a c_a z_{ia}/n_{ia})^2$, levando a pesos específicos por ano. No teste de permutação, permutam-se então resíduos escalados por $\text{Var}(y_i)^{-1/2}$, o que corrige a heterocedasticidade e, em simulações, melhora simultaneamente tamanho e poder do teste comparado à versão não ponderada. Em casos com $z_i = 0$, adota-se uma regularização mínima para evitar pesos infinitos.

A interpretação epidemiológica das inclinações na escala log é direta. Se a inclinação do segmento é β , então a APC para aquele intervalo é $\text{APC} = 100 [\exp(\beta) - 1]\%$ ao ano, com intervalos de confiança obtidos por transformação do IC de β . Para resumir o período total, a AAPC equivale à média geométrica ponderada dos segmentos, pesos proporcionais à duração de cada segmento dentro do intervalo de interesse $\text{AAPC} = 100 [\exp(\sum_j w_j \beta_j) - 1]$. Essa construção garante coerência entre os segmentos do modelo e a síntese global.

Por fim, cabe notar que a combinação de escala log-linear, busca em grade para localizar os pontos de inflexão, testes de permutação com correção por múltiplas comparações e ponderação por variâncias, constitui a base para análise de tendências em incidência e mortalidade por câncer. Esses componentes, adotados aqui com até três joinpoints, fornecem estimativas de APC e AAPC bem calibradas e permitem caracterizar mudanças de tendência com robustez inferencial e interpretação clara para a vigilância em saúde (Kim et al., 2000; National Cancer Institute, 2024).

Por se tratar de dados secundários de domínio público, este estudo não foi submetido à apreciação de um Comitê de Ética em Pesquisa, de acordo com a

Resolução n.º 510, de 7 de abril de 2016, do Conselho Nacional de Saúde.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise dos valores absolutos de óbitos por câncer do colo do útero no Brasil entre 2004 e 2023 revelou um crescimento consistente ao longo dos anos, passando de 4.391 registros em 2004 para 7.209 em 2023, o que representa um aumento de aproximadamente 64% em duas décadas. Entre as regiões, destacou-se o Nordeste, que apresentou os maiores números absolutos durante todo o período, variando de 1.131 casos em 2004 para 2.218 em 2023. O Sudeste também apresentou valores elevados, partindo de 1.783 óbitos em 2004 para 2.380 em 2023. O Norte e o Sul mostraram perfis intermediários, com números absolutos próximos entre si. O Centro-Oeste apresentou os menores valores absolutos em todo o período, variando de 333 casos em 2004 para 588 em 2023.

A idade das mulheres ao óbito manteve-se relativamente estável entre 2004 e 2023, como esperado. Tanto para as médias, quanto para as medianas, o comportamento basicamente se repete com pequenas variações, com diferença de aproximadamente 1 ano entre o início e o final do período. Indicando que não houve mudança expressiva no perfil etário de mortalidade, concentrado entre 51 e 58 anos.

No Brasil, a distribuição dos óbitos por câncer do colo do útero ao longo das faixas etárias mostrou maior concentração em mulheres com 65 anos ou mais (32,2%), seguidas pelas faixas de 45 a 54 anos (22,1%) e 55 a 64 anos (20,9%). Juntas, essas três categorias responderam por mais de 75% das mortes registradas, evidenciando que a mortalidade se concentra principalmente em mulheres de meia-idade e idosas. A análise regional confirma esse padrão, com predominância dos óbitos em mulheres com 65 anos ou mais em todas as regiões, variando de 27,6% no Norte a 33,9% no Nordeste. Já as mulheres entre 45 e 54 anos mantiveram percentuais semelhantes entre regiões (em torno de 22%), reforçando a consistência do perfil etário.

Em relação à variável raça/cor da pele, observou-se que, no Brasil, mais da metade dos óbitos por câncer do colo do útero no período analisado ocorreu entre mulheres negras (pretas e pardas), representando 52,3% do total. Em contrapartida, as mulheres brancas corresponderam a 42,6% dos registros. Esse padrão se manteve em quase todas as regiões do país, com exceção do Sul e do Sudeste, onde a mortalidade predominou entre mulheres brancas (83,0% e 53,9%, respectivamente). No outro extremo, destaca-se a região Norte, onde 79,5% dos óbitos foram registrados entre mulheres negras, seguida pelo Nordeste (71,2%) e pelo Centro-Oeste (57,0%). Os óbitos de mulheres

indígenas apresentaram baixa representatividade nacional (0,5%), mas no Norte essa participação foi relativamente maior (2,0%). Casos sem informação corresponderam a aproximadamente 4,2% do total.

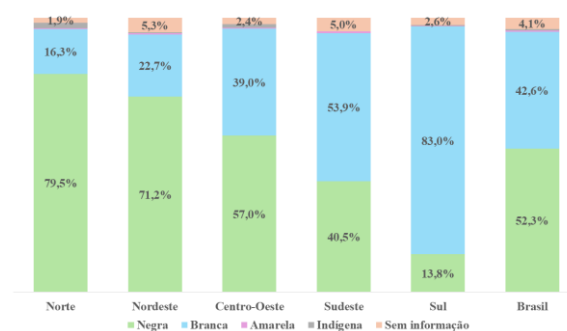


Figura 1: Percentual de mulheres para câncer de colo do útero, por raça/cor da pele, no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023.

Nota: As categorias de raça/cor “Amarela” e “Indígena” foram omitidas da representação gráfica por apresentarem proporções consistentemente inferiores a 2% em todas as localidades, visando a clareza da visualização.

No Brasil, a análise por nível de escolaridade mostrou que a maior proporção de óbitos por câncer do colo do útero ocorreu entre mulheres com 4 a 7 anos de estudo (22,2%), seguidas pelas com 1 a 3 anos (21,3%) e aquelas sem instrução formal (16,1%). Em conjunto, esses grupos com baixa escolaridade concentraram mais da metade dos óbitos no país, evidenciando a relação entre menor nível educacional e maior vulnerabilidade para a doença. As mulheres com escolaridade intermediária, de 8 a 11 anos, representaram 16,5% dos óbitos, enquanto as de nível mais alto (12 anos ou mais) corresponderam a apenas 4,7%. Registros sem informação de escolaridade somaram aproximadamente 19,1% do total. Em termos regionais, observou-se maior concentração de óbitos entre mulheres sem escolaridade no Nordeste (24,5%) e no Norte (19,6%), contrastando com valores menores no Sul (9,0%) e no Sudeste (10,2%). Já os percentuais de mulheres com 4 a 7 anos de estudo foram mais elevados no Sul (27,8%) e no Sudeste (23,5%). A presença de registros sem informação foi relativamente alta em todas as regiões, variando de 8,5% no Norte até 21,9% no Nordeste, o que deve ser considerado como limitação na interpretação.

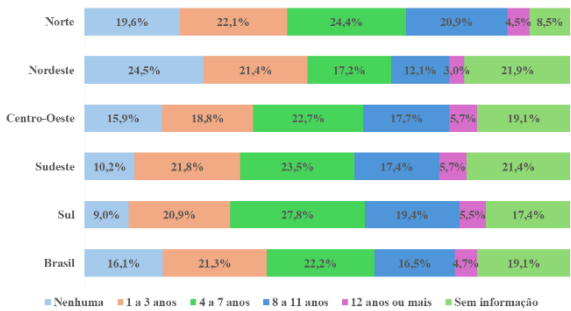


Figura 2: Percentual de mulheres para câncer de colo do útero por anos de escolaridade, no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023.

Ao analisar as taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil entre 2004 e 2023, observa-se uma tendência de crescimento contínuo. A taxa nacional passou de 4,69 por 100 mil mulheres em 2004 para 6,65 em 2023. Entre as regiões, o Norte apresentou de forma persistente as maiores taxas do Brasil, saltando de 5,84 em 2004 para 10,24 em 2023, chegando a ultrapassar a marca de 10 mortes por 100 mil mulheres em diversos anos após 2013. Essa região se destaca como a mais crítica, mantendo um patamar quase duas vezes superior à média nacional. O Nordeste também mostrou crescimento expressivo, partindo de 4,33 em 2004 e alcançando 7,57 em 2023, consolidando-se como a segunda região com maiores taxas e apresentando trajetória ascendente ao longo de praticamente todo o período. O Centro-Oeste apresentou comportamento semelhante, variando de 5,05 em 2004 para 6,87 em 2023, com oscilações intermediárias, mas mantendo-se acima da média nacional em quase todos os anos. No caso do Sul, as taxas se mantiveram relativamente próximas à média nacional, mas também com tendência de alta: de 5,37 em 2004 para 6,83 em 2023, destacando-se um crescimento mais nítido a partir de 2015. Por outro lado, o Sudeste foi a região com os menores valores ao longo da série, variando entre 4,05 em 2006 e 5,22 em 2023. Ainda que tenha apresentado crescimento, sua taxa permaneceu abaixo da média nacional em todo o período.

Na Tabela 1, a variação absoluta é a diferença direta entre a taxa de 2023 e a taxa de 2004, enquanto a variação percentual corresponde a essa diferença dividida pela taxa de 2004 e multiplicada por cem, indicando o quanto a taxa cresceu, em termos relativos, ao longo do período. A tabela sintetiza a evolução das taxas brutas por região entre 2004 e 2023 e mostra um incremento nacional de quarenta e um vírgula oito por cento. Em outras palavras, a taxa passou de 4,69 por 100 mil mulheres em 2004 para 6,65 por 100 mil em 2023. O Norte e o Nordeste apresentaram os maiores aumentos relativos, próximos de setenta e cinco por cento, e mantiveram

os níveis mais elevados da série, com picos registrados em 2022. O Centro-Oeste e o Sul exibiram crescimentos intermediários, enquanto o Sudeste permaneceu com os menores níveis durante todo o período, apesar de um aumento moderado de 17,6%.

Tabela 1. Taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil e regiões, variação absoluta e relativa para os anos de 2004 e 2023.

Região	2004	2023	Variação absoluta	Variação percentual
Brasil	4,69	6,65	1,96	41,8%
Norte	5,84	10,24	4,40	75,3%
Nordeste	4,33	7,57	3,24	74,8%
Centro-Oeste	5,05	6,87	1,82	36,0%
Sul	5,37	6,83	1,46	27,2%
Sudeste	4,44	5,22	0,78	17,6%

Em 2023, as taxas brutas específicas por cem mil habitantes aumentam de forma contínua conforme a idade em todas as regiões. No Brasil, os valores passam de 0,08 em 00 a 24 anos para 3,25 em 25 a 34 anos, 7,98 em 35 a 44 anos, 10,54 em 45 a 54 anos, 12,44 em 55 a 64 anos e atingem 18,03 em 65 anos ou mais. O Norte apresenta os níveis mais elevados em todas as faixas, chegando a 43,36 em 65 anos ou mais e mantendo patamares altos em 55 a 64 anos com 24,72 e em 45 a 54 anos com 22,16. O Sudeste concentra as menores taxas na maior parte das idades, com 13,25 em 65 anos ou mais, enquanto o Sul registra 15,87 nessa faixa. Nordeste e Centro Oeste encontram-se em patamar intermediário, com 22,21 e 22,13 em 65 anos ou mais, respectivamente. Em todas as regiões, a faixa de 00 a 24 anos permanece próxima de zero, mostrando a forte concentração do risco nas idades mais avançadas.

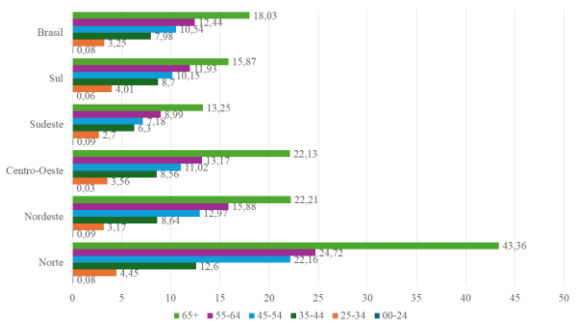


Figura 3: Taxas brutas específicas por faixa etária para 100.000 mulheres por câncer de colo do útero em 2023 no Brasil e regiões.

Ao analisar as taxas ajustadas de mortalidade por câncer do colo do útero entre 2004 e 2023, observa-se que, diferentemente das taxas brutas, o Brasil manteve valores relativamente estáveis, variando entre 4,41 e 4,83 por 100 mil mulheres ao longo da série. Isso sugere que parte do aumento observado nas taxas brutas está relacionado ao envelhecimento populacional, e não apenas ao crescimento da mortalidade em si. Entre as regiões, o Norte se manteve como a mais crítica, com taxas consistentemente mais elevadas que o restante do país, variando de 8,38 em 2005 a 10,85 em 2017, sempre acima do dobro da média nacional. O Nordeste também apresentou taxas elevadas, embora em menor magnitude, partindo de 4,81 em 2004 e alcançando valores próximos de 5,84 em 2022, com oscilações que acompanham a tendência nacional, mas quase sempre acima da média do Brasil. No Centro-Oeste, as taxas ajustadas oscilaram bastante, entre 4,65 em 2021 e 6,06 em 2004, mantendo-se geralmente acima da média nacional, ainda que com tendência de queda nos anos mais recentes. Já o Sul e o Sudeste concentraram os menores valores. No Sul, as taxas variaram de 3,76 em 2014 a 5,06 em 2004, permanecendo próximas ou ligeiramente acima da média nacional. No Sudeste, os valores foram os mais baixos durante todo o período, partindo de 4,21 em 2004 e atingindo mínimo de 3,13 em 2014, voltando a crescer levemente para 3,55 em 2023. De forma geral, as taxas ajustadas reforçam o caráter persistente da desigualdade regional, especialmente pela manutenção de patamares elevados no Norte e Nordeste, em contraste com o Sudeste, que apresenta consistentemente os menores índices de mortalidade padronizada.

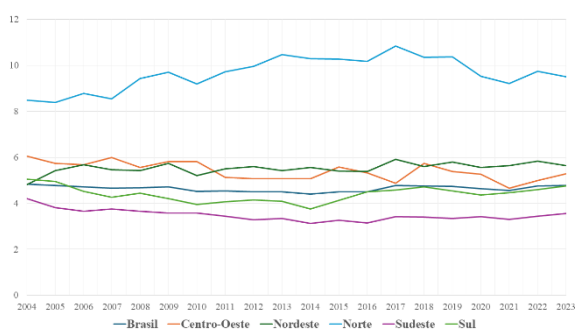


Figura 4: Taxas ajustadas para 100.000 mulheres por câncer de colo do útero, no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023.

Tabela 2. Taxas ajustadas de mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023.

Regiões	2004	2005	2006	2007	2008
Brasil	4,83	4,77	4,72	4,66	4,67
Centro-Oeste	6,06	5,73	5,67	6,00	5,57
Nordeste	4,81	5,42	5,67	5,47	5,42
Norte	8,48	8,38	8,79	8,55	9,42
Sudeste	4,21	3,81	3,65	3,75	3,66
Sul	5,06	4,96	4,53	4,26	4,45

Regiões	2009	2010	2011	2012	2013
Brasil	4,71	4,52	4,54	4,51	4,51
Centro-Oeste	5,82	5,82	5,12	5,08	5,07
Nordeste	5,73	5,21	5,51	5,60	5,42
Norte	9,71	9,20	9,73	9,95	10,46
Sudeste	3,57	3,57	3,45	3,28	3,34
Sul	4,21	3,96	4,07	4,15	4,08



Regiões	2014	2015	2016	2017	2018
Brasil	4,41	4,51	4,50	4,78	4,76
Centro-Oeste	5,08	5,59	5,32	4,88	5,73
Nordeste	5,56	5,41	5,38	5,92	5,61
Norte	10,29	10,27	10,18	10,85	10,35
Sudeste	3,13	3,26	3,15	3,42	3,41
Sul	3,76	4,13	4,50	4,57	4,72

Regiões	2019	2020	2021	2022	2023
Brasil	4,73	4,63	4,56	4,75	4,78
Centro-Oeste	5,39	5,27	4,65	5,00	5,29
Nordeste	5,80	5,57	5,64	5,84	5,64
Norte	10,37	9,53	9,21	9,74	9,50
Sudeste	3,34	3,42	3,31	3,44	3,55
Sul	4,55	4,37	4,46	4,59	4,75

A Tabela 3 detalha as mudanças de inclinação ao longo da série. No Brasil, observou-se redução significativa entre 2004 e 2014 (APC $-0,86\%$ ao ano; IC95% $-1,40; -0,07$), seguida de períodos sem variação significativa entre 2014 e 2017 e entre 2017 e 2023. No Norte, houve aumento significativo de 2004 a 2017 (APC $1,75\%$ ao ano; IC95% $1,27; 2,71$), seguido de redução significativa entre 2017 e 2023 (APC $-2,60\%$ ao ano; IC95% $-6,17; -1,02$). No Nordeste, identificou-se um aumento curto e significativo entre 2004 e 2006 (APC $5,61\%$ ao ano; IC95% $0,39; 10,78$) e se manteve estável no período subsequente até 2023. No Sudeste, houve redução significativa entre 2004 e 2014 (APC $-2,22\%$ ao ano; IC95% $-4,51; -1,31$), seguida de um período estável. No Sul, padrão semelhante, com redução entre 2004 e 2014 e um período estável nos anos seguintes. E, no Centro-Oeste, ausência de pontos de inflexão, indicando tendência estável ao longo de todo o período.

Tabela 3. Variação percentual anual (APC) por segmentos identificados pelo modelo Joinpoint, no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023. * $p < 0,05$ no teste de significância do Joinpoint.

Região	Período	APC % [IC95%]
Brasil	2004–2014	$-0,86^* [-1,40; -0,07]$
Brasil	2014–2017	$2,11 [-1,20; 2,87]$
Brasil	2017–2023	$-0,05 [-2,47; 0,71]$
Norte	2004–2017	$1,75^* [1,27; 2,71]$
Norte	2017–2023	$-2,60^* [-6,17; -1,02]$
Nordeste	2004–2006	$5,61^* [0,39; 10,78]$
Nordeste	2006–2023	$0,21 [-3,56; 0,68]$
Sudeste	2004–2014	$-2,22^* [-4,51; -1,31]$
Sudeste	2014–2023	$1,02 [-0,18; 4,48]$
Sul	2004–2014	$-2,21^* [-4,08; -0,33]$
Sul	2014–2017	$6,42 [-2,64; 8,83]$
Sul	2017–2023	$-0,41 [-6,51; 1,83]$
Centro-Oeste	2004–2023	$-0,76 [-1,60; 0,04]$

A Tabela 3 detalha as mudanças de inclinação ao longo da série. No Brasil, observou-se redução significativa entre 2004 e 2014 (APC $-0,86\%$ ao ano; IC95% $-1,40; -0,07$), seguida de períodos sem variação significativa entre 2014 e 2017 e entre 2017 e 2023. No Norte, houve aumento significativo de 2004 a 2017 (APC $1,75\%$ ao ano; IC95% $1,27; 2,71$), seguido de redução significativa entre 2017 e 2023 (APC $-2,60\%$ ao ano; IC95% $-6,17; -1,02$). No Nordeste, identificou-se um aumento curto e significativo entre 2004 e 2006 (APC $5,61\%$ ao ano; IC95% $0,39; 10,78$) e se manteve estável no período subsequente até 2023. No Sudeste, houve redução significativa entre 2004 e 2014 (APC $-2,22\%$ ao ano; IC95% $-4,51; -1,31$), seguida de um período estável. No Sul, padrão semelhante, com redução entre 2004 e 2014 e um período estável nos anos seguintes. E, no Centro-Oeste, ausência de pontos de inflexão, indicando tendência estável ao longo de todo o período.

Tabela 4. Variação percentual anual média (AAPC) das taxas ajustadas de mortalidade e P-valor, por câncer do colo do útero, no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023. * $p < 0,05$ no teste de significância do Joinpoint.

Região	AAPC % [IC95%]	p-valor
Brasil	-0,14 [-0,40; 0,07]	0,108
Centro-Oeste	-0,76 [-1,60; 0,04]	0,063
Norte	0,36 [-0,36; 0,89]	0,204
Sudeste	-0,70* [-1,22; -0,20]	0,005
Sul	-0,32 [-1,12; 0,25]	0,162
Nordeste	0,77* [0,03; 1,27]	0,046

A Figura 5 apresenta as tendências temporais das taxas ajustadas por idade para o Brasil e regiões, com os segmentos e pontos de inflexão identificados pelo modelo Joinpoint. Esses gráficos complementam as estimativas de APC e AAPC mostradas nas Tabelas 3 e 4, permitindo visualizar as mudanças de inclinação ao longo do período.

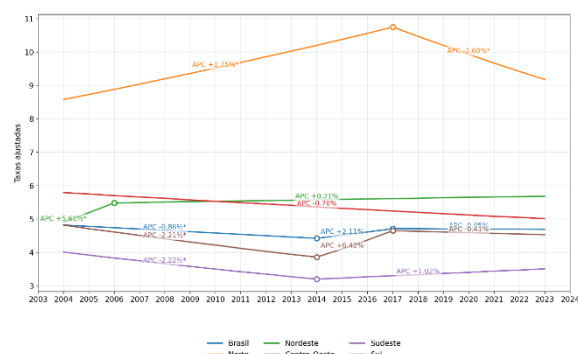


Figura 5. Tendência das taxas ajustadas de mortalidade por câncer do colo do útero, no Brasil e regiões, entre 2004 e 2023, com segmentos e pontos de inflexão estimados pelo modelo Joinpoint.

Em conjunto, os resultados evidenciam estabilidade nacional das taxas ajustadas ao longo dos anos de 2004 a 2023, mas com desigualdades regionais persistentes, marcadamente mais altas no Norte e, em menor grau, no Nordeste. As análises segmentadas por Joinpoint sugerem períodos de queda relevantes no Sudeste e Sul até meados da década de 2010, seguidos de estabilização, enquanto o Norte apresentou crescimento prolongado até 2017 e redução posterior. Esses achados, somados ao perfil etário de risco crescente e às distribuições por escolaridade e raça/cor, apontam para a influência de fatores estruturais e de organização do cuidado.

Neste estudo, a análise da série temporal de 2004 a 2023 revelou uma tendência geral de queda nas taxas de mortalidade por câncer de colo do útero ajustadas

por idade no Brasil, porém marcada por persistentes e profundas desigualdades regionais. As diferenças regionais observadas são plausíveis à luz de distintos cenários na organização do rastreamento e na cobertura vacinal. Ações de rastreamento organizado, baseadas no exame citopatológico na faixa etária de 25 a 64 anos, são a principal estratégia para a detecção precoce de lesões precursoras (Instituto Nacional de Câncer, 2016). A persistência de altas taxas de mortalidade, especialmente nas regiões Norte e Nordeste, sugere falhas na cobertura e na qualidade desses programas. Adicionalmente, a vacinação contra o HPV, introduzida no sistema público em 2014, ainda enfrenta desafios de cobertura heterogênea no território nacional, sobretudo para a segunda dose, o que pode retardar a observação de impactos mensuráveis na mortalidade (Moura et al., 2021).

As distribuições por raça/cor e escolaridade apresentadas nos resultados indicam que determinantes sociais influenciam de forma significativa a mortalidade por esta neoplasia. Os achados deste estudo estão em linha com estudos que demonstram uma maior mortalidade em mulheres negras, refletindo iniquidades raciais persistentes no acesso aos serviços de saúde e no diagnóstico oportuno (Luiz et al., 2024). A maior concentração de óbitos em mulheres negras e com menor nível de instrução, especialmente nas regiões Norte e Nordeste, indica que as populações mais vulneráveis continuam a arcar com o maior peso da doença.

Os padrões de tendência encontrados neste estudo replicam, em grande parte, o que a literatura nacional descreve. A tendência de queda mais consolidada no Sul e Sudeste, em contraste com o cenário de maior risco no Norte, é um fenômeno documentado em séries temporais que cobrem as últimas décadas (Ferrari et al., 2025; Guimarães et al., 2012). A análise segmentada, que indicou uma queda mais acentuada no Sudeste, também corrobora estudos que identificaram uma redução significativa na mortalidade por este tipo de câncer na região (Luizaga et al., 2023).

A tendência de queda na mortalidade, menos acentuada nas regiões Norte e Nordeste, dialoga diretamente com as barreiras de acesso às políticas de prevenção. Estudos de base populacional demonstram que a cobertura do exame Papanicolau, principal ferramenta de rastreamento, é menor nessas regiões quando comparada ao Sul e Sudeste (Azevedo e Silva et al., 2023). A associação inversa entre a cobertura do exame citopatológico e as taxas de mortalidade é bem estabelecida, indicando que a menor adesão ao rastreamento, seja pela dificuldade de acesso geográfico ou pela baixa oferta de serviços, resulta em diagnósticos tardios e, consequentemente, em maior mortalidade (Fedrizzi; Ponce, 2017). Portanto, a persistência de taxas elevadas no Norte e a



manutenção de baixa cobertura associada a alta mortalidade no Nordeste, são um reflexo plausível das falhas na implementação efetiva e equitativa da política nacional de rastreamento (Bezerra et al., 2021).

A iniquidade racial, evidenciada pela maior mortalidade em mulheres negras, é um achado central que reflete barreiras estruturais e sociais no acesso à saúde. A literatura aponta que mulheres negras e de baixa renda têm menor chance de realizar o Papanicolaou na frequência recomendada (Santos et al., 2024; Azevedo e Silva et al., 2023). Estudos realizados na Região Norte do Brasil, onde se observam as mais altas taxas de mortalidade, detalham que as barreiras ao rastreamento incluem não apenas dificuldades de agendamento e deslocamento geográfico, mas também fatores subjetivos como vergonha, medo e a falta de informação, agravadas pela carência econômica e pela baixa oferta de serviços (Salvador et al., 2021). Essas múltiplas barreiras, que se sobrepõem, contribuem para a postergação do diagnóstico e para o maior risco de morte, explicando a disparidade racial observada em nossos resultados e reforçando a necessidade de políticas públicas que considerem ativamente os determinantes sociais da saúde.

Entre as forças deste estudo, destacam-se a utilização de uma longa série temporal de 20 anos e o uso de taxas ajustadas por idade. No entanto, o estudo possui limitações inerentes ao uso de dados secundários do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). A qualidade da informação pode variar entre as regiões (Rebouças et al., 2025), e a presença de códigos garbage (causas de morte mal definidas) é um desafio para a precisão das estimativas. Óbitos por neoplasia maligna do útero, porção não especificada (CID-10 C55), são um exemplo de código garbage que pode levar à subestimação das taxas de mortalidade por câncer de colo do útero (CID-10 C53) se não forem redistribuídos (Lima et al., 2019). O desenho ecológico do estudo também impede a inferência de relações de causalidade em nível individual.

Os achados deste trabalho reforçam a necessidade de priorização de ações de saúde pública nas regiões de maior risco, com foco na qualificação do rastreamento e na ampliação da cobertura vacinal, conforme preconizado pelo Ministério da Saúde (Instituto Nacional de Câncer, 2016). A qualificação contínua do SIM permanece essencial para o monitoramento fidedigno dos avanços no controle da doença, como destacado no relatório anual do INCA (Instituto Nacional de Câncer, 2023).

CONCLUSÃO

Este estudo analisou a tendência da mortalidade por câncer de colo do útero no Brasil e suas regiões entre 2004 e 2023. Embora os dados demonstrem um

avanço geral, com uma tendência de queda nas taxas de mortalidade para o país, ainda há persistência de profundas e inaceitáveis desigualdades. As disparidades regionais e raciais se mantêm como o principal desafio a ser enfrentado. Os resultados evidenciam que os benefícios das políticas de prevenção e controle não alcançam de forma equitativa toda a população, penalizando de forma desproporcional as mulheres das regiões Norte e Nordeste, as negras e aquelas com menor escolaridade. Portanto, os resultados direcionam para a necessidade de um fortalecimento e direcionamento das políticas públicas de saúde, com foco na qualificação do rastreamento e na ampliação da cobertura vacinal nas áreas e populações de maior vulnerabilidade, a fim de reduzir as disparidades e avançar de forma mais eficaz na eliminação do câncer de colo do útero como um problema de saúde pública no Brasil.

REFERÊNCIAS

- Azevedo e Silva, G.; Damascena, G. N.; Ribeiro, C. M.; Alcantara, L. L. M.; Souza Júnior, P. R. B.; Szwarcwald, C. L. Exame de Papanicolaou no Brasil: análise da Pesquisa Nacional de Saúde em 2013 e 2019. *Revista de Saúde Pública*, v. 57, p. 55, 2023. DOI: <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2023057004798>.
- Bezerra, H. S.; Mendes, T. M. C.; Souza, T. A.; Nascimento, A. K. F.; Macedo, H. K. S.; Andrade, F. B. Cobertura da triagem para câncer do colo do útero em um estado do nordeste do Brasil. *Journal of Human Growth and Development*, v. 31, n. 1, p. 145-151, 2021. DOI: 10.36311/jhgd.v31.10319.
- Fedrizzi, E. N.; Ponce, N. M. Cobertura dos exames de colpocitologia oncológica e mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil no período de 2006 a 2014. *DST – Jornal Brasileiro de Doenças Sexualmente Transmissíveis*, v. 29, n. 4, p. 117-124, 2017. DOI: 10.5533/DST-2177-8264-201729402.
- Ferrari, Y. A. C.; Jesus, C. V. F.; Batista, J. F. C.; et al. Tendência secular de mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil e regiões. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 30, n. 3, 2025.
- Guimarães, R. M.; Muzi, C. D.; Ayres, A. R. G.; et al. Aplicação de Três Técnicas para Avaliação de Tendência de Mortalidade por Câncer do Colo do Útero em Série Temporal no Brasil, 1980-2009. *Revista Brasileira de Cancerologia*, v. 58, n. 3, p. 359-367, 2012.
- Instituto Nacional de Câncer (INCA). Diretrizes brasileiras para o rastreamento do câncer do colo do útero. 2ª ed. revista, ampliada e atualizada. Rio de Janeiro: INCA, 2016.



- Instituto Nacional de Câncer (INCA). Estimativa 2023: incidência de câncer no Brasil. Rio de Janeiro: INCA, 2022.
- Instituto Nacional de Câncer (INCA). Dados e Números sobre Câncer do Colo do Útero – Relatório Anual 2023. Rio de Janeiro: INCA, 2023.
- Kim, H.-j.; Fay, M. P.; Feuer, E. J.; Midthune, D. N. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. *Statistics in Medicine*, v. 19, p. 335-351, 2000. DOI: 10.1002/(SICI)1097-0258(20000215)19:3<335::AID-SIM336>3.0.CO;2-G.
- Lima, R. B.; Frederes, A.; Marinho, M. F.; et al. Investigation of garbage code deaths to improve the quality of cause-of-death in Brazil: results from a pilot study. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 22, suppl. 3, 2019.
- Luiz, O. C.; et al. Iniquidade racial na mortalidade por câncer de colo do útero no Brasil: estudo de séries temporais de 2002 a 2021. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 29, n. 3, 2024.
- Luizaga, C. T. M.; Jardim, B. C.; Wünsch Filho, V.; et al. Mudanças recentes nas tendências da mortalidade por câncer de colo do útero no Sudeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 57, p. 25, 2023.
- Moura, L. L.; Codeço, C. T.; Luz, P. M. Cobertura da vacina papilomavírus humano (HPV) no Brasil: heterogeneidade espacial e entre coortes etárias. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 24, 2021.
- National Cancer Institute. Joinpoint Trend Analysis Software, v. 5.3.0.0. Bethesda (MD): National Cancer Institute, 2024. Disponível em: <https://surveillance.cancer.gov/joinpoint/>. Acesso em: 3 jan. 2025.
- R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Viena: R Foundation for Statistical Computing, 2024. Disponível em: <https://www.r-project.org/>. Acesso em: 3 jan. 2025.
- Rebouças, P.; Alves, F. J.; Ferreira, A.; et al. Avaliação da qualidade do Sistema Brasileiro de Informações sobre Mortalidade (SIM): uma scoping review. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 30, n. 1, 2025.
- Saldanha, R. F.; Bastos, R. R.; Barcellos, C. Microdatasus: pacote para download e pré-processamento de microdados do Departamento de Informática do SUS (DATASUS). *Cadernos de Saúde Pública*, v. 35, e00032419, 2019.
- Salvador, J. J.; Souza, M. E. R.; Garcia, T. A. S.; Borges, P. F. C. Análise do perfil de óbitos por câncer de colo de útero em Manaus, Entorno e Alto Rio Negro em janeiro de 2017 a agosto de 2021. *European Academic Research*, v. IX, n. 9, p. 5621-5630, 2021. DOI: 10.17695/rcsne.vol22.n3.p413-425.
- Santos, A. C. M.; Santos, G. P.; Cassiano, A. N.; Rodrigues, I. D. C. V.; Clemente, H. A.; Souto, C. C. S. Racismo e acesso à saúde da população negra: uma revisão integrativa. *Revista Ciência Saúde Nova Esperança*, v. 22, n. 3, p. 413-425, 2024. DOI: 10.17695/rcsne.vol22.n3.p413-425.
- Segi, M. Cancer mortality for selected sites in 24 countries (1950-1957). Tohoku University School of Medicine, Sendai, 1960.