Enferm Bras. 2026;25(5): 3487-3505
doi: 10.62827/eb.v25i5.4240

ARTIGO ORIGINAL

Tendência temporal e desigualdades regionais da mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil

Vivian Emanuelle Silva Marinho de Omena[1], Andréa Carla Rocha e Silva[1], Katiany Bezerra Toledo Campos[1], Gabriel Henrique Carvalho Leite Romeiro[1], Lusitania Maria de Barros[1]

[1]*Centro Universitário de Maceió (UNIMA), Maceió, AL, Brasil*

Recebido em: 13 de Outubro de 2026; Aceito em: 24 de Outubro de 2026.

Correspondência: Gabriel Henrique Carvalho Leite Romeiro, gabriel.romeiro@alunos.afya.com.br

Como citar
Omena VESM, Silva ACR, Campos KBT, Romeiro GHCL, Barros LM. Tendência temporal e desigualdades regionais da mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil. Enferm Bras. 2026;25(5): 3487-3505. doi: 10.62827/eb.v25i5.4240.

Resumo

Introdução: O câncer do colo do útero é a terceira neoplasia maligna mais incidente entre as brasileiras, com marcadas desigualdades regionais. *Objetivo:* Analisar a tendência temporal das taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil e em suas macrorregiões de 2014 a 2024 e descrever as diferenças entre elas. *Métodos:* Estudo ecológico de série temporal com óbitos do Sistema de Informações sobre Mortalidade e projeções populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Calcularam-se taxas brutas por 100.000 mulheres, sem padronização etária, e suas tendências por regressão de mínimos quadrados ordinários e de Prais-Winsten. As regiões foram comparadas, de forma exploratória, pelos testes de Kruskal-Wallis e Dunn. *Resultados:* A taxa bruta nacional passou de 5,29 para 6,73 óbitos por 100.000 mulheres (+27,2%), com tendência crescente (β = 0,112/ano; intervalo de confiança de 95%: 0,057 a 0,167). Nordeste, Sudeste e Sul apresentaram tendência crescente. No Norte, que manteve as maiores taxas (9,81/100.000 em 2024), e no Centro-Oeste, o modelo de Prais-Winsten não identificou tendência estatisticamente significativa, resultado sensível à escolha do modelo. O Sul registrou o maior incremento percentual (+46,5%). *Conclusão:* As taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero aumentaram no Brasil entre 2014 e 2024, sem tendência de queda em nenhuma região e com persistência das desigualdades regionais. Por não haver padronização etária, essas variações podem refletir

mudanças na composição etária da população e não devem ser interpretadas isoladamente como aumento do risco de morte.
Palavras-chave: Neoplasias do Colo do Útero; Estudos de Séries Temporais; Disparidades nos Níveis de Saúde; Sistemas de Informação em Saúde.

Temporal trend and regional inequalities in cervical cancer mortality in Brazil

Abstract

Introduction: Cervical cancer is the third most incident malignant neoplasm among Brazilian women and shows marked regional inequalities. *Objective:* To analyze the temporal trend of crude cervical cancer mortality rates in Brazil and its macroregions from 2014 to 2024 and to describe the differences among them. *Methods:* Ecological time-series study using deaths recorded in the Mortality Information System and population projections from the Brazilian Institute of Geography and Statistics. Crude rates per 100,000 women were calculated, without age standardization. Trends were estimated by ordinary least squares and Prais-Winsten regression. Regions were compared exploratorily with the Kruskal-Wallis and Dunn tests. *Results:* The national crude rate rose from 5.29 to 6.73 deaths per 100,000 women (+27.2%), with an increasing trend (β = 0.112/year; 95% confidence interval: 0.057 to 0.167). The Northeast, Southeast and South showed increasing trends. In the North, which kept the highest rates (9.81/100,000 in 2024), and in the Central-West, the Prais-Winsten model found no statistically significant trend, a result sensitive to model choice. The South had the largest percentage increase (+46.5%). *Conclusion:* Crude cervical cancer mortality rates increased in Brazil between 2014 and 2024, with no declining trend in any region and persistent regional inequalities. Because rates were not age-standardized, these changes may reflect shifts in the age structure of the population and should not be interpreted in isolation as an increase in the risk of death.
Keywords: Uterine Cervical Neoplasms; Time Series Studies; Health Status Disparities; Health Information Systems.

Tendencia temporal y desigualdades regionales de la mortalidad por cáncer de cuello uterino en Brasil

Resumen

Introducción: El cáncer de cuello uterino es la tercera neoplasia maligna más incidente entre las brasileñas, con marcadas desigualdades regionales. *Objetivo:* Analizar la tendencia temporal de las tasas brutas de mortalidad por cáncer de cuello uterino en Brasil y en sus macrorregiones de 2014 a 2024 y describir las diferencias entre ellas. *Métodos:* Estudio ecológico de series temporales con defunciones del Sistema de Información sobre Mortalidad y proyecciones poblacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. Se calcularon tasas brutas por 100.000 mujeres, sin estandarización por edad, y sus tendencias mediante regresión por mínimos cuadrados ordinarios y de Prais-Winsten. Las regiones se compararon, de forma exploratoria, con las pruebas de Kruskal-Wallis

y Dunn. *Resultados:* La tasa bruta nacional pasó de 5,29 a 6,73 defunciones por 100.000 mujeres (+27,2%), con tendencia creciente (β = 0,112/año; intervalo de confianza del 95%: 0,057 a 0,167). Nordeste, Sudeste y Sur presentaron tendencia creciente. En el Norte, que mantuvo las tasas más altas (9,81/100.000 en 2024), y en el Centro-Oeste, el modelo de Prais-Winsten no identificó tendencia estadísticamente significativa, resultado sensible a la elección del modelo. El Sur registró el mayor incremento porcentual (+46,5%). *Conclusión:* Las tasas brutas de mortalidad aumentaron en Brasil entre 2014 y 2024, sin tendencia decreciente en ninguna región y con persistencia de las desigualdades regionales. Sin estandarización por edad, estas variaciones pueden reflejar cambios en la composición etaria y no deben interpretarse aisladamente como mayor riesgo de muerte.
Palabras-clave: Neoplasias del Cuello Uterino; Estudios de Series Temporales; Disparidades en el Estado de Salud; Sistemas de Información en Salud.

Introdução

O câncer do colo do útero (CCU) é uma das neoplasias malignas de maior relevância epidemiológica entre as mulheres no Brasil e no mundo. Trata-se de uma doença de desenvolvimento lento, frequentemente assintomática em suas fases iniciais, com elevado potencial de prevenção quando estratégias de rastreamento e imunização são implementadas de forma eficaz e equitativa [1]. No cenário global, o CCU ocupa a quarta posição em incidência e mortalidade entre os cânceres femininos, com distribuição marcadamente desigual entre países de alta e baixa renda. De acordo com o GLOBOCAN 2022, foram estimados 662.301 novos casos e 348.874 óbitos por CCU no mundo naquele ano, com as maiores taxas concentradas na África Subsaariana e na América Latina [2]. Projeções recentes indicam que, caso as taxas atuais permaneçam estáveis, a carga global da doença aumentará 14,8% nos casos e 17,8% nas mortes até 2030, o que evidencia a urgência de estratégias preventivas efetivas e sustentadas [3].

No contexto brasileiro, o CCU constitui o terceiro tipo de câncer mais frequente entre as mulheres. Para cada ano do triênio 2023–2025, o Instituto Nacional de Câncer (INCA) estima 17.010 novos casos, correspondendo a uma taxa bruta de incidência de 15,38 casos por 100.000 mulheres [4]. Na dimensão da mortalidade, a taxa bruta nacional calculada com dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) foi de 6,52 óbitos por 100.000 mulheres em 2023, com aumento ao longo da última década. Esse aumento pode estar relacionado, como hipótese, a limitações nas ações de prevenção e de assistência oncológica, mas, por se tratar de taxa bruta, também pode refletir o envelhecimento da população feminina.

A etiologia do CCU está amplamente estabelecida e é dominada pela infecção persistente pelo papilomavírus humano (HPV). Praticamente a totalidade dos casos está associada ao HPV, com destaque para os genótipos oncogênicos 16 e 18, responsáveis pela maior parte dos cânceres cervicais [1]. Além da infecção pelo HPV, revisão guarda-chuva de metanálises identificou como fatores de risco com evidência mais robusta o tabagismo e o uso de contraceptivos orais [5].

No Brasil, o padrão de mortalidade por CCU é marcado por profundas desigualdades regionais, que refletem as históricas assimetrias socioeconômicas do país. Em 2021, o CCU ocupou

o quarto lugar entre os cânceres mais letais para as mulheres em nível nacional, respondendo por 6,05% dos óbitos por neoplasias. Na Região Norte, contudo, constituiu a primeira causa de morte por câncer entre mulheres, representando 15,4% dos óbitos, enquanto no Sudeste esse percentual foi de apenas 4,2% [4]. Melo et al. [6], em estudo ecológico que analisou 123.306 óbitos por CCU no Brasil entre 2000 e 2021, identificaram que, após 14 anos consecutivos de declínio, uma tendência crescente de mortalidade foi detectada a partir de 2014, evidenciando reversão preocupante no perfil epidemiológico da doença. Freitas et al. [7], analisando o período de 2015 a 2021, observaram as maiores taxas de mortalidade nas regiões Norte e Nordeste.

Essa reversão está estreitamente vinculada às limitações do rastreamento. Segundo a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019, 81,3% das mulheres de 25 a 64 anos referiram ter realizado o exame citopatológico nos três anos anteriores, com as menores coberturas no Nordeste (76,4%), no Centro-Oeste (78,8%) e no Norte (79,0%) [4]. Por se tratar de informação autorreferida e oriunda de modelo oportunístico, esse indicador não garante a periodicidade adequada nem o seguimento das alterações detectadas [8]. As desigualdades são também de natureza racial: Melo et al. [9] identificaram risco 44% maior de incidência de CCU entre mulheres negras em comparação às brancas nos registros de base populacional analisados.

As disparidades socioeconômicas entre as regiões reforçam o gradiente de mortalidade observado. Estudo ecológico demonstrou que a taxa de mortalidade por CCU é significativamente menor em estados com maior Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), maior densidade de médicos por habitante e maior renda domiciliar *per capita* [10]. Nesse estudo, Norte e Sudeste apresentaram, respectivamente, os piores e os melhores indicadores socioeconômicos, em proporção às suas taxas de mortalidade [10]. Em 2021, a taxa de mortalidade ajustada por idade no Norte foi de 9,07 por 100.000 mulheres [4]. No âmbito dos estados, Meira et al. [11], analisando mulheres com 20 anos ou mais, identificaram as maiores taxas de mortalidade por CCU no Amazonas e as menores em São Paulo, o que ilustra a magnitude das iniquidades entre as unidades da federação. Luizaga et al. [12], ao analisarem a Região Sudeste entre 1980 e 2020, observaram interrupção do declínio histórico a partir de 2014, com estabilidade na região e aumento significativo em São Paulo, em paralelo à queda da cobertura do rastreamento em todas as faixas etárias desde 2012.

No tocante à prevenção primária, a vacinação contra o HPV representa ferramenta de comprovada eficácia para a redução da incidência do CCU. No Brasil, a vacina é oferecida gratuitamente pelo Sistema Único de Saúde (SUS) desde 2014 [1]. Em 2024, a Comissão Nacional de Incorporação de Tecnologias no SUS (Conitec) aprovou a incorporação do teste de HPV como método primário de rastreamento em substituição ao citopatológico, representando uma mudança paradigmática no modelo de controle do CCU no país [8]. Contudo, a adesão caiu rapidamente após o primeiro ano do programa: a cobertura da primeira dose passou de 92% em 2014 para 70% em 2015 [1]. Em nível global, a Organização Mundial da Saúde (OMS) lançou em 2020 a Estratégia Global para Acelerar a Eliminação do Câncer do Colo do Útero, com metas 90-70-90 para 2030: 90% das meninas vacinadas contra o HPV até os 15 anos, 70% das mulheres rastreadas aos 35 e aos 45 anos e 90% das mulheres com lesões pré-neoplásicas ou CCU invasivo devidamente tratadas [13]. O Brasil, signatário dessa iniciativa, enfrenta desafios estruturais significativos para o cumprimento dessas metas,

especialmente nas regiões de maior vulnerabilidade socioeconômica.

Estudos ecológicos de série temporal com dados do SIM são instrumentos úteis para monitorar tendências e subsidiar a formulação de políticas públicas de controle do CCU. Estudos nacionais recentes descreveram a reversão da tendência de mortalidade por CCU com dados até 2021 [6,14]. A contribuição deste estudo consiste em estender a série até 2024, incluindo os anos posteriores à pandemia de COVID-19, e em examinar as cinco regiões com modelos que consideram a autocorrelação serial. Assim, o objetivo deste estudo foi analisar a tendência temporal das taxas brutas de mortalidade por CCU no Brasil e em suas cinco macrorregiões geográficas (doravante, regiões) entre 2014 e 2024 e descrever as diferenças entre as regiões.

Métodos

Estudo epidemiológico ecológico de série temporal, de abordagem quantitativa e natureza observacional, com dados secundários de domínio público, abrangência nacional e período de análise de 2014 a 2024. O relato seguiu as recomendações da iniciativa *Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology* (STROBE) [15].

Os dados de mortalidade foram obtidos do SIM, disponibilizado pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) por meio da plataforma TabNet (http://tabnet.datasus.gov.br). Foram selecionados todos os óbitos de mulheres, por local de residência, com causa básica classificada como neoplasia maligna do colo do útero segundo a Classificação Internacional de Doenças, 10ª revisão (CID-10: C53), incluindo todas as subcategorias (C53.0, endocérvix; C53.1, exocérvix; C53.8, lesão sobreposta; C53.9, colo do útero não especificado). Os óbitos classificados como neoplasia maligna do útero, porção não especificada (CID-10: C55), não foram incluídos nem redistribuídos. Estudo que corrigiu a mortalidade por CCU no Brasil entre 1996 e 2005, redistribuindo esses óbitos e os de causas mal definidas, observou taxas corrigidas 103,4% superiores às originais, com variação de 35% nas capitais do Sul a 339% no interior do Nordeste e percentuais de correção estáveis ao longo do período [16]. Assim, as taxas aqui apresentadas tendem a subestimar a mortalidade, possivelmente em maior grau nas regiões com pior qualidade da certificação da causa básica, o que pode afetar sobretudo as comparações entre regiões.

Os dados populacionais foram obtidos das Projeções da População das Unidades da Federação por sexo, idade simples e grupos de idade: 2010–2060 (edição 2018), elaboradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizadas pelo DATASUS, estratificados por sexo feminino e região geográfica. Optou-se por essa série para manter um denominador único e metodologicamente homogêneo em todo o período analisado. Reconhece-se, contudo, que as estimativas populacionais revistas após o Censo Demográfico de 2022 diferem dessas projeções, o que pode influenciar as taxas calculadas, sobretudo nos anos finais da série e nas comparações entre regiões.

A variável dependente foi a taxa bruta de mortalidade por CCU (CID-10: C53) por 100.000 mulheres. As variáveis independentes foram o ano do óbito (2014 a 2024) e a região geográfica de residência (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste).

As taxas brutas de mortalidade foram calculadas pela fórmula:

Taxa = (número de óbitos por C53 ÷ população feminina residente) × 100.000

As taxas foram calculadas para cada região geográfica e para o Brasil, em cada ano do período estudado, totalizando 55 taxas regionais e 11 taxas nacionais. Optou-se por taxas brutas por expressarem a magnitude da mortalidade em relação ao total da população feminina de cada região. Como não controlam diferenças na estrutura etária entre regiões e ao longo do tempo, essas taxas foram interpretadas como descrição do indicador, e não como medida do risco de morte ajustado por idade.

A tendência das taxas de mortalidade foi analisada por regressão linear simples pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS, do inglês *ordinary least squares*), com o ano do óbito como variável independente e a taxa de mortalidade como variável dependente. Para cada série, foram estimados o coeficiente angular (β), o intervalo de confiança de 95% (IC95%), o coeficiente de determinação (R^2) e o valor de p. A autocorrelação serial foi avaliada pela estatística de Durbin-Watson (DW). Quando identificada autocorrelação (DW < 1,5 ou DW > 2,5), aplicou-se a regressão de Prais-Winsten (PW), mais adequada para séries temporais curtas com autocorrelação [17]. Nessas séries, o modelo PW foi adotado como principal. Nas séries sem autocorrelação, o OLS seria adequado, e o PW foi estimado apenas como análise de sensibilidade; quando os dois modelos divergiram quanto à significância estatística, a série foi classificada como sem tendência estatisticamente significativa. Esse critério conservador visa evitar a afirmação de tendências não robustas à especificação do modelo e não corresponde, necessariamente, à escolha do modelo estatisticamente mais adequado. São apresentados os IC95% dos coeficientes dos dois modelos. As tendências foram classificadas como crescentes (β > 0 e p < 0,05), decrescentes (β < 0 e p < 0,05) ou sem tendência estatisticamente significativa (p ≥ 0,05), categoria usualmente denominada estacionária [17]. Essa última categoria indica ausência de evidência de tendência, e não evidência de estabilidade da mortalidade, sobretudo em séries curtas, com reduzido poder estatístico. As tendências foram estimadas separadamente para cada região, sem teste formal da diferença entre os coeficientes angulares; por isso, comparações entre a velocidade de crescimento das regiões foram feitas apenas de forma descritiva.

As diferenças entre as taxas de mortalidade das cinco regiões foram avaliadas pelo teste não paramétrico de Kruskal-Wallis. Identificada diferença significativa (p < 0,05), aplicou-se o teste *post-hoc* de Dunn com correção de Bonferroni para identificar os pares de regiões com diferença estatisticamente significativa [18]. Essa comparação teve caráter exploratório. As onze taxas anuais de cada região integram uma série temporal e não constituem observações independentes, pressuposto desses testes. A correção de Bonferroni controla o erro associado às múltiplas comparações, mas não corrige a dependência temporal; por isso, os valores de p dos testes de Kruskal-Wallis e Dunn foram usados apenas para identificar, de forma exploratória, contrastes entre as regiões, e não como confirmação inferencial de diferenças regionais.

As análises foram realizadas na linguagem Python 3, com as bibliotecas pandas, scipy, statsmodels, matplotlib e seaborn. O nível de significância adotado foi de 5% (α = 0,05) para todos os testes.

Ferramentas de inteligência artificial foram utilizadas de forma complementar na adequação às normas da revista, na revisão textual e na conferência das referências, sem interferência na coleta, na análise dos dados ou nos resultados do estudo.

Por se tratar de estudo com dados secundários agregados e de domínio público, sem possibilidade de identificação individual, dispensou-se a apreciação por Comitê de Ética em Pesquisa, conforme o artigo 1º, parágrafo único, incisos III e V, da Resolução do Conselho Nacional de Saúde nº 510, de 7 de abril de 2016.

Resultados

As taxas brutas de mortalidade por CCU apresentaram variação regional expressiva ao longo de todo o período. Em 2014, a Região Norte registrou a maior taxa (8,85/100.000 mulheres), valor 2,17 vezes superior ao do Sudeste (4,07/100.000), que apresentou o menor coeficiente. Em 2024, esse gradiente foi mantido: o Norte atingiu 9,81/100.000, e o Sudeste, 5,30/100.000, embora outras regiões tenham apresentado crescimentos mais acentuados. A taxa bruta nacional evoluiu de 5,29 para 6,73 óbitos por 100.000 mulheres, correspondendo a incremento de 27,2% em dez anos.

A Região Sul merece destaque particular: partindo de 4,99/100.000 em 2014, patamar próximo ao do Sudeste, atingiu 7,31/100.000 em 2024, registrando o maior incremento relativo entre todas as regiões (+46,5%) e aproximando-se, ao final da série, dos coeficientes historicamente elevados do Nordeste. O Nordeste e o Centro-Oeste apresentaram crescimentos similares (+23,3% e +23,2%, respectivamente), enquanto o Norte registrou o menor incremento relativo (+10,8%), reflexo do patamar já elevado no início da série. Os valores anuais estão apresentados na Tabela 1 e nas Figuras 1 e 2.

Tabela 1 – *Taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero (C53) por região geográfica e no Brasil, 2014–2024 (óbitos por 100.000 mulheres).*

Ano	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
2014	8,85	6,19	4,07	4,99	5,52	**5,29**
2015	9,02	6,17	4,31	5,42	6,17	**5,51**
2016	9,10	6,25	4,22	6,01	6,04	**5,58**
2017	9,86	7,06	4,63	6,19	5,72	**6,04**
2018	9,74	6,84	4,68	6,53	6,77	**6,13**
2019	9,88	7,10	4,63	6,33	6,51	**6,14**
2020	9,44	6,96	4,81	6,18	6,51	**6,12**
2021	9,19	7,12	4,66	6,38	5,82	**6,06**
2022	9,86	7,46	4,87	6,59	6,26	**6,36**
2023	9,79	7,38	5,11	6,87	6,81	**6,52**
2024	9,81	7,63	5,30	7,31	6,80	**6,73**

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/DATASUS); projeções populacionais do IBGE.

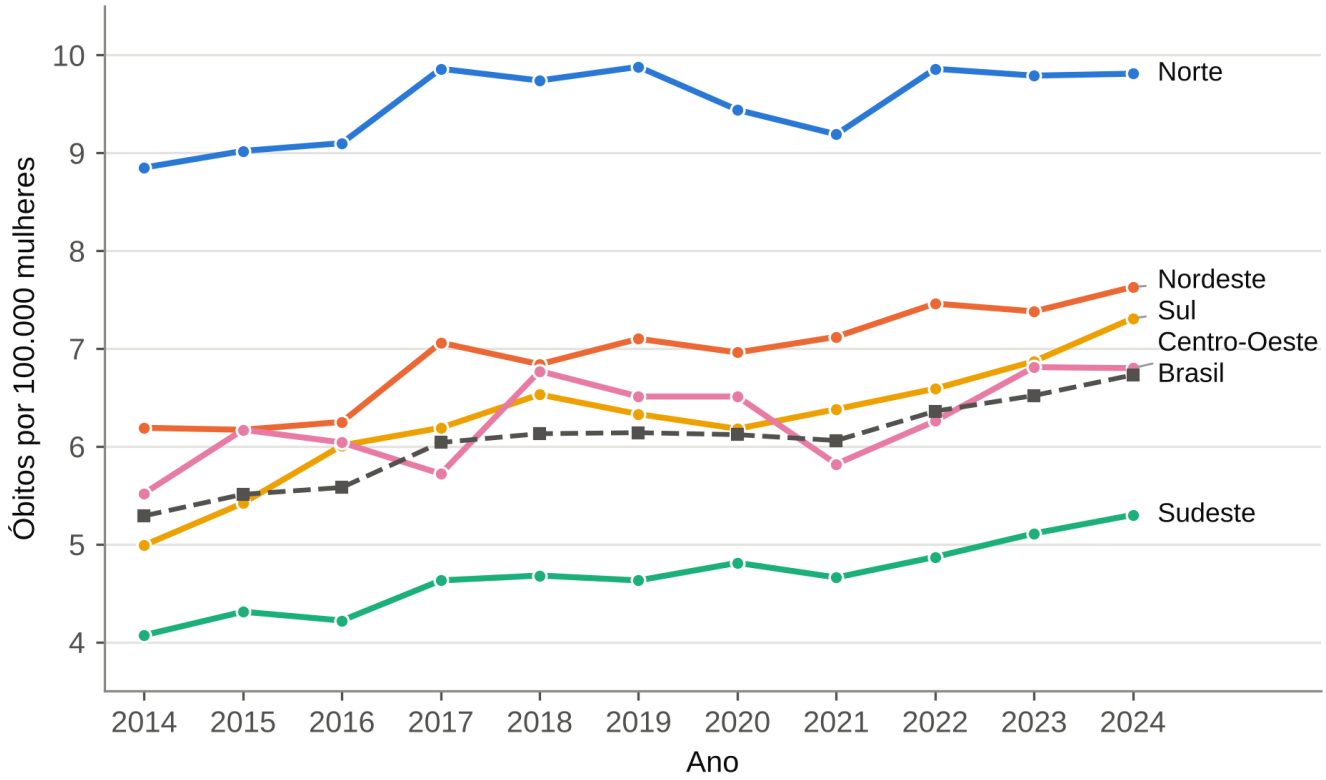


Figura 1 – *Taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero (C53) por região geográfica, Brasil, 2014–2024. A linha tracejada representa o Brasil.*

Fonte: SIM/DATASUS; IBGE.



Figura 2 – *Mapa de calor das taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero (C53) por região e ano, Brasil, 2014–2024. Gradiente de cor: azul-claro (menor taxa) a azul-escuro (maior taxa).*

Fonte: SIM/DATASUS; IBGE.

Tendência temporal

Pelo modelo OLS, os coeficientes angulares foram positivos e estatisticamente significativos para o Brasil e para as cinco regiões ($p < 0,05$ em todos os casos), mas os dois modelos não foram inteiramente concordantes (Tabela 2). Para o país, o OLS estimou acréscimo de 0,1237 óbito por 100.000 mulheres por ano (IC95%: 0,091–0,156; $R^2 = 0,8916$; $p < 0,001$), com estatística DW de 1,141, abaixo do limiar de 1,5, indicando autocorrelação serial. Aplicou-se, portanto, a regressão PW como modelo definitivo para o Brasil (β = 0,1121/ano; IC95%: 0,057–0,167; p = 0,002), que manteve a classificação de tendência crescente (Tabela 2; Figura 3).

Nordeste, Sudeste e Sul apresentaram tendência crescente nos dois modelos. No Norte, a autocorrelação serial (DW = 1,419) indicou o modelo PW como principal, e o coeficiente não foi estatisticamente significativo (β = 0,0506/ano; IC95%: −0,056 a 0,157; p = 0,306). No Centro-Oeste, sem autocorrelação (DW = 2,051), o OLS indicou tendência crescente (p = 0,036), mas o PW, estimado como análise de sensibilidade, não (β = 0,0673/ano; IC95%: −0,019 a 0,153; p = 0,109), e a série foi classificada como sem tendência estatisticamente significativa pelo critério conservador. Essas divergências indicam que a classificação dessas duas regiões é sensível à escolha do modelo. Os IC95% amplos, que incluem tanto a ausência de variação quanto aumentos anuais de magnitude semelhante à das demais regiões, não permitem afirmar estabilidade da mortalidade. Pelo modelo PW, o maior coeficiente angular foi o do Nordeste (β = 0,1442/ano; IC95%: 0,099–0,190), seguido do Sul (β = 0,1388/ano; IC95%: 0,050–0,228), enquanto o Sul registrou o maior incremento percentual entre 2014 e 2024 (+46,5%). Como os coeficientes não foram comparados formalmente entre si e seus intervalos de confiança se sobrepõem, essas diferenças são descritivas.

Tabela 2 – *Parâmetros dos modelos de regressão OLS e Prais-Winsten para a tendência das taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero por região geográfica, Brasil, 2014–2024.*

Região	Var. % 2014–2024	β OLS	IC95% OLS	p OLS	β PW	IC95% PW	p PW	Classificação	DW
Norte	+10,8%	0,0775	0,009 a 0,145	0,030	0,0506	−0,056 a 0,157	0,306	Sem tendência*	1,419
Nordeste	+23,3%	0,1446	0,102 a 0,187	<0,001	0,1442	0,099 a 0,190	<0,001	Crescente	2,287
Sudeste	+30,2%	0,1045	0,077 a 0,132	<0,001	0,0996	0,069 a 0,131	<0,001	Crescente	1,958
Sul	+46,5%	0,1743	0,113 a 0,236	<0,001	0,1388	0,050 a 0,228	0,007	Crescente	0,818
Centro-Oeste	+23,2%	0,0869	0,007 a 0,167	0,036	0,0673	−0,019 a 0,153	0,109	Sem tendência†	2,051
Brasil	+27,2%	0,1237	0,091 a 0,156	<0,001	0,1121	0,057 a 0,167	0,002	Crescente	1,141

Legenda: Var. %: variação percentual da taxa bruta entre 2014 e 2024; β OLS: coeficiente angular do modelo de mínimos quadrados ordinários (incremento anual em óbitos por 100.000 mulheres); IC95%: intervalo de confiança de 95%; β PW e p PW: coeficiente angular e valor de p do modelo de Prais-Winsten; DW: estatística de Durbin-Watson. Classificação: crescente (β > 0 e p < 0,05) ou sem tendência estatisticamente significativa (p ≥ 0,05), o que indica ausência de evidência de tendência, e não estabilidade da mortalidade. *Norte: DW = 1,419 (< 1,5), com o modelo de Prais-Winsten adotado como principal. †Centro-Oeste: DW = 2,051 (sem autocorrelação); o OLS indicou tendência crescente, mas o Prais-Winsten, estimado como análise de sensibilidade, não, e a série foi classificada pelo critério conservador descrito nos Métodos. As tendências foram estimadas separadamente para cada região, sem teste formal da diferença entre coeficientes.

Fonte: SIM/DATASUS; IBGE.

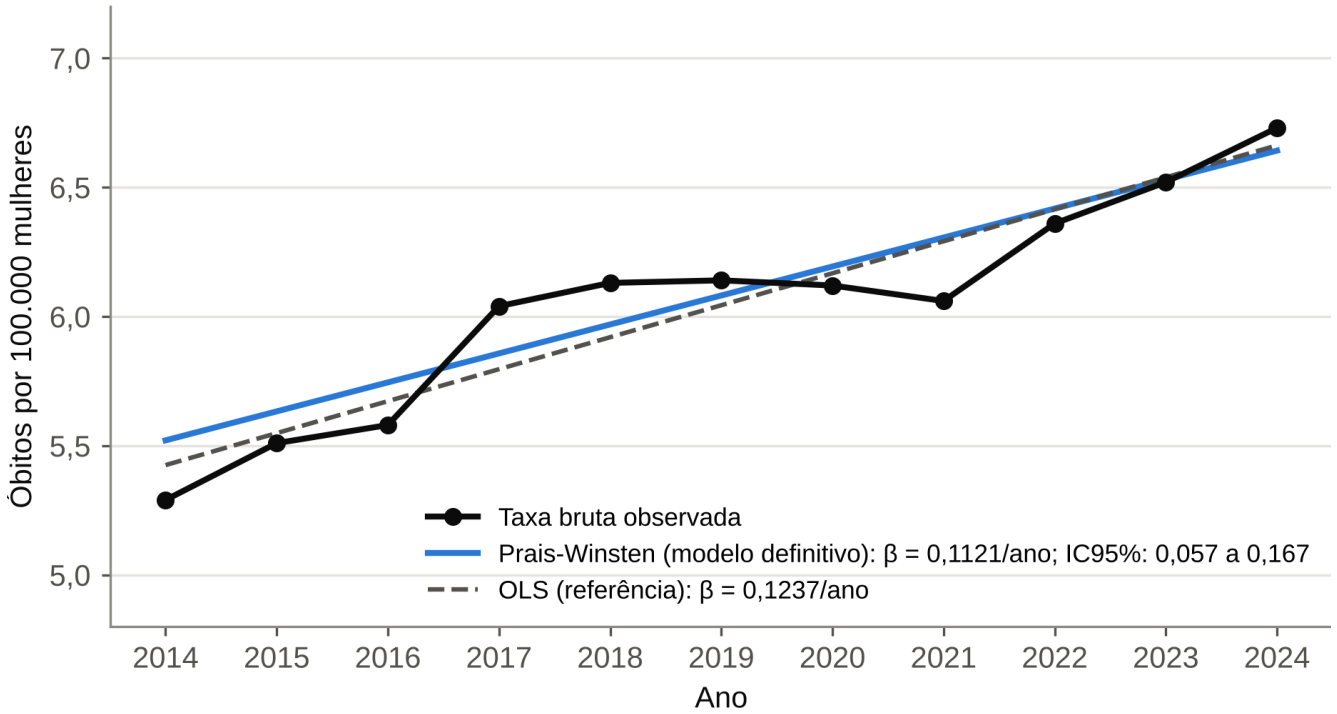


Figura 3 – *Taxa bruta de mortalidade por câncer do colo do útero (C53) no Brasil, 2014–2024: valores observados (linha preta), tendência estimada pelo modelo de Prais-Winsten, adotado como definitivo (linha azul contínua; β = 0,1121/ano; IC95%: 0,057–0,167; p = 0,002), e tendência estimada pelo OLS, apresentada como referência (linha cinza tracejada; β = 0,1237/ano).*

Fonte: SIM/DATASUS; IBGE.

Desigualdades regionais

O teste de Kruskal-Wallis, aplicado de forma exploratória, identificou diferença estatisticamente significativa nas distribuições das taxas de mortalidade entre as cinco regiões (H = 44,30; p < 0,001). O teste de Dunn com correção de Bonferroni mostrou que a Região Norte diferiu significativamente do Sudeste (p < 0,001), do Sul (p = 0,002) e do Centro-Oeste (p = 0,001), mas não do Nordeste (p = 0,272); essa ausência de diferença significativa não permite afirmar equivalência entre as taxas das duas regiões. O Nordeste diferiu significativamente apenas do Sudeste (p < 0,001) (Tabela 3; Figura 4).

As demais comparações (Nordeste e Sul, Nordeste e Centro-Oeste, Sudeste e Sul, Sudeste e Centro-Oeste, Sul e Centro-Oeste) não atingiram significância após a correção. De forma descritiva, as taxas observadas sugerem dois padrões, com valores mais elevados no Norte e no Nordeste e intermediários ou inferiores no Sudeste, no Sul e no Centro-Oeste, sem que isso caracterize grupos estatisticamente homogêneos. A Região Sul, contudo, encerrou o período com taxa de 7,31/100.000, superior à do Nordeste nos anos iniciais da série, o que sugere redução da distância entre esses padrões caso a tendência se mantenha.

Tabela 3 – *Comparações exploratórias par a par das taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero entre regiões geográficas pelo teste post-hoc de Dunn com correção de Bonferroni, Brasil, 2014–2024.*

Região A	Região B	z	p (Bonferroni)	Significância
Norte	Nordeste	2,209	0,272	Não
Norte	Sudeste	6,414	**<0,001**	**Sim**
Norte	Sul	3,666	**0,002**	**Sim**
Norte	Centro-Oeste	3,813	**0,001**	**Sim**
Nordeste	Sudeste	4,205	**<0,001**	**Sim**
Nordeste	Sul	1,457	1,000	Não
Nordeste	Centro-Oeste	1,604	1,000	Não
Sudeste	Sul	2,748	0,060	Não
Sudeste	Centro-Oeste	2,602	0,093	Não
Sul	Centro-Oeste	0,146	1,000	Não

Legenda: z: estatística padronizada do teste de Dunn; p (Bonferroni): valor de p ajustado para 10 comparações; significância para α = 0,05 após a correção. Kruskal-Wallis: H = 44,30; p < 0,001. Valores significativos destacados em negrito. Os testes foram aplicados às taxas anuais sem modelar a dependência temporal entre as observações, o que restringe a interpretação inferencial dos valores de p; os resultados têm caráter exploratório.

Fonte: SIM/DATASUS; IBGE.

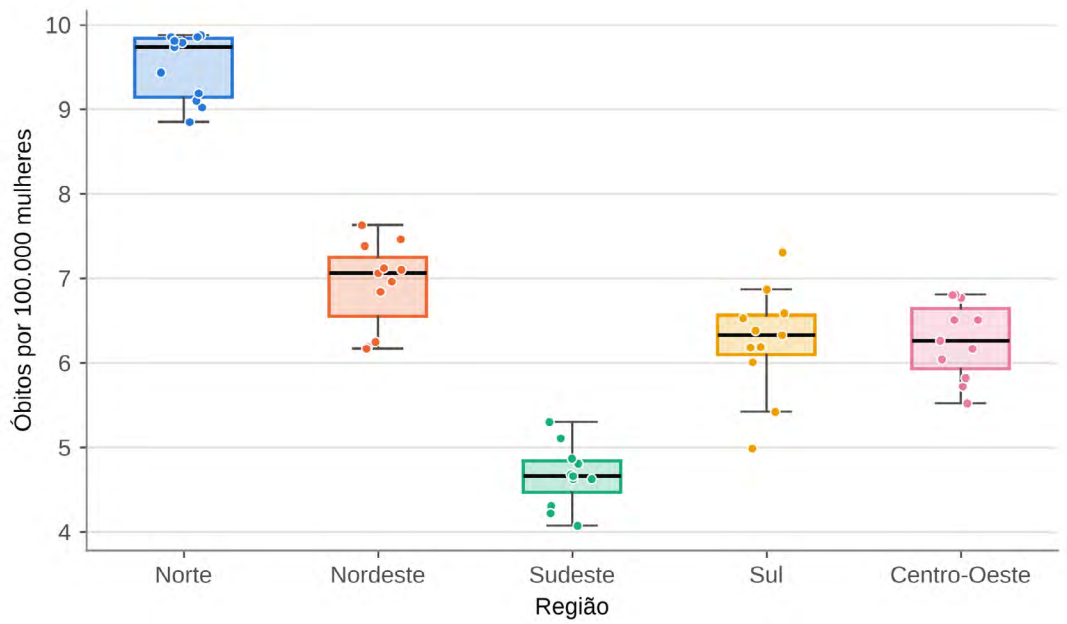


Figura 4 – *Distribuição das taxas brutas de mortalidade por câncer do colo do útero (C53) por região geográfica, Brasil, 2014–2024 (boxplot com dados individuais sobrepostos). Kruskal-Wallis (comparação exploratória): H = 44,30; p < 0,001.*

Fonte: SIM/DATASUS; IBGE.

Síntese dos padrões regionais

Considerando exclusivamente os indicadores de mortalidade analisados, sem mensuração de vulnerabilidade social ou de barreiras assistenciais, é possível sintetizar os padrões regionais. A Região Norte registrou as maiores taxas brutas em todos os onze anos analisados (variação: 8,85–9,88/100.000; média do período: 9,50/100.000), sem tendência estatisticamente significativa pelo modelo PW, o que não indica melhora nem demonstra estabilidade.

A Região Sul apresentou o maior incremento percentual da taxa bruta, com tendência crescente em ambos os modelos, passando de patamar próximo ao do Sudeste em 2014 (4,99/100.000) para coeficiente superior ao do Nordeste de 2014–2016 em 2024 (7,31/100.000). Nordeste e Sudeste apresentaram tendências crescentes em ambos os modelos: o Nordeste manteve taxas elevadas e crescentes, e o Sudeste, embora com as menores taxas absolutas, registrou o segundo maior incremento relativo (+30,2%). O Centro-Oeste não apresentou tendência estatisticamente significativa pelo modelo PW, com taxas entre 5,52 e 6,80/100.000. Em síntese, nenhuma região apresentou tendência decrescente no período.

Discussão

Os resultados evidenciam tendência crescente estatisticamente significativa da taxa bruta de mortalidade por CCU no Brasil entre 2014 e 2024, com incremento acumulado de 27,2% e coeficiente angular de 0,1121 óbito por 100.000 mulheres ao ano no modelo definitivo (PW; IC95%: 0,057–0,167; p = 0,002). Por se tratar de taxas brutas, esse aumento pode refletir, em parte, o envelhecimento da população feminina e não deve ser interpretado isoladamente como aumento do risco de morte. Esse achado converge com os resultados de Melo et al. [6], que identificaram reversão da tendência declinante a partir de 2014, após 14 anos consecutivos de redução, em estudo ecológico com dados do SIM de 2000 a 2021.

Ferrari et al. [14] documentaram tendência crescente no Nordeste e estacionária no Brasil como um todo em série de 1980 a 2021, enquanto Migowski [8] reafirmou que, de 2000 a 2021, predominou o aumento das taxas nas regiões Norte e Nordeste mesmo após ajuste por idade. A extensão do recorte temporal até 2024 indica que o aumento da taxa bruta persistiu nos anos mais recentes, com a taxa nacional alcançando 6,73 óbitos por 100.000 mulheres no último ano. O cenário é coerente com a distância do país em relação ao limiar de eliminação proposto pela OMS, definido como incidência inferior a 4 casos por 100.000 mulheres, diante de uma incidência estimada de 15,38 por 100.000 [8].

Entre os achados, destaca-se o comportamento da Região Sul, que registrou o maior incremento percentual da taxa bruta entre as regiões (de 4,99 para 7,31 óbitos por 100.000 mulheres; +46,5%), com tendência crescente nos dois modelos. Esse resultado, contudo, pode ser influenciado por mudanças na estrutura etária e nos denominadores populacionais e não permite afirmar que o Sul apresentou a maior deterioração do risco de mortalidade; pelo modelo PW, aliás, seu coeficiente angular foi semelhante ao do Nordeste. O resultado contrasta com o padrão esperado para uma região de elevado desenvolvimento socioeconômico e maior cobertura do exame citopatológico [19].

Luizaga et al. [12] documentaram inflexão semelhante no Sudeste a partir de 2014, com reversão da tendência em São Paulo, e a associaram à queda contínua da cobertura do rastreamento e às fragilidades no seguimento das mulheres com exames alterados. Os dados deste estudo são compatíveis com a hipótese de que fenômeno semelhante esteja ocorrendo no Sul, o que precisa ser verificado com taxas padronizadas por idade e indicadores de rastreamento.

Em escala global, análise do *Global Burden of Disease* 2021 identificou aumento da incidência entre mulheres de 15 a 39 anos em 92 países, possivelmente relacionado à iniciação sexual mais precoce, a programas de vacinação de resgate insuficientes e a mudanças na distribuição dos genótipos do HPV [20]. No Brasil, Luiz et al. [21] mostraram que, entre 2002 e 2021, a mortalidade por CCU caiu mais entre mulheres brancas (variação percentual anual de −1,74%) do que entre negras (−0,98%) e aumentou entre indígenas (+4,74%). A distribuição étnico-racial das regiões, entretanto, não permite descartar sua contribuição para as tendências observadas, e este estudo não analisou raça/cor nem indicadores de rastreamento. Assim, possíveis explicações para o comportamento do Sul, como falhas no rastreamento, permanecem como hipóteses a serem investigadas.

A Região Norte manteve as maiores taxas absolutas ao longo de todo o período, atingindo 9,81 óbitos por 100.000 mulheres em 2024, valor 45,8% superior à média nacional. Embora o modelo PW não tenha identificado tendência estatisticamente significativa (β = 0,0506/ano; IC95%: −0,056 a 0,157), o que não demonstra estabilidade, as taxas da região permaneceram as mais elevadas do país durante todo o período. Barbosa et al. [22] projetavam, com horizonte até 2030, que as desigualdades regionais seriam aprofundadas, com Norte e Nordeste mantendo ou incrementando suas taxas enquanto as regiões mais desenvolvidas as reduziriam. Ressalvadas as diferenças metodológicas entre os estudos, os dados do presente estudo divergem dessa projeção: as regiões mais desenvolvidas registraram incrementos percentuais expressivos da taxa bruta no período (Sul, +46,5%; Sudeste, +30,2%; Centro-Oeste, +23,2%), cuja interpretação requer cautela pela ausência de padronização etária.

Na própria Região Norte, estudo em Belém mostrou que, embora a incidência tenha diminuído entre 1998 e 2017, a mortalidade por CCU permaneceu estável no período, e os autores destacaram a necessidade de organizar o programa de rastreamento e ampliar a vacinação [23]. A correlação moderada (r = 0,44) entre o Índice de Vulnerabilidade Social e a mortalidade por CCU nos estados da região, com o Amazonas apresentando as taxas mais elevadas, é compatível com a influência de determinantes sociais sobre esse patamar [24]. Correlações ecológicas, entretanto, estão sujeitas à falácia ecológica e não permitem inferências causais no nível individual.

As diferenças regionais observadas, cuja comparação estatística teve caráter exploratório por não incorporar a dependência temporal das taxas, são compatíveis com desigualdades estruturais descritas na literatura, embora este estudo não permita identificar seus mecanismos. Oliveira et al. [25] demonstraram, em estudo de base hospitalar com casos diagnosticados entre 2006 e 2015, que menor escolaridade e residência em estados com menor oferta de exames citopatológicos se associaram ao diagnóstico em estádio avançado, fator diretamente ligado à mortalidade, com as maiores proporções de casos avançados em estados do Nordeste. Schäfer et al. [19] identificaram que a realização do exame citopatológico nas

capitais brasileiras em 2019 foi menor no Norte e no Nordeste do que no Sul e no Sudeste, e Yaji et al. [26] documentaram correlação entre menor IDHM e menor adesão ao rastreamento nessas regiões. Em conjunto, esses estudos descrevem um sistema de rastreamento estruturalmente desigual, no qual as mulheres de maior risco são as que menos se beneficiam das ações de prevenção secundária.

Estudos anteriores apontam duas explicações possíveis para a tendência crescente, não avaliadas diretamente neste estudo: o controle insuficiente pelo rastreamento e a cobertura ainda inadequada da vacinação contra o HPV. Este estudo não analisou a associação entre mortalidade, cobertura de rastreamento e vacinação, e os efeitos dessas intervenções sobre a mortalidade ocorrem com defasagem de anos. Em relação ao rastreamento, análise ecológica dos 5.570 municípios brasileiros, com dados do Sistema de Informação do Câncer, demonstrou que, embora a proporção de mulheres rastreadas tenha crescido de 5,4% em 2014 para 10,5% em 2022 (indicador anual), esse patamar permanece criticamente baixo [27]. Esse indicador anual, baseado nos exames registrados, não é diretamente comparável à cobertura trienal autorreferida da PNS citada na Introdução, mas ambos apontam para a insuficiência do modelo vigente, no qual parte das mulheres realiza o exame com frequência maior que a recomendada ou fora da faixa etária-alvo, enquanto muitas mulheres elegíveis e de maior risco nunca são rastreadas [8]. Contrariamente ao esperado, as taxas nacionais apresentaram leve declínio entre 2019 e 2021 (6,14, 6,12 e 6,06 óbitos/100.000), período que coincide com a pandemia de COVID-19. Explicações possíveis, não testadas neste estudo, incluem a subnotificação de óbitos por CCU durante a pandemia, por competição diagnóstica com a COVID-19, ou um efeito de defasagem temporal, no qual a interrupção do rastreamento se manifesta em aumento da mortalidade apenas anos depois.

Em relação à vacinação, revisão sistemática com dados de 132 países constatou que apenas 11% atingiram a meta de 90% de cobertura para a primeira dose [28]. A média ponderada global foi de 61,6% para a primeira dose e de 47,6% para o esquema completo em meninas de 9 a 14 anos [28]. No Brasil, a queda precoce da adesão após o primeiro ano do programa [1] indica que a prevenção primária ainda está distante da meta de 90% proposta pela OMS [13]. Considerando que a progressão da infecção pelo HPV até o tumor invasivo leva, em média, 15 a 20 anos [13], o impacto da vacinação iniciada em 2014 sobre a mortalidade ainda não é mensurável no período analisado. As estimativas do INCA para o triênio 2026–2028 mantêm o CCU como o terceiro câncer mais incidente entre as mulheres brasileiras, com 7,4% dos casos novos [29].

Embora este estudo não tenha avaliado intervenções, a literatura revisada sustenta a transição do modelo oportunístico para um programa organizado de rastreamento de base populacional, com convocação ativa da população-alvo, monitoramento integrado por sistemas de informação e garantia de acesso ao tratamento em tempo oportuno, estratégias com potencial de reduzir as desigualdades regionais.

Limitações

Este estudo apresenta limitações. Primeiro, foram utilizadas taxas brutas, sem padronização etária. Consequentemente, o aumento das taxas não pode ser interpretado isoladamente como aumento do risco de morte, nem as diferenças regionais como independentes da composição etária das

populações, aspecto particularmente relevante em regiões com envelhecimento acelerado. Segundo, a qualidade dos registros do SIM varia entre as regiões, com possível subnotificação no Norte e no Nordeste, e os óbitos classificados como neoplasia maligna do útero de porção não especificada (C55) não foram redistribuídos, o que tende a subestimar as taxas e pode afetar as comparações regionais e temporais [16]. Terceiro, todas as taxas utilizaram como denominador as projeções populacionais do IBGE de 2018, que diferem das estimativas revistas após o Censo de 2022; como o crescimento entre 2014 e 2024 é um resultado central, sua magnitude pode ser sensível à escolha dos denominadores, sobretudo nos anos finais da série. Além disso, os dados de 2024 podem estar subestimados, pois o SIM demanda em média dois a três anos para consolidação plena. Quarto, os testes de Kruskal-Wallis e Dunn trataram as taxas anuais de cada região como observações independentes; como a dependência temporal pode afetar a validade dos valores de p, essas comparações têm caráter exploratório e não oferecem confirmação inferencial das diferenças entre regiões. Quinto, a série de onze anos é curta, o que reduz o poder estatístico, e a classificação do Norte e do Centro-Oeste mostrou-se sensível à escolha do modelo; além disso, as tendências regionais não foram comparadas formalmente entre si. Por fim, o desenho ecológico não incorpora covariáveis explicativas, como cobertura de rastreamento e vacinal, nem permite controlar confundidores individuais ou estabelecer relações causais, e o período coincide com a implantação da vacinação contra o HPV, a pandemia de COVID-19 e mudanças nas diretrizes de rastreamento, cujos efeitos isolados estão além do escopo desta análise.

Conclusão

A taxa bruta de mortalidade por CCU apresentou tendência crescente no Brasil entre 2014 e 2024, com incremento acumulado de 27,2% nesse indicador, e nenhuma região apresentou tendência decrescente. Nordeste, Sudeste e Sul apresentaram tendência crescente nos dois modelos. No Norte, que manteve as maiores taxas brutas durante todo o período, e no Centro-Oeste, não houve tendência estatisticamente significativa pelo modelo de Prais-Winsten, resultado sensível à escolha do modelo. O Sul registrou o maior incremento percentual (+46,5%).

As taxas brutas permaneceram mais elevadas no Norte e no Nordeste ao longo da série, indicando persistência das desigualdades regionais nesse indicador. Como a análise não incluiu padronização etária e depende da qualidade dos registros e dos denominadores populacionais, esses resultados descrevem a evolução do indicador e não permitem concluir sobre mudanças no risco individual de morte nem atribuir as diferenças ao local de residência. Estudos com taxas padronizadas por idade, correção dos registros e denominadores atualizados são necessários para confirmar essas tendências.

Conflitos de interesse

Os autores declaram não haver conflitos de interesse.

Financiamento

Não houve financiamento.

Contribuição dos autores

Concepção e desenho da pesquisa: Campos KBT; Análise estatística: Romeiro GHCL; Análise e interpretação dos dados: Silva ACR; Redação do manuscrito: Omena VESM, Silva ACR; Revisão crítica do manuscrito quanto ao conteúdo intelectual: Barros LM, Omena VESM.

Referências

1. Corrêa FM, Migowski A, Almeida LM, Soares MA. Cervical cancer screening, treatment and prophylaxis in Brazil: current and future perspectives for cervical cancer elimination. Front Med (Lausanne). 2022;9:945621. doi: 10.3389/fmed.2022.945621
2. Bray F, Laversanne M, Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Soerjomataram I, et al. Global cancer statistics 2022: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. CA Cancer J Clin. 2024;74(3):229-63. doi: 10.3322/caac.21834
3. Li Z, Liu P, Song K, et al. Global landscape of cervical cancer incidence and mortality in 2022 and predictions to 2030: the urgent need to address inequalities in cervical cancer. Int J Cancer. 2025;157(2):288-97. doi: 10.1002/ijc.35369
4. Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Dados e números sobre câncer do colo do útero: relatório anual 2023 [Internet]. Rio de Janeiro: INCA; 2023 [citado 3 mar 2026]. Disponível em: https://www.inca.gov.br/publicacoes/relatorios/dados-e-numeros-sobre-cancer-do-colo-do-utero-relatorio-anual-2023
5. Li XY, Li G, Gong TT, Lv JL, Gao C, Liu FH, et al. Non-genetic factors and risk of cervical cancer: an umbrella review of systematic reviews and meta-analyses of observational studies. Int J Public Health. 2023;68:1605198. doi: 10.3389/ijph.2023.1605198
6. Melo MS, Lima SVMA, Santos AD, Ribeiro CJN, Júnior PAB, Silva TKS, et al. Temporal trends, spatial and spatiotemporal clusters of cervical cancer mortality in Brazil from 2000 to 2021. Sci Rep. 2024;14:24436. doi: 10.1038/s41598-024-75378-1
7. Freitas EGS, Carvalho BF, Sampaio MFB, Luz VEB, Vasconcelos AF. Mortality from cervical cancer in Brazilian regions: an ecological study. Res Soc Dev. 2024;13(1):e10713144848. doi: 10.33448/rsd-v13i1.44848
8. Migowski A. Past, present, and future of screening for cervical cancer in Brazil: lessons learned? Cad Saude Publica. 2025;41(8):e00134625. doi: 10.1590/0102-311XEN134625
9. Melo AC, Silva JL, Santos ALS, Thuler LCS. Population-based trends in cervical cancer incidence and mortality in Brazil: focusing on Black and Indigenous population disparities. J Racial Ethn Health Disparities. 2024;11(1):255-63. doi: 10.1007/s40615-023-01516-6
10. Silva Filho AL, Romualdo GR, Pinhati MES, Neves GL, Oliveira JA, Marques RM, et al. Exploring cervical cancer mortality in Brazil: an ecological study on socioeconomic and healthcare factors. Int J Gynecol Cancer. 2025;35(6):101851. doi: 10.1136/ijgc-2024-005738
11. Meira KC, Magnago C, Mendonça AB, Duarte SFS, Freitas PHO, Santos J, et al. Inequalities in temporal effects on cervical cancer mortality in states in different geographic regions of Brazil: an ecological study. Int J Environ Res Public Health. 2022;19(9):5591. doi: 10.3390/ijerph19095591
12. Luizaga CTM, Jardim BC, Wünsch-Filho V, Eluf-Neto J, Azevedo e Silva G. Recent changes in trends of mortality from cervical cancer in Southeastern Brazil. Rev Saude Publica. 2023;57:25. doi: 10.11606/s1518-8787.2023057004709

13. World Health Organization. Global strategy to accelerate the elimination of cervical cancer as a public health problem. Geneva: WHO; 2020.

14. Ferrari YAC, Jesus CVF, Batista JFC, Silva BEB, Cavalcante AB, Lima CA. Secular trend of cervical cancer mortality in Brazil and regions. Cien Saude Colet. 2025;30(3):e09962023. Disponível em: https://scielosp.org/article/csc/2025.v30n3/e09962023/en

15. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. Lancet. 2007;370(9596):1453-7. doi: 10.1016/S0140-6736(07)61602-X

16. Gamarra CJ, Valente JG, Silva GA. Correção da magnitude da mortalidade por câncer do colo do útero no Brasil, 1996-2005. Rev Saude Publica. 2010;44(4):629-38. doi: 10.1590/S0034-89102010000400006

17. Antunes JLF, Cardoso MRA. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. Epidemiol Serv Saude. 2015;24(3):565-76. doi: 10.5123/S1679-49742015000300024

18. Dunn OJ. Multiple comparisons using rank sums. Technometrics. 1964;6(3):241-52. doi: 10.1080/00401706.1964.10490181

19. Schäfer AA, Santos LP, Miranda VIA, Tomasi CD, Soratto J, Quadra MR, et al. Desigualdades regionais e sociais na realização de mamografia e exame citopatológico nas capitais brasileiras em 2019: estudo transversal. Epidemiol Serv Saude. 2021;30(4):e2021172. doi: 10.1590/S1679-49742021000400016

20. Shao D, Wu P, Jiang H, Wang Z. Global trends and future projections of cervical cancer burden: an integrated analysis of GBD 2021, UN population and WHO HPV vaccination data. Front Public Health. 2026;14:1702186. doi: 10.3389/fpubh.2026.1702186

21. Luiz OC, Nisida V, Silva Filho AM, Souza ASP, Nunes APN, Nery FSD. Iniquidade racial na mortalidade por câncer de colo de útero no Brasil: estudo de séries temporais de 2002 a 2021. Cien Saude Colet. 2024;29(3):e05202023. doi: 10.1590/1413-81232024293.05202023

22. Barbosa IR, Souza DLB, Bernal MM, Costa ICC. Desigualdades regionais na mortalidade por câncer de colo de útero no Brasil: tendências e projeções até o ano 2030. Cien Saude Colet. 2016;21(1):253-62. doi: 10.1590/1413-81232015211.03662015

23. Formigosa LAC, Santos LF, Formigosa JDC, Pinto DS, Reis DST, Silva MVS. Impact of screening on cervical cancer incidence and mortality in a Northern Brazilian city. Ecancermedicalscience. 2022;16:1418. doi: 10.3332/ecancer.2022.1418

24. Martins FTS, Busato IMS. Correlação entre vulnerabilidade social e óbitos por neoplasia maligna do colo do útero: região norte brasileira. Humanid Perspect. 2025;9(22):83-93. Disponível em: https://www.cadernosuninter.com/index.php/humanidades/article/view/3492

25. Oliveira NPD, Cancela MC, Martins LFL, Castro JL, Meira KC, Souza DLB. Desigualdades sociais no diagnóstico do câncer do colo do útero no Brasil: um estudo de base hospitalar. Cien Saude Colet. 2024;29(6):e03872023. doi: 10.1590/1413-81232024296.03872023

26. Yaji IAS, Nascimento ACR, Hilário Júnior JC, Aragão FF, Alves GR, Santos CP. Câncer do colo do útero: relação entre o índice de desenvolvimento humano e a não realização do rastreio nas regiões do Brasil. Braz J Health Rev. 2026;9(1):e85555. doi: 10.34119/bjhrv9n1-157

27. Gomes MLS, et al. Spatial-temporal analysis of cervical cancer screening and social and health indicators in Brazil. Public Health. 2025:105747. doi: 10.1016/j.puhe.2025.105747

28. Han J, et al. Global HPV vaccination programs and coverage rates: a systematic review. EClinicalMedicine. 2025;84:103290. doi: 10.1016/j.eclinm.2025.103290

29. Martins LFL, Chaves GV, Oliveira JFP, Souza LBL, Chagas Neto P, Carvalho FN, et al. Perfil epidemiológico da incidência de câncer no Brasil e regiões: estimativas para o triênio 2026-2028. Rev Bras Cancerol. 2026;72(2):e-025587. doi: 10.32635/2176-9745.RBC.2026v72n2.5587

Este artigo de acesso aberto é distribuído nos termos da Licença de Atribuição Creative Commons (CC BY 4.0), que permite o uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que o trabalho original seja devidamente citado.