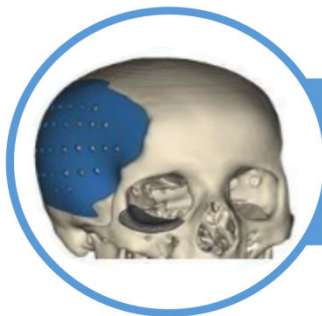




TENDÊNCIAS TEMPORAIS DA MORTALIDADE POR PERICARDITE AGUDA (CID-10 I30) NO BRASIL, 2014–2023: ANÁLISE POR REGIÃO DE RESIDÊNCIA E FAIXA ETÁRIA

Laura Peruzzo Batata ¹, Antônio Meulman Matheus ¹, Eduarda Biazzi e Souza ¹, Luís Henrique de Moraes Afonso ¹, Matheus Marques Rizzo da Silva ¹, Nicole de Castro Pereira ¹, Rayara Hanna Vatri Corazza ¹, Bruno Elias Baroni Fortunato ¹, Diogo Quintana Sorgi ¹, Caue Shigueru Nader Obara ¹, Eduardo Mendes Júnior ¹, Matheus Roque Kop Maluf da Silva ¹



<https://doi.org/10.36557/2674-8169.2025v7n750-766>

Artigo recebido em 7 de Agosto e publicado em 17 de Setembro de 2025

ARTIGO ORIGINAL

RESUMO

Introdução: Pericardite aguda, CID-10 I30, é rara e geralmente autolimitada, porém mais grave em etiologias específicas. Sendo assim, este estudo objetivou analisar 2014–2023 por região, faixa etária e separar sinal epidemiológico de artefatos. **Metodologia:** Série temporal com óbitos I30 do SIM por ano, região e faixa etária. Sem denominadores. Proporção de idosos (70+/60+), métricas de idade (média, mediana, Shannon, Herfindahl). Testes: qui-quadrado, CMH/log-linear, Cochran–Armitage; contagens com Mann–Kendall, regressão log-linear Prais–Winsten (APC), joinpoint e série temporal interrompida (quebra 2020); outliers por Poisson exato. $\alpha=5\%$. **Resultados:** Composição etária estável no tempo; perfis etários diferem entre regiões. Fração de idosos sem tendência. Contagens crescem de forma consistente apenas no Norte (~+16,6%/ano). Quebra nacional e no Sudeste em 2021, com inversão para alta; em 2020 houve queda de nível e inclinação positiva subsequente, mais forte no Sudeste. Idade desloca-se para faixas mais velhas. Incerteza elevada em estratos com n pequeno. **Conclusão:** Idade estável, heterogeneidade espacial e aceleração recente das contagens, sobretudo no Norte e no Sudeste pós-2020. Parte da variação é informacional. **Prioridades:** padronizar por idade, monitorar quebras, auditar codificação e integrar SIM a dados hospitalares, com comunicação explícita das incertezas.

Palavras-chave: pericardite aguda; mortalidade; tendências temporais; análise regional

TEMPORAL TRENDS IN MORTALITY FROM ACUTE PERICARDITIS (ICD-10 I30) IN BRAZIL, 2014–2023: AN ANALYSIS BY REGION OF RESIDENCE AND AGE GROUP

ABSTRACT

Introduction: Oropharyngeal cancer constitutes an important public health challenge, and Introduction: Acute pericarditis, ICD-10 I30, is rare and usually self-limited, yet more severe in specific etiologies. Therefore, this study aimed to analyze 2014–2023 by region and separate epidemiologic signal from artifacts. Methodology: Time-series study using SIM deaths coded I30 by year, region, and age group. No denominators. Elderly proportion (70+/60+) and age-summary metrics (mean, median, Shannon entropy, Herfindahl index). Tests: chi-square, CMH/log-linear, Cochran–Armitage; counts with Mann–Kendall, log-linear regression with Prais–Winsten (APC), joinpoint, and interrupted time series (break in 2020); outliers by exact Poisson. $\alpha=5\%$. Results: Age composition stable over time; age profiles differ across regions. No trend in the elderly fraction. Counts rise consistently only in the North ($\sim+16.6\%$ /year). National and Southeast breakpoints in 2021 with reversal to growth; in 2020 there was a level drop and subsequent positive slope, stronger in the Southeast. Age shifts toward older groups. High uncertainty in small-n strata. Conclusion: Stable age composition, spatial heterogeneity, and recent acceleration of counts, especially in the North and in the Southeast post-2020. Part of the variation is informational. Priorities: age standardization, breakpoint monitoring, certification audits, and integration of SIM with hospital data, with explicit communication of uncertainty.

Keywords: acute pericarditis; mortality; time trends; regional analysis.

Instituições afiliadas:

1- Universidade do Oeste Paulista - UNOESTE

Autor correspondente: Laura Peruzzo Batat | lauraperuzzo.b@gmail.com

This work is licensed under a [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).



INTRODUÇÃO

A pericardite aguda é inflamação do pericárdio com quadro clínico típico e, em geral, curso autolimitado; contudo, formas infecciosas, neoplásicas ou complicadas elevam o risco de desfechos graves. Na CID-10, corresponde ao agrupamento I30, que inclui formas idiopáticas, infecciosas e não especificadas. O diagnóstico baseia-se em critérios clínicos, eletrocardiográficos e de imagem, conforme diretrizes da Sociedade Europeia de Cardiologia. Em termos populacionais, a incidência é baixa e mais frequente em homens jovens, ainda que variações por etiologia e comorbidades modifiquem o prognóstico. (WHO, 2016; ADLER et al., 2015; KYTÖ et al., 2014; LAZAROU et al., 2022).

No Brasil, as doenças cardiovasculares permanecem como a principal causa de morte, mas com marcante heterogeneidade entre macrorregiões. Em paralelo, a qualidade da informação do Sistema de Informações sobre Mortalidade vem melhorando, embora a persistência e a distribuição desigual de “garbage codes” possam deslocar óbitos entre causas específicas, afetando séries temporais e comparações regionais. Além disso, a pandemia de COVID-19 alterou o padrão de acesso e o local de ocorrência dos óbitos por causas cardiovasculares, o que pode ter repercutido na mensuração da mortalidade por condições menos frequentes, como a pericardite aguda. Assim, analisar tendências por região de residência é estratégico para distinguir sinais epidemiológicos de artefatos informacionais. (OLIVEIRA et al., 2020; BRANT et al., 2022; FRANÇA et al., 2020; BRASIL, s.d.).

O objetivo, portanto, foi discutir de forma clara, precisa e transparente a mortalidade por I30 no Brasil entre 2014 e 2023, descrevendo e interpretando a composição etária, as diferenças regionais e as tendências em contagens, bem como as quebras temporais compatíveis com a pandemia, sempre com procedimentos metodológicos apropriados a séries curtas e células raras e com relato honesto de limitações (uso de contagens sem denominadores, variabilidade por estrato).

METODOLOGIA

Estudo observacional de séries temporais com dados anuais agregados do DATASUS - Sistema de Informação sobre Mortalidade: óbitos com causa básica CID-10

I30 por ano, região e faixa etária (2014–2023). Sem denominadores, derivaram-se proporções internas de idosos (70+; sensibilidade 60+) e métricas de idade-resumo. Para composição etária, aplicaram-se o qui-quadrado de homogeneidade no tempo e de independência regiões×faixas; para controlar o ano, usou-se Cochran–Mantel–Haenszel via comparação de modelos log-lineares.

A tendência da fração de idosos foi testada por Cochran–Armitage; incertezas de proporções por IC de Clopper–Pearson e Wilson. Para contagens, verificou-se monotonicidade com Mann–Kendall e estimou-se inclinação média por regressão log-linear de $\ln(\text{contagem}+0,5)$ vs ano, com correção AR(1) por Prais–Winsten e $APC=100 \cdot (e^{\beta_1}-1)$; quebras foram avaliadas por joinpoint (máx. 1, seleção por BIC) e por séries temporais interrompidas Poisson com termo de nível em 2020 e interação de inclinação, inspecionando sobre-dispersão.

A idade-resumo foi sintetizada por média/mediana (pontos médios ponderados), entropia de Shannon normalizada e índice de Herfindahl, com tendências lineares. Para células raras, outliers anuais foram testados por Poisson exato contra expectativa interna leave-one-out e IC de médias por limites de Garwood, com mid-p em proporções como sensibilidade; quando esperados baixos, faixas etárias foram colapsadas parcimoniosamente; $\alpha=5\%$ bicaudal e IC95%.

RESULTADOS

A distribuição etária dos óbitos manteve-se estável ao longo do período observado no Brasil. Em análise de homogeneidade por tempo, não se detectou mudança estatisticamente significativa após eventual colapso das faixas em {0–39, 40–59, 60–69, 70–79, 80+} quando necessário ($\chi^2=37,323$; gl=36; $p=0,408$). A mesma ausência de variação temporal foi observada dentro de cada macrorregião entre 2014 e 2023, com todos os testes qui-quadrado por região indicando não significância: Centro-Oeste $p=0,719$; Nordeste $p=0,204$; Norte $p=0,267$; Sudeste $p=0,330$; Sul $p=0,401$.

Quando os anos são combinados, perfis etários distintos emergem entre as regiões. A tabela regiões×faixas em 11 categorias indicou associação significativa ($\chi^2=68,433$; gl=40; $p=0,003$). Esse achado persiste após controle do ano por estratificação temporal em modelo log-linear com termo de interação Região×Faixa,

avaliando-se a razão de verossimilhança: a associação Região–Faixa manteve-se estatisticamente significativa (LR=59,252; gl=40; p=0,025). Portanto, a estabilidade temporal nacional convive com heterogeneidade espacial na composição por idade.

A evolução da proporção de idosos foi fraca e não significativa. Para 70+ no Brasil, o teste de tendência de Cochran–Armitage indicou $z=0,035$; $p=0,972$, com proporção inicial de 33,3% e final de 36,8% ($\Delta=+3,47$ p.p.). Em análise de sensibilidade usando 60+, os resultados foram concordantes ($z=0,063$; $p=0,950$), com aumento de 48,0% para 60,8% ($\Delta=+12,76$ p.p.). Nenhuma região alcançou significância para 70+ nesse teste. A precisão dessas estimativas variou conforme o tamanho amostral anual por região, como ilustram os intervalos binomiais de 2023 para “idosos/total”: Centro-Oeste 0,0% (IC95% Clopper–Pearson 0,0–84,2; $n=2$), Nordeste 40,7% (22,4–61,2; $n=27$), Norte 21,4% (4,7–50,8; $n=14$), Sudeste 37,7% (26,3–50,2; $n=69$) e Sul 46,2% (19,2–74,9; $n=13$). Em cenários com n reduzido, a inferência formal permanece limitada, apesar de medianas visuais sugestivas.

As análises de tendência temporal não paramétrica corroboram a ausência de direção monotônica clara nas séries. O teste de Mann–Kendall nacional resultou em $S=-1$; $Z=0,00$; $p=1,000$. Por região, os resultados também foram não significativos: Centro-Oeste $Z=-0,18$; $p=0,856$; Nordeste $Z=-0,18$; $p=0,856$; Norte $Z=1,62$; $p=0,106$; Sudeste $Z=-0,18$; $p=0,856$; Sul $Z=-0,36$; $p=0,716$.

Modelagens lineares em escala logarítmica das contagens anuais indicaram tendência global plana, com exceção do Norte. Na regressão de $\ln(\text{óbitos}+0,5)$ versus ano, o Brasil apresentou variação percentual anual média (APC) de $-0,76\%$ (IC95% $-5,08$; $3,75$; $p=0,745$) por mínimos quadrados ordinários, e de $-0,49\%$ (IC95% $-5,87$; $5,21$; $p=0,868$) com correção de autocorrelação AR(1) via Prais–Winsten. Regionalmente, por OLS, estimaram-se APC de $-5,13\%$ no Centro-Oeste (IC95% $-14,97$; $5,85$; $p=0,374$), $-1,15\%$ no Nordeste ($-5,36$; $3,25$; $p=0,617$), $+14,00\%$ no Norte ($8,84$; $19,41$; $p=0,001$), $-2,70\%$ no Sudeste ($-9,00$; $4,03$; $p=0,446$) e $+0,44\%$ no Sul ($-4,09$; $5,18$; $p=0,857$). As estimativas permaneceram semelhantes com Prais–Winsten: Centro-Oeste $-3,98\%$ ($-16,20$; $10,03$; $p=0,578$), Nordeste $-0,80\%$ ($-6,05$; $4,75$; $p=0,782$), Norte $+16,58\%$ ($11,05$; $22,39$; $p<0,001$), Sudeste $-3,14\%$ ($-10,91$; $5,31$; $p=0,479$) e Sul $+2,73\%$ ($-2,11$; $7,80$; $p=0,310$). Assim, apenas o Norte evidenciou crescimento consistente e estatisticamente significativo das contagens no período.

Análises de pontos de inflexão (joinpoint) com no máximo um ponto, selecionado por BIC, revelaram uma mudança nacional em 2021, com inversão de tendência: APC pré-2021 de $-5,24\%$ e pós-2021 de $+28,55\%$, resultando em AAPC de $+1,52\%$. No detalhamento regional, não se observou ponto no Centro-Oeste (APC= $-5,13\%$) nem no Nordeste (APC= $-1,15\%$). No Norte, identificou-se ponto em 2015 com dois regimes distintos, um declínio até 2015 (APC1= $-22,65\%$) seguido de crescimento expressivo (APC2= $+16,58\%$; AAPC= $+8,73\%$). No Sudeste, houve ponto em 2021 com mudança de queda para alta acentuada (APC1= $-9,72\%$; APC2= $+48,01\%$; AAPC= $+1,83\%$). No Sul, registrou-se ponto em 2015 com forte queda inicial (APC1= $-32,04\%$) seguida de leve alta (APC2= $+2,73\%$; AAPC= $-4,23\%$). Esses padrões, especialmente as quebras tardias no Sudeste e no agregado nacional, são compatíveis com aceleração recente das contagens.

A série temporal interrompida com regressão de Poisson, assumindo quebra estrutural em 2020, indicou no Brasil uma redução imediata de nível de 37% (mudança instantânea $e^{\{\beta_2\}}=0,63$; $p=3,9\times 10^{-6}$) combinada a alteração de inclinação altamente significativa ($p=2,1\times 10^{-5}$), passando de APC pré de $+0,37\%$ para APC pós de $+26,16\%$. A sobre-dispersão de Pearson foi 0,53. Por região, os efeitos variaram: Centro-Oeste com nível 0,59 ($p=0,466$) e inclinação pós $-8,84\%$ ($p=0,458$); Nordeste com nível 0,50 ($p=0,028$) e inclinação pós $+14,34\%$ ($p=0,469$); Norte com nível 0,72 ($p=0,507$) e inclinação pós $+29,61\%$ ($p=0,461$); Sudeste com nível 0,36 ($p<0,001$) e inclinação pós $+40,30\%$ ($p<0,001$); Sul com nível 0,88 ($p=0,775$) e inclinação pós $+7,08\%$ ($p=0,604$). Esses resultados concentram a evidência de quebra em 2020 no Sudeste, com subsequente rampa positiva robusta, e sugerem intensificação nacional da inclinação no pós-quebra.

Indicadores de composição etária sumarizam deslocamentos discretos na distribuição. A média aproximada por pontos médios aumentou 0,440 anos/ano no Brasil ($p=0,0003$), de 58,31 para 61,62 anos ($+3,31$ anos). A mediana subiu de 55 para 65 anos ($\Delta=+10$), mas a regressão linear sobre a mediana, variável discreta por faixas, não atingiu significância ($p=0,249$). A entropia de Shannon normalizada diminuiu $-0,00543$ por ano ($p=0,012$) e o índice de Herfindahl aumentou $+0,00230$ por ano ($p=0,0018$), apontando maior concentração relativa dos óbitos nas faixas etárias altas ao longo do período, coerente com envelhecimento da distribuição.

Os padrões regionais reproduzem essa direção geral, com heterogeneidade de magnitudes e instabilidade sob contagens pequenas. No Sudeste, a média aumentou 0,503 anos/ano ($p=0,0107$), acompanhada de queda de Shannon de $-0,0080/\text{ano}$ ($p=0,0155$) e aumento de Herfindahl de $+0,00395/\text{ano}$ ($p=0,0166$). No Sul, os sinais foram mais instáveis: média $+0,674$ anos/ano ($p=0,294$), Shannon $+0,00524/\text{ano}$ ($p=0,506$) e Herfindahl $-0,00081/\text{ano}$ ($p=0,888$). No Nordeste, a média cresceu 0,458 anos/ano ($p=0,442$) com variações fracas nos demais índices. No Norte, observou-se média $+0,382$ anos/ano ($p=0,690$), Shannon $+0,025/\text{ano}$ ($p=0,065$) e Herfindahl $-0,018/\text{ano}$ ($p=0,128$), sugerindo distribuição mais dispersa em alguns anos. No Centro-Oeste, artefatos decorrentes de n mínimos produziram oscilações espúrias, como queda de mediana de 55 para 45 e Herfindahl de 0,167 para 1,000, refletindo colapsos ocasionais em uma única faixa; esses resultados exigem interpretação cautelosa.

A triagem de anomalias específicas por estrato via teste de Poisson exato, comparando cada ano à expectativa interna leave-one-out do mesmo estrato, identificou 22 rejeições ao nível de 5% em 550 testes. As rejeições distribuíram-se por região da seguinte forma: Sudeste 7, Norte 4, Sul 4, Nordeste 4 e Centro-Oeste 3. Por faixas etárias, os estratos mais frequentemente envolvidos foram 30–39 e 60–69 (quatro rejeições cada), seguidos de 15–19, 40–49, 5–9, 50–59, 70–79 e 80+ (duas cada). Esses pontos configuram candidatos prioritários para verificação clínica, revisão de codificação ou investigação de eventos localizados.

Para as proporções por faixa dentro de cada ano-região, foram calculados IC95% de Clopper–Pearson e mid- p . A largura dos intervalos depende diretamente do total anual do estrato, como já exemplificado para “idosos/total” em 2023, no qual amostras pequenas geram amplitudes elevadas (p.ex., Centro-Oeste com $n=2$ resultou em IC 0–84,2%). Assim, as inferências sobre proporções específicas por faixa devem ser ponderadas pela incerteza associada a n reduzido.

Por fim, a desigualdade global entre regiões na distribuição etária mostrou-se estatisticamente significativa no agrupamento de anos ($\chi^2=68,433$; $gl=40$; $p=0,003$) e persistiu após estratificação por ano em modelo log-linear com teste de razão de verossimilhança ($LR=59,252$; $gl=40$; $p=0,025$). Em termos de dinâmica da razão idosos(70+)/total por região, as inclinações anuais estimadas por odds ratio não atingiram significância a 5%, embora os deltas absolutos ilustrem trajetórias

heterogêneas: Centro-Oeste OR/ano=0,912 (IC95% 0,705–1,179; $p=0,483$; 31,8%→16,9%; $\Delta=-14,9$ p.p.), Nordeste 1,041 (0,951–1,140; $p=0,384$; 35,4%→44,1%; $\Delta=+8,7$ p.p.), Norte 0,977 (0,824–1,159; $p=0,793$; 33,6%→29,2%; $\Delta=-4,4$ p.p.), Sudeste 1,029 (0,968–1,093; $p=0,366$; 31,2%→36,9%; $\Delta=+5,7$ p.p.) e Sul 1,058 (0,921–1,215; $p=0,428$; 29,7%→41,1%; $\Delta=+11,5$ p.p.).

Em conjunto, esses resultados delineiam um quadro de estabilidade temporal nacional na composição por idade, coexistindo com diferenças estruturais entre regiões, aceleração recente das contagens em segmentos específicos — notadamente no Norte e no Sudeste após 2020 — e sinais consistentes de concentração relativa dos óbitos em faixas etárias mais elevadas.

DISCUSSÃO

A literatura descreve mortalidade absoluta baixa na pericardite aguda e pior prognóstico concentrado em idosos e pacientes com comorbidades. Esse perfil clínico tende a manter estável a distribuição por faixas etárias ao longo dos anos, mesmo com flutuações pequenas de contagem. Diretrizes europeias e coortes hospitalares mostram baixa letalidade, risco crescente com idade e impacto de coinfeções e multimorbidade, o que é compatível com a estabilidade observada nas tabelas Brasil e regionais de 2014–2023. (ADLER et al., 2015; KYTÖ et al., 2014; MODY et al., 2018).

Diferenças regionais refletem composição demográfica, acesso/qualidade assistencial e, sobretudo, assimetrias históricas na completude e no registro de óbitos. Estudos mostram que a cobertura do SIM atingiu patamares altos nacionalmente, porém com piores indicadores no Norte e em contextos de mortes fora de hospitais, o que pode elevar gradualmente contagens registradas em certas regiões e produzir perfis etários distintos quando se agregam anos. (QUEIROZ et al., 2017; COSTA et al., 2020; DIÓGENES et al., 2022).

Com séries anuais curtas e contagens pequenas, testes não paramétricos como Mann–Kendall têm baixo poder para mudanças suaves no agregado nacional, enquanto modelos com correção de autocorrelação (Prais–Winsten) podem revelar inclinações regionais relevantes. O crescimento consistente no Norte é compatível com melhoria incremental de registro e com mudanças de oferta e acesso, sem necessariamente

implicar aumento de risco intrínseco. (MANN, 1945; HAMED; RAO, 1998; PRAIS; WINSTEN, 1954; QUEIROZ et al., 2020).

A queda de nível em 2020 seguida de rampa positiva em 2021 se alinha às mudanças sistêmicas da pandemia: reorganização de fluxos assistenciais, competição por leitos, atrasos de procura e codificação específica da COVID-19 (U07.*), que redistribuiu causas básicas e secundárias. A literatura de excesso de mortalidade e codificação oficial sustenta deslocamentos súbitos de níveis e alterações de inclinação em 2020–2021 para causas cardiovasculares, com heterogeneidade regional acentuada no Brasil. (WHO, 2020; WHO, 2025; BRANT et al., 2020; SANTOS et al., 2021; WANG et al., 2022). Para identificar formalmente as quebras, a regressão segmentada/joinpoint e séries temporais interrompidas são os referenciais metodológicos recomendados. (KIM et al., 2000; BERNAL; CUMMINS; GASPARRINI, 2017).

A elevação da média etária e a redução de entropia indicam maior concentração relativa em idades mais altas, coerente com a natureza da doença e com a ampliação de multimorbidade entre idosos. Revisões recentes reforçam que complicações graves concentram-se em faixas etárias superiores, sem mudança drástica na epidemiologia básica da pericardite aguda. (ADLER et al., 2015; VECCHIÉ et al., 2020).

Para estratos com poucos óbitos, testes exatos de Poisson e intervalos binomiais exatos ou tipo score (Wilson) são preferíveis ao Wald, dada a cobertura errática em n baixo, o que explica IC amplos e detecções pontuais de anos “atípicos”. (BROWN; CAI; DASGUPTA, 2001; GARWOOD, 1936; AGRETI, 2013)

A composição etária dos óbitos por pericardite aguda manteve-se estável no Brasil entre 2014–2023 ($\chi^2=37,323$; $gl=36$; $p=0,408$), embora perfis etários difiram entre regiões mesmo após controle por ano (qui-quadrado regiões $\times$ faixas, $p=0,003$; CMH/LRT, $p=0,025$). As contagens anuais não exibiram tendência monotônica nacional (Mann–Kendall $p=1,000$), mas o Norte apresentou crescimento significativo por regressão log-linear com correção AR(1) (Prais–Winsten $APC\approx+16,6\%/ano$; $p<0,001$).

Detectou-se quebra temporal: queda imediata de nível em 2020 (Brasil, razão de nível $\approx 0,63$; $p=3,9\times 10^{-6}$) seguida de rampa positiva, mais intensa no Sudeste ($p<0,001$). Em paralelo, a idade-resumo aumentou no agregado (média $+0,440$ ano/ano; $p=0,0003$) e a entropia caiu, sinalizando maior concentração relativa dos óbitos em idades altas.

Testes exatos de Poisson identificaram 22/550 outliers em células específicas; intervalos binomiais e de Poisson foram amplos em estratos com n baixo, limitando precisão inferencial.

Esses padrões são coerentes com a literatura clínica: diretrizes e coortes descrevem letalidade absoluta baixa na pericardite aguda e pior prognóstico em idosos e em multimorbidade, cenário que tende a conservar a mistura etária ao longo do tempo e a deslocar, lentamente, a concentração de eventos para faixas mais idosas (ADLER et al., 2015; KYTÖ et al., 2014; MODY et al., 2018). A heterogeneidade regional é compatível com diferenças demográficas e assistenciais e, sobretudo, com assimetrias históricas na completude e qualidade dos registros de óbito; estudos nacionais mostram avanços na cobertura do SIM, porém com déficits residuais no Norte e em óbitos fora de serviços, capazes de elevar contagens registradas sem aumento proporcional do risco subjacente (QUEIROZ et al., 2017; COSTA et al., 2020; DIÓGENES et al., 2022).

As inflexões de 2020–2021 se explicam por choques sistêmicos da pandemia: reorganização da oferta, atrasos de procura e a introdução dos códigos U07.* para COVID-19, que redistribuíram causas básicas e associadas. Diretrizes de certificação da OMS e estudos de excesso de mortalidade documentam quedas de nível e mudanças de inclinação em causas cardiovasculares no biênio, com forte heterogeneidade espacial no Brasil, o que converge com o padrão observado para I30, sobretudo no Sudeste (WHO, 2020; WHO, 2025; BRANT et al., 2020; SANTOS et al., 2021; WANG et al., 2022).

Em termos metodológicos, a triangulação de Mann–Kendall, regressão log-linear com Prais–Winsten, joinpoint e séries temporais interrompidas segue o padrão recomendado para séries anuais curtas com potencial autocorrelação e quebras (MANN, 1945; PRAIS; WINSTEN, 1954; KIM et al., 2000; BERNAL; CUMMINS; GASPARRINI, 2017). Para pequenas contagens, o uso de IC de Poisson exatos (GARWOOD) e binomiais de Wilson ou Clopper–Pearson evita a cobertura errática do Wald e é condizente com manuais clássicos (GARWOOD, 1936; BROWN; CAI; DASGUPTA, 2001; BRESLOW; DAY, 1987; AGRESTI, 2013).

A validade dos resultados restringe-se a óbitos com causa básica CID-10 I30 no SIM, agregados por ano, região e faixa etária, no período 2014–2023; não se estendem a incidência clínica, internações ou letalidade de casos. A comparabilidade temporal

pressupõe codificação conforme OMS e modelagem explícita de choques pandêmicos; a comparabilidade espacial, aqui descritiva, demanda para inferências substantivas a passagem de contagens para taxas específicas por idade e taxas padronizadas (método direto) com padrão OMS 2000–2025 (AHMAD et al., 2001). Duas limitações são centrais: a presença de estratos com n pequeno, que amplia a incerteza de proporções internas e testes de homogeneidade, e a possibilidade de subregistro diferencial residual entre regiões.

As implicações para vigilância e gestão são diretas. Primeiro, institucionalizar a publicação anual de taxas padronizadas por idade por região, com IC baseados em Poisson exato ou Byar e codebooks reprodutíveis, permitindo separar variação em risco de variação em registro (AHMAD et al., 2001; BRESLOW; DAY, 1987). Segundo, integrar rotineiramente joinpoint e séries interrompidas aos painéis do SIM para detecção de quebras, com alertas de mudança de nível e inclinação (KIM et al., 2000; BERNAL; CUMMINS; GASPARRINI, 2017). Terceiro, priorizar auditorias de codificação nos anos e células marcadas como outliers, verificando partes I/II do atestado, menções a tamponamento e coexistência de U07., com treinamento focalizado em regiões historicamente mais vulneráveis (WHO, 2020; WHO, 2025). Quarto, integrar SIM a AIH/SIH e prontuários sentinela para qualificar etiologia e estimar letalidade hospitalar por faixa etária, o que amplia a interpretabilidade dos sinais observados (MODY et al., 2018).

Por fim, como prioridade de pesquisa, estimar taxas específicas e padronizadas 2014–2023, aplicar decomposições (Kitagawa/Arriaga) para discriminar efeitos de estrutura etária versus taxas por idade e avaliar sensibilidade excluindo menções U07. para isolar o componente de redistribuição pandêmica.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em síntese, a mortalidade por pericardite aguda (CID-10 I30) no Brasil manteve composição etária globalmente estável entre 2014 e 2023, ainda que com diferenças marcantes entre macrorregiões. Ao mesmo tempo, observou-se aceleração recente das contagens, sobretudo no Norte ao longo do período e no Sudeste após 2020, o que sugere combinação de mudanças assistenciais, reorganização da codificação e impactos

pandêmicos. Além disso, a distribuição dos óbitos deslocou-se discretamente para idades mais avançadas, reforçando que o risco se concentra em idosos e em contextos de multimorbidade.

Assim, distinguir sinal epidemiológico de artefato informacional torna-se central. A estabilidade temporal da composição por idade, coexistindo com heterogeneidade espacial e quebras de nível e inclinação, indica que parte da variação resulta de capacidades locais de registro e de choques sistêmicos. Logo, interpretar tendências apenas por contagens brutas é insuficiente; é necessário padronizar por idade, qualificar a certificação e monitorar descontinuidades.

Portanto, recomenda-se institucionalizar painéis anuais com taxas específicas e padronizadas por região, incorporar rotineiramente análises de pontos de inflexão e séries temporais interrompidas, e priorizar auditorias de codificação nos estratos identificados como atípicos. Em paralelo, a integração de dados do SIM com informações hospitalares deve apoiar a investigação de etiologias graves e a avaliação de letalidade por faixa etária, orientando linhas de cuidado focadas nos mais idosos. Por fim, diante de células raras e *n* reduzido em alguns estratos, a vigilância deve adotar métodos robustos e comunicar incertezas de forma transparente, garantindo que decisões de saúde pública se apoiem em sinais consistentes e comparáveis entre territórios.

REFERÊNCIAS

- ADLER, Y.; CHARRON, P.; IMAZIO, M.; et al. 2015 ESC Guidelines for the diagnosis and management of pericardial diseases. *European Heart Journal*, v. 36, n. 42, p. 2921–2964, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1093/eurheartj/ehv318>. Disponível em: <https://academic.oup.com/eurheartj/article/36/42/2921/2293375>. Acesso em: 26 ago. 2025.
- AGRESTI, A. *Categorical Data Analysis*. 3. ed. Hoboken: Wiley, 2013. Disponível em: <https://www.wiley.com/en-gb/Categorical%2BData%2BAnalysis%2C%2B3rd%2BEdition-p->



9780470463635. Acesso em: 26 ago. 2025.

AHMAD, O. B.; BOSCHI-PINTO, C.; LOPEZ, A. D.; et al. Age standardization of rates: a new WHO standard. Geneva: World Health Organization, 2001. Disponível em: <https://download.e-bookshelf.de/download/0002/4220/91/L-G-0002422091-0003816866.pdf>. Acesso em: 26 ago. 2025.

BERNAL, J. L.; CUMMINS, S.; GASPARRINI, A. Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *International Journal of Epidemiology*, v. 46, n. 1, p. 348–355, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1093/ije/dyw098>. Disponível em: <https://academic.oup.com/ije/article/46/1/348/2622842>. Acesso em: 26 ago. 2025.

BRANT, L. C. C.; NOGUEIRA, L. S.; CARVALHO, R.; et al. Excess of cardiovascular deaths during the COVID-19 pandemic in Brazilian capital cities. *Heart*, v. 106, n. 24, p. 1898–1905, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1136/heartjnl-2020-317663>. Disponível em: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33060261/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

BRASIL. Ministério da Saúde. Declaração de Óbito: manual de instruções para preenchimento. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2023. Disponível em: [<https://www.gov.br/saude/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/svsa/vigilancia/declaracao-de-obito-manual-de-instrucoes-para-preenchimento.pdf>]. Acesso em: 26 ago. 2025

BRASIL. Ministério da Saúde. OpenDataSUS: Sistema de Informação sobre Mortalidade – SIM. Brasília, DF, 2023–. Disponível em: [<https://opendatasus.saude.gov.br/dataset/sim>]. Acesso em: 26 ago. 2025.

BRASIL. Ministério da Saúde. Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). Brasília, DF: Ministério da Saúde, [s.d.]. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/composicao/svsa/sistemas-de-informacao/sim>. Acesso em: 26 ago. 2025.

BRESLOW, N. E.; DAY, N. E. *Statistical Methods in Cancer Research. Volume II: The Design and Analysis of Cohort Studies*. Lyon: IARC, 1987. Disponível em: <https://publications.iarc.fr/Book-And-Report-Series/Iarc-Scientific-Publications/Statistical-Methods-In-Cancer-Research-Volume-II-The-Design-And-Analysis-Of-Cohort-Studies-1987>. Acesso em: 26 ago. 2025.

BROWN, L. D.; CAI, T. T.; DASGUPTA, A. Interval estimation for a binomial proportion. *Statistical Science*, v. 16, n. 2, p. 101–133, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1214/ss/1009213286>. Disponível em: <https://projecteuclid.org/journals/statistical-science/volume-16/issue-2/Interval-Estimation-for-a-Binomial-Proportion/10.1214/ss/1009213286.full>. Acesso em: 26 ago. 2025.

COSTA, L. F. L.; et al. Estimating completeness of national and subnational death reporting in

Brazil: application of record linkage methods. *Population Health Metrics*, v. 18, n. 1, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12963-020-00223-2>. Disponível em: <https://pophealthmetrics.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12963-020-00223-2>. Acesso em: 26 ago. 2025.

DIÓGENES, V. H. D.; et al. Differentials in death count records by databases in Brazil, 2010. *Revista de Saúde Pública*, v. 56, n. 92, 2022. Disponível em: <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC9586519/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

FRANÇA, E. B.; ISHITANI, L. H.; DE ABREU, D. M. X. et al. Changes in the quality of cause-of-death statistics in Brazil: garbage codes among registered deaths in 1996–2016. *Population Health Metrics*, v. 18, supl. 1, art. 27, 2020. DOI: 10.1186/s12963-020-00221-4. Disponível em: <https://pophealthmetrics.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12963-020-00221-4>. Acesso em: 26 ago. 2025.

GARWOOD, F. Fiducial limits for the Poisson distribution. *Biometrika*, v. 28, n. 3–4, p. 437–442, 1936. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/28.3-4.437>. Disponível em: <https://jhanley.biostat.mcgill.ca/bios601/Intensity-Rate/Garwood1936.pdf>. Acesso em: 26 ago. 2025.

HAMED, K. H.; RAO, A. R. A modified Mann–Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, v. 204, p. 182–196, 1998. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(97\)00125-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(97)00125-X). Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S002216949700125X>. Acesso em: 26 ago. 2025.

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, n. 3, p. 335–351, 2000. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0258\(20000215\)19:3<335::AID-SIM336>3.0.CO;2-Z](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0258(20000215)19:3<335::AID-SIM336>3.0.CO;2-Z). Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/%28SICI%291097-0258%2820000215%2919%3A3%3C335%3A%3AAID-SIM336%3E3.0.CO%3B2-Z>. Acesso em: 26 ago. 2025.

KYTÖ, V.; SIPILÄ, J.; RAUTAVA, P. Clinical profile and influences on outcomes in patients hospitalized for acute pericarditis. *Circulation*, v. 130, n. 18, p. 1601–1606, 2014. DOI: 10.1161/CIRCULATIONAHA.114.010376. Disponível em: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25205801/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

LAZAROU, E.; KAKOUIROS, N.; LAZAROS, G. et al. Acute Pericarditis: Update. *Current Cardiology*

Reports, v. 24, n. 8, p. 905–913, 2022. DOI: 10.1007/s11886-022-01710-8. Disponível em: [\[https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35595949/\]](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35595949/)(<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35595949/>).

Acesso em: 26 ago. 2025.

MANN, H. B. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, v. 13, n. 3, p. 245–259, 1945.

Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1907187>. Acesso em: 26 ago. 2025.

MODY, P.; et al. Trends in acute pericarditis hospitalizations and outcomes among older adults, 1999–2012. *European Heart Journal – Quality of Care and Clinical Outcomes*, v. 4, n. 2, p. 98–105, 2018. Disponível em: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/29106473/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

OLIVEIRA, G. M. M. de; BRANT, L. C. C.; POLANCZYK, C. A. et al. Cardiovascular Statistics – Brazil 2020. *Arquivos Brasileiros de Cardiologia*, v. 115, n. 3, p. 308–439, 2020. DOI: 10.36660/abc.20200812. Disponível em:

[\[https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33027364/\]](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33027364/)(<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33027364/>).

Acesso em: 26 ago. 2025.

PRAIS, S. J.; WINSTEN, C. B. Trend Estimators and Serial Correlation. Cowles Commission Discussion Paper n. 383, 1954. Disponível em: <https://cowles.yale.edu/sites/default/files/2023-05/s-0383.pdf>. Acesso em: 26 ago. 2025.

QUEIROZ, B. L.; et al. Completeness of death-count coverage and adult mortality in Brazil. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, v. 20, supl. 1, p. 21–33, 2017. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbepid/a/p5mT5dGVZxPWnVNSgL4FWVC/?format=pdf&lang=en>.

Acesso em: 26 ago. 2025.

QUEIROZ, B. L.; LIMA, E. E. C.; et al. Temporal and spatial trends of adult mortality in small areas of Brazil, 1980–2010. *Genus*, v. 76, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1186/s41118-020-00105-3>. Disponível em: <https://genus.springeropen.com/articles/10.1186/s41118-020-00105-3>. Acesso em: 26 ago. 2025.

SANTOS, A. M.; et al. Excess deaths from all causes and by COVID-19 in Brazil in 2020. *Revista de Saúde Pública*, v. 55, e210004, 2021. Disponível em: <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC8522736/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

VECCHIÉ, A.; et al. Clinical presentation and outcomes of acute pericarditis in the era of advanced imaging. *Heart & Lung*, 2020. Disponível em: <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC7768931/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

WANG, H.; et al. Estimating excess mortality due to the COVID-19 pandemic, 2020–2021. *The Lancet*, v. 399, p. 1513–1536, 2022. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)02796-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)02796-3).



Disponível em: [https://www.thelancet.com/article/S0140-6736\(21\)02796-3/fulltext](https://www.thelancet.com/article/S0140-6736(21)02796-3/fulltext). Acesso em: 26 ago. 2025.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. Emergency use ICD codes for COVID-19 disease outbreak (atualização). 26 maio 2025. Disponível em: <https://www.who.int/standards/classifications/classification-of-diseases/emergency-use-icd-codes-for-covid-19-disease-outbreak>. Acesso em: 26 ago. 2025.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. Guidelines for certification and classification (coding) of COVID-19 as cause of death. 20 abr. 2020. Disponível em: <https://www.who.int/docs/default-source/classification/icd/covid-19/guidelines-cause-of-death-covid-19-20200420-en.pdf>. Acesso em: 26 ago. 2025.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). ICD-10 Version: 2016. Geneva: WHO, 2016. Disponível em: <https://icd.who.int/browse10/2016/en>. Acesso em: 26 ago. 2025.