



Fundação de Ensino e Pesquisa em Ciências da Saúde
Universidade do Distrito Federal Professor Jorge Amaury
Escola Superior de Ciências da Saúde
Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Ciências da Saúde
Mestrado Acadêmico

MORTALIDADE INFANTIL NO DISTRITO FEDERAL: PANORAMA ANTES, DURANTE E APÓS A PANDEMIA DA COVID-19

Autor: Rafael Pimentel Saldanha

Orientadora: Profa. Dra. Ana Claudia
Morais Godoy Figueiredo

Brasília - DF

2026

MORTALIDADE INFANTIL NO DISTRITO FEDERAL: PANORAMA ANTES, DURANTE E APÓS A PANDEMIA DA COVID-19

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Ciências da Saúde da Escola de Saúde Pública do Distrito Federal, como requisito parcial para obtenção do Título de Mestre em Ciências da Saúde.

Área de Concentração: Política, Gestão e Educação em Saúde.

Linha de Pesquisa: Política, Planejamento, Gestão e Avaliação de Sistemas e Serviços.

Orientadora: Profa. Dra. Ana Claudia Morais Godoy Figueiredo

Brasília - DF

2026

Ficha catalográfica gerada automaticamente com os dados
fornecidos pelo(a) autor(a)

S162m

Pimentel Saldanha, Rafael

Mortalidade infantil no Distrito Federal: panorama antes,
durante e após a pandemia da COVID-19 / Rafael Pimentel
Saldanha; orientadora Ana Claudia Morais Godoy Figueiredo. --
Brasília, 2026.

84 p.

Dissertação (Mestrado - Programa de Pós-Graduação em
Mestrado Acadêmico em Ciências da Saúde) -- Escola
Superior de Ciências da Saúde, Universidade do Distrito
Federal.

1. Mortalidade infantil. 2. COVID-19. 3. Saúde da criança.
4. Serviços de saúde da criança. I. Morais Godoy
Figueiredo, Ana Claudia, orient. II. Título.

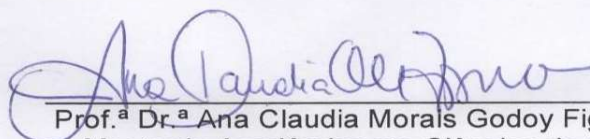
TERMO DE APROVAÇÃO

RAFAEL PIMENTEL SALDANHA

*Mortalidade Infantil no Distrito Federal: Panorama antes, durante e após a
Pandemia da COVID-19*

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do título de **Mestre** em Ciências da Saúde, pelo programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Ciências da Saúde – Mestrado Acadêmico - da Escola Superior de Ciências da Saúde (ESCS/UnDF).

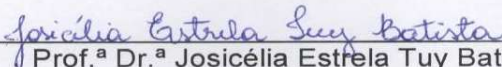
Aprovada em: 14/05/2026.



Prof.ª Dr.ª Ana Claudia Morais Godoy Figueiredo
Mestrado Acadêmico em Ciências da Saúde
Escola Superior de Ciências da Saúde (ESCS/UnDF)
Orientadora



Prof. Dr. Fábio Ferreira Amorim
Mestrado Acadêmico em Ciências da Saúde
Escola Superior de Ciências da Saúde (ESCS/UnDF)
Examinador Interno



Prof.ª Dr.ª Josicélia Estrela Tuy Batista
Ministério de Saúde (MS)
Examinadora Externa

Prof.ª Dr.ª Sarah dos Santos Conceição
Ministério de Saúde (MS)
Suplente

Aos meus pais, Celso e Rosely.

*À minha esposa Edine, pelo apoio
incondicional.*

*Ao meu filho, Vitale, minha maior
inspiração.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Jesus Cristo, por conceder discernimento, perseverança e sustento ao longo de todo o percurso acadêmico.

À minha orientadora, Profa. Dra. Ana Claudia Morais Godoy Figueiredo, pela condução segura, pela disponibilidade, pelas contribuições técnicas e pelo rigor científico, fundamentais para o desenvolvimento e a conclusão deste trabalho.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), conforme estabelece a Portaria nº 206/2018, pelo apoio institucional aos Programas de Pós-Graduação no Brasil, possibilitando o fortalecimento da pesquisa científica e da formação de recursos humanos qualificados, independentemente da condição de bolsista.

À Fundação de Ensino e Pesquisa em Ciências da Saúde, Escola Superior em Ciências da Saúde, Universidade do Distrito Federal e Escola de Saúde Pública do Distrito Federal por meio do Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde, pelo suporte acadêmico e institucional durante a realização do curso.

Por fim, agradeço a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

*Fazei justiça ao fraco e ao órfão, procedei retamente
para com o aflito e o desamparado.
(Salmos 82:3)*

RESUMO

SALDANHA, R. P. **Mortalidade infantil no Distrito Federal: panorama antes, durante e após a pandemia da COVID-19.** 2026. Dissertação (Mestrado Acadêmico em Ciências da Saúde) - Fundação de Ensino e Pesquisa em Ciências da Saúde, Brasília, DF, 2026.

Introdução: A mortalidade infantil é um dos indicadores mais sensíveis das condições de vida da população e da qualidade da atenção à saúde, por refletir determinantes sociais, econômicos e a organização dos sistemas de saúde. Nas últimas décadas, o Brasil apresentou avanços expressivos na redução desse indicador, persistindo, contudo, desigualdades regionais e sociais relevantes. A pandemia da COVID-19 representou um evento disruptivo para os sistemas de saúde em todo o mundo, com reorganização da oferta de serviços, sobrecarga das redes assistenciais e potenciais impactos indiretos sobre a atenção materno-infantil, especialmente no acesso a ações essenciais como pré-natal, puericultura e atendimentos pediátricos. Além dos efeitos observados durante a fase aguda da crise sanitária, seus impactos podem manifestar-se de forma tardia, no período pós-pandêmico, em razão da descontinuidade acumulada do cuidado e da fragilização de ações essenciais de acompanhamento infantil. O Distrito Federal, apesar de seu elevado índice de desenvolvimento humano relativo, apresenta heterogeneidades internas que tornam relevante o monitoramento da mortalidade infantil em contextos de crise sanitária.

Objetivo: Comparar a taxa de mortalidade infantil no Distrito Federal nos períodos pré-pandêmico (2018-2019), pandêmico (2020-2021) e pós-pandêmico (2022-2023), analisando seus componentes, características maternas e perinatais dos óbitos infantis, distribuição por causas básicas e classificação segundo causas evitáveis.

Método: Estudo ecológico, analítico, retrospectivo e de base populacional com análise temporal, desenvolvido a partir de dados secundários do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), referentes a óbitos infantis de residentes no Distrito Federal entre 2018 e 2023. Os nascidos vivos foram utilizados como denominador para o cálculo do Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) e de seus componentes, neonatal precoce (0-6 dias), neonatal

tardio (7-27 dias) e pós-neonatal (28-364 dias). Estimaram-se intervalos de confiança de 95% pelo método de Poisson. A associação entre o período e o CMI foi estimado por regressão de Poisson com *offset* (logaritmo dos nascidos vivos), com variância robusta, produzindo Razões de Taxas de Incidência (IRR) com IC95%, em modelos bruto e ajustado por tendência linear. As características maternas, perinatais e as causas de óbito foram comparadas entre os períodos pelo teste qui-quadrado de Pearson com nível de significância de 5%.

Resultados: Foram analisados 3.524 óbitos infantis e 235.492 nascidos vivos. O CMI médio no período total foi de 14,96/1.000 nascidos vivos (NV), com elevação progressiva entre os períodos: 14,19/1.000 NV (pré-pandêmico), 14,68/1.000 NV (pandêmico) e 16,21/1.000 NV (pós-pandêmico; IC95%: 15,29-17,18). O período pós-pandêmico esteve associado a uma razão de taxa 14,3% maior de óbito infantil em comparação ao período de referência (IRR = 1,143; IC95%: 1,033-1,265; p = 0,010), enquanto o período pandêmico não apresentou diferença estatisticamente significativamente do pré-pandêmico no modelo bruto (IRR = 1,034; IC95%: 0,925-1,157; p = 0,552). Após ajuste pela tendência, ambos os períodos mostraram associação significativa, e a tendência linear foi de 2,9% de crescimento ao ano (IRR = 1,029; IC95%: 1,017-1,040; p < 0,001). O componente pós-neonatal (28-364 dias) apresentou o maior incremento absoluto da taxa de mortalidade, passando de 3,38/1.000 NV no período pré-pandêmico para 3,62/1.000 NV no período pandêmico e 4,60/1.000 NV no período pós-pandêmico, e a maior razão de taxa no modelo bruto (IRR = 1,361; IC95%: 1,224-1,513; p < 0,001). A distribuição dos óbitos infantis por idade gestacional (p = 0,010), peso ao nascer (p = 0,021) e causas básicas de óbito (p = 0,010) mostrou diferença estatística entre os períodos, com aumento proporcional de óbitos em crianças com idade gestacional <22 semanas, a termo e com peso adequado ao nascer no período pós-pandêmico. A distribuição dos óbitos segundo causas evitáveis diferiu significativamente entre os períodos (p = 0,009), com aumento da proporção de óbitos não classificados como evitáveis de 47,11% no pré-pandêmico para 53,24% no pós-pandêmico e redução das mortes reduzíveis por atenção ao recém-nascido de 16,19% para 11,73%.

Conclusões: A mortalidade infantil no Distrito Federal apresentou trajetória ascendente ao longo do ciclo pandêmico, com associação mais pronunciada no período pós-

pandêmico, impulsionado principalmente pelo componente pós-neonatal. O padrão observado sugere possível fragilização dos serviços de atenção primária à saúde e de puericultura ao longo da crise sanitária, evidenciada sobretudo pelo comportamento das causas de morte potencialmente evitáveis. Os achados reforçam a necessidade de estratégias sustentadas de fortalecimento da atenção materno-infantil, da vigilância do óbito e da redução das iniquidades no acesso ao cuidado, com monitoramento contínuo do CMI e de seus componentes como instrumento essencial de gestão e planejamento em saúde.

Palavras-chave: mortalidade infantil; COVID-19; saúde da criança; serviços de saúde da criança.

ABSTRACT

SALDANHA, R. P. **Infant mortality in the Federal District: an overview before, during, and after the COVID-19 pandemic. 2026.** Dissertation (Academic Master's Degree in Health Sciences) - Fundação de Ensino e Pesquisa em Ciências da Saúde, Brasília, DF, 2026.

Introduction: Infant mortality is one of the most sensitive indicators of the population's living conditions and the quality of health care, as it reflects social and economic determinants as well as the organization of health systems. In recent decades, Brazil has made substantial progress in reducing this indicator; however, relevant regional and social inequalities persist. The COVID-19 pandemic represented a disruptive event for health systems worldwide, leading to the reorganization of service delivery, overload of health care networks, and potential indirect impacts on maternal and child health care, especially regarding access to essential actions such as prenatal care, childcare follow-up, and pediatric consultations. In addition to the effects observed during the acute phase of the health crisis, its impacts may manifest later, in the post-pandemic period, due to the accumulated discontinuity of care and the weakening of essential child follow-up actions. Despite its relatively high Human Development Index, the Federal District presents internal heterogeneities that make the monitoring of infant mortality relevant in contexts of health crisis.

Objective: To compare the infant mortality rate in the Federal District during the pre-pandemic (2018-2019), pandemic (2020-2021), and post-pandemic (2022-2023) periods, analyzing its components, maternal and perinatal characteristics of infant deaths, distribution by underlying causes, and classification according to preventable causes.

Method: This was an ecological, analytical, retrospective, population-based study with temporal analysis, developed using secondary data from the Mortality Information System (SIM) and the Live Birth Information System (SINASC), referring to infant deaths among residents of the Federal District between 2018 and 2023. Live births were used as the denominator to calculate the Infant Mortality Coefficient (IMC) and its components: early neonatal (0–6 days), late neonatal (7–27 days), and post-neonatal (28–364 days). Ninety-

five percent confidence intervals were estimated using the Poisson method. The association between period and IMC was estimated using Poisson regression with an offset term (logarithm of live births), with robust variance, producing Incidence Rate Ratios (IRR) with 95%CI, in crude models and models adjusted for linear trend. Maternal and perinatal characteristics and causes of death were compared between periods using Pearson's chi-square test, with a 5% significance level.

Results: A total of 3,524 infant deaths and 235,492 live births were analyzed. The mean IMC over the total period was 14.96/1,000 live births (LB), with a progressive increase across periods: 14.19/1,000 LB in the pre-pandemic period, 14.68/1,000 LB in the pandemic period, and 16.21/1,000 LB in the post-pandemic period (95%CI: 15.29–17.18). The post-pandemic period was associated with a 14.3% higher rate ratio of infant death compared with the reference period (IRR = 1.143; 95%CI: 1.033–1.265; $p = 0.010$), whereas the pandemic period did not show a statistically significant difference from the pre-pandemic period in the crude model (IRR = 1.034; 95%CI: 0.925–1.157; $p = 0.552$). After adjustment for trend, both periods showed a significant association, and the linear trend indicated a 2.9% annual increase (IRR = 1.029; 95%CI: 1.017–1.040; $p < 0.001$). The post-neonatal component (28–364 days) showed the largest absolute increase in mortality rate, rising from 3.38/1,000 LB in the pre-pandemic period to 3.62/1,000 LB in the pandemic period and 4.60/1,000 LB in the post-pandemic period, as well as the highest rate ratio in the crude model (IRR = 1.361; 95%CI: 1.224–1.513; $p < 0.001$). The distribution of infant deaths by gestational age ($p = 0.010$), birth weight ($p = 0.021$), and underlying causes of death ($p = 0.010$) showed statistical differences between periods, with a proportional increase in deaths among children with gestational age <22 weeks, term births, and adequate birth weight in the post-pandemic period. The distribution of deaths according to preventable causes differed significantly between periods ($p = 0.009$), with an increase in the proportion of deaths not classified as preventable from 47.11% in the pre-pandemic period to 53.24% in the post-pandemic period, and a reduction in deaths reducible by adequate care for newborns from 16.19% to 11.73%.

Conclusions: Infant mortality in the Federal District showed an upward trajectory throughout the pandemic cycle, with a more pronounced association in the post-pandemic period, driven mainly by the post-neonatal component. The observed pattern suggests a

possible weakening of primary health care and childcare follow-up services throughout the health crisis, evidenced especially by the behavior of potentially preventable causes of death. The findings reinforce the need for sustained strategies to strengthen maternal and child health care, death surveillance, and the reduction of inequities in access to care, with continuous monitoring of the IMC and its components as an essential tool for health management and planning.

Keywords: infant mortality; COVID-19; child health; child health services.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1. Fórmula para cálculo do Coeficiente de Mortalidade Infantil médio no período de 2018 a 2023.....	25
Figura 2. Fórmula para cálculo da Mortalidade Proporcional no período de 2018 a 2023.	26
Figura 3. CMI e componentes, Distrito Federal, 2018-2023.....	38

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Regressão de Poisson: Razões de Taxas de Incidência (IRR) por período epidemiológico e componente de mortalidade infantil, Distrito Federal, 2018-2023.....	39
Tabela 2. Distribuição dos óbitos infantis segundo grupo de causa básica (CID-10), por período epidemiológico, Distrito Federal, 2018-2023.....	41
Tabela 3. Distribuição proporcional dos óbitos infantis segundo classificação de causa evitável e período epidemiológico, Distrito Federal, 2018-2023.....	42

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CAPES	Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior
COVID-19	Doença do Coronavírus 2019
DF	Distrito Federal
ESPDF	Escola de Saúde Pública do Distrito Federal
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MI	Mortalidade infantil
MS	Ministério da Saúde
ODM	Objetivos de Desenvolvimento do Milênio
ODS	Objetivos de Desenvolvimento Sustentável
OMS	Organização Mundial da Saúde
SIM	Sistema de Informações sobre Mortalidade
SINASC	Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos
SUS	Sistema Único de Saúde
SVS	Secretaria de Vigilância em Saúde

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	17
1.1 MORTALIDADE INFANTIL COMO INDICADOR DE SAÚDE E SEUS DETERMINANTES	17
1.2 PANDEMIA DA COVID-19 E REPERCUSSÕES SOBRE A SAÚDE MATERNO INFANTIL	18
1.3 REPERCUSSÕES DURANTE A FASE AGUDA DA PANDEMIA	18
1.4 REPERCUSSÕES PERSISTENTES E TARDIAS NO PERÍODO PÓS-PANDÊMICO	20
1.5 O DISTRITO FEDERAL COMO CENÁRIO RELEVANTE PARA A ANÁLISE DA MORTALIDADE INFANTIL	21
2 JUSTIFICATIVA	23
3 OBJETIVOS	24
3.1 OBJETIVO GERAL	24
3.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	24
4 MATERIAL E MÉTODOS	25
4.1 TIPO DE ESTUDO	25
4.2 CENÁRIO DE ESTUDO	25
4.3 POPULAÇÃO E CRITÉRIOS DE ELEGIBILIDADE	26
4.4 FONTE DE DADOS	26
4.5 VARIÁVEIS	27
4.5.1 Características sociodemográficas	27
4.5.2 História gestacional e neonatal	28
4.5.3 Local e causa do óbito	28
4.6 ANÁLISE DE DADOS	28
4.7 ASPECTOS ÉTICOS	31
4.8 USO DE INTELIGÊNCIA ARTIFICIAL COMO FERRAMENTA DE APOIO	31
5 PRODUTO - ARTIGO CIENTÍFICO	33
RESUMO	33
ABSTRACT	34
INTRODUÇÃO	35
MATERIAL E MÉTODOS	37

Tipo de estudo	37
Cenário de estudo	38
População e critérios de elegibilidade	38
Fonte de dados	38
Variáveis	39
Análise dos dados	39
Aspectos éticos	40
Declaração de uso de ferramentas de Inteligência Artificial	40
RESULTADOS	40
DISCUSSÃO	46
CONCLUSÃO	50
REFERÊNCIAS DO ARTIGO	51
MATERIAL SUPLEMENTAR DO ARTIGO	54
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	60
REFERÊNCIAS	63
APÊNDICE	68

1 INTRODUÇÃO

1.1 Mortalidade infantil como indicador de saúde e seus determinantes

A mortalidade infantil corresponde ao número de óbitos de crianças menores de um ano de idade ocorridos em determinado período e local, sendo geralmente expressa como coeficiente por mil nascidos vivos. Trata-se de um dos principais indicadores das condições de saúde de uma população, por refletir, de forma integrada, aspectos socioeconômicos, ambientais, demográficos e relacionados à organização e ao desempenho dos sistemas de saúde. Por expressar a capacidade do Estado em garantir condições adequadas de vida e acesso oportuno aos serviços de saúde, esse indicador é amplamente utilizado no monitoramento da situação de saúde, na avaliação de políticas públicas e no planejamento das ações em saúde, tanto em âmbito nacional quanto internacional. Valores elevados refletem precárias condições de vida e saúde e baixo nível de desenvolvimento socioeconômico (UNICEF, 2025; Corrêa *et al.*, 2022).

No Brasil, ao longo das últimas três décadas, observou-se uma queda expressiva da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), que passou de 47,1 óbitos por mil nascidos vivos, em 1990, para 13,3 óbitos por mil nascidos vivos, em 2019, com redução observada em todas as regiões do país. Essa diminuição foi impulsionada pela consolidação do Sistema Único de Saúde (SUS), pela ampliação da Atenção Primária à Saúde (APS), pelo fortalecimento da Estratégia Saúde da Família e pela implementação de políticas públicas voltadas à saúde materno-infantil. Tais avanços contribuíram para a ampliação do acesso aos serviços de saúde e para a qualificação do cuidado pré-natal, da assistência ao parto e do acompanhamento neonatal. Contudo, esse processo ocorreu de forma desigual, persistindo importantes disparidades regionais, sociais e territoriais (Brasil, 2021; Faria *et al.*, 2022; Lautharte *et al.*, 2023; Travassos *et al.*, 2006).

Estudos apontam que fatores como escolaridade materna, renda, raça/cor, condições de moradia e acesso aos serviços de saúde exercem influência determinante sobre os desfechos gestacionais, neonatais e infantis. Tais desigualdades refletem a persistência de iniquidades estruturais no sistema de saúde brasileiro, mesmo em um contexto de cobertura universal, tornando a mortalidade infantil um marcador sensível

das desigualdades sociais e territoriais (Corrêa *et al.*, 2022; Faria *et al.*, 2022; Santos, Oliveira e Albuquerque, 2022; Siqueira *et al.*, 2024).

1.2 Pandemia da COVID-19 e repercussões sobre a saúde materno-infantil

A redução da mortalidade infantil observada em diferentes países ao longo das últimas décadas resultou de avanços progressivos na organização dos sistemas de saúde e na melhoria das condições de vida da população (Lautharte *et al.*, 2023). Todavia, esse processo não se caracteriza como linear ou irreversível, podendo ser impactado por eventos de grande magnitude capazes de comprometer a continuidade dos serviços de saúde e de intensificar vulnerabilidades sociais preexistentes. Nesse contexto, crises sanitárias, econômicas ou sociais emergem como fatores potencialmente capazes de alterar padrões históricos de morbimortalidade infantil (World Health Organization, 2020).

A pandemia da COVID-19 configurou-se como um desses eventos disruptivos, impondo desafios inéditos aos sistemas de saúde em escala global. O primeiro caso foi registrado na cidade de Wuhan, na província chinesa de Hubei, em dezembro de 2019, tendo a doença sido declarada Emergência de Saúde Pública de Importância Internacional pela Organização Mundial de Saúde (OMS) em 30 de janeiro de 2020 e, posteriormente, caracterizada como pandemia em 11 de março no mesmo ano. No Brasil, o primeiro caso foi confirmado em fevereiro de 2020. A rápida disseminação do SARS-CoV-2 exigiu a reorganização dos serviços de saúde, o redirecionamento de recursos humanos, financeiros e estruturais e a adoção de medidas emergenciais que impactaram a oferta regular de cuidados em diferentes níveis de atenção (Søreide *et al.*, 2020; World Health Organization, 2020).

1.3 Repercussões durante a fase aguda da pandemia

Diversos estudos relataram que, durante o período pandêmico, houve redução na utilização dos serviços de saúde materno-infantis considerados como essenciais, como consultas de pré-natal, imunizações e consultas de puericultura. Essa diminuição esteve

associada tanto a mudanças na oferta assistencial quanto ao receio de pais e cuidadores em buscar atendimento em ambientes ambulatoriais e hospitalares. Como consequência, observaram-se atrasos no diagnóstico e no tratamento de condições agudas e crônicas, além do agravamento de doenças potencialmente evitáveis (Lacerda *et al.*, 2023; Kassa *et al.*, 2024; Kuandyk *et al.*, 2024; Lazzerini *et al.*, 2020; Moré *et al.*; 2025; Pareek e Kaur, 2022; Shukla *et al.*, 2024; Tabet, Kirby e Xaverius, 2023). Pesquisas conduzidas por organismos internacionais indicaram interrupções relevantes nos serviços de saúde infantil e materna em diferentes países, sobretudo nos de baixa e média renda, com impactos mais acentuados em contextos marcados por desigualdades sociais e limitações estruturais (OPAS, 2020; UNICEF, 2022; World Health Organization, 2020). Evidências provenientes de países europeus e asiáticos também demonstraram redução do acesso aos serviços de saúde materno-infantis durante a pandemia, mesmo em sistemas universais de saúde, como observado em Portugal e na Malásia (Poppe *et al.*, 2021; Ujang *et al.*, 2023).

Organismos internacionais alertaram que os efeitos indiretos da pandemia poderiam reverter décadas de avanços na redução da mortalidade infantil, especialmente em países de baixa e média renda. Evidências oriundas de diferentes contextos indicaram aumentos na mortalidade neonatal e infantil associados à descontinuidade do cuidado, à insegurança alimentar e ao agravamento das desigualdades sociais durante o período pandêmico (OPAS, 2020; Elmi *et al.*, 2023; Osendarp *et al.*, 2021; Robertson, T. *et al.*, 2020; Wagner *et al.*, 2023). Análises de bases de dados internacionais evidenciaram heterogeneidade relevante nos padrões de mortalidade pediátrica entre países, sugerindo influência de fatores estruturais dos sistemas de saúde e do acesso aos cuidados durante a pandemia (Acosta *et al.*, 2024; Bhopal *et al.*, 2021; Marwali *et al.*, 2022).

No Brasil, análises realizadas a partir de dados nacionais evidenciaram impactos relevantes da pandemia na organização da rede de atenção à saúde e na vigilância dos óbitos maternos e infantis. A sobrecarga dos serviços, a interrupção de fluxos assistenciais e as dificuldades na manutenção de ações de vigilância contribuíram para a necessidade de reavaliação das estratégias adotadas no âmbito da saúde materno-

infantil durante a emergência sanitária (Bonfim *et al.*, 2022; Faria *et al.*, 2022; Lacerda *et al.*, 2023).

1.4 Repercussões persistentes e tardias no período pós-pandêmico

Além dos efeitos observados durante a fase aguda da pandemia, seus impactos podem manifestar-se de forma tardia, no período subsequente ao enfrentamento inicial da emergência sanitária. A interrupção ou redução de consultas de crescimento e desenvolvimento, o atraso de esquemas vacinais, a menor cobertura de ações de puericultura e a redução do acesso ao pré-natal de qualidade em 2020-2021 podem ter produzido repercussões acumuladas nos anos seguintes, especialmente entre crianças socialmente mais vulneráveis (Lazzerini *et al.*, 2020; Andrade *et al.*, 2022; Sharma *et al.*, 2023; Tafarello *et al.*, 2023; Zhang e Luo, 2026).

Esse mecanismo é particularmente relevante para a mortalidade pós-neonatal, componente mais sensível às condições do ambiente, à vigilância nutricional, ao controle de doenças infecciosas, à imunização e à qualidade da atenção primária à saúde. Assim, descontinuidades no acompanhamento infantil e na atenção materno-infantil podem aumentar a vulnerabilidade a desfechos adversos nos anos subsequentes, sobretudo em contextos marcados por desigualdades sociais e territoriais (Andrade *et al.*, 2022; Tafarello *et al.*, 2023; Santos, Oliveira e Albuquerque, 2022; Zhang e Luo, 2026).

Adicionalmente, a pandemia alterou o padrão de circulação de agentes infecciosos respiratórios em crianças. A adoção de medidas não farmacológicas levou, inicialmente, à redução da incidência de infecções respiratórias comuns na infância. Contudo, com a flexibilização das restrições, observou-se uma retomada precoce e, em alguns contextos, mais intensa da circulação de vírus respiratórios, como o vírus sincicial respiratório, principal agente etiológico das bronquiolites e pneumonias virais, resultando em aumento da demanda por atendimentos de urgência e internações pediátricas (Alaib *et al.*, 2023; Farias *et al.*, 2024; Kuitunen *et al.*, 2024).

Assim, a análise comparativa dos períodos pré-pandêmico, pandêmico e pós-pandêmico é fundamental para identificar se as mudanças na mortalidade infantil se

restringiram à fase aguda da crise sanitária ou se persistiram nos anos subsequentes. Essa perspectiva permite avaliar não apenas a variação da taxa de mortalidade infantil, mas também o comportamento de seus componentes, das características maternas e perinatais dos óbitos, da distribuição por causas básicas e da classificação segundo causas evitáveis, contribuindo para compreender possíveis repercussões diferidas e cumulativas da pandemia sobre a saúde infantil (OPAS, 2020; Picáns-Leis *et al.*, 2026 Osendarp *et al.*, 2021; Wagner *et al.*, 2023; Zhang e Luo, 2025).

1.5 O Distrito Federal como cenário relevante para análise da mortalidade infantil

No Distrito Federal, essas contradições assumem características particulares. Apesar de apresentar elevado Índice de Desenvolvimento Humano e ampla oferta de serviços públicos de saúde, o Distrito Federal figura entre as unidades federativas com maior desigualdade social do país, conforme indicadores como o índice de Gini. A coexistência de elevada capacidade instalada com expressivas desigualdades intraurbanas impõe desafios adicionais à organização dos serviços de saúde e à garantia de acesso equitativo, especialmente no campo da atenção materno-infantil (IBGE, 2022; IPE-DF, 2021).

A organização político-administrativa do Distrito Federal é singular no contexto nacional, uma vez que acumula competências típicas de estados e municípios, sendo responsável de forma centralizada pelo planejamento, financiamento e execução das ações de saúde, conforme estabelecido pela Lei Orgânica do Distrito Federal (Distrito Federal, 1993). A rede pública de saúde distrital compreende desde a APS até serviços de alta complexidade, incluindo maternidades, unidades neonatais, unidades de terapia intensiva pediátrica e serviços de urgência e emergência.

Ao longo de sua trajetória histórica, o sistema público de saúde do Distrito Federal passou por diferentes arranjos institucionais e modelos de gestão, que impactaram a organização da rede assistencial e a oferta de serviços à população. Embora avanços tenham sido observados, persistem desafios relacionados à regionalização, à integração dos serviços e à equidade no acesso, inclusive no que se refere à atenção materno-

infantil (Göttems *et al.*, 2019). O planejamento em saúde é operacionalizado por meio de instrumentos como o Plano Distrital de Saúde, que busca alinhar a organização da rede às necessidades epidemiológicas e demográficas do território, embora limitações estruturais e desigualdades territoriais ainda sejam observadas (Distrito Federal, 2024).

2 JUSTIFICATIVA

Apesar do crescente número de estudos sobre os impactos da COVID-19 na saúde infantil, ainda são limitadas as análises que exploram de forma sistemática as variações da mortalidade infantil em recortes territoriais específicos, particularmente sob a perspectiva da organização e do planejamento dos serviços públicos de saúde. A compreensão desses efeitos em contextos locais é fundamental para avaliar a resiliência dos sistemas de saúde frente a eventos de grande magnitude. No Distrito Federal, caracterizado por elevada capacidade instalada coexistindo com importantes desigualdades sociais e territoriais, compreender as mudanças nos padrões de mortalidade infantil antes e durante a pandemia é fundamental para avaliar a resiliência do sistema de saúde e subsidiar a formulação de políticas públicas mais equitativas e eficazes.

3 OBJETIVOS

3.1 Objetivo geral

Comparar a taxa de mortalidade infantil no Distrito Federal nos períodos pré-pandêmico (2018-2019), pandêmico (2020-2021) e pós-pandêmico (2022-2023), analisando seus componentes, características maternas e perinatais dos óbitos infantis, distribuição por causas básicas e classificação segundo causas evitáveis.

3.2 Objetivos específicos

- Calcular o Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) e seus componentes, neonatal precoce, neonatal tardio e pós-neonatal, por ano e por período epidemiológico, com estimação dos intervalos de confiança de 95%;
- Estimar a associação entre os períodos epidemiológicos e o CMI e seus componentes;
- Comparar as características sociodemográficas maternas, perinatais e o local de ocorrência dos óbitos infantis entre os três períodos;
- Analisar a distribuição dos óbitos infantis segundo a causa básica de óbito, agrupada por capítulos da CID-10, e comparar sua estrutura proporcional entre os períodos;
- Classificar os óbitos infantis segundo a Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis e comparar a distribuição das causas evitáveis entre os períodos epidemiológicos e entre os componentes de mortalidade infantil.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Tipo de estudo

Trata-se de um estudo ecológico, analítico, retrospectivo e de base populacional com análise temporal, realizado com dados secundários de acesso público extraídos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Foram analisados os óbitos infantis de residentes do Distrito Federal registrados entre 2018 e 2023, utilizando-se o número de nascidos vivos de mães residentes no Distrito Federal, no mesmo período, como denominador para o cálculo dos coeficientes de mortalidade.

4.2 Cenário de estudo

O estudo foi realizado no Distrito Federal (DF), localizado na região Centro-Oeste do Brasil, com área territorial de 5.779,997 km² e população estimada em 2.817.068 habitantes, conforme o Censo Demográfico de 2022 (IBGE, 2022). O Distrito Federal constitui uma unidade federativa singular no contexto brasileiro, por acumular competências administrativas equivalentes às de estado e município, sendo regido por sua própria Lei Orgânica e não subdividido em municípios, mas em 35 regiões administrativas (Distrito Federal, 1993). Apesar de apresentar elevado Índice de Desenvolvimento Humano (IDH = 0,814 em 2021), classificado como muito alto, o Distrito Federal figura entre as unidades federativas com maior desigualdade social do país, evidenciada por índice de Gini de 0,536, segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (IBGE, 2022; IPE-DF, 2021).

A rede pública de saúde do Distrito Federal é organizada no âmbito do Sistema Único de Saúde do Distrito Federal (SUS-DF), contemplando serviços de atenção primária, secundária e terciária. Em 2018, o DF dispunha de 7.962 leitos hospitalares, dos quais 4.482 (56,2%) pertenciam à rede pública do SUS-DF, distribuídos em 16 hospitais (Distrito Federal, 2017; Göttems *et al.*, 2019). No que se refere à atenção materno-infantil, em julho de 2019 o sistema público de saúde do Distrito Federal contava com 496 leitos pediátricos, 98 leitos de Unidade de Terapia Intensiva (UTI) neonatal, 183

leitos de Unidade de Cuidados Intermediários (UCI) neonatal e 85 leitos de UTI pediátrica, incluindo leitos próprios e leitos contratualizados na rede complementar (Distrito Federal, 2024; Göttems *et al.*, 2019). A Atenção Primária à Saúde era desenvolvida em 168 Unidades Básicas de Saúde (UBS), com 540 equipes de Estratégia Saúde da Família (ESF), alcançando cobertura aproximada de 68% da população residente, o que corresponde a mais de dois milhões de habitantes. A rede assistencial incluía, ainda, seis Unidades de Pronto Atendimento (UPA) e 14 laboratórios regionais, entre outros pontos de atenção à saúde (Distrito Federal, 2024).

A gestão do sistema público de saúde do Distrito Federal é exercida predominantemente pela Secretaria de Estado de Saúde do Distrito Federal (SES-DF), responsável pelo financiamento, planejamento e organização da rede assistencial. Parte das unidades hospitalares e de pronto atendimento encontra-se sob gestão assistencial de entidades do terceiro setor, mediante contratos de gestão, com financiamento majoritariamente oriundo de recursos próprios do governo distrital, complementados por repasses do Ministério da Saúde e do Fundo Constitucional do Distrito Federal (Göttems *et al.*, 2019; Distrito Federal, 2024).

4.3 População e critérios de elegibilidade

A população do estudo foi composta por todos os óbitos infantis de crianças com idade inferior a 1 ano e residentes no Distrito Federal, ocorridos no período de 2018 a 2023.

4.4 Fonte de dados

Os dados demográficos e populacionais foram obtidos a partir do Censo Demográfico de 2022, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022). As informações sobre óbitos infantis e nascidos vivos foram extraídas dos Sistemas de Informação em Saúde, especificamente do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), disponibilizados pela Secretaria de Estado de Saúde do Distrito Federal por meio do

Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Foram coletados dados referentes ao número de nascidos vivos e ao número de óbitos infantis ocorridos no período de 2018 a 2023.

4.5 Variáveis

Para fins analíticos, o período de estudo foi categorizado em três momentos: pré-pandêmico (2018-2019), pandêmico (2020-2021) e pós-pandêmico (2022-2023). A denominação “pós-pandêmico” foi utilizada como categoria analítica referente ao período de redução das medidas restritivas, retomada progressiva da circulação social e reorganização da rede assistencial, não correspondendo necessariamente ao encerramento epidemiológico formal da pandemia. Embora a emergência de saúde pública no Brasil tenha sido encerrada em abril de 2022 e a emergência internacional pela OMS em maio de 2023, o período de 2022-2023 foi considerado pós-pandêmico por representar uma fase de transição assistencial, com possíveis efeitos residuais e acumulados sobre a atenção materno-infantil.

As variáveis analisadas foram organizadas em três blocos:

4.5.1 Características sociodemográficas

Incluíram: idade da criança (em dias), sexo (masculino ou feminino), raça/cor da criança, idade materna (em anos) e escolaridade materna. A idade materna foi categorizada em <18 anos, 18-34 anos e ≥35 anos, considerando grupos de risco para desfechos gestacionais desfavoráveis (Cruz *et al.*, 2005). A variável raça/cor seguiu a classificação do IBGE, e a escolaridade materna foi categorizada conforme os campos da Declaração de Óbito em: sem escolaridade, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior.

4.5.2 História gestacional e neonatal

Foram analisadas variáveis relacionadas à história gestacional e neonatal, incluindo tipo de parto, idade gestacional em semanas e peso ao nascer em gramas.

4.5.3 Local e causa do óbito

Incluíram-se o local de ocorrência do óbito e a causa básica do óbito. Nas análises complementares apresentadas no artigo e em tabela suplementar, o local de ocorrência foi classificado segundo a natureza do estabelecimento, em hospital público e hospital privado. As causas foram classificadas segundo a Classificação Internacional de Doenças (CID-10), vigente nos sistemas oficiais brasileiros durante o período do estudo. Posteriormente, os óbitos infantis foram classificados segundo a Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis por Intervenções do Sistema Único de Saúde, conforme critérios da Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde (SVS/MS, 2010).

4.6 Análise dos dados

Foram analisados os números de nascidos vivos e de óbitos infantis de residentes no Distrito Federal no período de 2018 a 2023. O coeficiente de mortalidade infantil (CMI) e seus componentes foram calculados pela razão entre o número de óbitos infantis e o número de nascidos vivos, multiplicada por 1.000, conforme a fórmula da Figura 1:

Figura 1. Fórmula para cálculo do Coeficiente de Mortalidade Infantil médio no período de 2018 a 2023.

$$CMI \text{ médio} = \frac{\text{Soma do número de óbitos por faixa etária ocorridos entre 2018 e 2023} \times 1000}{\text{Soma do número de nascidos vivos ocorridos entre 2018 e 2023}}$$

Foram estimados os seguintes indicadores:

- Coeficiente de mortalidade infantil (0 a 364 dias);
- Coeficiente de mortalidade neonatal precoce (0 a 6 dias);
- Coeficiente de mortalidade neonatal tardia (7 a 27 dias);

- Coeficiente de mortalidade pós-neonatal (28 a 364 dias).

Adicionalmente foram estimados os IC95% pelo método de Poisson, que utiliza os percentis 2,5% e 97,5% da distribuição qui-quadrado para derivar os limites inferior e superior do intervalo, sem depender de aproximações baseadas na distribuição normal. Especificamente, dado um número observado de eventos (óbitos) igual a d , o limite inferior do IC95% é obtido pelo percentil 2,5% da distribuição qui-quadrado com $2d$ graus de liberdade, dividido por duas vezes o denominador (nascidos vivos); e o limite superior pelo percentil 97,5% da distribuição qui-quadrado com $2(d+1)$ graus de liberdade, dividido pelo mesmo denominador.

Frequências absolutas e relativas foram calculadas para cada variável em cada período epidemiológico, excluindo do denominador os registros com informação ignorada ou ausente, de modo que as proporções reflitam apenas os casos com dado válido. Para cada variável categórica, construiu-se uma tabela de contingência $3 \times k$, em que as linhas correspondem aos três períodos (pré-pandêmico, pandêmico e pós-pandêmico) e as colunas às categorias da variável. A comparação global da distribuição entre os períodos foi realizada pelo teste qui-quadrado de Pearson, sob a hipótese nula de independência entre período e categoria. Nos estratos em que a frequência esperada em alguma célula foi inferior a cinco, calculada como o produto do total da linha pelo total da coluna dividido pelo total geral, utilizou-se o teste exato de Fisher, mais adequado para amostras pequenas. O nível de significância adotado foi de 5% ($\alpha = 0,05$) para todos os testes, e os valores de p foram obtidos de forma bicaudal

A mortalidade proporcional por causa básica foi calculada como a razão entre o número de óbitos atribuídos a cada grupo de causa e o total de óbitos infantis no respectivo período, multiplicada por 100, bem como respectivo intervalo de confiança de 95% por meio do método de Poisson descrito, permitindo a comparação da estrutura causal entre os três períodos independentemente do volume absoluto de óbitos, conforme a fórmula da Figura 2.

Figura 2. Fórmula para cálculo da Mortalidade Proporcional no período de 2018 a 2023.

$$MP = \frac{\text{Soma do número de óbitos do grupo de causas evitáveis ocorridos entre 2018 e 2023} \times 100}{\text{Soma do número dos óbitos por todas as causas evitáveis no período}}$$

Os grupos de causas evitáveis de óbitos infantis utilizados para esses cálculos no período do estudo e seus respectivos códigos da Classificação Internacional de Doenças, conforme CID-10 (OMS, 2022) e critérios de Brasil (2010), foram considerados na análise.

O período de estudo (2018-2023) foi categorizado em três fases epidemiológicas: pré-pandêmico (2018-2019), pandêmico (2020-2021) e pós-pandêmico (2022-2023), com o período pré-pandêmico adotado como categoria de referência em todas as comparações. Para estimar a associação entre fase e o coeficiente de mortalidade infantil e seus componentes, utilizou-se regressão de Poisson com o logaritmo dos nascidos vivos incluído como *offset*, permitindo estimar taxas em vez de contagens absolutas, ao condicionar o número de óbitos ao volume de expostos em cada período.

Foram ajustados dois modelos para o CMI total e, separadamente, para cada componente de mortalidade (neonatal precoce, neonatal tardio e pós-neonatal). O modelo bruto incluiu exclusivamente os indicadores binários de período (pandêmico e pós-pandêmico versus pré-pandêmico como referência), sem qualquer covariável adicional, permitindo as razões de taxas de mortalidade em cada período. O modelo ajustado incluiu uma variável de tendência linear contínua de ano, com caráter exploratório, para avaliar as associações entre os períodos analisado e a mortalidade infantil após ajuste da tendência de variação temporal ao longo da série.

Em ambos os modelos, adotou-se estimador de variância robusta que produz erros padrão consistentes mesmo na presença de heterocedasticidade ou desvios da distribuição de Poisson. Os resultados foram expressos como Razões de Taxas de Incidência (*Incidence Rate Ratios* - IRR) com seus respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%) e valores de p bicaudais, adotando-se nível de significância de 5%. Dado que o Distrito Federal constitui unidade administrativa única, sem subdivisão municipal, a análise foi conduzida com dados agregados por ano, configuração compatível com a estrutura dos dados disponíveis. Todas as análises foram realizadas no *software* Stata, versão 19.0, número de série: 301909338135 (StataCorp LLC, *College Station*, TX, EUA).

4.7 Aspectos éticos

A pesquisa não necessitou de aprovação no Comitê de Ética em Pesquisa da Fundação de Ensino e Pesquisa em Ciências da Saúde (FEPECS), por se tratar de dados secundários disponíveis publicamente, em conformidade com as Resoluções nº 466/2012 e nº 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde (CNS).

4.8 Uso de inteligência artificial como ferramenta de apoio

No processo de elaboração desta dissertação, ferramentas de inteligência artificial generativa foram utilizadas de forma instrumental e supervisionada para duas finalidades específicas: a revisão textual nos idiomas português e inglês, e o suporte à elaboração e à verificação do código estatístico no *software* Stata.

Para a revisão textual em língua portuguesa, utilizou-se o modelo Claude (Anthropic) mediante os seguintes prompts finais:

“Verifique erros de ortografia no texto sem alterar a redação”

“Se identificar algum trecho pouco claro, explique o motivo para a minha avaliação”

Para a revisão e tradução em língua inglesa, os prompts utilizados foram:

“Traduz o abstract”

“Ajuste o resumo em inglês após as alterações [texto do resumo em português]”

Em todos os casos, as informações foram integralmente revisadas, confrontadas com as fontes primárias e com os resultados originais das análises, e modificadas pelo autor antes de sua incorporação ao manuscrito. A responsabilidade pelo conteúdo científico, pela interpretação dos resultados e pela precisão das informações é exclusivamente do pesquisador e da orientadora.

Para o suporte à elaboração do código estatístico no Stata, utilizou-se o mesmo modelo mediante o seguinte prompt:

"Elabore o código em Stata para regressão de Poisson com offset (log de nascidos vivos), modelo bruto e ajustado por tendência linear (ano - 2018), com variância robusta (vce robust), para estimar o efeito dos períodos pré-pandêmico, pandêmico e pós-pandêmico sobre o coeficiente de mortalidade infantil e seus componentes (neonatal precoce, neonatal tardio e pós-neonatal), utilizando o período pré-pandêmico como categoria de referência e expressando os resultados como Incidence Rate Ratios (IRR) com IC95%."

O código gerado foi revisado, testado e validado pela orientadora, e os resultados produzidos pelo Stata foram conferidos manualmente quanto à sua coerência com os dados de entrada. O uso da ferramenta não substituiu o julgamento estatístico dos pesquisadores, tendo funcionado exclusivamente como recurso auxiliar de produtividade. O uso de inteligência artificial generativa nesta dissertação está em conformidade com as diretrizes éticas em vigor para pesquisa acadêmica, sendo aqui declarado com transparência em atendimento às recomendações de boas práticas científicas.

5 PRODUTO - ARTIGO CIENTÍFICO

Mortalidade infantil no Distrito Federal nos períodos pré-pandêmico, pandêmico e pós-pandêmico da COVID-19: estudo ecológico, 2018-2023

Infant mortality in the Federal District in the pre-pandemic, pandemic and post-pandemic periods of COVID-19: ecological study, 2018-2023

Rafael Pimentel Saldanha

Ana Claudia Morais Godoy Figueiredo

RESUMO

Objetivo: Comparar a taxa de mortalidade infantil no Distrito Federal nos períodos pré-pandêmico (2018-2019), pandêmico (2020-2021) e pós-pandêmico (2022-2023), no âmbito do serviço de saúde do Distrito Federal. **Métodos:** Estudo ecológico, analítico, retrospectivo, de base populacional, com dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), referentes a óbitos infantis de residentes do Distrito Federal entre 2018 e 2023. Os nascidos vivos foram utilizados como denominador comum para o cálculo do Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) e de seus componentes. Estimaram-se intervalos de confiança de 95% (IC95%) pelo método de Poisson. A associação entre o período e o CMI foi estimado por regressão de Poisson com *offset*, produzindo Razões de Taxas de Incidência (IRR) com IC95%. A comparação de características maternas e dos recém-nascidos entre os três períodos foi realizada pelo teste qui-quadrado de Pearson com nível de significância de 5%. **Resultados:** O CMI médio no período total foi de 14,96/1.000 nascidos vivos (NV). Observou-se elevação progressiva entre os períodos: 14,19 (pré-pandêmico), 14,68 (pandêmico) e 16,21/1.000 NV (pós-pandêmico). O período pós-pandêmico esteve associado a uma razão de taxa 4,3% maior de óbito infantil em comparação ao período basal (IRR = 1,143; IC95%: 1,033-1,265; p = 0,010). O componente pós-neonatal (28-364 dias) apresentou o maior incremento absoluto da

taxa de mortalidade, passando de 3,38/1.000 NV no período pré-pandêmico para 3,62/1.000 NV no período pandêmico e 4,60/1.000 NV no período pós-pandêmico, e a maior razão de taxa no modelo bruto (IRR = 1,361; IC95%: 1,224–1,513; $p < 0,001$). Entre os óbitos infantis, a distribuição por idade gestacional ($p = 0,010$), peso ao nascer ($p = 0,021$) e causas básicas de óbito ($p = 0,010$) foram estatisticamente significantes entre os períodos. **Conclusão:** A mortalidade infantil no Distrito Federal apresentou trajetória ascendente ao longo do ciclo pandêmico, com associação mais pronunciada no período pós-pandêmico, especialmente devido ao componente pós-neonatal.

Palavras-chave: Mortalidade infantil; COVID-19; Saúde da Criança; Serviços de Saúde da Criança.

ABSTRACT

Objective: To compare the infant mortality rate in the Federal District during the pre-pandemic (2018–2019), pandemic (2020–2021), and post-pandemic (2022–2023) periods, within the scope of the Federal District health service. **Methods:** This was an ecological, analytical, retrospective, population-based study using data from the Mortality Information System (SIM) and the Live Birth Information System (SINASC), referring to infant deaths among residents of the Federal District between 2018 and 2023. Live births were used as the common denominator for calculating the Infant Mortality Coefficient (IMC) and its components. Ninety-five percent confidence intervals (95%CI) were estimated using the Poisson method. The association between period and IMC was estimated using Poisson regression with an offset term, producing Incidence Rate Ratios (IRR) with 95%CI. Maternal and newborn characteristics were compared across the three periods using Pearson's chi-square test, with a 5% significance level. **Results:** The mean IMC over the total period was 14.96/1,000 live births (LB). A progressive increase was observed across the periods: 14.19/1,000 LB in the pre-pandemic period, 14.68/1,000 LB in the pandemic period, and 16.21/1,000 LB in the post-pandemic period. The post-pandemic period was associated with a 14.3% higher rate ratio of infant death compared with the baseline period (IRR = 1.143; 95%CI: 1.033–1.265). The post-neonatal component (28–364 days) showed the largest absolute increase in mortality rate, rising from 3.38/1,000 LB in the pre-pandemic period to 3.62/1,000 LB in the pandemic period

and 4.60/1,000 LB in the post-pandemic period, as well as the highest rate ratio in the crude model (IRR = 1.361; 95%CI: 1.224–1.513; $p < 0.001$). Among infant deaths, the distribution by gestational age ($p = 0.010$), birth weight ($p = 0.021$), and underlying causes of death ($p = 0.010$) differed significantly across periods. **Conclusion:** Infant mortality in the Federal District showed an upward trajectory throughout the pandemic cycle, with a more pronounced association in the post-pandemic period, especially due to the post-neonatal component.

Keywords: Infant Mortality; COVID-19; Child Health; Child Health Services.

INTRODUÇÃO

A mortalidade infantil corresponde ao número de óbitos de crianças menores de um ano de idade ocorridos em determinado período e local, sendo geralmente expressa como coeficiente por mil nascidos vivos. Trata-se de um dos principais indicadores das condições de saúde de uma população, por refletir, de forma integrada, aspectos socioeconômicos, ambientais, demográficos e relacionados à organização e ao desempenho dos sistemas de saúde. Por expressar a capacidade do Estado em garantir condições adequadas de vida e acesso oportuno aos serviços de saúde, esse indicador é amplamente utilizado no monitoramento da situação de saúde, na avaliação de políticas públicas e no planejamento das ações em saúde, tanto em âmbito nacional quanto internacional. Valores elevados refletem precárias condições de vida e saúde e baixo nível de desenvolvimento socioeconômico (UNICEF, 2025; Corrêa *et al.*, 2022).

No Brasil, ao longo das últimas três décadas, observou-se queda expressiva da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), que passou de 47,1 óbitos por mil nascidos vivos em 1990 para 13,3 em 2019, com redução observada em todas as regiões do país. Essa diminuição foi impulsionada pela consolidação do Sistema Único de Saúde (SUS), pela ampliação da Atenção Primária à Saúde (APS), pelo fortalecimento da Estratégia Saúde da Família e pela implementação de políticas públicas voltadas à saúde materno-infantil. Contudo, esse processo ocorreu de forma desigual, persistindo importantes disparidades regionais, sociais e territoriais (Brasil, 2021; Lautharte *et al.*, 2023).

Estudos apontam que fatores como escolaridade materna, renda, raça/cor, condições de moradia e acesso aos serviços de saúde exercem influência determinante sobre os desfechos gestacionais, neonatais e infantis. Tais desigualdades refletem a persistência de iniquidades estruturais no sistema de saúde brasileiro, mesmo em um contexto de cobertura universal, tornando a mortalidade infantil um marcador sensível das desigualdades sociais e territoriais (Corrêa *et al.*, 2022; Faria *et al.*, 2022; Santos, Oliveira e Albuquerque, 2022).

A pandemia da COVID-19 configurou-se como um evento disruptivo sem precedentes recentes, impondo desafios inéditos aos sistemas de saúde em escala global. A disseminação do SARS-CoV-2 exigiu a reorganização dos serviços de saúde e o redirecionamento de recursos que impactaram a oferta regular de cuidados em diferentes níveis de atenção (World Health Organization, 2020). Diversos estudos relataram redução na utilização de serviços de saúde materno-infantis essenciais, como consultas de pré-natal, imunizações e puericultura, com atrasos no diagnóstico e agravamento de condições potencialmente evitáveis (Lazzerini *et al.*, 2020; Lacerda *et al.*, 2021; Tabet, Kirby e Xaverius, 2023).

Organismos internacionais alertaram que os efeitos indiretos da pandemia poderiam reverter décadas de avanços na redução da mortalidade infantil. Evidências de diferentes contextos indicaram aumentos na mortalidade neonatal e infantil associados à descontinuidade do cuidado, à insegurança alimentar e ao agravamento das desigualdades sociais (Acosta *et al.*, 2024; OPAS, 2020; Marwali *et al.*, 2022; Osendarp *et al.*, 2021; Wagner *et al.*, 2023). Adicionalmente, com a flexibilização das restrições, observou-se retomada intensa da circulação de patógenos respiratórios e entéricos, resultando em aumento da demanda por atendimentos de urgência pediátrica (Alaib *et al.*, 2023; Farias *et al.*, 2024; Kuitunen *et al.*, 2022).

Além dos efeitos observados durante a fase aguda da pandemia, a descontinuidade de ações essenciais, como pré-natal, imunização, puericultura e acompanhamento do crescimento e desenvolvimento infantil, pode produzir repercussões tardias nos anos subsequentes (Kassa, 2024; Lazzerini *et al.*, 2020; Sharma *et al.*, 2023; Tabet, Kirby e Xaverius, 2023; Zhang e Luo, 2025). Essa perspectiva

é particularmente relevante para o componente pós-neonatal da mortalidade infantil, mais sensível às condições de vida, à continuidade do cuidado e à efetividade da atenção primária à saúde (Santos, Oliveira e Albuquerque, 2022; Zhang e Luo, 2025).

No Distrito Federal, essas contradições assumem características particulares. Apesar de apresentar elevado Índice de Desenvolvimento Humano (IDH = 0,814) e ampla oferta de serviços públicos de saúde, o Distrito Federal figura entre as unidades federativas com maior desigualdade social do país, evidenciada por índice de Gini de 0,536 (IBGE, 2022; IPE-DF, 2021). A coexistência de elevada capacidade instalada com expressivas desigualdades intraurbanas impõe desafios adicionais à organização dos serviços de saúde e à garantia de acesso equitativo, especialmente no campo da atenção materno-infantil.

Apesar do crescente número de estudos sobre os impactos da COVID-19 na saúde infantil, ainda são limitadas as análises que exploram sistematicamente as variações da mortalidade infantil no período pós-pandêmico, particularmente em recortes territoriais específicos e sob a perspectiva da organização dos serviços públicos de saúde. Dessa forma, este estudo tem como objetivo comparar a taxa de mortalidade infantil no Distrito Federal nos períodos pré-pandêmico (2018–2019), pandêmico (2020–2021) e pós-pandêmico (2022–2023), analisando seus componentes, características maternas e perinatais dos óbitos infantis, distribuição por causas básicas e classificação segundo causas evitáveis.

MATERIAL E MÉTODOS

Tipo de estudo

Trata-se de um estudo ecológico, analítico, retrospectivo e de base populacional com análise temporal, realizado com dados secundários de acesso público extraídos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Foram analisados os óbitos infantis de residentes do Distrito Federal registrados entre 2018 e 2023, utilizando-se o número de nascidos vivos de mães residentes no Distrito Federal, no mesmo período, como denominador para o cálculo dos coeficientes de mortalidade.

Cenário de estudo

O estudo foi realizado no Distrito Federal (DF), localizado na região Centro-Oeste do Brasil, com área territorial de 5.779,997 km² e população estimada em 2.817.068 habitantes (IBGE, 2022). O DF apresenta IDH = 0,814 (muito alto) e índice de Gini de 0,536, figurando entre as unidades federativas com maior desigualdade social do país. A rede pública de saúde (SUS-DF) conta com serviços de atenção primária a terciária, incluindo 168 Unidades Básicas de Saúde, 540 equipes de Estratégia Saúde da Família, 498 leitos pediátricos e 98 leitos de UTI neonatal, com gestão predominantemente exercida pela Secretaria de Estado de Saúde do Distrito Federal (SES-DF) (Göttems *et al.*, 2019; Distrito Federal, 2024).

População e critérios de elegibilidade

A população do estudo foi composta por todos os óbitos infantis de crianças com idade inferior a 1 ano e residentes no Distrito Federal, ocorridos no período de 2018 a 2023.

Fonte de dados

As informações sobre óbitos infantis foram extraídas do SIM e os dados de nascidos vivos do SINASC, ambos disponibilizados pela SES-DF por meio da plataforma do DATASUS via tabnet.

Variáveis

As variáveis analisadas foram organizadas em três blocos. O primeiro incluiu características sociodemográficas: sexo da criança, raça/cor, faixa etária materna, categorizada em adolescente (<18 anos), intermediária (18-34 anos) e idade materna avançada (≥35 anos), e escolaridade materna, classificada em sem escolaridade, ensino fundamental incompleto, ensino fundamental completo, ensino médio completo, ensino superior incompleto e ensino superior completo. O segundo bloco contemplou variáveis da história gestacional e neonatal: idade gestacional em semanas (<22, 22–27, 28–31, 32–36, 37–41 e ≥42), peso ao nascer em gramas (<1.000 g, 1.000–1.499 g, 1.500–2.499 g e ≥2.500 g) e tipo de parto, classificado em vaginal ou cesáreo. O terceiro bloco incluiu

variáveis relacionadas ao local e à causa do óbito: natureza do estabelecimento de ocorrência do óbito, classificada em hospital público ou privado, causa básica segundo a CID-10 (OMS, 2022), agrupada nos capítulos afecções perinatais (P00-P96), malformações congênitas (Q00-Q99), doenças infecciosas (A00-B99), doenças respiratórias (J00-J99), causas externas (V01-Y98), sintomas inespecíficos (R00-R99) e demais causas, além da classificação dos óbitos infantis segundo a Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis por Intervenções do Sistema Único de Saúde (Brasil, 2010).

Análise dos dados

Inicialmente, foi verificada a completude das variáveis por meio do percentual de campos ignorados ou ausentes. A consistência interna foi verificada pelo cruzamento entre idade ao óbito e a categorização por componente da mortalidade infantil. O CMI e seus componentes neonatal precoce (0-6 dias), neonatal tardio (7-27 dias) e pós-neonatal (28-364 dias) foram calculados pela razão entre óbitos e nascidos vivos multiplicada por 1.000. Os IC95% foram estimados pelo método de Poisson, considerando os percentis 2,5% e 97,5% da distribuição qui-quadrado.

Frequências absolutas e relativas foram calculadas para cada período, excluindo registros com informação ignorada ou ausente do denominador específico de cada variável. A comparação entre os três períodos foi realizada pelo teste qui-quadrado de Pearson em tabelas 3×k ou foi aplicado teste de Fisher quando havia células com frequência esperada inferior a 5, adotando-se nível de significância de 5%. A mortalidade proporcional por causas foi calculada como proporção do total de óbitos infantis em cada período.

O período de estudo (2018-2023) foi categorizado em três fases: pré-pandêmico (2018-2019), pandêmico (2020-2021) e pós-pandêmico (2022-2023), utilizando-se o período pré-pandêmico como categoria de referência. A análise por componente da mortalidade infantil foi conduzida com os mesmos modelos descritos a seguir.

Foram ajustados dois modelos de regressão de Poisson com offset do logaritmo dos nascidos vivos e variância robusta. O modelo bruto incluiu apenas indicadores de período. O segundo modelo incluiu, de forma exploratória, uma variável de tendência

temporal linear contínua de ano (ano - 2018), com o objetivo de avaliar a sensibilidade das associações entre os períodos analisados e a mortalidade infantil à variação temporal ao longo da série. Considerando o número limitado de pontos anuais, esse ajuste foi interpretado como análise exploratória de sensibilidade, e não como demonstração definitiva de independência entre os efeitos dos períodos epidemiológicos e uma tendência temporal preexistente. Os resultados foram expressos como Razões de Taxas de Incidência (*Incidence Rate Ratios* - IRR), com respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%). As análises foram realizadas no *software* Stata, versão 19.0, número de série: 301909338135 (StataCorp LLC, *College Station*, TX, EUA).

Aspectos éticos

Por se tratar de dados secundários de domínio público, a pesquisa não precisou ser submetida para avaliação junto ao Comitê de Ética em Pesquisa da FEPECS, em conformidade com as Resoluções CNS nº 466/2012 e nº 510/2016.

Declaração de uso de ferramentas de inteligência artificial

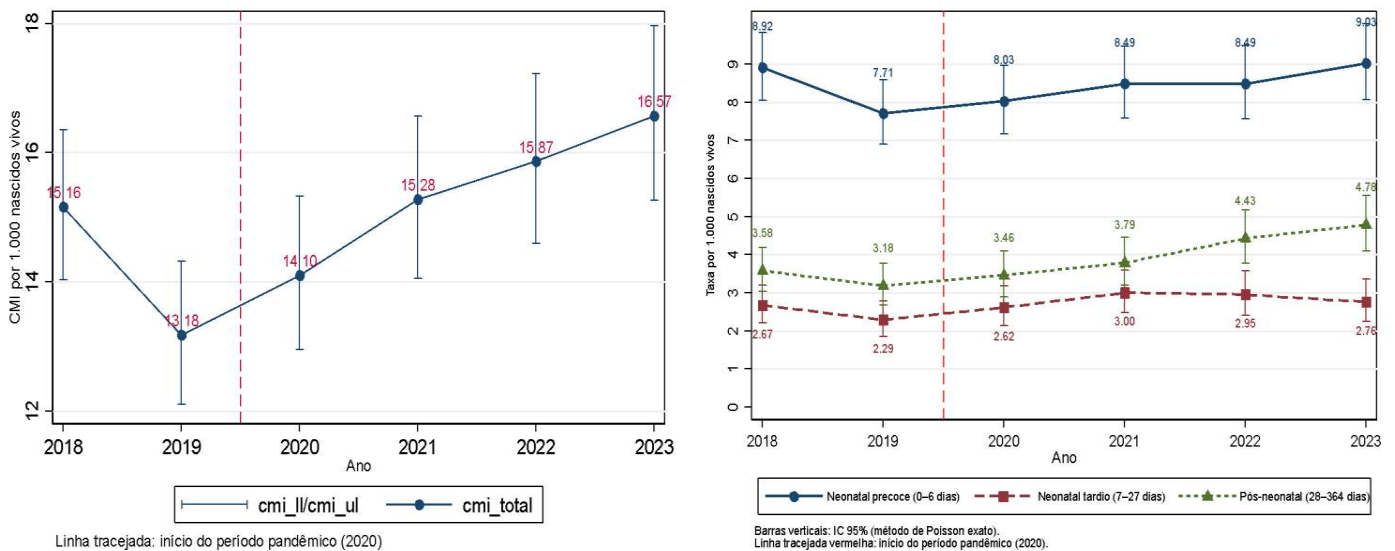
Ferramentas de inteligência artificial generativa (Claude, Anthropic e Consensus) foram utilizadas de forma auxiliar e supervisionada para revisão textual em português e inglês e para suporte à elaboração do código estatístico no Stata. Todo o conteúdo e códigos gerados foram revisados, validados e modificados pelos autores, que assumem integral responsabilidade pelo conteúdo científico e pela interpretação dos resultados cumprindo a integridade científica com uso de IA.

RESULTADOS

No período de 2018 a 2023, foram registrados 3.524 óbitos infantis entre residentes do Distrito Federal, para 235.492 nascidos vivos, resultando em CMI médio de 14,96/1.000 NV. A análise anual revelou comportamento não linear. O menor valor foi em 2019, 13,18/1000 NV. A partir de 2020, observou-se tendência ascendente progressiva, atingindo o valor máximo em 2023, 16,57/1000 NV.

Ao considerar os períodos, o CMI foi de 14,19/1.000 NV (IC95%: 13,41-15,00) no pré-pandêmico (86.617 nascidos vivos; 1.229 óbitos), elevando-se para 14,68/1.000 NV (IC95%: 13,84-15,56) na fase pandêmica (77.396 nascidos vivos; 1.136 óbitos) e atingindo 16,21/1.000 NV (IC95%: 15,29-17,18) no pós-pandêmico (71.479 nascidos vivos; 1.159 óbitos). O incremento absoluto do CMI no período pós-pandêmico (+1,53) foi superior ao observado no período pandêmico (+0,49). O componente pós-neonatal foi o de maior crescimento para o período (Material Suplementar: Tabela 1; Figura 3).

Figura 3. Coeficiente de Mortalidade Infantil e componentes, Distrito Federal, 2018-2023.



A Tabela 1 apresenta os resultados dos modelos bruto e ajustado de regressão de Poisson. No modelo bruto, o período pós-pandêmico esteve associado a uma razão de taxa de mortalidade infantil 14,3% maior em comparação ao período pré-pandêmico (IRR = 1,143; IC95%: 1,033-1,265; $p = 0,010$). O período pandêmico não apresentou associação estatisticamente significativa. Por componente, o pós-neonatal apresentou a maior razão de taxa no modelo bruto, com incremento de 36,1% em relação ao período pré-pandêmico (IRR = 1,361; IC95%: 1,224-1,513; $p < 0,001$).

No modelo ajustado por tendência linear de ano, utilizado como análise exploratória de sensibilidade, a taxa de mortalidade infantil foi 5,6% maior no período pandêmico e 10,8% maior no período pós-pandêmico em comparação ao pré-pandêmico. A variável contínua de ano indicou aumento médio anual de 2,9% na taxa de mortalidade

infantil ao longo de 2018-2023. Após esse ajuste, as associações por componente não permaneceram estatisticamente significativas

Tabela 1. Regressão de Poisson: Razões de Taxas de Incidência (IRR) por período epidemiológico e componente de mortalidade infantil, Distrito Federal, 2018-2023.

Período	Modelo bruto			Modelo ajustado ¹		
	IRR	IC 95%	p-valor	IRR	IC 95%	p-valor
CMI Total						
Pandêmico vs Pré-pandêmico	1,034	[0,925; 1,157]	0,552	1,056	[1,030; 1,084]	0,014*
Pós-pandêmico vs Pré-pandêmico	1,143	[1,033; 1,265]	0,010*	1,108	[1,029; 1,134]	0,023*
Tendência linear (por ano)	—	—	—	1,029	[1,017; 1,040]	<0,001*
Neonatal precoce (0-6 dias)						
Pandêmico vs Pré-pandêmico	0,992	[0,881; 1,116]	0,892	1,022	[0,829; 1,261]	0,837
Pós-pandêmico vs Pré-pandêmico	1,052	[0,934; 1,186]	0,405	1,118	[0,771; 1,621]	0,557
Tendência linear (por ano)	—	—	—	0,985	[0,902; 1,075]	0,736
Neonatal tardio (7-27 dias)						
Pandêmico vs Pré-pandêmico	1,130	[0,966; 1,320]	0,126	1,194	[0,914; 1,560]	0,194
Pós-pandêmico vs Pré-pandêmico	1,150	[1,012; 1,307]	0,033*	1,285	[0,820; 2,012]	0,274
Tendência linear (por ano)	—	—	—	0,973	[0,873; 1,084]	0,617
Pós-neonatal (28-364 dias)						

Pandêmico vs Pré-pandêmico	1,069	[0,956; 1,196]	0,240	1,030	[0,842; 1,259]	0,775
Pós-pandêmico vs Pré-pandêmico	1,361	[1,224; 1,513]	<0,001*	1,261	[0,892; 1,783]	0,189
Tendência linear (por ano)	—	—	—	1,019	[0,939; 1,106]	0,649

IRR: *Incidence Rate Ratio*. IC 95%: intervalo de confiança de 95%. Pré-pandêmico (2018-2019) = categoria de referência. ¹ Ajustado por tendência linear do ano (ANO – 2018). *Offset*: nascidos vivos. Erros padrão robustos (vce robust). * p < 0,05.

Fonte: SIM/SINASC - SES-DF/DATASUS.

As características sociodemográficas dos óbitos infantis apresentaram distribuição semelhante entre os períodos, sem diferenças estatisticamente significativas. Em todos os períodos, observou-se predominância de recém-nascidos do sexo masculino, raça/cor parda, mães na faixa etária de 18-34 anos, escolaridade materna com ensino médio completo e óbitos ocorridos em hospitais públicos (Material Suplementar: Tabela 2)..

A distribuição por idade gestacional apresentou diferença estatisticamente significativa entre os períodos (p = 0,010), assim como o peso ao nascer (p = 0,021). Observou-se variação nas proporções das categorias de idade gestacional e peso ao nascer entre os períodos, embora não tenham sido realizadas análises post-hoc para identificação das categorias responsáveis pela diferença global. O tipo de parto não apresentou diferença estatisticamente significativa entre os períodos (p = 0,182) (Material Suplementar: Tabela 3).

A distribuição das causas básicas de óbito diferiu significativamente entre os períodos (p = 0,010). As afecções perinatais (P00-P96) constituíram o principal grupo de causas nos três períodos, com redução proporcional ao longo do tempo. De forma descritiva, observou-se menor proporção de doenças infecciosas e parasitárias durante o período pandêmico e maior proporção no pós-pandêmico; padrão semelhante foi observado para doenças respiratórias (Tabela 2).

Tabela 2. Distribuição dos óbitos infantis segundo grupo de causa básica (CID-10), por período epidemiológico, Distrito Federal, 2018-2023.

Grupo de causa básica (CID-10)	Pré-pandêmico (2018-2019) n (%)	Pandêmico (2020-2021) n (%)	Pós-pandêmico (2022-2023) n (%)	p-valor
Afecções perinatais (P00-P96)	731 (59,48)	673 (59,24)	635 (54,79)	0,010*
Malformações congênitas (Q00-Q99)	329 (26,77)	333 (29,31)	335 (28,90)	
D. Infeciosas e parasitárias (A00-B99)	39 (3,17)	21 (1,85)	51 (4,40)	
D. Aparelho respiratório (J00-J99)	35 (2,85)	21 (1,85)	41 (3,54)	
Causas externas (V01-Y98)	19 (1,55)	29 (2,55)	21 (1,81)	
Sintomas e sinais inespecíficos (R00-R99)	14 (1,14)	17 (1,50)	15 (1,29)	
D. Aparelho circulatório (I00-I99)	11 (0,90)	11 (0,97)	16 (1,38)	
D. Sistema nervoso (G00-G99)	17 (1,38)	9 (0,79)	9 (0,78)	
D. Endócrinas e metabólicas (E00-E99)	12 (0,98)	5 (0,44)	7 (0,60)	

D. Aparelho digestivo (K00-K99)	9 (0,73)	4 (0,35)	11 (0,95)	
Demais causas	13 (1,06)	13 (1,14)	18 (1,55)	
Total	1.229 (100,0)	1.136 (100,0)	1.159 (100,0)	3.524 (100,0)

* $p < 0,05$ - diferença estatisticamente significativa na distribuição das causas entre os períodos. CID-10: Classificação Internacional de Doenças, 10ª revisão. Fonte: SIM - SES-DF/DATASUS.

A distribuição proporcional dos óbitos infantis segundo a classificação de causa evitável diferiu significativamente entre os três períodos ($p = 0,009$). Observou-se, de forma descritiva, aumento da proporção de óbitos não classificados como evitáveis, de 47,11% no período pré-pandêmico para 53,24% no pós-pandêmico. Em sentido oposto, os óbitos reduzíveis por atenção ao recém-nascido diminuíram proporcionalmente de 16,19% para 11,73%. A categoria reduzível por ações intersetoriais apresentou maior proporção no período pandêmico (2,55%), seguida de redução no pós-pandêmico (1,81%) (Tabela 3).

Tabela 3. Distribuição proporcional dos óbitos infantis segundo classificação de causa evitável e período epidemiológico, Distrito Federal, 2018-2023.

Classificação de causa evitável	Pré-pandêmico (2018-2019)	Pandêmico (2020-2021)	Pós-pandêmico (2022-2023)	p-valor
	n (%)	n (%)	n (%)	
Não classificada como evitável	579 (47,11)	533 (46,92)	617 (53,24)	0,009*
Reduzível por atenção à gestante	410 (33,36)	385 (33,89)	369 (31,84)	
Reduzível por atenção ao recém-nascido	199 (16,19)	174 (15,32)	136 (11,73)	

Reduzível por atenção à criança	22 (1,79)	15 (1,32)	16 (1,38)	
Reduzível por ações intersetoriais	19 (1,55)	29 (2,55)	21 (1,81)	
Total	1.229 (100,0)	1.136 (100,0)	1.159 (100,0)	3.524 (100,0)

Proporções calculadas em relação ao total de óbitos no período (coluna). * $p < 0,05$. Classificação baseada na Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis (SVS/MS, 2010). Fonte: SIM - SES-DF/DATASUS.

Na análise da classificação de evitabilidade segundo os componentes da mortalidade infantil, observou-se que, no componente neonatal precoce (0-6 dias), predominaram os óbitos reduzíveis por adequada atenção à gestante (46,02%) e ao recém-nascido (16,82%). No componente pós-neonatal (28-364 dias), a maior proporção correspondeu aos óbitos não classificados como evitáveis (78,49%) (Material Suplementar: Tabela 4).

DISCUSSÃO

Este estudo observou que a mortalidade infantil no Distrito Federal apresentou trajetória bifásica ao longo do período 2018-2023: declínio em 2019, seguido de elevação progressiva que atingiu o valor máximo da série em 2023. O achado central é que o crescimento da mortalidade foi tardio: o período pandêmico (2020-2021) não diferiu significativamente do pré-pandêmico em termos de razão de taxa, enquanto o período pós-pandêmico (2022-2023) esteve associado a razão de taxa 14,3% maior. Esse padrão temporal sugere que possíveis repercussões da pandemia sobre a mortalidade infantil no DF não se manifestaram de forma imediata, mas como resultado de efeitos cumulativos e diferidos sobre o sistema de saúde e sobre as condições de vida da população.

Ademais, a decomposição por componente revelou que o aumento da mortalidade no pós-pandêmico foi conduzido sugere relevância pelo componente pós-neonatal, que registrou incremento de 36,1% em relação ao período basal. O componente neonatal tardio também aumentou, enquanto o neonatal precoce não apresentou diferença entre os períodos.

No contexto da pandemia da COVID-19, observou-se, em diferentes sistemas de saúde, redirecionamento expressivo de recursos humanos, financeiros e estruturais para o enfrentamento da emergência sanitária em adultos, com impactos relevantes sobre a continuidade de cuidados essenciais à população infantil (Søreide *et al.*, 2020; World Health Organization, 2020). Durante o período pandêmico (2020-2021), a evitação de serviços de saúde por parte de pais e cuidadores, o fechamento ou restrição de unidades de atenção primária e a interrupção de ações programáticas de puericultura e vacinação criaram um déficit assistencial silencioso que não se traduziu imediatamente em óbitos, mas cujos efeitos foram se acumulando ao longo do tempo (Lazzerini *et al.*, 2020; Andrade *et al.*, 2022; Tafarello *et al.*, 2023).

Crianças cujas consultas de crescimento e desenvolvimento foram interrompidas, cujos esquemas vacinais foram atrasados ou cujas mães tiveram acesso reduzido ao pré-natal de qualidade em 2020-2021 tornaram-se, nos anos subsequentes, mais vulneráveis a desfechos adversos relacionados com a saúde (Lazzerini *et al.*, 2020; Andrade *et al.*, 2022; Tafarello *et al.*, 2023).

No Brasil, estudos apontaram redução do seguimento infantil na Atenção Primária à Saúde durante a pandemia, com potenciais repercussões sobre desfechos evitáveis na infância, especialmente em contextos marcados por desigualdades sociais e territoriais (Andrade *et al.*, 2022; Tafarello *et al.*, 2023). O crescimento observado das doenças infecciosas e parasitárias e respiratórias como causas básicas de óbito no pós-pandêmico é consistente com esse mecanismo, refletindo tanto o impacto da ressurgência de patógenos quanto a menor resolutividade da atenção primária em prevenir e tratar oportunamente essas condições.

Os achados deste estudo estão em consonância com estudos prévios sobre as mudanças no acesso e na qualidade dos serviços de saúde durante e após a pandemia da COVID-19, com efeitos desproporcionais sobre populações vulneráveis (OPAS, 2020; Militaru *et al.*, 2025; Santos, Oliveira e Albuquerque, 2022). Embora o risco direto de mortalidade por COVID-19 em crianças tenha sido consistentemente menor do que o observado em adultos, os efeitos indiretos sobre a saúde infantil têm sido amplamente reconhecidos (Bhopal *et al.*, 2021).

O padrão de efeito tardio observado no Distrito Federal encontra respaldo em estudo recente conduzido nos Estados Unidos, que identificou aumento dos óbitos infantis e neonatais a partir de maio de 2020, sugerindo impacto indireto e acumulativo mais do que efeito imediato da infecção pelo vírus. Os autores apontam que a interrupção e a redução da qualidade da atenção pré-natal ao longo de 2020-2021, associadas à piora das condições sociais, contribuíram para o aumento gradual de fatores de risco perinatais, com repercussões que se manifestaram de forma diferida na mortalidade infantil (Zhang e Luo, 2026). Esse mecanismo é plausível no contexto do DF, onde a carga de trabalho dos serviços foi amplamente redirecionada para o enfrentamento da pandemia durante os anos 2020-2021.

Estudos em países de baixa e média renda identificaram aumentos na mortalidade neonatal e infantil nos anos subsequentes ao início da pandemia, revertendo tendências de declínio históricas (Osendarp *et al.*, 2021; Wagner *et al.*, 2023). Resultados semelhantes foram relatados na África do Sul, com aumento da mortalidade intra-hospitalar infantil não relacionada à COVID-19 durante o lockdown, reforçando o impacto indireto da pandemia (Elmi *et al.*, 2023). Ademais, estudos multicêntricos e análises observacionais relataram redução na utilização de serviços de emergência pediátrica para condições não relacionadas à COVID-19, frequentemente acompanhada de maior gravidade clínica no momento da apresentação, sugerindo atraso na busca por atendimento (Tabet, Kirby e Xaverius, 2023).

O aumento do componente pós-neonatal (28-364 dias) constitui um dos achados de maior destaque deste estudo. Esse componente é reconhecido como mais sensível às condições de vida, à continuidade do cuidado, à imunização, à vigilância nutricional, ao controle de doenças infecciosas e à efetividade da atenção primária à saúde. Embora tenham sido observadas diferenças globais na distribuição da idade gestacional e do peso ao nascer entre os períodos, o maior incremento proporcional ocorreu no componente pós-neonatal, o que sugere possível contribuição de fatores posteriores ao nascimento e relacionados ao contexto de cuidado infantil. Ressalta-se, contudo, que a maior parte dos óbitos pós-neonatais foi classificada como não evitável segundo a lista utilizada, o que limita inferências diretas sobre falhas assistenciais evitáveis. Esse achado é particularmente relevante no DF, onde a elevada capacidade instalada do sistema

público de saúde coexiste com importantes desigualdades territoriais e intraurbanas, capazes de produzir acesso desigual aos serviços de saúde (Göttems et al., 2019).

O padrão de queda das doenças infecciosas e parasitárias e respiratórias durante o período pandêmico (2020-2021), seguido de ressurgência acentuada no pós-pandêmico (2022-2023), é consistente com o fenômeno descrito internacionalmente como déficit imunológico coletivo. As medidas não farmacológicas adotadas durante a pandemia, como uso de máscaras, distanciamento social, fechamento de creches e escolas, suprimiram transitoriamente a circulação de vírus respiratórios e enteropatógenos endêmicos. Com a flexibilização das restrições, a retomada da circulação desses patógenos ocorreu em um contexto de menor imunidade de rebanho em crianças jovens, que não haviam sido expostas nos primeiros anos de vida, resultando em epidemias mais intensas e precoces de vírus sincicial respiratório, influenza e doenças diarreicas (Alaib *et al.*, 2023; Farias *et al.*, 2024; Kuitunen *et al.*, 2022).

A elevação das doenças infecciosas de 1,8% (pandêmico) para 4,4% (pós-pandêmico) como causa básica de óbito infantil no DF, superando inclusive o nível pré-pandêmico (3,2%), é compatível com esse mecanismo e sinaliza a necessidade de fortalecimento das estratégias de prevenção e diagnóstico precoce dessas condições no âmbito da atenção primária e dos serviços de urgência pediátrica. O aumento de óbitos a termo no pós-pandêmico é clinicamente relevante, pois esses óbitos são considerados potencialmente mais evitáveis, o que indica possível degradação da qualidade do cuidado perinatal e neonatal, ou atraso na busca por atenção ante intercorrências agudas em crianças previamente consideradas de baixo risco (Hekimoglu e Aktürk Acar, 2022).

Este estudo apresenta limitações inerentes ao desenho ecológico e retrospectivo, baseado em dados secundários. A qualidade das análises depende da completude e fidedignidade dos registros do SIM e do SINASC, sujeitos a erros de preenchimento da Declaração de Óbito, subnotificação ou classificação inadequada da causa básica.

Embora esses sistemas apresentem cobertura elevada no DF, tais limitações podem influenciar a precisão das estimativas. O crescente percentual de registros com raça/cor ignorada no período pós-pandêmico limita adicionalmente a interpretação das análises segundo raça/cor nesse período. Em razão do delineamento ecológico e

retrospectivo, os achados não permitem estabelecer relações causais individuais entre a pandemia, a utilização dos serviços de saúde e os desfechos de mortalidade infantil. Além disso, a ausência de dados individuais sobre cobertura de pré-natal, vacinação e puericultura limita a avaliação de mecanismos intermediários potencialmente associados ao crescimento da mortalidade pós-neonatal.

Outra limitação refere-se ao número reduzido de pontos temporais anuais disponíveis para análise (2018-2023), o que restringe a avaliação de tendências temporais mais complexas e aumenta a sensibilidade dos modelos à forma de especificação da variável tempo. Por esse motivo, o modelo ajustado por tendência linear de ano foi interpretado como análise exploratória de sensibilidade, e não como controle definitivo de uma tendência temporal preexistente.

Entre as principais fortalezas, destaca-se o uso de bases de dados oficiais e consolidadas com abrangência populacional, conferindo elevada representatividade às análises. A cobertura do período 2018-2023, que engloba três fases distintas em relação à pandemia, permite avaliar o ciclo completo de impacto, incluindo o frequentemente negligenciado período pós-pandêmico. Além disso, a combinação de múltiplas técnicas analíticas complementares, como a regressão de Poisson com *offset* e qui-quadrado para distribuições, confere robustez à interpretação dos resultados. Em contexto de retomada pós-pandêmica, os resultados podem orientar a vigilância do óbito infantil, o planejamento da rede assistencial e a formulação de políticas mais equitativas e sensíveis às desigualdades territoriais do DF.

CONCLUSÃO

A mortalidade infantil no Distrito Federal apresentou elevação do coeficiente ao longo do período 2018-2023, com efeito tardio no período pós-pandêmico (2022-2023), quando o CMI atingiu o valor máximo da série (16,21/1.000 NV) e a razão da taxa de óbito infantil foi 14,3% maior em relação ao período pré-pandêmico. Esse padrão, quando combinado à mudança no perfil de causas de óbito, caracterizada pelo crescimento proporcional das doenças infecciosas e respiratórias e pelo aumento das mortes não classificadas como evitáveis no período pós-pandêmico, aponta para a fragilização dos serviços de atenção primária e de puericultura ao longo do ciclo. A recuperação dos

indicadores de saúde infantil exige estratégias sustentadas de fortalecimento da atenção primária, da vigilância do óbito e da redução das iniquidades no acesso ao cuidado materno-infantil, com monitoramento contínuo do CMI e de seus componentes para orientar respostas ágeis e equitativas do sistema de saúde do Distrito Federal.

REFERÊNCIAS DO ARTIGO

ACOSTA, E. *et al.* Changes in stillbirths and child and youth mortality during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Epidemiology*, Oxford, v. 53, n. 3, p. dyae057, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1093/ije/dyae057>.

ALAIB, H. *et al.* Frequency and seasonal variations of viruses causing respiratory tract infections in children pre- and post-COVID-19 pandemic in Riyadh (2017-2022). *Cureus*, v. 13, n. 12, e33467, 2023. DOI: <https://doi.org/10.7759/cureus.33467>.

ANDRADE, G. N. *et al.* Covid-19 pandemic impacts on follow-up of child growth and development. *Rev. Saúde Pública*, v. 56, 56, 2022. DOI: <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056004279>.

BHOPAL, S. S. *et al.* Children and young people remain at low risk of COVID-19 mortality. *Lancet Child Adolesc Health*, v. 5, n. 5, p. 316-317, 2021. DOI: [https://doi.org/10.1016/s2352-4642\(21\)00066-3](https://doi.org/10.1016/s2352-4642(21)00066-3)

BONFIM, C. V. *et al.* A mortalidade materna, fetal e infantil e a atuação da vigilância do óbito no contexto da pandemia de COVID-19. *Cadernos de Estudos Sociais*, v. 37, n. 1, 2022. DOI: [https://doi.org/10.33148/CES\(2226\)nota](https://doi.org/10.33148/CES(2226)nota)

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Mortalidade infantil no Brasil*. Boletim Epidemiológico, Brasília, v. 52, n. 37, out. 2021. Disponível em: https://www.gov.br/saude/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/boletins/epidemiologicos/edicoes/2021/boletim_epidemiologico_vs_37_v2.pdf. Acesso em: 12 jun. 2026.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil*. Brasília: Ministério da Saúde, 2010.

CORRÊA, L. R. S. *et al.* Mortalidade infantil associada às iniquidades sociais: revisão de escopo. *Revista Eletrônica de Enfermagem*, v. 24, e71824, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5216/ree.v24.71824>

DISTRITO FEDERAL. Secretaria de Estado de Saúde do Distrito Federal. *Plano Distrital de Saúde 2024-2027*. Brasília, DF, 2024. Disponível em: <https://info.saude.df.gov.br/wp-content/uploads/2024/05/PDS-2024-2027.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2026.

- ELMI, N. *et al.* COVID-19 lockdown effect on healthcare utilization and in-hospital mortality in children under 5 years in Cape Town, South Africa: a cross-sectional study. *Journal of Tropical Pediatrics*, v. 69, n. 6, fmad035, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1093/tropej/fmad035>.
- FARIA, R. M. *et al.* Desigualdades sociais e territoriais na mortalidade de crianças e adolescentes por COVID-19 no Brasil. *Revista Brasileira de Enfermagem*, v. 75, n. 6, e20210482, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2021-0482pt>
- FARIAS, E. C. M. H. *et al.* Impacto da pandemia de COVID-19 nas doenças respiratórias: Um estudo sobre bronquite e bronquiolite aguda em crianças na região norte do Brasil. *Brazilian Journal of Implantology and Health Sciences*, v. 6, n. 2, p. 569-580, 2024. DOI: <https://doi.org/10.36557/2674-8169.2024v6n2p569-580>.
- GÖTTEMS, L. B. D. *et al.* O Sistema Único de Saúde no Distrito Federal, Brasil (1960 a 2018): revisitando a história para planejar o futuro. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 24, n. 6, p. 2031-2044, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-81232018246.08522019>.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Estimativas da população residente no Brasil e Unidades da Federação com data de referência em 1º de julho de 2022*. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv102011.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2026.
- KASSA, Z. Y. *et al.* Impact of COVID-19 on maternal health service uptake and perinatal outcomes in Sub-Saharan Africa: a systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 21, n. 9, p. 1188, 2024. DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph21091188>.
- KUITUNEN, I. *et al.* Respiratory virus circulation in children after relaxation of COVID-19 restrictions in fall 2021 - A nationwide register study in Finland. *Journal of Medical Virology*, v. 94, n. 9, p. 4528-4535, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1002/jmv.27857>
- LACERDA, P. T. *et al.* The impacts of COVID-19 Pandemic on Child Health Care. *Health and Society*, v. 3, n. 2, p.701-716, 2023. DOI: <https://doi.org/10.51249/hs.v3i02.1312>.
- LAUTHARTE, C. A. S. *et al.* Estratégias de redução da mortalidade infantil no Brasil: revisão integrativa. *Revista Contemporânea*, v. 3, n. 8, p. 11100-11116, 2023. DOI: <https://doi.org/10.56083/RCV3N8-063>.
- LAZZERINI, M. *et al.* Delayed access or provision of care in Italy resulting from fear of COVID-19. *Lancet Child Adolescent Health*, v. 4, n. 5, p. e10-e11, 2020. DOI: [https://doi.org/10.1016/s2352-4642\(20\)30108-5](https://doi.org/10.1016/s2352-4642(20)30108-5).
- MARWALI, E. M. *et al.* Paediatric COVID-19 mortality: a database analysis of the impact of health resource disparity. *BMJ Paediatrics Open*, v. 6, n. 1, e001657, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1136/bmjpo-2022-001657>.

MILITARU, A. *et al.* Barriers to Healthcare Access During the Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) Pandemic: A Cross-Sectional Study Among Romanian Patients with Chronic Illnesses and Confirmed SARS-CoV-2 Infection. *Healthcare*, v. 13 n.11, 1333, 2025. DOI: <https://doi.org/10.3390/healthcare13111333>.

ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE (OPAS). *COVID-19 pode reverter décadas de progresso em direção à eliminação de mortes infantis*. 2020. Disponível em: <https://www.paho.org/pt/noticias/9-9-2020-covid-19-pode-reverter-decadas-progresso-em-direcao-eliminacao-mortes-infantis>. Acesso em: 12 jun. 2026.

OSENDARP, S. *et al.* The COVID-19 crisis will exacerbate maternal and child undernutrition and child mortality in low- and middle-income countries. *Nature Food*, v. 2, p. 476-484, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1038/s43016-021-00319-4>.

SANTOS, P. P. G. V.; OLIVEIRA, R. A. D.; ALBUQUERQUE, M. V. Desigualdades da oferta hospitalar no contexto da pandemia da COVID-19 no Brasil: uma revisão integrativa. *Saúde em Debate*, v. 46, n. spe1, p. 322-337, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-11042022E122I>

SHARMA, S. *et al.* Impact of COVID-19 on utilization of maternal and child health services in India: Health management information system data analysis. *Clin Epidemiol Glob Health*, v. 21, p. 101285, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2023.101285>.

SØREIDE, K. *et al.* Immediate and long-term impact of the COVID-19 pandemic on delivery of surgical services. *British Journal of Surgery*, v. 107, n. 10, p. 1250-1261, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1002/bjs.11670>.

TABET, M.; KIRBY, R. S.; XAVERIUS, P. R. Racial and ethnic differences in factors associated with delayed or missed pediatric preventive care in the US due to the COVID-19 pandemic. *JAMA Network Open*, v. 6, n. 7, e2322588, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2023.22588>.

TAFARELLO, E. C. *et al.* Saúde da criança e COVID-19: efeitos diretos e indiretos. *Physis: Revista de Saúde Coletiva*, v. 33, e33058, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-7331202333058>.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). *Rapid situation tracking of COVID-19 socioeconomic impacts: data*. 2022. Disponível em: <https://data.unicef.org/resources/rapid-situation-tracking-covid-19-socioeconomic-impacts-data-viz/>. Acesso em: 12 jun. 2026.

UNITED NATIONS INTER-AGENCY GROUP FOR CHILD MORTALITY ESTIMATION (UN IGME). *Levels & trends in child mortality: report 2024*. New York: UNICEF, 2025. Disponível em: <https://data.unicef.org/resources/levels-and-trends-in-child-mortality-2025/>. Acesso em: 12 jun. 2026.

WAGNER, Z. *et al.* Infant and neonatal mortality during the COVID-19 pandemic: an interrupted time series analysis from five low- and middle-income countries. *medRxiv* [preprint], 2023. DOI: <https://doi.org/10.1101/2023.08.03.23293619>

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). *Pulse survey on continuity of essential health services during the COVID-19 pandemic*. Geneva: WHO, 2020. Disponível em <https://iris.who.int/server/api/core/bitstreams/f586aee3-8e1a-432c-8dbb-d261ddb6dd3d/content>. Acesso em: 12 jun. 2026.

ZHANG, Z.; LUO, J. Time series analysis of impact of COVID-19 on infant and neonatal mortality in the United States. *Pediatric Research*, v. 99, n. 1, p. 159-165, 2026. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41390-025-04054-5>.

MATERIAL SUPLEMENTAR DO ARTIGO

Tabela 1. CMI e componentes, por ano e período, Distrito Federal, 2018-2023.

Ano / Período	NV	Óbitos	CMI (IC95%)	CM Neonatal Precoce (0-6d)	CM Neonatal Tardio (7-27d)	CM Pós Neonatal (28-364d)
2018	44.195	670	15,16 (14,03-16,35)	8,92	2,67	3,58
2019	42.422	559	13,18 (12,11-14,32)	7,71	2,29	3,18
2020	39.361	555	14,10 (12,95-15,32)	8,03	2,62	3,46
2021	38.035	581	15,28 (14,06-16,57)	8,49	3,00	3,79
2022	35.928	570	15,87 (14,59-17,22)	8,49	2,95	4,43
2023	35.551	589	16,57 (15,26-17,96)	9,03	2,76	4,78
Total	235.492	3.524	14,96 (14,46-15,47)	8,44	2,70	3,83

CMI = Coeficiente de Mortalidade Infantil (0–364 dias); CMN = Mortalidade Neonatal; CMPN = Mortalidade Pós-Neonatal. NV = Nascidos Vivos. Taxas por 1.000 NV. IC95% pelo método exato de Poisson. Fonte: SIM/SINASC – SES-DF/DATASUS.

Tabela 2. Características maternas e local de ocorrência dos óbitos infantis, por período epidemiológico, Distrito Federal, 2018-2023.

Variável	Categoria	Total n (%)	Pré-pandêmico (2018-2019) n (%)	Pandêmico (2020-2021) n (%)	Pós-pandêmico (2022-2023) n (%)	p-valor
Sexo						
	Feminino	1.576 (44,87)	528 (42,96)	504 (44,37)	544 (46,94)	0,181†
	Masculino	1.937 (55,13)	698 (56,79)	626 (55,11)	613 (52,89)	
	Indefinido	11 (0,31)	3 (0,24)	6 (0,53)	2 (0,17)	
	Total	3.524 (100,0)	1.229 (100,0)	1.136 (100,0)	1.159 (100,0)	
Raça/Cor						
	Branca	1.243 (38,42)	462 (39,72)	384 (37,14)	397 (38,25)	0,145
	Preta	93 (2,87)	27 (2,32)	26 (2,51)	40 (3,85)	
	Parda	1.899 (58,70)	674 (57,95)	624 (60,35)	601 (57,90)	
	Total	3.235 (100,0)	1.163 (100,0)	1.034 (100,0)	1.038 (100,0)	
Idade materna						
	Adolescente (<18 anos)	447 (13,29)	166 (14,54)	155 (13,93)	126 (11,37)	0,144
	Intermediária (18-34 anos)	2.121 (63,07)	716 (62,70)	704 (63,25)	701 (63,27)	
	Avançada (≥35 anos)	795 (23,64)	260 (22,77)	254 (22,82)	281 (25,36)	
	Total	3.363 (100,0)	1.142 (100,0)	1.113 (100,0)	1.108 (100,0)	
Escolaridade materna						

	Sem escolaridade	88 (2,80)	28 (2,59)	26 (2,54)	34 (3,27)	0,059
	Fund. incompleto (1-3 anos)	113 (3,59)	44 (4,08)	31 (3,02)	38 (3,65)	
	Fund. completo (4-7 anos)	625 (19,87)	251 (23,26)	196 (19,12)	178 (17,10)	
	Médio completo (8-11 anos)	1.399 (44,48)	460 (42,63)	463 (45,17)	476 (45,73)	
	Superior incompleto	270 (8,59)	94 (8,71)	88 (8,59)	88 (8,45)	
	Superior completo	650 (20,67)	202 (18,72)	221 (21,56)	227 (21,81)	
	Total	3.145 (100,0)	1.079 (100,0)	1.025 (100,0)	1.041 (100,0)	
Local de ocorrência						
	Privado	793 (23,21)	267 (22,32)	247 (22,43)	279 (24,91)	0,257
	Público	2.624 (76,79)	929 (77,68)	854 (77,57)	841 (75,09)	
	Total	3.417 (100,0)	1.196 (100,0)	1.101 (100,0)	1.120 (100,0)	

* Variável com categorias excluídas (ignorado/missing) no cálculo das proporções. † p-valor pelo teste exato de Fisher (células com $n < 5$). * $p < 0,05$. Proporções excluindo sem dado/ignorado. Fonte: SIM - SES-DF/DATASUS.

Tabela 3. Características perinatais dos óbitos infantis, por período epidemiológico, Distrito Federal, 2018-2023.

Variável	Categoria	Total n (%)	Pré-pandêmico (2018-2019) n (%)	Pandêmico (2020–2021) n (%)	Pós-pandêmico (2022-2023) n (%)	p-valor
Idade gestacional	< 22 semanas	383 (11,55)	106 (9,32)	134 (12,27)	143 (13,16)	0,010*
	22-27 sem. (Prem. extremo)	960 (28,95)	349 (30,69)	322 (29,49)	289 (26,59)	
	28-31 sem. (Muito prematuro)	472 (14,23)	187 (16,45)	151 (13,83)	134 (12,33)	
	32-36 sem. (Prem. moderado)	615 (18,55)	215 (18,91)	194 (17,77)	206 (18,95)	
	37-41 sem. (Termo)	877 (26,45)	276 (24,27)	289 (26,47)	312 (28,70)	
	≥42 sem. (Pós-termo)	9 (0,27)	4 (0,35)	2 (0,18)	3 (0,28)	
	Total	3.316 (100,0)	1.137 (100,0)	1.092 (100,0)	1.087 (100,0)	
Peso ao nascer	Extremo baixo peso (<1.000g)	1.438 (42,62)	493 (42,72)	484 (43,72)	461 (41,42)	0,021*
	Muito baixo peso (1.000-1.499g)	383 (11,35)	154 (13,34)	122 (11,02)	107 (9,61)	

	Baixo peso (1.500-2.499g)	664 (19,68)	225 (19,50)	204 (18,43)	235 (21,11)	
	Peso adequado (≥2.500g)	861 (25,52)	277 (24,00)	282 (25,47)	302 (27,13)	
	Macrossomia (>4.000g)	28 (0,83)	5 (0,43)	15 (1,36)	8 (0,72)	
	Total	3.374 (100,0)	1.154 (100,0)	1.107 (100,0)	1.113 (100,0)	
Tipo de parto						
	Vaginal	1.550 (45,84)	530 (45,69)	530 (47,88)	490 (43,99)	0,182
	Cesáreo	1.831 (54,16)	630 (54,31)	577 (52,12)	624 (56,01)	
	Total	3.381 (100,0)	1.160 (100,0)	1.107 (100,0)	1.114 (100,0)	

* p < 0,05 - diferença estatisticamente significativa entre os períodos. Categorias com n excluído (ignorado/missing) não incluídas no cálculo das proporções. Fonte: SIM - SES-DF/DATASUS.

Tabela 4. Distribuição das causas evitáveis segundo componente de mortalidade infantil, Distrito Federal, 2018-2023.

Classificação de causa evitável	Neonatal precoce (0-6 dias) n (%)	Neonatal tardio (7-27 dias) n (%)	Pós-neonatal (28-364 dias) n (%)	p-valor
Não classificada como evitável	735 (37,01)	286 (44,97)	708 (78,49)	<0,001*
Reduzível por atenção à gestante	914 (46,02)	187 (29,40)	63 (6,98)	
Reduzível por atenção ao recém- nascido	334 (16,82)	151 (23,74)	24 (2,66)	

Reduzível por atenção à criança	0 (0,00)	4 (0,63)	49 (5,43)	
Reduzível por ações intersetoriais	3 (0,15)	8 (1,26)	58 (6,43)	
Total	1.986 (100,0)	636 (100,0)	902 (100,0)	3.524 (100,0)

Proporções calculadas em relação ao total de óbitos em cada componente (coluna). * $p < 0,001$.

Classificação baseada na Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis (SVS/MS, 2010).

Fonte: SIM - SES-DF/DATASUS.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os achados produzidos sustentam a hipótese central que motivou o estudo: a pandemia de COVID-19 não apenas interrompeu trajetórias de redução da mortalidade infantil, como desencadeou impactos de natureza diferida e cumulativa, cujos efeitos mais expressivos se materializaram somente no período subsequente ao enfrentamento agudo da emergência sanitária.

Houve elevação estatisticamente significativa do CMI ao longo da série, passando de 14,19/1.000 NV no período pré-pandêmico para 16,21/1.000 NV no período pós-pandêmico. Em análise exploratória ajustada por uma tendência linear de ano ao longo da série 2018 - 2023, o modelo de regressão de Poisson identificou que o período pós-pandêmico esteve associado a uma razão de taxa 10,8% maior de óbito infantil em relação ao pré-pandêmico (IRR = 1,108; IC95%: 1,029-1,134; $p = 0,023$), e a tendência linear foi significativa e independente (IRR = 1,029 por ano; $p < 0,001$), sugerindo que o aumento da mortalidade infantil no DF configura um movimento ascendente que transcende os limites temporais da pandemia e que, portanto, demanda atenção estrutural e permanente das políticas públicas.

O componente pós-neonatal (28-364 dias) emergiu como o principal marcador do impacto pandêmico indireto sobre a sobrevivência infantil no Distrito Federal. Observou-se aumento da taxa de 3,38/1.000 NV no período pré-pandêmico para 4,60/1.000 NV no pós-pandêmico, com IRR bruto de 1,361 (IC95%: 1,224-1,513; $p < 0,001$), o mais elevado entre todos os componentes analisados. Esse achado é epidemiologicamente relevante porque a mortalidade pós-neonatal é, por definição, a mais sensível às condições do ambiente, ao acesso aos serviços de saúde e à qualidade da atenção primária.

Mortes que ocorrem entre o primeiro mês e o primeiro ano de vida são amplamente reconhecidas como evitáveis por intervenções oportunas no âmbito da puericultura, da vigilância nutricional, do controle de doenças infecciosas e das ações intersetoriais de proteção social. O crescimento desse componente, portanto, não reflete apenas uma deterioração estatística, mas sinaliza a ruptura de redes de proteção que deveriam ter sido capazes de proteger os lactentes mais vulneráveis ao longo do ciclo pandêmico.

A análise da distribuição das causas de óbito segundo a Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis (SVS/MS, 2010) acrescenta uma dimensão crítica a essa interpretação. O aumento da proporção de óbitos não classificados como evitáveis no período pós-pandêmico (47,11% vs 53,24%) coexistiu com a redução das mortes reduzíveis por atenção ao recém-nascido (16,19% vs 11,73%), sugerindo uma reconfiguração no perfil de mortalidade que pode tanto refletir avanços reais no cuidado neonatal hospitalar quanto indicar o deslocamento das mortes para causas de maior complexidade diagnóstica, para as quais a cadeia de intervenção preventiva é menos direta.

Essa ambiguidade interpretativa, por si só, evidencia a necessidade de investigações mais aprofundadas sobre a qualidade do preenchimento dos registros de óbito e sobre os circuitos de cuidado que precedem cada morte infantil. Do ponto de vista das características maternas e perinatais, a distribuição por idade gestacional e por peso ao nascer diferiu entre os períodos, com aumento proporcional de nascimentos com menos de 22 semanas e de peso adequado entre os óbitos registrados no período pós-pandêmico. Esses achados sugerem possíveis mudanças no padrão de registro de nascimentos no limite da viabilidade fetal, bem como alterações na composição do risco perinatal ao longo da série, aspectos que merecem investigação específica em estudos futuros com maior granularidade de dados.

Os resultados desta dissertação oferecem contribuições relevantes para a vigilância epidemiológica e para a gestão da saúde materno-infantil no Distrito Federal. Trata-se, possivelmente, do primeiro estudo a analisar sistematicamente o impacto do ciclo pandêmico sobre a mortalidade infantil no DF com decomposição por componentes, análise de causas evitáveis e modelagem estatística com controle de tendência. Os achados reforçam que o DF, apesar de seu elevado desenvolvimento humano relativo, não está imune às iniquidades estruturais que condicionam a sobrevivência nos primeiros anos de vida. A recuperação dos indicadores de saúde infantil após grandes emergências sanitárias não ocorre de forma espontânea tampouco linear. Ela exige respostas institucionais coordenadas, financiamento sustentado e estratégias específicas de fortalecimento da atenção primária, da vigilância do óbito infantil e da redução das desigualdades no acesso ao cuidado.

No âmbito do Distrito Federal, isso implica a ampliação e qualificação das equipes de saúde da família, o reforço dos programas de puericultura e acompanhamento do crescimento e desenvolvimento infantil, a melhoria da completude dos registros de óbito e a integração dos dados do SIM e SINASC para fins de monitoramento prospectivo. Em termos operacionais, os achados apontam para a necessidade de fortalecer a vigilância do óbito infantil, retomar e qualificar o acompanhamento de puericultura, ampliar a busca ativa vacinal, garantir seguimento ativo de lactentes em maior vulnerabilidade e aprimorar a articulação entre atenção primária à saúde, atenção secundária à saúde, urgência pediátrica e atenção hospitalar. Também se recomenda qualificar a investigação das causas evitáveis e monitorar especificamente a mortalidade pós-neonatal como sinal sentinela de fragilização da rede de cuidado infantil. O monitoramento contínuo do CMI e de seus componentes, com desagregação por raça/cor, território e nível socioeconômico, constitui instrumento indispensável para identificar precocemente novas inflexões na tendência e para orientar respostas ágeis, equitativas e baseadas em evidências do sistema de saúde do Distrito Federal.

REFERÊNCIAS

ACOSTA, E. *et al.* Changes in stillbirths and child and youth mortality during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Epidemiology*, Oxford, v. 53, n. 3, p. dyae057, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1093/ije/dyae057>.

ALAIB, H. *et al.* Frequency and seasonal variations of viruses causing respiratory tract infections in children pre- and post-COVID-19 pandemic in Riyadh (2017-2022). *Cureus*, v. 13, n. 12, e33467, 2023. DOI: <https://doi.org/10.7759/cureus.33467>.

ANDRADE, G. N. *et al.* Covid-19 pandemic impacts on follow-up of child growth and development. *Rev. Saúde Pública*, v. 56, 56, 2022. DOI: <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056004279>.

BHOPAL, S. S. *et al.* Children and young people remain at low risk of COVID-19 mortality. *Lancet Child Adolesc Health*, v. 5, n. 5, p. 316-317, 2021. DOI: [https://doi.org/10.1016/s2352-4642\(21\)00066-3](https://doi.org/10.1016/s2352-4642(21)00066-3).

BONFIM, C. V. *et al.* A mortalidade materna, fetal e infantil e a atuação da vigilância do óbito no contexto da pandemia de COVID-19. *Cadernos de Estudos Sociais*, v. 37, n. 1, 2022. DOI: [https://doi.org/10.33148/CES\(2226\)nota](https://doi.org/10.33148/CES(2226)nota).

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Mortalidade infantil no Brasil*. Boletim Epidemiológico, Brasília, v. 52, n. 37, out. 2021. Disponível em: https://www.gov.br/saude/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/boletins/epidemiologicos/edicoes/2021/boletim_epidemiologico_svs_37_v2.pdf. Acesso em: 12 jun. 2026.

BRASIL. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). *Tabnet*. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2022. Disponível em: <https://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude-tabnet/>. Acesso em: 12 jun. 2026.

CORRÊA, L. R. S. *et al.* Mortalidade infantil associada às iniquidades sociais: revisão de escopo. *Revista Eletrônica de Enfermagem*, v. 24, e71824, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5216/ree.v24.71824>.

CRUZ, S. S. *et al.* Doença periodontal materna como fator associado ao baixo peso ao nascer. *Revista de Saúde Pública*, v. 39, n. 5, p. 782-787, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-89102005000500013>.

DELGADO, J. P. P.; CAPORAL, M. R. Avaliação epidemiológica da mortalidade materno-infantil durante a pandemia da COVID-19 no município de Cascavel-PR. *e-Acadêmica*, v. 4, n. 1, e2241432, 2023. DOI: <https://doi.org/10.52076/eacad-v4i1.432>.

DISTRITO FEDERAL. Companhia de Planejamento do Distrito Federal (CODEPLAN). *Atlas do Distrito Federal 2017*. Brasília, DF: CODEPLAN, 2017. Disponível em:

<https://www.codeplan.df.gov.br/wp-content/uploads/2018/05/Atlas-do-Distrito-Federal-2017.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2026.

DISTRITO FEDERAL. *Lei Orgânica do Distrito Federal*. Brasília, DF, 1993. Disponível em: <https://www.sinj.df.gov.br/sinj/Norma/66634/LODF.html>. Acesso em: 12 jun. 2026.

DISTRITO FEDERAL. Secretaria de Estado de Saúde do Distrito Federal. *Plano Distrital de Saúde 2024-2027*. Brasília, DF, 2024. Disponível em: <https://info.saude.df.gov.br/wp-content/uploads/2024/05/PDS-2024-2027.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2026.

ELMI, N. *et al.* COVID-19 lockdown effect on healthcare utilization and in-hospital mortality in children under 5 years in Cape Town, South Africa: a cross-sectional study. *Journal of Tropical Pediatrics*, v. 69, n. 6, fmad035, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1093/tropej/fmad035>.

FARIA, R. M. *et al.* Desigualdades sociais e territoriais na mortalidade de crianças e adolescentes por COVID-19 no Brasil. *Revista Brasileira de Enfermagem*, v. 75, n. 6, e20210482, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2021-0482pt>.

FARIAS, E. C. M. H. *et al.* Impacto da pandemia de COVID-19 nas doenças respiratórias: Um estudo sobre bronquite e bronquiolite aguda em crianças na região norte do Brasil. *Brazilian Journal of Implantology and Health Sciences*, v. 6, n. 2, p. 569-580, 2024. DOI: <https://doi.org/10.36557/2674-8169.2024v6n2p569-580>.

GÖTTEMS, L. B. D. *et al.* O Sistema Único de Saúde no Distrito Federal, Brasil (1960 a 2018): revisitando a história para planejar o futuro. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 24, n. 6, p. 2031-2044, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-81232018246.08522019>.

HEKIMOĞLU, B.; AKTÜRK ACAR, F. Effects of COVID-19 pandemic period on neonatal mortality and morbidity. *Pediatr Neonatol*, v. 63, n. 1, p. 78-83, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.pedneo.2021.08.019>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Estimativas da população residente no Brasil e Unidades da Federação com data de referência em 1º de julho de 2022*. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv102011.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2026.

INSTITUTO DE PLANEJAMENTO URBANO DO DISTRITO FEDERAL (IPE-DF). *Como anda Brasília: um recorte a partir dos dados da Pesquisa Distrital por Amostra de Domicílios (PDAD) 2021*. Brasília, DF: IPE-DF, 2021. Disponível em: <https://www.ipe.df.gov.br/wp-content/uploads/2021/12/Relatorio-COMO-ANDA-BRASILIA-Um-recorte-a-partir-dos-dados-da-Pesquisa-Distrital-por-Amostra-de-Domicilios-PDAD-2021.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2026.

KASSA, Z. Y. *et al.* Impact of COVID-19 on maternal health service uptake and perinatal outcomes in Sub-Saharan Africa: a systematic review. *International Journal of*

Environmental Research and Public Health, v. 21, n. 9, p. 1188, 2024. DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph21091188>.

KUANDYK (SABITOVA), A. *et al.* Impact of the COVID-19 pandemic on access to and delivery of maternal and child healthcare services in low-and middle-income countries: a systematic review of the literature. *Frontiers in Public Health*, v. 12, p. 1346268, 2024. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1346268>.

KUITUNEN, I. *et al.* Respiratory virus circulation in children after relaxation of COVID-19 restrictions in fall 2021 - A nationwide register study in Finland. *Journal of Medical Virology*, v. 94, n. 9, p. 4528-4535, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1002/jmv.27857>.

LACERDA, P. T. *et al.* The impacts of COVID-19 Pandemic on Child Health Care. *Health and Society*, v. 3, n. 2, p.701-716, 2023. DOI: <https://doi.org/10.51249/hs.v3i02.1312>.

LAUTHARTE, C. A. S. *et al.* Estratégias de redução da mortalidade infantil no Brasil: revisão integrativa. *Revista Contemporânea*, v. 3, n. 8, p. 11100-11116, 2023. DOI: <https://doi.org/10.56083/RCV3N8-063>.

LAZZERINI, M. *et al.* Delayed access or provision of care in Italy resulting from fear of COVID-19. *Lancet Child Adolescent Health*, v. 4, n. 5, p. e10-e11, 2020. DOI: [https://doi.org/10.1016/s2352-4642\(20\)30108-5](https://doi.org/10.1016/s2352-4642(20)30108-5).

MARWALI, E. M. *et al.* Paediatric COVID-19 mortality: a database analysis of the impact of health resource disparity. *BMJ Paediatrics Open*, v. 6, n. 1, e001657, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1136/bmjpo-2022-001657>.

MORÉ, J. S. *et al.* How the COVID-19 pandemic affected routine child vaccination: an integrative review. *Einstein (Sao Paulo)*, v. 23, eRW1119, 2025. DOI: https://doi.org/10.31744/einstein_journal/2025rw1119.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE (OMS). *Pulse survey on continuity of essential health services during the COVID-19 pandemic: interim report*. Geneva: World Health Organization, 2020. Disponível em: https://www.who.int/publications/i/item/WHO-2019-nCoV-EHS_continuity-survey-2020. Acesso em: 12 jun. 2026.

ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE (OPAS). *COVID-19 pode reverter décadas de progresso em direção à eliminação de mortes infantis*. 2020. Disponível em: <https://www.paho.org/pt/noticias/9-9-2020-covid-19-pode-reverter-decadas-progresso-em-direcao-eliminacao-mortes-infantis>. Acesso em: 12 jun. 2026.

OSENDARP, S. *et al.* The COVID-19 crisis will exacerbate maternal and child undernutrition and child mortality in low- and middle-income countries. *Nature Food*, v. 2, p. 476-484, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1038/s43016-021-00319-4>.

PAREEK, S.; KAUR, H. Impact of COVID-19 on maternal and child health services. *Medical Journal of Babylon*, v. 19, n. 4, p. 571-576, 2022. DOI: https://doi.org/10.4103/MJBL.MJBL_61_22.

PICÁNS-LEIS, R. *et al.* Impact of the COVID-19 pandemic on morbidity and mortality in a Spanish cohort of very-preterm/very-low-birth weight newborns. *Pediatrics & Neonatology*, 2026. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.pedneo.2025.06.008>.

POPPE, M. *et al.* The Impact of the COVID-19 Pandemic on Children's Health in Portugal: The Parenteral Perspective. *Acta Med Port.*, v. 34, n. 5, p. 355-361, 2021. DOI: <https://doi.org/10.20344/amp.14805>.

ROBERTON, T. *et al.* Early estimates of the indirect effects of the COVID-19 pandemic on maternal and child mortality in low-income and middle-income countries: a modelling study. *Lancet Global Health*, v. 8, n. 7, p. e901-e908, 2020. DOI: [https://doi.org/10.1016/s2214-109x\(20\)30229-1](https://doi.org/10.1016/s2214-109x(20)30229-1).

SANTOS, P. P. G. V.; OLIVEIRA, R. A. D.; ALBUQUERQUE, M. V. Desigualdades da oferta hospitalar no contexto da pandemia da COVID-19 no Brasil: uma revisão integrativa. *Saúde em Debate*, v. 46, n. spe1, p. 322-337, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-11042022E122I>.

SHARMA, S. *et al.* Impact of COVID-19 on utilization of maternal and child health services in India: Health management information system data analysis. *Clin Epidemiol Glob Health*, v. 21, p. 101285, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2023.101285>.

SHUKLA, V. V. *et al.* Social Distancing During the COVID-19 Pandemic and Neonatal Mortality in the US. *JAMA Netw Open*, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2024.22995>.

SIQUEIRA, F. B. S. de *et al.* Repercussions of COVID-19 on the morbidity and mortality of indigenous children: integrative review. *O Mundo da Saúde*, v. 48, 2024. DOI: <https://doi.org/10.15343/0104-7809.202448e15872024P>.

TABET, M.; KIRBY, R. S.; XAVERIUS, P. R. Racial and ethnic differences in factors associated with delayed or missed pediatric preventive care in the US due to the COVID-19 pandemic. *JAMA Network Open*, v. 6, n. 7, e2322588, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2023.22588>.

SØREIDE, K. *et al.* Immediate and long-term impact of the COVID-19 pandemic on delivery of surgical services. *British Journal of Surgery*, v. 107, n. 10, p. 1250-1261, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1002/bjs.11670>.

TAFARELLO, E. C. *et al.* Saúde da criança e COVID-19: efeitos diretos e indiretos. *Physis: Revista de Saúde Coletiva*, v. 33, e33058, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-7331202333058>.

TRAVASSOS, C. M. R. *et al.* Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 11, p. 975-986, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-81232006000400019>.

UJANG, I. R. M. *et al.* The COVID-19 pandemic and disruptions to maternal and child health services in public primary care Malaysia: a retrospective time-series analysis *BMJ Glob Health*, v. 8, n. 11, e013397, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2023-013397>.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). *Rapid situation tracking of COVID-19 socioeconomic impacts: data*. 2022. Disponível em: <https://data.unicef.org/resources/rapid-situation-tracking-covid-19-socioeconomic-impacts-data-viz/>. Acesso em: 12 jun. 2026.

UNITED NATIONS INTER-AGENCY GROUP FOR CHILD MORTALITY ESTIMATION (UN IGME). *Levels & trends in child mortality: report 2024*. New York: UNICEF, 2025. Disponível em: <https://data.unicef.org/resources/levels-and-trends-in-child-mortality-2025/>. Acesso em: 12 jun. 2026.

WAGNER, Z. *et al.* Infant and neonatal mortality during the COVID-19 pandemic: an interrupted time series analysis from five low- and middle-income countries. *medRxiv* [preprint], 2023. DOI: <https://doi.org/10.1101/2023.08.03.23293619>.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). *Pulse survey on continuity of essential health services during the COVID-19 pandemic*. Geneva: WHO, 2020. Disponível em <https://iris.who.int/server/api/core/bitstreams/f586aee3-8e1a-432c-8dbb-d261ddb6dd3d/content>. Acesso em: 12 jun. 2026.

ZHANG, Z.; LUO, J. Time series analysis of impact of COVID-19 on infant and neonatal mortality in the United States. *Pediatric Research*, v. 99, n. 1, p. 159-165, 2026. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41390-025-04054-5>.

APÊNDICE

Código de Análise do Stata 19 gerado pela Inteligência Artificial Generativa e revisado pelos autores

```

/*=====
ROTINA COMPLETA STATA 19 - MORTALIDADE INFANTIL NO DISTRITO FEDERAL

Períodos: Pré-pandêmico (2018-2019) e Pandêmico (2020-2022)

Fonte de dados: SIM / SINASC - SES-DF / DATASUS

Versão Stata: 19 (compatível com 16+)

Data: 2026

ATENÇÃO: Antes de rodar, insira os dados de nascidos vivos (SINASC)
na Seção 2 abaixo. Os demais dados vieram do arquivo DTA fornecido.
=====*/

version 19

clear all

set more off

set linesize 120

*=====
* SEÇÃO 0 - CONFIGURAÇÕES GERAIS E DIRETÓRIOS
*=====

* Defina o caminho do arquivo DTA e do diretório de saída

global dta "Stata_-_com_mês_-_13_10_25.dta"

global outdir "resultados" /* pasta para exportar tabelas e gráficos */

capture mkdir "$outdir"

* Carrega base principal

use "$dta", clear

*=====
* SEÇÃO 1 - LIMPEZA E RECODIFICAÇÃO DE VARIÁVEIS

```

```

*=====

* --- Ano numérico ---
destring ANO, replace force
label variable ANO "Ano do óbito"

* --- Manter apenas 2018-2022 e óbitos infantis ---
keep if inrange(ANO, 2018, 2023)
keep if MENORDEUMANO == "Sim"
count
/* Esperado: 2.935 registros */

* --- Período ---
gen periodo = 1 if inlist(ANO, 2018, 2019)
replace periodo = 2 if inlist(ANO, 2020, 2021)
replace periodo = 3 if inlist(ANO, 2022, 2023)
label define periodo_lbl 1 "Pré-pandêmico (2018-2019)" 2 "Pandêmico (2020-2021)" 3 "Pós-pandêmico (2022-2023)"
label values periodo periodo_lbl
label variable periodo "Período"

* --- Componente de mortalidade ---
gen categoria_n = .
replace categoria_n = 1 if CATEGORIA == "Neonatal precoce"
replace categoria_n = 2 if CATEGORIA == "Neonatal tardia"
replace categoria_n = 3 if CATEGORIA == "Pós-neonatal"
label define categ_lbl 1 "Neonatal precoce (0-6 dias)" ///
                2 "Neonatal tardia (7-27 dias)" ///
                3 "Pós-neonatal (28-364 dias)"
label values categoria_n categ_lbl
label variable categoria_n "Componente de mortalidade"

* --- Sexo ---
gen sexo_n = .
replace sexo_n = 1 if SEXO == "F"
replace sexo_n = 2 if SEXO == "M"
replace sexo_n = 9 if SEXO == "I"

```

```

label define sexo_lbl 1 "Feminino" 2 "Masculino" 9 "Indefinido/Ignorado"

label values sexo_n sexo_lbl

label variable sexo_n "Sexo"

* --- Raça/Cor ---

destring RACACOR, replace force

label define raca_lbl 1 "Branca" 2 "Preta" 3 "Amarela" 4 "Parda" 5 "Indigena"

label values RACACOR raca_lbl

label variable RACACOR "Raça/Cor"

* --- Faixa etária materna ---

gen idademaen = .

replace idademaen = 1 if CLASSIFICAÇÃO DA IDADE DA MÃE == "Adolescente"
replace idademaen = 2 if CLASSIFICAÇÃO DA IDADE DA MÃE == "Intermediária"
replace idademaen = 3 if CLASSIFICAÇÃO DA IDADE DA MÃE == "Idade Materna Avançada"
replace idademaen = 9 if CLASSIFICAÇÃO DA IDADE DA MÃE == "Sem dado"

label define idmaen_lbl 1 "Adolescente (<18 anos)" 2 "Intermediária (18-34 anos)" ///
                    3 "Idade Materna Avançada (>=35 anos)" 9 "Sem dado"

label values idademaen idmaen_lbl

label variable idademaen "Faixa etária materna"

* --- Escolaridade materna ---

destring ESCMAE2010, replace force

label define esc_lbl 0 "Sem escolaridade" 1 "Fund. incompleto (1-3 anos)" ///
                    2 "Fund. completo (4-7 anos)" 3 "Médio completo (8-11 anos)" ///
                    4 "Superior incompleto (>=12 anos)" 5 "Superior completo" ///
                    9 "Ignorado"

label values ESCMAE2010 esc_lbl

label variable ESCMAE2010 "Escolaridade materna"

* --- Semanas de gestação (variável numérica) ---

destring GESTACAO, replace force

label define gest_lbl 1 "< 22 semanas" 2 "22-27 sem. (Prem. extremo)" ///
                    3 "28-31 sem. (Muito prematuro)" 4 "32-36 sem. (Prem. moderado)" ///
                    5 "37-41 sem. (Termo)" 6 ">=42 sem. (Pós-termo)" 9 "Ignorado"

label values GESTACAO gest_lbl

```

```

label variable GESTACAO "Idade gestacional (categorizada)"

* --- Tipo de parto ---
destring PARTO, replace force
label define parto_lbl 1 "Vaginal" 2 "Cesáreo" 9 "Ignorado"
label values PARTO parto_lbl
label variable PARTO "Tipo de parto"

* --- Peso ao nascer ---
gen peso_cat = .
replace peso_cat = 1 if Classificaçãodopeso == "Extremo baixo peso"
replace peso_cat = 2 if Classificaçãodopeso == "Muito baixo peso"
replace peso_cat = 3 if Classificaçãodopeso == "Baixo peso"
replace peso_cat = 4 if Classificaçãodopeso == "Peso adequado"
replace peso_cat = 5 if Classificaçãodopeso == "Macrossomia"
label define peso_lbl 1 "Extremo baixo peso (<1000g)" 2 "Muito baixo peso (1000-1499g)" ///
                3 "Baixo peso (1500-2499g)" 4 "Peso adequado (>=2500g)" ///
                5 "Macrossomia (>4000g)"
label values peso_cat peso_lbl
label variable peso_cat "Peso ao nascer"

* --- Hospital público/privado ---
gen hosp_pub = .
replace hosp_pub = 1 if HospitalPúblicoouProvado == "Público"
replace hosp_pub = 0 if HospitalPúblicoouProvado == "Privado"
label define hosp_lbl 0 "Privado" 1 "Público"
label values hosp_pub hosp_lbl
label variable hosp_pub "Local de ocorrência"

* --- Grupo de causas básicas ---
gen causa_grp = .
replace causa_grp = 1 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Algumas afecções originadas no período perinatal"
replace causa_grp = 2 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas"
replace causa_grp = 3 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Algumas doenças infecciosas e parasitárias"
replace causa_grp = 4 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Doenças do aparelho respiratório"
replace causa_grp = 5 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Causas externas de morbidade e de mortalidade"

```

```

replace causa_grp = 6 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Sintomas, sinais e achados anormais de exames
clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte"

replace causa_grp = 7 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Doenças do aparelho circulatório"

replace causa_grp = 8 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Doenças do sistema nervoso"

replace causa_grp = 9 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas"

replace causa_grp = 10 if CAUSASBÁSICASCOMCLASSIFICAÇÃO == "Doenças do aparelho digestivo"

replace causa_grp = 11 if causa_grp == . /* demais causas */

```

```

label define causa_lbl 1 "Afecções perinatais (P00-P96)" ///
                        2 "Malformações congênitas (Q00-Q99)" ///
                        3 "D. Infecciosas e parasitárias (A00-B99)" ///
                        4 "D. Aparelho respiratório (J00-J99)" ///
                        5 "Causas externas (V01-Y98)" ///
                        6 "Sintomas e sinais inespecíficos (R00-R99)" ///
                        7 "D. Aparelho circulatório (I00-I99)" ///
                        8 "D. Sistema nervoso (G00-G99)" ///
                        9 "D. Endócrinas e metabólicas (E00-E99)" ///
                        10 "D. Aparelho digestivo (K00-K99)" ///
                        11 "Demais causas"

```

```
label values causa_grp causa_lbl
```

```
label variable causa_grp "Grupo de causa básica (CID-10)"
```

```
* Salva base recodificada
```

```
save "$outdir/base_analise.dta", replace
```

```
*=====
```

```
* SEÇÃO 2 - DADOS DE NASCIDOS VIVOS (SINASC/DATASUS - DF)
```

```
*          INSERIR OS VALORES OFICIAIS DO SINASC PARA CADA ANO
```

```
*=====
```

```
* Cria dataset de nascidos vivos para calcular os coeficientes
```

```
clear
```

```
input ano nv
```

```
2018 44195
```

```
2019 42422
```

```
2020 39361
```

```
2021 38035
```

```

2022 35928

2023 35551

end

label variable nv "Nascidos Vivos (SINASC/DATASUS oficial)"

save "$outdir/nascidos_vivos.dta", replace

*=====

* SEÇÃO 3 - CÁLCULO DOS COEFICIENTES DE MORTALIDADE INFANTIL

*=====

use "C:\Users\aninh\Downloads\Stata - Banco de dados Maio-2026", clear

* --- Conta óbitos por ano e componente ---

preserve

gen n = 1

collapse (sum) obitos = n, by(ANO Categoria_num)

merge m:1 ANO using "C:\Users\aninh\Downloads\nascidos vivos maio 2026", nogen

* Coeficientes por componente

gen cmi_comp = obitos / nv * 1000

label variable cmi_comp "Coeficiente de mortalidade por componente (por 1.000 NV)"

list ANO Categoria_num obitos nv cmi_comp, sep(0) noobs

save "C:\Users\aninh\Downloads\cmi_componentes.dta", replace

restore

* --- CMI total por ano ---

preserve

collapse (sum) total_obitos = ANO, by(ANO)

merge m:1 ANO using "C:\Users\aninh\Downloads\nascidos vivos maio 2026", nogen

gen cmi_total = obitos / nv * 1000

* Intervalo de confiança de 95% (método exato de Poisson)

ci means obitos, poisson

* Nota: para IC baseado em Poisson para cada ano, use:

```

```

foreach yr in 2018 2019 2020 2021 2022 2023 {

    qui sum obitos if ANO == `yr'

    local n = r(mean)

    qui sum nv if ANO == `yr'

    local nv_yr = r(mean)

    local rate = `n' / `nv_yr' * 1000

    local ll = invchi2(2*`n', 0.025) / 2 / `nv_yr' * 1000

    local ul = invchi2(2*`n' + 2, 0.975) / 2 / `nv_yr' * 1000

    di "Ano `yr': CMI = " %5.2f `rate' " (IC95%: " %5.2f `ll' " - " %5.2f `ul' ")"

}

list ANO obitos nv cmi_total, sep(0) noobs

save "C:\Users\aninh\Downloads\cmi_anual.dta", replace

restore

* --- CMI por periodo ---

preserve

gen periodo_grp = (inlist(ANO, 2018, 2019))

collapse (count) obitos=ANO, by(periodo_grp)

gen nv_periodo = 86617 if periodo_grp == 1 /* 2018+2019 */

replace nv_periodo = 149075 if periodo_grp == 0 /* pandêmico+pós: 77396+71679 */ /* 2020+2021+2022 */

gen cmi_periodo = obitos / nv_periodo * 1000

* IC Poisson

forval p = 0/1 {

    qui sum obitos if periodo_grp == `p'

    local n = r(mean)

    qui sum nv_periodo if periodo_grp == `p'

    local nv_p = r(mean)

    local rate = `n' / `nv_p' * 1000

    local ll = invchi2(2*`n', 0.025) / 2 / `nv_p' * 1000

    local ul = invchi2(2*`n' + 2, 0.975) / 2 / `nv_p' * 1000

    di "Período `p': CMI = " %5.2f `rate' " (IC95%: " %5.2f `ll' " - " %5.2f `ul' ")"

}

list, noobs

```

```

restore

*=====
* SEÇÃO 4 - RAZÃO DE TAXAS (RATE RATIO) ENTRE PERÍODOS
*=====

use "C:\Users\aninh\Downloads\Stata - Banco de dados Maio-2026", clear

* Cria variável de exposição (período binário)
* Período tricotômico para análise completa
gen periodo3 = 1 if inlist(ANO,2018,2019)
replace periodo3 = 2 if inlist(ANO,2020,2021)
replace periodo3 = 3 if inlist(ANO,2022,2023)
label define p3lbl 1 "Pré-pandêmico" 2 "Pandêmico" 3 "Pós-pandêmico"
label values periodo3 p3lbl

* Binária pré vs pandêmico+pós
gen pre_pan = (periodo3 >= 2)
label define pp_lbl 0 "Pré-pandêmico" 1 "Pandêmico"
label values pre_pan pp_lbl

* Merge com NV para criar offset
gen nv_ano = .
replace nv_ano = 44195 if ANO == 2018
replace nv_ano = 42422 if ANO == 2019
replace nv_ano = 39361 if ANO == 2020
replace nv_ano = 38035 if ANO == 2021
replace nv_ano = 35928 if ANO == 2022
replace nv_ano = 35551 if ANO == 2023
gen log_nv = log(nv_ano)

* --- Regressão de Poisson - CMI total ---
di _newline "=== REGRESSÃO POISSON - CMI TOTAL ==="
preserve
gen um = 1 /* variável auxiliar para contagem */
collapse (sum) obitos=sum (mean) nv_ano, by(ANO pre_pan)

```

```

gen log_nv = log(nv_ano)

poisson obitos i.periodo3, exposure(nv_ano) irr vce(robust)

restore

* =====
* REGRESSÃO POISSON POR COMPONENTE DA MORTALIDADE INFANTIL
* =====

* Definir NV por ano (offset nacional do DF)

gen nv_ano = .

replace nv_ano = 44195 if ANO == 2018

replace nv_ano = 42422 if ANO == 2019

replace nv_ano = 39361 if ANO == 2020

replace nv_ano = 38035 if ANO == 2021

replace nv_ano = 35928 if ANO == 2022

replace nv_ano = 35551 if ANO == 2023

* Tendência linear

gen tendencia = ANO - 2018

gen periodo3 = .

replace periodo3 = 1 if inlist(ANO, 2018, 2019)

replace periodo3 = 2 if inlist(ANO, 2020, 2021)

replace periodo3 = 3 if inlist(ANO, 2022, 2023)

label define p3lbl 1 "Pré-pandêmico" 2 "Pandêmico" 3 "Pós-pandêmico"

label values periodo3 p3lbl

gen pre_pan = (periodo3 >= 2)

label define pp_lbl 0 "Pré-pandêmico" 1 "Pandêmico/Pós"

label values pre_pan pp_lbl

* =====
* MODELO BRUTO - SEM AJUSTE POR TENDÊNCIA
* =====

```

```

* --- Neonatal Precoce ---
di _newline "=== NEONATAL PRECOCE - MODELO BRUTO ==="
poisson obitos ibl.periodo3 if Categoria_num == 1, exposure(nv) irr vce(robust)

* --- Neonatal Tardio ---
di _newline "=== NEONATAL TARDIO - MODELO BRUTO ==="
poisson obitos ibl.periodo3 if Categoria_num == 2, exposure(nv) irr vce(robust)

* --- Pós-neonatal ---
di _newline "=== PÓS-NEONATAL - MODELO BRUTO ==="
poisson obitos ibl.periodo3 if Categoria_num == 3, exposure(nv) irr vce(robust)

*MODELO AJUSTADO POR TENDÊNCIA
* * --- Neonatal Precoce ---
di _newline "=== NEONATAL PRECOCE ==="
poisson obitos ibl.periodo3 tendencia if Categoria_num == 1, exposure(nv) irr vce(robust)

* --- Neonatal Tardio ---
di _newline "=== NEONATAL TARDIO ==="
poisson obitos ibl.periodo3 tendencia if Categoria_num == 2, exposure(nv) irr vce(robust)

* --- Pós-neonatal ---
di _newline "=== PÓS-NEONATAL ==="
poisson obitos ibl.periodo3 tendencia if Categoria_num == 3, exposure(nv) irr vce(robust)
*=====

* SEÇÃO 5 - TABELAS DE FREQUÊNCIA E TESTES DE ASSOCIAÇÃO
*=====

use "C:\Users\aninh\Downloads\Stata - Banco de dados Maio-2026", clear

* --- Tabela 2: Características sociodemográficas -----

di _newline(2) "===== TABELA 2: CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS ====="

```

```

* Sexo
di _newline "---- SEXO ----"
tabulate sexo_n periodo, col chi2 exact
tabulate sexo_n periodo, col chi2
* IC 95% para proporções
proportion sexo_n, over(periodo) cotype(exact)

* Raça/Cor
di _newline "---- RAÇA/COR ----"
tabulate RACACOR periodo if inlist(RACACOR,1,2,4), col chi2
proportion RACACOR if inlist(RACACOR,1,2,4), over(periodo) cotype(exact)

* Idade materna
di _newline "---- FAIXA ETÁRIA MATERNA ----"
tabulate idadema_n periodo if idadema_n != 9, col chi2
proportion idadema_n if idadema_n != 9, over(periodo) cotype(exact)

* Escolaridade materna
di _newline "---- ESCOLARIDADE MATERNA ----"
tabulate ESCMAE2010 periodo if ESCMAE2010 != 9 & !mi(ESMAE2010), col chi2
proportion ESCMAE2010 if ESCMAE2010 != 9 & !mi(ESMAE2010), over(periodo) cotype(exact)

* Local de ocorrência
di _newline "---- LOCAL DE OCORRÊNCIA (PÚBLICO/PRIVADO) ----"
tabulate hosp_pub periodo, col chi2
proportion hosp_pub, over(periodo) cotype(exact)

* ----- Tabela 3: Características perinatais -----

di _newline(2) "===== TABELA 3: CARACTERÍSTICAS PERINATAIS ====="

* Componente de mortalidade
di _newline "---- COMPONENTE DE MORTALIDADE ----"
tabulate categoria_n periodo, col chi2
proportion categoria_n, over(periodo) cotype(exact)

```

```

* Idade gestacional
di _newline "---- IDADE GESTACIONAL ----"
tabulate GESTACAO periodo if GESTACAO != 9 & !mi(GESTACAO), col chi2
proportion GESTACAO if GESTACAO != 9 & !mi(GESTACAO), over(periodo) ctype(exact)

```

```

* Peso ao nascer
di _newline "---- PESO AO NASCER ----"
tabulate peso_cat periodo if !mi(peso_cat), col chi2
proportion peso_cat if !mi(peso_cat), over(periodo) ctype(exact)

```

```

* Tipo de parto
di _newline "---- TIPO DE PARTO ----"
tabulate PARTO periodo if PARTO != 9 & !mi(PARTO), col chi2
proportion PARTO if PARTO != 9 & !mi(PARTO), over(periodo) ctype(exact)

```

* — Tabela 4: Causas do óbito —————

```

di _newline(2) "==== TABELA 4: CAUSAS BÁSICAS DO ÓBITO ====="
tabulate causa_grp periodo, col chi2
proportion causa_grp, over(periodo) ctype(exact)

```

ANÁLISE DE MORTALIDADE PROPORCIONAL POR CAUSAS EVITÁVEIS

*=====

```
use "C:\Users\aninh\Downloads\Stata - Banco de dados Maio-2026", clear
```

```

* --- Classifica causas evitáveis segundo a Lista de Causas Evitáveis
*      (Adaptação da Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis - MS 2007)

```

```
gen evitavel = 0
```

```

* Grupo 1: Reduzíveis por ações de imunoprevenção
replace evitavel = 1 if substr(CAUSABAS,1,3) == "B05" /* sarampo */
replace evitavel = 1 if substr(CAUSABAS,1,3) == "A33" /* tétano neonatal */

```

```

* Grupo 2: Reduzíveis por atenção à mulher na gestação

```

```
replace evitavel = 2 if inlist(substr(CAUSABAS,1,3),"P00","P01","P02","P03","P04","P10","P11")
```

```
* Grupo 3: Reduzíveis por atenção ao RN
```

```
replace evitavel = 3 if inlist(substr(CAUSABAS,1,3),"P20","P21","P22","P24","P26","P27")
```

```
replace evitavel = 3 if inlist(substr(CAUSABAS,1,3),"P36","P37","P52","P77")
```

```
* Grupo 4: Reduzíveis por atenção à criança
```

```
replace evitavel = 4 if inlist(substr(CAUSABAS,1,3),"A00","A02","A09") /* diarreia */
```

```
replace evitavel = 4 if inlist(substr(CAUSABAS,1,3),"J18","J13","J14","J15") /* pneumonia */
```

```
replace evitavel = 4 if substr(CAUSABAS,1,3) == "E40" /* desnutrição */
```

```
replace evitavel = 4 if substr(CAUSABAS,1,3) == "E41"
```

```
replace evitavel = 4 if substr(CAUSABAS,1,3) == "E43"
```

```
* Grupo 5: Reduzíveis por ações intersetoriais
```

```
replace evitavel = 5 if inlist(substr(CAUSABAS,1,1),"V","W","X","Y") /* causas externas */
```

```
label define ev_lbl 0 "Não classificada como evitável" ///
```

```
1 "Reduzível por imunoprevenção" ///
```

```
2 "Reduzível por atenção à gestante" ///
```

```
3 "Reduzível por atenção ao RN" ///
```

```
4 "Reduzível por atenção à criança" ///
```

```
5 "Reduzível por ações intersetoriais"
```

```
label values evitavel ev_lbl
```

```
label variable evitavel "Classificação de causa evitável"
```

```
* --- Mortalidade proporcional por evitáveis ---
```

```
di _newline "=== MORTALIDADE PROPORCIONAL POR CAUSAS EVITÁVEIS ==="
```

```
tabulate evitavel periodo, col chi2 row
```

```
proportion evitavel, over(periodo) cotype(exact)
```

```
* --- Por componente de mortalidade ---
```

```
tabulate evitavel categoria_n, col chi2 row
```

```
*=====
```

```
* SEÇÃO 8 - GRÁFICOS (exportados como PNG)
```

```
*=====
```

```

use "C:\Users\aninh\Downloads\cmi_anual.dta", clear

tsset ANO

* =====
* PASSO 1 – Criar banco agregado anual com CMI e IC 95%
* =====

preserve

* Contar óbitos totais por ano

gen um = 1

collapse (sum) obitos = um, by(ANO)

* Inserir nascidos vivos por ano

gen nv_ano = .

replace nv_ano = 44195 if ANO == 2018
replace nv_ano = 42422 if ANO == 2019
replace nv_ano = 39361 if ANO == 2020
replace nv_ano = 38035 if ANO == 2021
replace nv_ano = 35928 if ANO == 2022
replace nv_ano = 35551 if ANO == 2023

* CMI por 1.000 NV

gen cmi_total = (obitos / nv_ano) * 1000

* — IC 95% pelo método de Poisson exato —————
* Limite inferior: quantil 2,5% da  $\chi^2$  com 2n graus de liberdade
* Limite superior: quantil 97,5% da  $\chi^2$  com 2(n+1) graus de liberdade
gen cmi_ll = (invchi2(2 * obitos, 0.025) / 2) / nv * 1000
gen cmi_ul = (invchi2tail(2 * (obitos + 1), 0.025) / 2) / nv * 1000

* Verificar valores gerados

list ANO obitos nv cmi_total cmi_ll cmi_ul

* =====
* PASSO 2 – Gráfico
* =====

```

```

twoway ///
  (rcap cmi_ll cmi_ul ANO, lcolor(navy) lwidth(thin)) ///
  (connected cmi_total ANO, mcolor(navy) lcolor(navy) msymbol(circle) ///
  mlabel(cmi_total) mlabformat(%5.2f) mlabposition(12)) ///
  , xline(2019.5, lpattern(dash) lcolor(red) lwidth(thin)) ///
  ylabel(, grid glcolor(gs15)) ///
  xlabel(2018(1)2023) ///
  xtitle("Ano", size(small)) ///
  ytitle("CMI (por 1.000 nascidos vivos)", size(small)) ///
  title("Coeficiente de Mortalidade Infantil" "Distrito Federal, 2018-2023") ///
  note("Linha tracejada: início do período pandêmico (2020)") ///
  scheme(sicolor)

restore

* — Gráfico 2: CMI por componente —————
use "C:\Users\aninh\Downloads\cmi_componentes.dta", clear

* IC 95% Poisson exato por componente
gen cmi_ll = (invchi2(2 * obitos, 0.025) / 2) / nv * 1000
gen cmi_ul = (invchi2tail(2 * (obitos + 1), 0.025) / 2) / nv * 1000
list ANO Categoria_num obitos cmi_comp cmi_ll cmi_ul, sep(3)

reshape wide obitos cmi_comp cmi_ll cmi_ul, i(ANO) j(Categoria_num)

twoway ///
  (rcap cmi_ll1 cmi_ul1 ANO, lcolor(navy) lwidth(thin)) ///
  (rcap cmi_ll2 cmi_ul2 ANO, lcolor(maroon) lwidth(thin)) ///
  (rcap cmi_ll3 cmi_ul3 ANO, lcolor(forest_green) lwidth(thin)) ///
  (connected cmi_comp1 ANO, mcolor(navy) lcolor(navy) msymbol(circle) lwidth(medthick)) ///
  (connected cmi_comp2 ANO, mcolor(maroon) lcolor(maroon) msymbol(square) lwidth(medthick) lp(dash)) ///
  (connected cmi_comp3 ANO, mcolor(forest_green) lcolor(forest_green) msymbol(triangle) lwidth(medthick) lp(shortdash)) ///
  , xline(2019.5, lpattern(dash) lcolor(red) lwidth(thin)) ///

```

```
legend(order( ///
  4 "Neonatal precoce (0-6 dias)" ///
  5 "Neonatal tardio (7-27 dias)" ///
  6 "Pós-neonatal (28-364 dias)" ///
  position(6) rows(1) size(small)) ///
ylabel(0(1)9, grid glcolor(gs15)) ///
xlabel(2018(1)2023) ///
xtitle("Ano") ///
ytitle("Taxa por 1.000 nascidos vivos") ///
title("Componentes do CMI - Distrito Federal, 2018-2023") ///
note("Barras verticais: IC 95% (método de Poisson exato)." ///
      "Linha tracejada vermelha: início do período pandêmico (2020).") ///
scheme(sicolor)
```