

## Tendência temporal e perfil da mortalidade infantil por malformação congênita em uma região de saúde de Minas Gerais

Temporal trend and profile of infant mortality due to congenital malformation in a health region of Minas Gerais

Tendencia temporal y perfil de la mortalidad infantil por malformaciones congénitas en una región sanitaria de Minas Gerais

Matheus de Oliveira Rocha<sup>1</sup>, Luísa Machado dos Santos Rocha<sup>1</sup>, Marcos Paulo da Cruz Pimenta<sup>1</sup>, Caio Godinho Caldeira<sup>1</sup>, Douglas Pereira Damas<sup>1</sup>, Julia Pardini Pimentel<sup>1</sup>, Regina Amélia Lopes Pessoa de Aguiar<sup>2</sup>, Nayara Dornela Quintino<sup>3</sup>, Clareci Silva Cardoso<sup>1\*</sup>.

### RESUMO

**Objetivo:** Avaliar perfil e tendência temporal da taxa de mortalidade infantil (TMI) por malformação congênita (MC) em residentes da macrorregião de saúde oeste de Minas Gerais (MG). **Métodos:** Estudo de série temporal de 1996-2017, com informações de mortalidade e nascidos vivos de MG e macrorregião. Usaram-se dados secundários do Sistema de Informação de Mortalidade e Sistema de Informação de Nascidos Vivos. Realizou-se estatística descritiva para caracterizar perfil dos óbitos, testes estatísticos para comparar proporções e variações percentuais para analisar tendência. **Resultados:** Comparando-se a macrorregião com MG, observou-se diferença estatisticamente significativa nas características infantis cor da pele e idade neonatal precoce e nos fatores maternos baixa escolaridade e idade 30-39 anos. A TMI declinou em praticamente todo o período, porém a macrorregião apresentou mortalidade por MC superior a MG em 60% do período. Houve aumento dos óbitos por MC dos sistemas respiratório (2000-2005; 2012-2017); urinário (1996-1998; 2005-2010; 2015-2017); circulatório (1998-2000; 2005-2007); osteomuscular (1996-2017) e decrescente para nervoso (1996-2017). **Conclusão:** A mortalidade por MC é maior no período neonatal precoce e a macrorregião apresentou perfil da mortalidade por MC diferente de MG. Entender esse perfil ajuda no planejamento de ações em saúde atentando para prevenção, diagnóstico e construção de rede assistencial.

**Palavras-chave:** Mortalidade infantil, Anormalidades congênitas, Organização e administração, Epidemiologia.

### ABSTRACT

**Objective:** To evaluate the profile and time trend of the infant mortality rate (IMT) due to congenital malformation (CM) in western health macro-region of Minas Gerais (MG). **Methods:** 1996-2017 time series study, with information of mortality and live births in MG and macro-region. Secondary data from the Mortality Information System and Live Birth Information System were used. Descriptive statistics were performed to characterize a profile of deaths, statistical tests to compare proportions and average percentage variations to analyze trends. **Results:** Comparing the macro-region with MG, a significant difference was observed in children's skin color and early neonatal age and maternal factors with low schooling and age 30-39 years. IMT declined in almost entire period, however macro-region presented a mortality due to CM higher than MG in 60%. There was an increase in deaths due to CM in the respiratory system (2000-2005; 2012-2017); urinary (1996-1998; 2005-2010; 2015-2017); circulatory (1998-2000; 2005-2007); musculoskeletal (1996-2017) and decreasing for the nervous (1996-2017). **Conclusion:** Mortality due to CM is higher in the early neonatal period and the macro-region presented a profile of mortality different from MG. Understanding this profile helps planning health actions, focusing on prevention, diagnosis and construction of a care network.

**Keywords:** Infant mortality, Congenital abnormalities, Organization and administration, Epidemiology.

<sup>1</sup> Universidade Federal de São João del-Rei, Divinópolis - MG. \*E-mail: [clareci@ufsj.edu.br](mailto:clareci@ufsj.edu.br)

<sup>2</sup> Secretaria de Estado da Saúde de Minas Gerais, Belo Horizonte - MG.

<sup>3</sup> Superintendência Regional de Saúde de Minas Gerais, Divinópolis - MG.

## RESUMEN

**Objetivo:** Evaluar el perfil y tendencia temporal de la tasa de mortalidad infantil (TMI) por malformaciones congénitas (MC) en la macrorregión de salud occidental de Minas Gerais (MG). **Métodos:** Estudio de series de 1996-2017, con información sobre mortalidad y nacidos vivos en MG y macrorregión. Se utilizaron datos secundarios del Sistema de Información de Mortalidad y Sistema de Información de Nacidos Vivos. Se realizó estadística descriptiva para caracterizar perfil de muertes, pruebas estadísticas para comparar proporciones y variaciones porcentuales para analizar tendencias. **Resultados:** Al comparar la macrorregión con MG, se observó diferencia estadísticamente significativa en características del color de piel y edad neonatal temprana, baja escolaridad materna y edad 30-39 años. El TMI disminuyó en prácticamente todo período, la macrorregión presentó mortalidad por MC superior a MG en 60%. Hubo un aumento de las muertes por MC en los sistemas respiratorios (2000-2005; 2012-2017); urinario (1996-1998, 2005-2010, 2015-2017); circulatorio (1998-2000; 2005-2007); musculoesquelético (1996-2017) y decreciente a nervioso (1996-2017). **Conclusión:** La mortalidad por MC es mayor en período neonatal temprano y la macrorregión presentó un perfil de mortalidad por MC diferente de MG. Conocer este perfil ayuda a planificar acciones de salud con miras a prevenir, diagnosticar y construir una red asistencial.

**Palabras clave:** Mortalidad infantil, Anomalías congénitas, Organización y administración, Epidemiología.

## INTRODUÇÃO

A taxa de mortalidade infantil (TMI) pode ser considerada um reflexo das condições socioeconômicas e de saúde maternas, bem como da assistência ao pré-natal e ao parto (BRASIL, 2017; DIAS BAS, et al., 2019). Observou-se no Brasil, ao longo dos anos, uma redução da TMI principalmente, devido à diminuição de óbitos por doenças infecciosas e aumento na mortalidade por afecções perinatais (FRANÇA EB, et al., 2017). O maior desafio atual para redução da mortalidade infantil está na redução do componente neonatal precoce (0 a 6 dias) e um dos fatores de risco para mortalidade neonatal no Brasil é a presença de malformação congênita (VELOSO FCS, et al., 2019).

Os óbitos por malformações congênitas encontram-se na segunda causa de morte no Brasil e são responsáveis por 23% dos óbitos infantis (BRASIL, 2019). Em Minas Gerais, em 2019, elas representaram 24,7% do total de óbitos (BRASIL, 2019b). Dentre as malformações congênitas, a cardiopatia congênita é a malformação mais prevalente e com alta taxa de mortalidade no primeiro ano de vida (SOARES AM, 2020). Dentre os fatores associados a uma maior chance de malformação congênita está a subnutrição, infecções maternas durante a gravidez, exposição materna a substâncias teratogênicas como drogas ilícitas, medicamentos, álcool e idade materna avançada (SIEDERSBERGER NP, et al., 2017).

Uma das estratégias para conhecer o perfil dos óbitos infantis e propor recomendações para os serviços de saúde é a análise de casos pelos Comitês de Prevenção da Mortalidade Materna, Infantil e Fetal (BRASIL, 2009; MINAS GERAIS, 2015). Desde 2010 todo óbito infantil é de investigação obrigatória no Brasil, porém no momento da publicação da normativa do Ministério da Saúde a ênfase era investigar e analisar os óbitos com maior potencial de evitabilidade (BRASIL, 2010).

As malformações congênitas foram definidas como de investigação facultativa e classificadas como não claramente evitáveis (MALTA, et al., 2010). Apesar desta orientação, na macrorregião, as referências municipais investigam todos os óbitos infantis independente da causa de morte. E desde 2015, os membros do Comitê Regional de Prevenção de Mortalidade Materna, Infantil e Fetal da Macrorregião de Saúde Oeste tem relatado aumento dos óbitos por malformação congênita dentre os investigados, apontando a relevância de aprofundar essa investigação (MINAS GERAIS, 2015).

Analisar o perfil dos óbitos infantis da macrorregião é rotina das ações de vigilância do óbito da Unidade Regional de Saúde, porém uma análise utilizando metodologias mais complexas, para avaliação da tendência temporal não é possível na rotina do serviço de saúde (MINAS GERAIS, 2015).

Nesse contexto, foi proposta uma interlocução entre vigilância do óbito da macrorregião de saúde oeste e universidade localizada no município pólo da macrorregião, com o objetivo de realizar um estudo para avaliar a existência de tendência temporal da mortalidade infantil por malformação congênita na macrorregião de saúde oeste, descrevendo os tipos de malformação congênita, o perfil sociodemográfico e os fatores maternos associados a esse desfecho.

## MÉTODOS

Trata-se de estudo de série temporal de 22 anos, de 1996 até 2017, com informações de 54 municípios integrantes da Macrorregião Oeste, com população de 1.286.562 habitantes (IBGE, 2017). Utilizaram-se dados secundários, obtidos no site do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), referentes ao Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) e ao Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Foram avaliadas todas as malformações congênitas que constam no Capítulo XVII – Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas (Q00 – Q99). Para o perfil sociodemográfico relacionado aos óbitos infantis, foram consideradas as informações da Declaração de Óbito (DO).

Calcularam-se as taxas de mortalidade infantil (TMI) e taxa de mortalidade infantil específica por malformações congênitas (TMC), com os respectivos intervalos de confiança a 95%, além da mortalidade proporcional das causas de óbitos infantis para Macrorregião Oeste e MG. Para a caracterização do perfil sociodemográfico e fatores maternos, calcularam-se a frequência absoluta e relativa comparando as proporções por meio do teste de comparação de proporção. O nível de significância utilizado foi de 5%.

Para a análise de tendência, utilizou-se o programa *Joinpoint*, versão 4.7.0. Esse software permite caracterizar as variações percentuais anuais (*Annual Percentage Change - APC*) em cada um dos períodos delimitados pelos pontos de inflexão e, também, variações percentuais anuais médias (*Average Annual Percent Change - AAPC*) ao longo do período (BACURAU AGM, et al., 2019).

A autocorrelação serial foi testada por meio da estatística *Durbin-Watson* e a homocedasticidade pela análise gráfica de resíduos e teste de *Breusch-Pagan*. A normalidade dos dados foi avaliada por meio do teste de *Shapiro Wilk*. Os dados foram avaliados quanto a autocorrelação, utilizando-se a opção “*Fit an autocorrelated errors model based on the data*”. A heteroscedasticidade foi tratada pelo *Joinpoint* usando mínimos quadrados ponderados (WLS). Por fim, para a normalidade utilizou-se o logaritmo das taxas de mortalidade.

Para a Macrorregião Oeste, os valores absolutos da série histórica de TMC são relativamente baixos, fazendo com que variações ocasionais nas taxas provoquem grandes oscilações em toda a série. Optou-se, portanto, pela técnica de Médias Móveis Simples antes de aplicar a regressão segmentada para análise da tendência. Foram utilizados períodos de três em três anos. O numerador foi a soma dos óbitos por malformação congênita no ano de referência com os óbitos dos anos subsequente e antecedente. No denominador, foram somadas o número de nascidos vivos para os mesmos três anos, por 1000 nascidos vivos. As demais análises foram realizadas no *software livre R* versão 3.6.1.

## RESULTADOS

No período de 1996 a 2017, as taxas de mortalidade infantil (TMI), para o estado de Minas Gerais (MG) e para a Macrorregião Oeste, apresentaram comportamento decrescente em praticamente todo o período, porém os anos de 2015 e 2016 apresentaram discreta elevação em relação ao seu respectivo ano antecessor. Para a Macrorregião Oeste essa elevação ocorreu em 2003, 2010, 2011, 2015, 2016. Em relação à mortalidade infantil, as maiores taxas ocorreram no primeiro ano da série analisada (1996), tanto em MG (45,57), quanto na Macrorregião Oeste (45,16). Já as menores TMI foram observadas no extremo oposto da série temporal, em MG em 2014 (11,33), e na Macrorregião Oeste em 2017 (10,21). Em três momentos (em 2007, 2011 e 2016), a TMI da Macrorregião Oeste mostrou-se superior à de MG para o mesmo ano (**Tabela 1**).

Por outro lado, observa-se um comportamento diferente em relação à taxa de mortalidade infantil por malformação congênita (TMC). O estado de MG apresentou diminuição nos primeiros anos da série (entre 1996 e 2000), com ascensão praticamente gradual até o ano de 2017. Já a Macrorregião Oeste apresentou-se com taxa superior ao estado em 13 dos 22 anos analisados, com expressivo aumento proporcional no fim do período avaliado. Observa-se que a Macrorregião Oeste apresentou maiores coeficientes de mortalidade em cerca de 60% do período (razão das TMC >1), quando comparado ao estado de MG (**Tabela 1**).

**Tabela 1** - Coeficiente de mortalidade infantil e por malformação congênita em Minas Gerais e Macrorregião Oeste, por 1.000 nascidos vivos, no período de 1996-2017.

Ano	Taxa Mortalidade Infantil (IC95%)		Taxa Mortalidade Infantil por Malformação Congênita (IC95%)		Razão das Taxas*	
	Macro Oeste	MG	Macro Oeste	MG	TMI	TMC
1996	45,16 (40,85-49,47)	45,57 (44,57-46,57)	5,13 (3,68-6,59)	4,21 (3,91-4,52)	0,99	1,22
1997	25,96 (23,45-28,46)	38,26 (37,39-39,14)	3,28 (2,39-4,17)	4,04 (3,76-4,33)	0,68	0,81
1998	21,57 (19,22-23,91)	23,15 (22,60-23,70)	2,72 (1,88-3,55)	2,14 (1,97-2,31)	0,93	1,27
1999	19,87 (17,76-21,98)	21,13 (20,62-21,65)	2,33 (1,61-3,06)	2,07 (1,91-2,23)	0,94	1,13
2000	18,77 (16,72-20,81)	20,79 (20,27-21,30)	2,09 (1,40-2,77)	2,05 (1,88-2,21)	0,90	1,02
2001	18,34 (16,27-20,40)	18,74 (18,25-19,23)	2,42 (1,67-3,17)	2,18 (2,01-2,35)	0,98	1,11
2002	14,97 (13,07-16,87)	17,96 (17,47-18,46)	2,44 (1,67-3,21)	2,17 (2,00-2,34)	0,83	1,13
2003	16,56 (14,52-18,59)	17,55 (17,06-18,03)	2,86 (2,02-3,71)	2,26 (2,08-2,43)	0,94	1,27
2004	16,45 (14,41-18,48)	16,85 (16,37-17,33)	2,75 (1,92-3,58)	2,42 (2,24-2,60)	0,98	1,14
2005	15,87 (13,86-17,87)	16,52 (16,04-17,00)	2,17 (1,43-2,91)	2,58 (2,39-2,77)	0,96	0,84
2006	14,93 (12,96-16,91)	16,34 (15,85-16,82)	2,85 (1,98-3,71)	2,47 (2,29-2,66)	0,91	1,15
2007	14,91 (12,85-16,96)	14,87 (14,40-15,34)	2,06 (1,30-2,83)	2,42 (2,23-2,61)	1,00	0,85
2008	12,47 (10,63-14,31)	14,70 (14,23-15,16)	1,62 (0,95-2,28)	2,45 (2,26-2,64)	0,85	0,66
2009	10,88 (9,160-12,61)	13,96 (13,50-14,42)	2,34 (1,54-3,14)	2,68 (2,48-2,88)	0,78	0,88
2010	12,75 (10,89-14,62)	13,07 (12,63-13,51)	2,05 (1,30-2,80)	2,68 (2,48-2,88)	0,98	0,77
2011	14,62 (12,62-16,61)	13,05 (12,61-13,49)	2,96 (2,06-3,86)	2,59 (2,40-2,79)	1,12	1,14
2012	12,15 (10,35-13,95)	12,71(12,28-13,14)	2,90 (2,02-3,77)	3,02 (2,80-3,23)	0,96	0,96
2013	10,31 (8,662-11,97)	12,14 (11,72-12,57)	2,14 (1,39-2,90)	2,58 (2,38-2,77)	0,85	0,83
2014	9,751 (8,164-11,33)	11,33 (10,93-11,74)	2,35 (1,57-3,13)	2,59 (2,39-2,78)	0,86	0,91
2015	10,34 (8,719-11,97)	11,44(11,03-11,84)	2,73(1,89-3,57)	2,70 (2,50-2,90)	0,90	1,01
2016	11,67 (9,915-13,43)	11,48 (11,06-11,90)	3,31 (2,37-4,25)	2,80 (2,60-3,01)	1,02	1,18
2017	10,21 (8,592-11,82)	11,42 (11,01-11,83)	2,93 (2,06-3,80)	2,83 (2,63-3,04)	0,89	1,04

**Notas:** \*A razão entre as taxas é calculada dividindo-se os coeficientes da Macrorregião Oeste pelos do estado de MG.

**Fonte:** ROCHA MO, et al., 2021; dados extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações Sobre Nascidos Vivos (SINASC).

Observou-se maior mortalidade infantil por malformação congênita na faixa etária de 0 a 6 dias (52,4% Macrorregião Oeste vs 48,4% Minas Gerais), sexo masculino (54,5% vs 53%) e peso ao nascer maior que 2500g (44,9% vs 44,4%). A maioria foi de gravidez única (95% vs 95%), parto cesárea (63,9% vs 60,7%) e parto com duração da gestação de 37 e 41 semanas (50,9% vs 49,2%). As mães apresentavam escolaridade de 8 a 11 anos (43,4% vs 40,3%) e idade de 20 a 29 anos (45,3% vs 47%). Na comparação das variáveis sociodemográficas e fatores maternos, entre os óbitos por malformação congênita, a idade neonatal precoce, cor da pele da criança branca, mãe sem escolaridade e idade entre 30 e 39 anos foram estatisticamente diferentes entre a Macrorregião Oeste e Minas Gerais (**Tabela 2**).

**Tabela 2** - Caracterização do perfil sociodemográfico e fatores maternos dos óbitos infantis por malformação congênita na Macrorregião Oeste e em Minas Gerais, 1996 – 2017.

Variáveis	Macrorregião Oeste	Minas Gerais	p-valor
	n válido (%)	n válido (%)	
<b>Idade**</b>	<b>852 (100.0)</b>	<b>14995 (100.0)</b>	--
0 a 6 dias	447 (52.46)	7269 (48.48)	0.02
7 a 27 dias	137 (16.08)	2589 (17.27)	0.36
28 a 364 dias	268 (31.46)	5137 (34.26)	0.09
<b>Sexo</b>	<b>845 (100.0)</b>	<b>14834 (100.0)</b>	0.38
Masculino	461 (54.56)	7862 (52.99)	--
Feminino	384 (45.44)	6972 (47.01)	--
<b>Cor da Pele</b>	<b>582 (100.0)</b>	<b>11103 (100.0)</b>	0.00
Branca	386 (66.32)	6111 (55.03)	--
Não branca	196 (33.68)	4992 (44.97)	--
<b>Peso ao Nascer</b>	<b>578 (100.0)</b>	<b>10282 (100.0)</b>	--
Menos de 500g	7 (1.21)	104 (1.01)	0.67
500 a 999g	40 (6.92)	786 (7.64)	0.51
1000 a 1499g	56 (9.69)	1150 (11.18)	0.24
1500 a 2499g	215 (37.20)	3668 (35.67)	0.46
Mais que 2500g	260 (44.98)	4574 (44.48)	0.82
<b>Tipo de Gravidez</b>	<b>632 (100.0)</b>	<b>10868 (100.0)</b>	--
Única	604 (95.57)	10309 (94.85)	0.40
Dupla	25 (3.96)	509 (4.68)	0.36
Tripla ou mais	3 (0.47)	50 (0.46)	0.77*
<b>Tipo de Parto</b>	<b>626 (100.0)</b>	<b>10783 (100.0)</b>	0.11
Vaginal	226 (36.1)	4232 (39.24)	--
Cesárea	400 (63.9)	6551 (60.76)	--
<b>Duração da Gestação</b>	<b>607 (100.0)</b>	<b>10249 (100.0)</b>	--
Menos de 22 semanas	7 (1.2)	176 (1.7)	0.21
22 a 27 semanas	38 (6.3)	647 (6.3)	0.96
28 a 36 semanas	240 (39.5)	4180 (40.8)	0.54
37 a 41 semanas	309 (50.9)	5047 (49.2)	0.43
42 semanas e mais	13 (2.1)	199 (1.9)	0.74
<b>Escolaridade da Mãe</b>	<b>500 (100.0)</b>	<b>9007 (100.0)</b>	--
Nenhuma	20 (4.0)	607 (6.7)	0.00
1 a 3 anos	33 (6.6)	644 (7.1)	0.63
4 a 7 anos	125 (25.0)	2312 (25.7)	0.74
8 a 11 anos	217 (43.4)	3630 (40.3)	0.17
12 anos e mais	105 (21.0)	1814 (20.1)	0.65
<b>Idade da Mãe</b>	<b>614 (100.0)</b>	<b>10675 (100.0)</b>	--
10 a 19 anos	86 (14.0)	1788 (16.7)	0.06
20 a 29 anos	278 (45.3)	5017 (47.0)	0.41
30 a 39 anos	216 (35.2)	3233 (30.3)	0.01
40 anos e mais	34 (5.5)	637 (6.0)	0.65

**Notas:** Teste para diferença entre 2 proporções significativo  $p < 0,05$ ; \*Teste exato de Fisher, devido ao número pequeno \*\*idade ignorada (1 Macrorregião Oeste, 11 MG); -- Dados nulos.

**Fonte:** Rocha MO, et al., 2021; dados extraídos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações Sobre Nascidos Vivos (SINASC).

O percentual de óbitos infantis por tipo de malformação congênita apresentou o maior valor no triênio 1996-1999, tanto para o estado de MG como para a Macrorregião Oeste. As malformações cardíacas foram as mais incidentes em todos os períodos. No triênio 2009-2011, observou-se aumento mais significativo da taxa de mortalidade infantil por malformação cardíaca, tanto para a macrorregião como para o estado. No triênio 2015-2017, observou-se aumento mais relevante dos óbitos por malformação congênita, não sendo esse comportamento observado na análise para MG. Nesse período, as malformações congênitas do aparelho respiratório e urinário também mostraram aumento do padrão apresentado anteriormente na série temporal (Tabela 3).

**Tabela 3** - Mortalidade proporcional das causas de óbitos infantis por malformação congênita em Minas Gerais e Macrorregião Oeste, nos triênios de 1996 a 2017.

Causa	Local		96-99	00-02	03-05	06-08	09-11	12-14	15-17	Total
<b>Sistema Nervoso</b>	Minas Gerais	N	516	381	397	322	365	305	283	2569
		%	1.8	2.2	2.8	2.7	3.6	3.2	3.2	2.6
	Macro Oeste	N	33	22	21	10	17	11	15	129
		%	2.2	2.5	2.8	1.7	3.1	2.3	3.1	2.5
<b>Aparelho Circulatório</b>	Minas Gerais	N	1113	698	743	700	803	833	868	5758
		%	3.9	4.1	5.2	5.8	7.8	8.8	9.7	5.7
	Macro Oeste	N	68	42	38	37	49	40	49	323
		%	4.5	4.9	5.1	6.2	9.1	8.5	10.3	6.2
<b>Aparelho Respiratório</b>	Minas Gerais	N	129	105	154	156	130	151	166	991
		%	0.4	0.6	1.1	1.3	1.3	1.6	1.9	1.0
	Macro Oeste	N	7	2	13	8	9	4	15	58
		%	0.5	0.2	1.7	1.3	1.7	0.9	<b>3.1</b>	1.1
<b>Aparelho Digestivo</b>	Minas Gerais	N	184	125	117	104	96	103	109	838
		%	0.6	0.7	0.8	0.9	0.9	1.1	1.2	0.8
	Macro Oeste	N	9	7	5	2	2	5	6	36
		%	0.6	0.8	0.7	0.3	0.4	1.1	1.3	0.7
<b>Aparelho Urinário</b>	Minas Gerais	N	50	34	47	57	64	100	102	454
		%	0.2	0.2	0.3	0.5	0.6	1.1	1.1	0.5
	Macro Oeste	N	2	1	3	4	1	5	11	27
		%	0.1	0.1	0.4	0.7	0.2	1.1	<b>2.3</b>	0.5
<b>Sistema Osteomuscular</b>	Minas Gerais	N	144	98	139	146	145	210	164	1046
		%	0.5	0.6	1.0	1.2	1.4	2.2	1.8	1.0
	Macro Oeste	N	11	10	5	12	7	17	9	71
		%	0.7	1.2	0.7	2.0	1.3	3.6	1.9	1.4
<b>Anomalias Cromossômicas</b>	Minas Gerais	N	129	129	120	146	139	172	223	1058
		%	0.4	0.8	0.8	1.2	1.4	1.8	2.5	1.1
	Macro Oeste	N	13	5	6	4	9	10	17	64
		%	0.9	0.6	0.8	0.7	1.7	2.1	3.6	1.2
<b>Outras Malformações</b>	Minas Gerais	N	526	317	317	300	296	273	263	2292
		%	1.8	1.9	2.2	2.5	2.9	2.9	2.9	2.3
	Macro Oeste	N	38	26	28	16	10	16	11	145
		%	2.5	3.0	3.8	2.7	1.9	3.4	2.3	2.8
<b>Total de óbito infantil</b>	Minas Gerais	N	2791	1887	2034	1931	2038	2147	2178	15006
	Macro Oeste	N	181	115	119	93	104	108	133	853

**Notas:** \*Outras malformações: Macrorregião Oeste e MG (Q10-Q18; Q35- Q37; Q50-Q56; Q80-Q89).

**Fonte:** Rocha MO, et al., 2021; dados extraídos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações Sobre Nascidos Vivos (SINASC).

Na **Tabela 4** são mostradas as tendências das taxas de mortalidade infantil e por malformação congênita em MG e Macrorregião Oeste. Na análise do coeficiente de mortalidade infantil geral, observa-se redução importante da variação percentual anual (APC) no período de 1996 a 1999 no estado, sendo mais acentuada para a Macrorregião Oeste APC: 31,7 *versus* 24,2 para MG nos primeiros anos da série. De 1999 em diante, esse declínio foi mais lento, sendo a APC de MG de -3,5 (-3,8 a -3,2) e a APC da Macrorregião Oeste de 1998 em diante foi de -3,6 (-4,4 a -2,9), todos estatisticamente diferentes de zero. A variação percentual anual média (AAPC) para o período (1996-2017) indica uma tendência decrescente dos óbitos infantis tanto em MG -6,8 (-7,4 a -6,1) quanto na Macrorregião Oeste -6,7 (-8,3 a -5,1).

Em relação à mortalidade por malformação congênita, no primeiro período da série temporal observa-se semelhança entre o estado de MG e a Macrorregião Oeste (APC: -19,7 *versus* -18,9), indicando redução dessa mortalidade em ambos. No segundo período da série, houve um aumento desse indicador para as duas regiões, APC: 2,3 *versus* 3,2 para MG e Macrorregião Oeste, respectivamente. Porém, nos anos seguintes observa-se leve redução para MG com APC: -0,1 (-1,7 a 1,5) e aumento estatisticamente significativo para Macrorregião Oeste APC: 4,2 (1,4 a 7,1). A variação percentual anual média (AAPC) para todo o período indica uma tendência decrescente significativa dos óbitos por Malformação congênita para MG (P-valor <0,05), entretanto, essa redução não é significativa para a Macrorregião Oeste (**Tabela 4**).

**Tabela 4** - Análise tendência das taxas de mortalidade infantil por malformação congênita em Minas Gerais e Macrorregião Oeste, segundo tipo e componente etário, período de 1996-2017.

Mortalidade	Região	Período	APC (IC95%)	AAPC (IC95%)
Coeficiente de Mortalidade Infantil geral	Minas Gerais	1996-1999	-24,2(-27,9 a -20,3)*	-6,8 (-7,4 a -6,1)*
		1999-2017	-3,5 (-3,8 a -3,2)*	
	Macro Oeste	1996 -1998	-31,7 (-43,1 a -18,1)*	-6,7 (-8,3 a -5,1)*
		1998-2017	-3,6 (-4,4 a -2,9)*	
Coeficiente de Mortalidade Infantil por Malformação Congênita	Minas Gerais	1996- 1998 a 1998-2000	-19,7 (-24,3 a -14,9)*	-0,9 (-1,6 a -0,2)*
		1998-2000 a 2010-2012	2,3 (1,7 a 2,9)*	
		2010-2012 a 2015-2017	-0,1 (-1,7 a 1,5)	
		1996- 1998 a 1998-2000	-18,9 (-31,7 a -3,6)*	
	Macro Oeste	1998-2000 a 2003-2005	3,2 (-3,5 a 10,4)	-0,9 (-3,9 a 2,3)
		2003-2005 a 2007-2009	-5,8 (-15,4 a 5,00)	
		2007-2009 a 2015-2017	4,2 (1,4 a 7,1)*	

**Notas:** \*p valor < 0,05; APC: Average Percentual Change; AAPC: Average Anual Percentual Change.

**Fonte:** Rocha MO, et al., 2021; dados extraídos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações Sobre Nascidos Vivos (SINASC).

A **Tabela 5** apresenta a tendência da mortalidade infantil segundo componente etário, além da tendência por tipo de malformação congênita na Macrorregião Oeste. A mortalidade neonatal precoce apresentou ligeira queda, porém, não estatisticamente significativa. Já o componente neonatal tardio apresentou aumento significativo no último período da série (2008-2010 e 2015-2017) com APC 8,1 (IC: 3,4; 13,0). Por outro lado, a mortalidade pós-neonatal apresentou tendência acentuada de queda no período (1996-1998 e 1998-2000), APC -25,6 (IC: -44,3; -0,6) e tendência crescente significativamente diferente de zero para o último período (2012-2014 e 2015-2017) com APC de 21,1 (IC: 4,4; 40,5) (**Tabela 5**).

Reduções estatisticamente significativas na mortalidade ocorreram em: a) Sistema Nervoso 1996 -2017; b) Sistema Respiratório de 1996-1998, 2000-2002, 2003-2005, 2012-2014; c) Outras anomalias 1996-1998, 2005-2007. Houve aumento estatisticamente significativo: a) Aparelho Circulatório 1998-2000, 2005-2007; b) Aparelho Respiratório de 2000-2005, 2012-2017; c) Sistema Urinário de 1996-1998, 2005-2010, 2015-2017; d) Sistema Osteomuscular 1996-2017; e) Outras anomalias 2012-2017. A variação percentual anual média indica tendência de redução dos óbitos no Sistema Nervoso e aumento no Sistema Osteomuscular.

**Tabela 5** - Análise tendência das taxas de mortalidade infantil por malformação congênita Macrorregião Oeste, segundo componente etário e tipo, período de 1996-2017.

Variáveis	Período	APC (IC95%)	AAPC (IC95%)
<b>Malformação congênita segundo componente etário</b>			
<b>Neonatal precoce</b>	1996 a 2017	-1,1 (-2,3 a 0,1)	-1,1 (-2,3 a 0,1)
	1996- 1998 a 2000-2002	-8,9 (-19,2 a 2,8)	
<b>Neonatal tardio</b>	2000-2002 a 2005-2007	9,8 (-2,0 a 23,1)	0,9 (-7,1 a 9,5)
	2005-2007 a 2008-2010	-14,6 (-50,1 a 46,1)	
	2008-2010 a 2015-2017	8,1 (3,4 a 13,0)*	
<b>Pós-neonatal</b>	1996- 1998 a 1998-2000	-25,6 (-44,3 a -0,6)*	
	1998-2000 a 2012-2014	0,2 (-1,6 a 2,1)	0,1 (-3,5 a 3,8)
	2012-2014 a 2015-2017	21,1 (4,4 a 40,5)*	
<b>Tipo de Malformação congênita e anomalias por sistemas</b>			
<b>Nervoso</b>	1996 a 2017	-3,6 (-5,1 a -2,1)*	-3,6 (-5,1 a -2,1)*
<b>Circulatório</b>	1996- 1998 a 1998-2000	-21,5 (-40,2 a 3,0)	-1,1 (-3,8 a 1,7)
	1998-2000 a 2005-2007	1,7 (0,7 a 2,7)*	
<b>Respiratório</b>	1996- 1998 a 2000-2002	-16,2 (-29,7 a -0,1)*	
	2000-2002 a 2003-2005	65,9 (5,2 a 161,7)*	5,7 (-1,9 a 13,9)
	2003-2005 a 2012-2014	-6,7 (-10,0 a -3,3)*	
	2012-2014 a 2015-2017	33,4 ( 13,9 a 56,3)*	
<b>Digestivo</b>	1996- 1998 a 2004-2006	-5,3 (-12,7 a 2,8)	
	2004-2006 a 2008-2010	-31,2 (-68,2 a 48,8)	-1,2 (-21,9 a 25,0)
	2008-2010 a 2011-2013	72,5 (-53,7 a 542,2)	
	2011-2013 a 2015-2017	1,6 (-21,4 a 31,3)	
<b>Urinário</b>	1996- 1998 a 2005-2007	15,3 (6,8 a 24,5)*	
	2005-2007 a 2008-2010	-29,2 (-75,1 a 101,9)	13,5 (-2,7 a 32,5)
	2008-2010 a 2015-2017	36,2 (26,0 a 47,2)*	
<b>Osteomuscular</b>	1996 a 2017	3,2 (0,8 a 5,6)*	3,2 (0,8 a 5,6)*
<b>Outras anomalias</b>	1996- 1998 a 2005-2007	-13,2 (-17,1 a -9,1)*	
	2005-2007 a 2008-2010	43,8 (-36,2 a 224,4)	2,2 (-9,8 a 15,9)
	2008-2010 a 2012-2014	-0,9 (-23,0 a 27,6)	
	2012-2014 a 2015-2017	23,8 (0,1 a 53,2)*	

**Notas:** APC: *Average Percentual Change*, AAPC: *Average Anual Percentual Change*. \*p valor < 0,05.

**Fonte:** Rocha MO, et al., 2021; dados extraídos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações Sobre Nascidos Vivos (SINASC).

## DISCUSSÃO

Os achados deste estudo mostram diminuição nas taxas de mortalidade infantil para Minas Gerais e para a Macrorregião Oeste no período de 22 anos. Porém, observou-se maior mortalidade por malformação congênita para a Macrorregião Oeste, em cerca de 60% deste período, quando comparado a MG. Nessa região, houve aumento dos óbitos por malformação do sistema respiratório (2000 a 2005 e de 2012 a 2017); circulatório (1998-2000; 2005-2007), urinário (1996-1998 a 2005-2007 e de 2008-2010 a 2015-2017), osteomuscular (1996 a 2017) e queda para o sistema nervoso em todo o período.



A TMI possui tendência decrescente, que pode estar associada a melhorias na atenção em saúde das crianças, como suporte alimentar, vacinação, saneamento básico (UNICEF, 2017), redução da desnutrição e incentivo ao aleitamento materno. Esse declínio também se mostrou associado à implementação do Programa de Saúde da Família que melhorou acesso à assistência materno-infantil (FRANÇA EB, et al., 2017).

Observou-se menor TMI para a Macrorregião Oeste em relação a MG. Dados de 2017 apontam maior cobertura populacional (E-GESTOR AB, 2017) pelas Estratégias de Saúde da Família, assim como maior cobertura vacinal (TABNET, 2017) observadas nessa região de saúde, o que pode contribuir para o declínio da TMI. Além disso, a Macrorregião Oeste apresenta menor proporção de pessoas com baixa renda quando comparada ao estado (TABNET, 2017b).

O perfil de óbitos infantis por malformação congênita internacional e nacional corroboram os presentes achados. As anomalias congênitas são responsáveis por 20,0% dos óbitos neonatais e 30 a 50% dos óbitos perinatais, consolidando-se como uma das causas mais comuns de óbito infantil em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Sendo nos Estados Unidos a primeira causa de morte entre os menores de um ano. Já na América do Sul, as mortes por malformações têm incidência de 5% (ATRASH HK, 2013). No Brasil, os óbitos por malformação congênita passaram de 4,0 por mil nascidos vivos em 1980 para 11,4 nos anos 2000 e em 2004 já representavam a segunda causa mais frequente de óbito em menores de um ano. A maior parte dos locais que apresentam essa mudança de perfil também demonstram redução das mortes por causas infecciosas e maior assistência pré-natal.

Observou-se aumento mais relevante dos óbitos por malformação congênita no triênio 2015-2017, se comparado ao restante da série, confirmando a hipótese levantada pelo Comitê Regional de Prevenção de Mortalidade Materna, Infantil e Fetal da Macrorregião Oeste. Esse achado pode estar relacionado à epidemia de Zika no Brasil neste período, que ocasionou diminuição do número de nascimentos nesse intervalo. Sinters K e Schneider R (2019) apontam que a epidemia do Zika levou a diminuição da taxa de natalidade no Brasil, provavelmente ligada à preocupação da população sobre riscos da infecção na gravidez. A melhoria da qualidade da informação nas declarações de óbito, reflexo da atuação do Comitê Regional em educação continuada e melhoria nas investigações de óbito também podem ter contribuído para mudança no perfil de óbitos (MARINHO MF, et al., 2019).

Óbitos em crianças com 0 a 6 dias de vida foi maior na Macrorregião Oeste quando comparado a MG ( $p < 0,05$ ). A preponderância dos fatores biológicos, próprios à constituição do neonato, como baixo peso ao nascer ou a própria malformação congênita, pesa a favor da grande proporção de óbito dessa faixa etária. Por outro lado, este é o componente etário dependente de maior custo e complexidade para efetiva redução da mortalidade (BRASIL, 2018. FREITAS JLG, et al., 2020). Apesar da tendência a queda na série, das melhorias em assistência à gestante, ao parto e ao recém-nascido e maior acesso ao pré-natal continuado, evidencia-se necessidade de qualificação da assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido (LIMA SS, et al., 2020).

A literatura científica aponta que o baixo peso ao nascer (inferior a 2500g) constitui fator de risco à mortalidade neonatal por malformações congênitas, além de correlacionar os efeitos das variáveis sociais e biológicas na mortalidade neonatal. O maior risco de óbito infantil é associado ao baixo peso ao nascer, além da prematuridade, o apgar <7 pontos, os extremos de idade materna, a malformação congênita e baixo número de consultas pré-natal (MAIA LTS, et al., 2020). Mombelli MA, et al. (2012) evidenciaram um risco de óbito 5 vezes maior em neonatos com peso menor que 2500g. Gaiva MAM, et al. (2014) ressaltam o caráter evitável da maioria dos óbitos que concorrem com baixo peso ao nascer, considerando reflexo da assistência gestacional e pré-natal inadequados.

No presente estudo, evidenciou-se aumento da mortalidade pós-neonatal por malformação congênita, a partir do ano de 2013. Esse aumento na Macrorregião Oeste pode estar relacionado ao aumento da sobrevivência no período perinatal, reflexo de melhorias nas condições de diagnóstico e tratamento. Esse mesmo perfil é observado em todo o país, onde se observa crescimento da TMI pós-neonatal, sendo as malformações congênitas a principal causa de morte neste componente, com aproximadamente 40% dos casos (BRASIL,

2018). A ampliação da assistência hospitalar e do suporte ao parto e ao neonato permitem redução dos componentes precoces de mortalidade. Entretanto, a necessidade de cuidado intensivo, associada a condições graves de saúde, resultam em aumento da mortalidade no período pós-neonatal (BRASIL, 2018).

Quanto aos óbitos por malformações congênitas na Macrorregião Oeste, observou-se aumento estatisticamente relevante nas malformações do sistema respiratório nos anos de 2012 a 2017, apresentando APC de 33,4 (13,9 a 56,3). Como as malformações congênitas são subdiagnosticadas, o maior acesso à ultrassonografia pré-natal aumentou a possibilidade de diagnóstico precoce, o que pode ter aumentado a identificação de novos casos, ou também a melhoria da qualidade da informação pela investigação de óbito. Pela necessidade de abordagem cirúrgica precoce das malformações respiratórias, é necessária ampliação do acesso ao acompanhamento pré-natal e a centros especializados, para que haja redução da mortalidade por estas doenças na região (ANDRADE CF, et al., 2011).

Observou-se aumento estatisticamente significativo da TMC do aparelho circulatório nos períodos de 1998 a 2000 e de 2005 a 2007 com APC de 1,7 (0,7 a 2,7) na Macrorregião Oeste. Uma das explicações para esta prevalência é o avanço tecnológico e acesso à ecocardiografia, como a triagem neonatal para Cardiopatia Congênita Crítica (teste do coraçãozinho), do Ministério da Saúde, que contribuem para o diagnóstico e tratamento precoce (BRASIL, 2018).

Pinto Junior VC, et al. (2015) aponta que aproximadamente 6% das mortes infantis no Brasil decorrem de malformações cardíacas e suas complicações. Sabe-se que 25% dos casos de malformações cardíacas demandam tratamento cirúrgico no primeiro ano de vida, o que significaria aproximadamente 6.439 procedimentos por ano no país (MARTINEZ RM, 1999). Em 2008, foram realizadas 1919 cirurgias, contabilizando déficit de aproximadamente 70% 22. Apesar da existência de todo o processo de triagem e tratamento, há falhas de cobertura assistencial que contribuem para falta de tratamento de 62% dos casos, variando de 76 a 91% em algumas regiões do país (PINTO JUNIOR VC e FRAGA MNO, 2010), o que aponta necessidade de investimentos e acessibilidade (BRASIL, 2018).

Também se evidenciou aumento na TMI por malformação congênita do sistema urinário na Macrorregião Oeste no período de 1996 a 1998 e 2005 a 2007 com APC 15,3 (6,8 a 24,5) com p valor <0,05. De acordo com Malin G, et al. (2012), aproximadamente dois terços das malformações obstrutivas deste sistema são diagnosticadas no período pré-natal. Entretanto, menos de 50% são detectados na ultrassonografia entre as 18-22 semanas de gestação (morfológico do 2º trimestre), enquanto 80% são encontrados após 28 semanas de gravidez. Assim, evidencia-se a relevância de observar esse desfecho em coorte de gestantes e fatores associados (MALIN G, et al., 2012).

O sistema nervoso apresentou-se com tendência de redução significativa na TMC para Macrorregião Oeste de 1996 a 2017. Em uma metanálise, Blencowe H, et al. (2010) alegam que a suplementação de ácido fólico dada à mãe no período pré-concepcional até o terceiro mês reduz em 70% a recorrência e 62% a ocorrência de defeitos do tubo neural. Essa suplementação, o diagnóstico pré-natal e o tratamento durante o nascimento podem estar associados à redução da taxa de mortalidade encontrada neste estudo (BLENCOWE H, et al., 2010). No Brasil, a fortificação de alimentos foi determinada pela Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA) em 2002, obrigando o acréscimo de ferro e ácido fólico a farinha de trigo e de milho (ANVISA, 2002).

A tendência de mortalidade crescente por malformação congênita do aparelho osteomuscular foi observada em todo período da série histórica estudada. Sabe-se que estas malformações apresentam prevalência acentuada, considerando que são visíveis ao nascimento, o que aumenta sua detecção (SILVA JH, et al., 2018; MOREIRA AA, et al., 2017). Ademais, malformações osteomusculares podem ser reconhecidas no pré-natal, através da ultrassonografia morfológica e medida de translucência nucal, que favorecem um diagnóstico pós-parto seguro (MOREIRA AA, et al., 2017). Assim, este aumento pode relacionar-se à maior disponibilidade de exames de imagem pré-natais (PINTO JÚNIOR W, 2002). Cabe ressaltar que mães entre 10 e 19 anos e baixo peso ao nascer são fatores associados às malformações osteomusculares, perfil este relevante na amostra estudada (MOREIRA AA, et al., 2017).

Essa investigação levantou informações importantes para planejamento do cuidado, porém existem limitações a serem consideradas. Há possibilidade de malformações congênitas não diagnosticadas e, portanto, não constam como causa de morte. Segundo, não é possível inferir que o aumento da mortalidade tenha relação com maior ocorrência das malformações, já que esta inferência só pode ser realizada a partir de diagnósticos entre os nascidos vivos. Dentre os pontos fortes deste estudo, destacam-se a longa série temporal, o que confere maior confiabilidade a análise, suavizando variações existentes entre anos.

## CONCLUSÃO

Os achados do estudo mostram que existem fatores que podem estar contribuindo para uma maior mortalidade por malformação congênita na macrorregião oeste quando comparado ao estado de MG, como idade neonatal precoce, cor da pele da criança branca, mãe sem escolaridade e idade entre 30 e 39 anos, sendo estes indicadores sensíveis a políticas públicas de ampliação da rede de assistência pré-natal e investimentos na detecção, notificação e acompanhamento dos casos. Por fim, são necessários novos estudos que estabeleçam relação causal entre aumento da ocorrência das malformações congênitas dentre os nascidos vivos na região. Espera-se que os resultados deste estudo ofereçam subsídio para medidas de vigilância do óbito e qualificação da assistência pré-natal, assistência ao parto e a criança na região.

## REFERÊNCIAS

1. ANDRADE CF, et al. Malformações pulmonares congênitas. *Jornal Brasileiro de Pneumologia*, 2011; 37(2): 259–71.
2. ANVISA. Agência Nacional de Vigilância Sanitária. Brasil. Ministério da Saúde. Resolução de diretoria colegiada – RDC nº 344, de 13 de dezembro de 2002. *Diário Oficial da União, Brasília (DF)*, nº 244, 18 de dezembro de 2002.
3. ATRASH HK. Mortalidade infantil: Ainda uma prioridade global. *Journal of Human Growth and Development*, 2013; 23(3): 257–60.
4. BACURAU AGM, et al. Mortalidade por doenças cerebrovasculares em idosos e a vacinação contra a influenza: Estado de São Paulo, Brasil, 1980-2012. *Caderno de Saúde Pública*, 18 de fevereiro de 2019; 35(2):e00145117.
5. BLENCOWE H, et al. Folic acid to reduce neonatal mortality from neural tube disorders. *International Journal of Epidemiology*, Abril de 2010; 39 Suppl 1(Suppl 1):i110–21.
6. BRASIL. Manual do Ministério de Saúde. DATASUS. TABNET. Cadernos de Informação de Saúde. 2017. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/cadernos/cadernosmap.htm>. Acessado em: 01 de outubro de 2017.
7. BRASIL. Manual do Ministério de Saúde. DATASUS. TABNET. Cadernos de Informação de Saúde. 2019b. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/cadernos/cadernosmap.htm>. Acessado em: 28 de março de 2021.
8. BRASIL. Manual do Ministério de Saúde. Manual de Vigilância do Óbito Infantil e Fetal e do Comitê de Prevenção do Óbito Infantil e Fetal. Ministério da Saúde do Brasil, 2009; 1–98 p. Disponível em: [http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/vigilancia\\_obito\\_infantil\\_fetal.pdf?exitBundle=1](http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/vigilancia_obito_infantil_fetal.pdf?exitBundle=1). Acessado em: 28 de março de 2021.
9. BRASIL. Manual do Ministério de Saúde. Nota técnica no 7/2018-CGSCAM/DAPES/SAS/MS. Orientações para profissionais de saúde quanto à sistematização e padronização do teste de triagem neonatal para Cardiopatia Congênita Crítica (Teste do coraçãozinho). Brasília (DF), 07 de junho de 2018. Disponível em: <https://www.saude.gov.br/images/pdf/2018/junho/12/SEI-MS-2937931-Nota-Tecnica.pdf>. Acessado em: 31 de agosto de 2020.
10. BRASIL. Manual do Ministério de Saúde. PORTARIA Nº 72, DE 11 DE JANEIRO DE 2010. Estabelece que a vigilância do óbito infantil e fetal é obrigatória nos serviços de saúde (públicos e privados) que integram o Sistema Único de Saúde (SUS). 2010. Disponível em: [http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2010/prt0072\\_11\\_01\\_2010.html](http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2010/prt0072_11_01_2010.html). Acessado em: 28 de março de 2021.
11. BRASIL. Manual do Ministério de Saúde. Saúde Brasil 2018 Uma análise da situação de saúde das doenças e agravos crônicos: desafios e perspectivas. Ministério Da Saúde, Brasília, 2019. Disponível em: [https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/saude\\_brasil\\_2018\\_analise\\_situacao\\_saude\\_doencas\\_agravos\\_cronicos\\_desafios\\_perspectivas.pdf](https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/saude_brasil_2018_analise_situacao_saude_doencas_agravos_cronicos_desafios_perspectivas.pdf). Acessado em: 28 de março de 2021.
12. DIAS BAS, et al. Análise espacial dos óbitos infantis evitáveis no Espírito Santo, Brasil, 2006-2013. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, setembro de 2019; 28(3).
13. E-GESTOR AB. 2017. Informação e gestão da Atenção Básica. Disponível em: <https://egestorab.saude.gov.br/paginas/ acessoPublico/relatorios/relHistoricoCoberturaAB.xhtml>. Acesso em: 29 mai. 2020.
14. FRANÇA EB, et al. Principais causas da mortalidade na infância no Brasil, em 1990 e 2015: estimativas do estudo de Carga Global de Doença. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 2017; 20:46–60.
15. FREITAS JLG, et al. Mortalidade infantil em uma capital do norte do Brasil: estudo de série temporal. *Revista Eletrônica Acervo Saúde*, 2020; 12(11), e4981.
16. GAIVA MAM, et al. Óbito Neonatal Precoce E Tardio: Perfil Das Mães E Dos Recém-Nascidos. *Revista Gaúcha de Enfermagem*, 2013; 34(4):91–7.

17. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estimativas da População. 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?edicao=16985&t=downloads>. Acesso em: 30 mai. 2020.
18. LIMA SS, et al. Avaliação do impacto de programas de assistência pré-natal, parto e ao recém-nascido nas mortes neonatais evitáveis em Pernambuco, Brasil: estudo de adequação. *Caderno de Saúde Pública*, 2020; 36(2).
19. MAIA LTS, et al. Determinantes individuais e contextuais associados à mortalidade infantil nas capitais brasileiras: uma abordagem multinível. *Caderno de Saúde Pública*, 2020; 36(2):e00057519.
20. MALIN G, et al. Congenital lower urinary tract obstruction: a population-based epidemiological study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology*, 2012; 119(12):1455–64.
21. MALTA DC, et al. Atualização da lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, 2010; Brasília, v. 19, n. 2, p. 173-176, abr. / jun. 2010.
22. MARINHO MF, et al. Dados para a saúde: impacto na melhoria da qualidade da informação sobre causas de óbito no Brasil. Vol. 22, *Revista Brasileira de Epidemiologia*, Scielo, 2019.
23. MARTINEZ RM. Perspectives in Pediatric Cardiology: Surgery of Congenital Heart Disease: Pediatric Cardiac Care Consortium, 1984-1995. *Archives of pediatrics & adolescent medicine*, 1 de abril de 1999; 153(4):432.
24. MINAS GERAIS. Secretária Estadual de Saúde. Deliberação CIB-SUS/MG Nº 2.226, De 18 de Novembro de 2015. Diário Oficial de Minas Gerais. 2015. Disponível em: <http://vigilancia.saude.mg.gov.br/index.php/download/deliberacao-cib-susmg-no-2-226-de-18-de-novembro-de-2015-dispoe-sobre-o-restabelecimento-da-organizacao-dos-comites-estadual-regionais-municipais-compartilhados-e-hospitalares-de-prevencao-de/?wpdmdl=1073>
25. MOMBELLI MA, et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em municípios do Estado do Paraná, de 1997 a 2008. *Revista Paulista de Pediatria*, Junho de 2012; 30(2):187–94.
26. MOREIRA AA, et al. Anomalias congênitas em nascidos vivos. *Revista Brasileira em Promoção da Saúde*, 2017; 30(3):1–11.
27. PINTO JUNIOR VC, et al. Epidemiologia da cardiopatia congênita no Brasil. *Brazilian Journal of Cardiovascular Surgery*, 2015; 30(2):219–24.
28. PINTO JUNIOR VC, FRAGA MNO. Avaliação da Política Nacional de Atenção Cardiovascular de Alta Complexidade com foco na cirurgia cardiovascular pediátrica. 2010.
29. PINTO JÚNIOR W. Diagnóstico pré-natal. *Ciência & Saúde Coletiva*, 2002; 7(1):139–57.
30. SENTERES K, SCHNEIDER R. The buzz on babies: o efeito da redução da fertilidade causada pelo zika vírus no Brasil. *Brazilian Journal of Policy and Development - ISSN: 2675-102X*, v. 1, n. 1, 20 ago. 2019.
31. SIEDERSBERGER NP, et al. Mortalidade infantil por malformações congênitas no Brasil, 1996-2008. *Revista Associação Médica Rio Grande Do Sul*, 2017; 56(2):129–32.
32. SILVA JH, et al. Perfil das anomalias congênitas em nascidos vivos de Tangará da Serra, Mato Grosso, 2006-2016. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, novembro de 2018; 27(3).
33. SOARES AM. Mortalidade em Doenças Cardíacas Congênitas no Brasil - o que sabemos?. Vol. 115, *Arquivos Brasileiros de Cardiologia*, scielo, 2020; p. 1174–5.
34. TABNET. 2017. WIN32 3.0: Imunizações - Cobertura - Minas Gerais. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?pni/cnv/cpnimg.def>. Acesso em: 29 mai. 2020.
35. TABNET. 2017b. WIN32 3.0: Renda média domiciliar per capita - Minas Gerais. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?ibge/censo/cnv/rendamg.def>. Acesso em: 29 mai. 2020.
36. UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). 2017. Levels & Trends in Child Mortality, Report 2017: Estimates developed by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation. Disponível em: <https://data.unicef.org/resources/levels-and-trends-in-child-mortality/>. Acesso em: 30 mai. 2020.
37. VELOSO FCS, et al. Analysis of neonatal mortality risk factors in Brazil: a systematic review and meta-analysis of observational studies. *Jornal de Pediatria*, 2019; v. 95, n. 5, p. 519-530, Sept. 2019.