

Mortalidade infantil em crianças nascidas com malformações congênitas na 20ª regional de saúde do Paraná entre os anos de 2011 e 2017

Infant mortality in children born with congenital malformations at the 20th health regional of Paraná between 2011 and 2017

DOI: 10.34117/bjdv8n4-023

Recebimento dos originais: 21/02/2022

Aceitação para publicação: 31/03/2022

Mariana Zandona Mertins

Acadêmica de Medicina

Instituição: Universidade Federal do Paraná – campus Toledo

Endereço: Rodovia PR 182 – s/n. Km 320/321, Toledo – PR

E-mail: marianamertins@hotmail.com

Louise da Silva Dockhorn

Acadêmica de Medicina

Instituição: Universidade Federal do Paraná – campus Toledo

Endereço: Rodovia PR 182 – s/n. Km 320/321, Toledo – PR

E-mail: lou_doc@hotmail.com

Luana Pacheco de Souza

Acadêmica de Medicina

Instituição: Universidade Federal do Paraná – campus Toledo

Endereço: Rodovia PR 182 – s/n. Km 320/321, Toledo – PR

E-mail: luana_pacheco2@hotmail.com

Ana Paula Carneiro Brandalize

Doutora em Genética e Biologia Molecular

Instituição: Universidade Federal do Paraná – campus Toledo

Endereço: Rodovia PR 182 – s/n. Km 320/321, Toledo – PR

E-mail: anapaulabrandalize@yahoo.com.br

RESUMO

A taxa de mortalidade infantil é usada como parâmetro da qualidade de vida de uma população e sofreu uma queda significativa nas últimas décadas. Com o controle da mortalidade infantil por infecções, as malformações congênitas, que estão presentes em até 5% dos nascidos vivos do Brasil, têm se tornado uma das principais causas de óbitos nessa idade. Nesse sentido, o presente estudo teve como objetivo determinar o perfil epidemiológico da mortalidade infantil entre crianças nascidas com malformações congênitas na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre os anos de 2011 e 2017. Foram coletadas informações obtidas através de bancos de dados públicos do Ministério da Saúde – o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos e Sistema de Informações sobre Mortalidade – além de dados da vigilância epidemiológica da 20ª Regional de Saúde do Paraná. Foram avaliadas variáveis classificadas entre maternas, da gestação e do conceito, com determinação da prevalência das mortes, proporção de mortes por malformações congênitas (CMD%), índice de mortalidade infantil por malformações congênitas (IMR-CM), além de

identificação de possíveis fatores de risco e causas das mortes/tipos de malformações relacionadas a estes óbitos. As análises estatísticas foram feitas por meio dos testes de qui-quadrado e *odds ratio*, pelo software SPSS. Dos óbitos infantis ocorridos no período, verificou-se que 27,90% foram causados por malformações congênitas, correspondendo ao CMD%, sendo o IMR-CM de 3,17 óbitos a cada mil nascidos vivos. As maiores causas de mortalidade foram as malformações congênitas do sistema cardiovascular (36,44%) e do sistema nervoso central (14,41%). A mortalidade infantil por malformações congênitas foi associada ao baixo peso e peso inadequado ao nascimento, no período neonatal, de parto cesáreo, cujas gestações duraram entre 32 e 36 semanas. Então, considerando que foram encontrados IMR-CM e CMD% superiores aos estaduais e nacionais, entende-se a importância da aplicação de políticas de saúde pública que possam prevenir e/ou detectar precocemente tais malformações congênitas.

Palavras-chave: mortalidade infantil, malformações congênitas, epidemiologia, SIM.

ABSTRACT

The infant mortality rate is used as a parameter for population's quality of life and has suffered a significant drop in recent decades. With the control of infant mortality due to infections, congenital malformations, which are present in up to 5% of live births in Brazil, have become one of the main causes of death at this age. In this sense, the present study aimed to determine the epidemiological profile of infant mortality among children born with congenital malformations at the 20th Health Region of Paraná, between 2011 and 2017. The information was obtained through public databases of the Ministry of Public Health was collected, in addition to data from the epidemiological surveillance of the 20th Health Regional of Paraná. Variables classified as maternal, gestational and fetal were evaluated, with determination of the death prevalence, proportion of deaths from congenital malformations (CMD%), infant mortality rate from congenital malformations (IMR-CM), in addition to identification of possible risk factors and causes of deaths or the types of malformations related to these deaths. Statistical analyzes were performed using the chi-square and odds ratio tests, using the SPSS software. About the infant deaths that occurred in the period, it was found that 27.90% were caused by congenital malformations, corresponding to the CMD%, with the IMR-CM being 3.17 deaths per thousand live births. The major causes of mortality were congenital malformations of the cardiovascular system (36.44%) and of the central nervous system (14.41%). Infant mortality due to congenital malformations was associated with low birth weight and inadequate birth weight in the neonatal period, from cesarean, whose pregnancies lasted between 32 and 36 weeks. Considering that the IMR-CM and the CMD% were found to be higher than the state and national numbers, it is important to apply public health policies that can prevent and / or detect earlier such congenital malformations.

Keywords: infant mortality, congenital malformations, epidemiology, SIM.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de mortalidade infantil (TMI) é um parâmetro sensível da qualidade de vida de uma população e da qualidade de acesso aos serviços de saúde (MANSANO et al., 2004; BANDO et al., 2014; LISBOA et al., 2015). No Brasil, nas últimas décadas, a TMI sofreu significativa queda, passando de 51 mortes a cada 1.000 nascidos vivos em 1990 para 15 mortes a cada 1.000 nascidos vivos em 2015 (WHO, 2015).

Estima-se que no Brasil até 5% dos nascidos vivos apresentem alguma malformação congênita (BRASIL, 2020). Com o controle da mortalidade infantil por infecções, as malformações congênitas têm se tornado uma das principais causas de mortalidade (AMORIM et al., 2006; GOMES; COSTA, 2012), chegando a 20% de toda a mortalidade infantil nos Estados Unidos da América no ano de 2013 (MATHEWS; MACDORMAN; THOMA, 2015).

O Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) desenvolvido pelo Ministério da Saúde, fornece informações sobre a mortalidade nacional baseado nas Declarações de Óbito (DO). Este é um sistema de vigilância epidemiológica implantado no Brasil, que possibilita a produção de estatísticas sobre alguns dos indicadores de saúde, como é o caso da TMI (BRASIL, 2011).

A mortalidade infantil está associada ao baixo peso ao nascer (LIMA et al., 2017[2]; KROPIWIEC; FRANCO; AMARAL, 2017; GARCIA; FERNANDES; TRAEBERT, 2019; SALOIO et al., 2020), prematuridade (LIMA et al., 2017[2]; KROPIWIEC; FRANCO; AMARAL, 2017; SANDERS et al., 2017; GARCIA; FERNANDES; TRAEBERT, 2019; VELOSO et al., 2019; SALOIO et al., 2020), pré-natal inadequado (LIMA et al., 2017[2]; GARCIA; FERNANDES; TRAEBERT, 2019; SALOIO et al., 2020), gestação múltipla (DEMITTO et al., 2017; SANDERS et al., 2017), parto cesariano (SALOIO et al., 2020) e presença de malformação congênita (DEMITTO et al., 2017; KROPIWIEC; FRANCO; AMARAL, 2017; LIMA et al., 2017[2]; GARCIA; FERNANDES; TRAEBERT, 2019).

Apesar de existir um vasto número de publicações a respeito do tema mortalidade infantil e seus fatores associados, poucos destes avaliam diretamente as causas da mortalidade infantil relacionadas as malformações congênitas, sendo estas apenas um subgrupo estudado (DEMITTO et al., 2017; KROPIWIEC; FRANCO; AMARAL, 2017; LIMA et al., 2017[2]; GARCIA; FERNANDES; TRAEBERT, 2019). Além disso, não há estudos que relacionam ambos os temas na 20ª Regional de Saúde do Paraná. Conhecer e identificar as malformações congênitas que resultam em óbito infantil e suas causas é crucial para prover assistência de qualidade à população. Ademais, entender os fatores de risco associados a essas mortes pode colaborar para a definição de políticas preventivas relacionadas à saúde da gestante e da criança.

Desta maneira, esta pesquisa teve por objetivo determinar o perfil epidemiológico da mortalidade infantil entre crianças nascidas com malformações congênitas na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre os anos de 2011 a 2017.

2 MÉTODOS

Foi realizado um estudo descritivo transversal, com análise retrospectiva de dados sobre mortalidade infantil por malformações congênitas na 20ª Regional de Saúde do Paraná, ocorridos entre os anos de 2011 e 2017. Os dados foram coletados a partir de fontes secundárias dos sistemas on-line do Ministério da Saúde (DATASUS), Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM). Também foram utilizados dados dos sistemas de vigilância epidemiológica da 20ª Regional de Saúde do Paraná, os quais apresentam informações presentes na declaração de nascido vivo e na declaração de óbito infantil.

Neste estudo foram incluídos os dados de crianças com morte antes de um ano de idade. Para saber especificar o diagnóstico de malformação foram utilizados os códigos presentes na Classificação Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – Décima Revisão (CID-10): Capítulo XVII, Q00-Q99 – Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas. Foram excluídos os óbitos infantis cuja residência não estava localizada nos municípios que abrangem a 20ª Regional de Saúde do estado do Paraná.

Foram coletadas informações sobre a mortalidade infantil ocorridas por malformações congênitas e por outras causas. A partir disso, os dados foram tabulados em planilhas no programa Excel. As variáveis avaliadas foram: variáveis do conceito (peso ao nascer, gênero, raça/cor, idade, local de ocorrência do óbito, APGAR no 1º e 5º minuto), maternas (idade, escolaridade, estado civil, raça/cor) e da gestação (tipo de gestação, tipo de parto, duração da gestação, número de consultas pré-natal, número de gestações anteriores, local do parto, idade gestacional na primeira consulta).

O cálculo da taxa de mortalidade infantil (TMI) bruta do tempo estudado foi realizado através da seguinte fórmula: [(número de óbitos entre menores de um ano/número de nascidos vivos) x 1.000]. O índice de mortalidade infantil por malformações congênitas (IMR-CM) foi realizado através da fórmula: [(número de óbitos entre menores de um ano nascidos com malformações/número de nascidos vivos) X 1.000]. A proporção de mortes por malformações congênitas (CMD%) foi obtida utilizando-se a fórmula: [(número de óbitos entre menos de um ano nascidos com malformação/número total de óbitos entre menores de um ano) X 100]. Para análise estatística dos dados obtidos foi aplicado o teste qui-quadrado para verificação das associações entre variáveis dependentes e independentes, e o odds ratio (OR). Os dados do campo “ignorado” foram excluídos dos cálculos. O nível de significância estatística estabelecido foi de 0,05, e o teste OR

com intervalo de confiança de 95% (IC95%). As análises estatísticas foram realizadas no programa Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) versão 20.

Este trabalho é resultado do Programa Institucional de Bolsas de Iniciação Científica (PIBIC) da Universidade Federal do Paraná (UFPR), com projeto registrado na Plataforma Brasil e aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa sob número 24963019.5.0000.0102.

3 RESULTADOS

Na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre os anos de 2011 e 2017, foram registrados 37.248 nascidos vivos, dos quais 345 apresentaram diagnóstico de malformação congênita ao nascimento. No mesmo período ocorreram 423 óbitos infantis, correspondendo a uma TMI de 11,36 óbitos por mil nascidos vivos. Destes óbitos, 118 ocorreram por malformações congênitas, sendo a CMD% de 27,90%, e o IMR-CM de 3,17. O município com o maior IMR-CM foi Pato Bragado (6,62), seguido de Toledo (3,93) e Santa Helena (3,89). Já o que teve o maior CMD% foi Toledo (36%), seguido por Diamante d'Oeste (33,33) e Pato Bragado (33,33) (Tabela 1).

Tabela 1 - Óbitos infantis por malformações congênitas na 20ª Regional de Saúde do Paraná, segundo município de residência, entre 2011 e 2017.

Município	Óbitos por MC (%)	Óbitos por outras causas (%)	CMD%	IMR-CM
Assis Chateaubriand	9 (7,63)	19 (6,23)	32,14	3,08
Diamante d'Oeste	1 (0,85)	2 (0,66)	33,33	1,97
Entre Rios	0	4 (1,31)	0,00	0
Guaíra	11 (9,32)	48 (15,74)	18,64	3,15
Marechal Candido Rondon	15 (12,71)	44 (14,43)	25,42	3,27
Maripá	1 (0,85)	3 (0,98)	25,00	2,03
Mercedes	1 (0,85)	3 (0,98)	25,00	2,18
Nova Santa Rosa	1 (0,85)	6 (1,97)	14,29	1,27
Ouro Verde do Oeste	0	8 (2,62)	0,00	0
Palotina	7 (5,93)	19 (6,23)	26,92	2,17
Pato Bragado	3 (2,54)	6 (1,97)	33,33	6,62
Quatro Pontes	0	3 (0,98)	0,00	0
Santa Helena	9 (7,63)	19 (6,23)	32,14	3,89
São José das Palmeiras	0	4 (1,31)	0,00	0
São Pedro do Oeste	0	3 (0,98)	0,00	0
Terra Roxa	6 (5,08)	16 (5,25)	27,27	3,84
Toledo	54 (45,76)	96 (31,48)	36,00	3,93
Tupãssi	0	2 (0,66)	0,00	0
Total	118 (100)	305 (100)	27,90	

Legenda: MC: malformação congênita; CMD%: proporção de mortes por malformações congênitas; IMR-CM: índice de mortalidade infantil por malformações congênitas

Fonte: Ministério da Saúde - Sistema de Informação sobre mortalidade (SIM)

Com relação ao diagnóstico do óbito, houve maior mortalidade infantil por malformações congênitas do sistema cardiovascular (36,44%), seguidas do sistema nervoso central (SNC) (14,41%) e outras anomalias (12,71%) (Tabela 2).

Tabela 2 - Diagnóstico do tipo de malformação congênita e causa do óbito das crianças com menos de um ano e nascidas com malformação congênita na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre 2011 e 2017.

Tipo de malformação congênita (CID-10)	Frequência absoluta	Frequência relativa (%)
Sistema nervoso central (Q00-Q07)	17	14,41%
Sistema cardiovascular (Q20-Q28)	43	36,44%
Sistema pulmonar (Q30-Q34)	9	7,63%
Aparelho digestivo (Q38-Q45)	11	9,32%
Sistema urogenital (Q60-Q64)	4	3,39%
Sistema musculoesquelético (Q66-Q79)	6	5,08%
Outras anomalias (Q80-Q89)	15	12,71%
Anomalias cromossômicas (Q90-Q99)	13	11,02%
Total	118	100,00%

Fonte: Ministério da Saúde - Sistema de Informação sobre mortalidade (SIM)

As análises que avaliaram as variáveis do conceito demonstraram uma associação estatisticamente significativa entre a mortalidade infantil por malformações congênitas e o peso ao nascer ($p < 0,001$) e a idade no momento do óbito ($p < 0,001$). Quanto ao peso, houve um risco três vezes maior de mortalidade naqueles nascidos com pesos entre 1.500g a 2.499g (OR= 2,978; IC95% 1,797-4,932), e 2,7 vezes maior para os nascidos com peso entre 2.500 a 2.999 (OR= 2,757; IC95% 1,546-4,917). Com relação a idade do óbito, há maior risco de ocorrer óbito infantil entre 28 e 364 dias (OR= 2,414; IC95% 1,547-3,769), que corresponde ao período pós-neonatal (a partir dos 28 dias de vida) (Tabela 3).

Tabela 3 - Características dos óbitos infantis por malformações congênitas e por outras causas, relacionadas ao conceito, na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre 2011 e 2017.

Variáveis do conceito	Óbitos por MC (%)	Óbitos por outras causas (%)	p	OR (IC 95%)
Peso ao nascer (gramas)				
< 500	1 (0,85)	23 (7,54)	<0,001	0,103 (0,014-0,773)
500 a 999	10 (8,47)	80 (26,23)		0,250 (0,124-0,504)
1000 a 1499	11 (9,32)	31 (10,16)		0,900 (0,435-1,864)
1500 a 2499	40 (33,90)	46 (15,08)		2,978 (1,797-4,932)
2500 a 2999	27 (22,88)	30 (9,84)		2,757 (1,546-4,917)
3000 a 3999	17 (14,41)	60 (19,67)		0,675 (0,373-1,221)
4000 ou mais	0 (0)	2 (0,66)		-
Ignorado	12 (10,17)	33 (10,82)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Gênero				
Feminino	48 (40,68)	132 (43,28)	0,756	0,934 (0,605-1,442)
Masculino	67 (56,78)	172 (56,39)		1,071 (0,694-1,654)
Ignorado	3 (2,54)	1 (0,33)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Raça/cor autodeclarada				
Branca	98 (83,05)	243 (79,67)	0,885	1,291 (0,690-2,412)
Preta	2 (1,69)	5 (1,64)		1,031 (0,197-5,390)
Parda	12 (10,17)	38 (12,46)		0,791 (0,397-1,575)
Indígena	1 (0,85)	5 (1,64)		0,511 (0,059-4,420)
Ignorado	5 (4,24)	14 (4,59)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Idade (dias)				
0 a 6	49 (41,52)	178 (58,36)	<0,001	0,507 (0,329-0,780)
7 a 27	16 (13,56)	50 (16,39)		0,800 (0,436-1,469)
28 a 364	53 (44,92)	77 (25,25)		2,414 (1,547-3,769)
Total	118 (100)	305 (100)		
Local de ocorrência do óbito				
Hospital	111 (94,07)	280 (91,80)	0,639	1,416 (0,595-3,368)
Outro estabelecimento de saúde	1 (0,85)	7 (2,30)		0,364 (0,044-2,990)
Domicílio	3 (2,54)	13 (4,26)		0,586 (0,164-2,094)
Via pública	2 (1,69)	2 (0,66)		2,612 (0,364-18,761)
Outros	1 (0,85)	3 (0,98)		0,860 (0,089-8,355)
Total	118 (100)	305 (100)		
APGAR 1º minuto				
0 a 3	30 (25,42)	96 (31,48)	0,257	0,751 (0,463-1,218)
4 a 7	43 (36,44)	118 (38,69)		0,924 (0,591-1,445)
8 a 10	39 (33,05)	79 (25,90)		1,447 (0,908-2,308)
Ignorado	6 (5,09)	12 (3,93)		
Total	118 (100)	305 (100)		
APGAR 5º minuto				
0 a 3	19 (16,10)	43 (14,10)	0,629	1,188 (0,658-2,143)
4 a 7	34 (28,81)	103 (33,77)		0,804 (0,503-1,285)
8 a 10	59 (50)	147 (48,20)		1,106 (0,715-1,710)
Ignorado	6 (5,09)	12 (3,93)		
Total	118 (100)	305 (100)		

Legenda: MC: malformação congênita; OR: odds ratio; IC 95%: intervalo de confiança de 95%

Fonte: Ministério da Saúde - Sistema de Informação sobre mortalidade (SIM); banco de dados da 20ª Regional de Saúde do Paraná.

Quanto às características apresentadas durante a gestação, houve associação estatisticamente significativa entre a mortalidade infantil por malformações congênitas com o tipo de parto ($p < 0,001$), duração da gestação ($p < 0,001$) e número de consultas pré-natal ($p < 0,001$). Nestes casos encontrou-se maior risco de mortalidade naqueles nascidos de parto cesáreo

(OR=5,230; IC95% 2,883-9,486), cuja gestação durou de 32 a 36 semanas (OR= 3,972; IC95% 2,362-6,679), com sete ou mais consultas realizadas no pré-natal (OR=3,607; IC95% 2,114-6,153) (Tabela 4).

Tabela 4 - Características relacionadas à gestação dos óbitos em menores de um ano por malformações congênicas e por outras causas na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre 2011 e 2017.

Variáveis da gestação	Óbito por MC (%)	Óbito por outras causas (%)	p	OR (IC 95%)
Tipo de gestação				
Única	97 (82,20)	239 (78,36)	0,437	1,714 (0,798-3,679)
Dupla	9 (7,63)	37 (12,13)		0,602 (0,280-1,294)
Tripla e mais	0 (0)	1 (0,33)		-
Ignorado	12 (10,17)	28 (9,18)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Tipo de parto				
Vaginal	15 (12,71)	129 (42,30)	<0,001	0,191 (0,105-0,347)
Cesáreo	90 (76,27)	148 (48,52)		5,230 (2,883-9,486)
Ignorado	13 (11,02)	28 (9,18)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Duração da gestação (semanas)				
< 22	5 (4,24)	21 (6,89)	<0,001	0,590 (0,217-1,610)
22 a 27	7 (5,93)	77 (25,25)		0,177 (0,079-0,399)
28 a 31	9 (7,63)	46 (15,08)		0,454 (0,213-0,965)
32 a 36	42 (35,59)	39 (12,78)		3,972 (2,362-6,679)
37 a 41	38 (32,20)	79 (25,90)		1,369 (0,848-2,211)
42 ou mais	2 (1,69)	2 (0,66)		2,594 (0,361-18,664)
Ignorado	15 (12,71)	41 (13,44)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Número de consultas pré-natal				
Menos de 7	23 (19,49)	125 (40,98)	<0,001	0,277 (0,163-0,473)
7 ou mais	73 (61,96)	110 (36,07)		3,607 (2,114-6,153)
Ignorado	22 (18,64)	70 (22,95)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Número de gestações anteriores				
0	42 (35,59)	112 (36,72)	0,344	0,875 (0,543-1,410)
1	30 (25,42)	64 (20,98)		1,236 (0,736-2,075)
2	15 (12,71)	31 (10,16)		1,237 (0,634-2,411)
3	3 (2,54)	18 (5,9)		0,394 (0,113-1,371)
4	5 (4,24)	6 (1,97)		2,125 (0,633-7,134)
5 ou mais	1 (0,85)	7 (2,30)		0,347 (0,042-2,862)
Ignorado	22 (18,64)	67 (21,97)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Local do parto				
Hospital	107 (90,68)	296 (97,05)	1	-
Domicílio	0 (0)	2 (0,66)		-
Ignorado	11 (9,32)	7 (2,30)		
Total	118 (100)	305 (100)		
IG na primeira consulta				
0 a 13 semanas	79 (66,95)	201 (65,90)	0,985	1,017 (0,549-1,886)
14 a 26 semanas	14 (11,86)	37 (12,13)		0,960 (0,493-1,868)
27 semanas ou mais	3 (2,54)	7 (2,30)		1,097 (0,278-4332)
Ignorado	22 (18,64)	60 (19,67)		
Total	118 (100)	305 (100)		

Quanto às variáveis maternas avaliadas, não houve associação estatisticamente significativa com nenhuma das variáveis presentes neste estudo (Tabela 5).

Tabela 5 - Características maternas relacionadas aos óbitos infantis por malformações congênicas e por outras causas, na 20ª Regional de Saúde do Paraná, entre 2011 e 2017.

Variáveis maternas	Óbitos por MC (%)	Óbitos por outras causas (%)	P	OR (IC 95%)
Idade (anos)				
10 a 14	1 (0,85)	10 (3,28)	0,659	0,252 (0,032-1,992)
15 a 19	20 (16,95)	57 (18,69)		0,887 (0,503-1,564)
20 a 24	26 (22,03)	66 (21,64)		1,026 (0,609-1,728)
25 a 29	30 (25,42)	68 (22,30)		1,197 (0,724-1,980)
30 a 34	14 (11,86)	46 (15,08)		0,756 (0,397-1,441)
35 a 39	14 (11,86)	23 (7,54)		1,662 (0,821-3,367)
40 a 44	2 (1,69)	6 (1,97)		0,860 (0,171-4,330)
45 a 49	0 (0)	1 (0,33)		
Ignorado	11 (9,32)	28 (9,18)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Escolaridade (anos)				
Nenhuma	3 (2,54)	4 (1,31)	0,575	1,995 (0,439-9,072)
1 a 3	4 (3,39)	13 (4,26)		0,799 (0,254-2,508)
4 a 7	28 (23,73)	60 (19,67)		1,307 (0,777-2,199)
8 a 11	46 (38,98)	142 (46,56)		0,727 (0,461-1,148)
12 ou mais	22 (18,64)	51 (16,72)		1,166 (0,665-2,044)
Ignorado	15 (12,71)	35 (11,48)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Estado civil				
Solteiro	34 (28,81)	87 (28,52)	0,968	1,024 (0,638-1,644)
Casado	39 (33,05)	95 (31,15)		1,104 (0,698-1,746)
Viúvo	0 (0)	1 (0,33)		-
Divorciado	1 (0,85)	5 (1,64)		0,516 (0,060-4,466)
União estável	39 (33,05)	106 (34,75)		0,935 (0,593-1,473)
Ignorado	5 (4,24)	11 (3,61)		
Total	118 (100)	305 (100)		
Raça/cor autodeclarada				
Branca	70 (59,32)	164 (53,77)	0,369	1,263 (0,742-2,152)
Preta	2 (1,69)	11 (3,61)		0,444 (0,096-2,041)
Parda	23 (19,49)	57 (18,69)		1,014 (0,582-1,769)
Indígena	0 (0)	6 (1,97)		-
Ignorada	23 (19,49)	67 (21,97)		
Total	118 (100)	305 (100)		

Legenda: MC: malformação congênita; OR: odds ratio; IC 95%: intervalo de confiança de 95%

Fonte: Ministério da Saúde - Sistema de Informação sobre mortalidade (SIM); banco de dados da 20ª Regional de Saúde do Paraná.

Discussão

A TMI sofreu uma significativa queda no Brasil nas últimas décadas. Em 1990 ela era de 51 a cada 1.000 nascidos vivos, passando para 15 mortes a cada 1.000 nascidos vivos em 2015 (WHO, 2015). Por outro lado, a taxa de óbitos por malformações congênicas não apresentou alterações significativas (REIS, 2010; FRAGA et al., 2020). Porém, proporcionalmente a outras

causas, houve um aumento da 5ª posição, em 1990, para a 2ª colocação em 2015, ficando atrás apenas das infecções perinatais (FRANÇA et al., 2017).

No Brasil, ocorreram 57.154 óbitos infantis por malformações congênicas no período de 2011-2017, enquanto que no Paraná foram registrados 3.244 óbitos, correspondendo a um IMR-CM de 2,79 e 2,96, respectivamente. Na 20ª Regional de Saúde do Paraná – que abrange a cidade de Toledo e 18 municípios vizinhos – foram identificados 118 óbitos em menores de um ano por malformações congênicas, fazendo com que o IMR-CM fosse de 3,17 na região. Já o CMD% do país foi de 21,46 e no estado, de 26,82, ambos inferiores ao da região que foi de 27,9%.

As principais causas de óbito por malformações congênicas se deram por malformações cardiovasculares (36,44%) e do SNC (14,41%). Estes resultados corroboram com o estudo desenvolvido no estado do Rio Grande do Norte entre os anos de 2006 a 2013, que observou os mesmos tipos de malformações congênicas associadas a maior mortalidade infantil (LIMA et al., 2017[1]). O Brasil e o Paraná seguem o mesmo padrão, apresentando mortalidade por malformações do sistema cardiovascular de 38,91% e 35,39%, e do SNC de 15,93% e 14,55%, respectivamente.

É importante ressaltar que de todos os óbitos da região, apenas 46,61% obtiveram o diagnóstico de malformação congênita ao nascimento. Sabe-se que algumas malformações congênicas podem manifestar-se e/ou ser diagnosticadas tardiamente (WHO, 2016), o que pode estar relacionado a um menor número de diagnósticos neonatais de tais malformações. Caso a anomalia congênita seja diagnosticada após a emissão da declaração de nascido vivo, esse dado pode ser registrado como ressalva e adicionado ao SINASC (SILVA et al, 2018). A baixa porcentagem de diagnósticos de malformações também pode estar associada a subnotificação nos registros do Ministério da Saúde. Segundo Luquetti (2009), até 64% dos casos subnotificados de malformações congênicas tiveram diagnóstico feito ao nascimento e registrado em prontuário médico, porém não foram transcritos à declaração de nascido vivo.

No período estudado, houve maior prevalência de óbitos no período pós-neonatal, entre 28 e 364 dias de idade (44,92%), sendo este também apontado como fator de risco (OR= 2,414; IC95% 1,547-3,769). As malformações congênicas foram descritas como a principal causa de mortalidade infantil pós-neonatal nos Estados Unidos em 2016 (ELY; DRISCOLL; MATHEWS, 2018).

O baixo peso ao nascer está associado à mortalidade infantil, sendo um importante problema de saúde pública (LIMA et al, 2017[2]; MOREIRA; SOUSA; SARNO, 2018). A partir deste estudo evidenciamos que pesos entre 1.500g e 2.499g (OR= 2,978; IC95% 1,797-4,932) estão associados aos óbitos infantis por malformações congênicas. O baixo peso ao nascer pode ser causado, principalmente, pela prematuridade ou restrição do crescimento intrauterino (GAIVA; FUJIMORI; SATO, 2014). Este é considerado um dos principais determinantes do óbito neonatal,

pois as condições da gestação e do nascimento podem determinar os desfechos ocorridos nas primeiras semanas de vida (KNUPP, 2010), refletindo a qualidade de assistência e acesso aos serviços de saúde. Porém, pesos adequados ao nascimento, variando de 2.500g a 2.999g, também foram apontados como fatores de risco para mortalidade (OR= 2,757; IC95% 1,546-4,917) (MARIOTONI; FILHO, 2000; AZENHA et al., 2008; ANTONIO et al., 2009).

Quanto ao tipo de parto, foi identificado maior risco de mortalidade infantil por malformações congênitas naqueles que nasceram de parto cesáreo (OR=5,230; IC95% 2,883-9,486), porém outras pesquisas realizadas não encontraram significância estatística ao comparar óbitos após parto vaginal ou cesariano (LIMA et al., 2012; FERRARI et al., 2013). Alguns estudos consideraram a via de parto como um efeito protetor para mortalidade neonatal precoce (SCHOEPS et al., 2007) e mortalidade infantil em geral (MOMBELLI et al., 2012). Outros estudos apontam que o parto operatório aumenta a morbimortalidade dos recém-nascidos em geral, podendo, no entanto, aumentar a sobrevida em gestações de alto risco (GIGLIO; LAMOUNIER; MORAIS NETO, 2005; SILVA et al., 2014). Portanto, como o presente estudo foi baseado em nascidos com malformações congênitas, é possível que o resultado apresentado esteja sujeito a viés, uma vez que estas gestações podem ser consideradas como gestação de risco, estando desta maneira mais sujeitas a uma intervenção cirúrgica durante o parto.

Com relação à idade gestacional ao nascimento, sabe-se que a prematuridade é fator de risco para mortalidade infantil (MORAIS NETO; BARROS, 2000; HELENA; SOUSA; SILVA, 2005; SILVA et al., 2006; FIGUEIREDO et al., 2012; MOMBELLI et al., 2012; LIMA et al., 2017 [1]). Houve um risco quatro vezes maior associado a nascimentos que ocorreram entre 32 e 36 semanas de gestação, considerados pré-termos tardios. Um estudo publicado em 2018 demonstrou que a mortalidade neonatal precoce é seis vezes maior em prematuros extremos (menos de 32 semanas de gestação) do que em nascidos a termo (MIGOTO et al., 2018), porém aqui não observamos tal associação.

Crianças cujas mães fizeram um pré-natal adequado, de acordo com a Linha Guia Mãe Paranaense (com sete ou mais consultas) (PARANÁ, 2018), tiveram maior risco de óbito infantil por malformação congênita (OR=3,607; IC95% 2,114-6,153). Porém este dado pode estar sujeito a viés, pois de acordo com dados publicados na literatura, o pré-natal adequado previne a morbimortalidade infantil (DOMINGUES et al., 2012; LIMA et al., 2021), sendo o pré-natal com menos de 7 consultas considerado um fator de risco (LIMA et al., 2017 [2]). Esse resultado pode refletir a efetividade do programa relacionado a Linha Guia Mãe Paranaense na região Oeste do Paraná, em acompanhar a gestante ao longo de sua gestação, permitindo assim que estas estejam assistidas mesmo apresentando uma gestação de risco.

Um dos objetivos deste projeto foi avaliar os riscos maternos relacionados à mortalidade infantil por malformações congênitas, porém nenhum dos dados obtidos mostrou associação estatisticamente significativa quanto a este aspecto. Estudos apontam que filhos de mães solteiras (LIMA et al., 2017 [2]; VELOSO et al., 2019) e com idade superior a 35 anos apresentavam maior risco de óbito infantil (SANTOS et al., 2012; VELOSO et al., 2019). Um fator limitante associado a este trabalho foi a impossibilidade de obter dados como os hábitos e exposições maternas durante a gestação. Tais dados trazem informações importantes quanto a possível etiologia da malformação que causou o óbito, bem como a análise de outros fatores de risco que podem estar associados à mortalidade infantil por malformações congênitas. Além disso, como este trabalho foi baseado em dados secundários dos sistemas on-line do Ministério da Saúde e dos sistemas usados pela 20ª Regional de Saúde do Paraná, muitos campos não continham as informações necessárias (campo ignorado). Isto pode ter ocorrido devido ao preenchimento incompleto das declarações de óbito e de nascido vivo, podendo não refletir o real perfil dos óbitos infantis por malformações congênitas na região estudada. Para evitar tal problema faz-se necessário o incentivo e a cobrança para o correto preenchimento desses documentos por meio dos hospitais que recebem estes pacientes.

Há uma imensa dificuldade em se encontrar artigos científicos sobre o perfil da mortalidade infantil por malformações congênitas e seus fatores de risco associados. Os estudos existentes apresentam dados relacionados principalmente ao diagnóstico do óbito (GÓMEZ-ALCALÁ; RASCÓN-PACHECO, 2008; NACHER et al., 2018), a análises espaciais e temporais (BRONBERG et al., 2014; DIPIERRI; ACEVEDO; BRONBERG, 2015; BRONBERG; DIPIERRI, 2019), a descrição da TMI (GOMES; COSTA, 2012) ou apenas o perfil dos óbitos, sem abordar os fatores de risco (LIMA et al., 2017[1]; GUIMARÃES et al., 2019). Este fato faz com que as comparações do presente estudo fiquem restritas à mortalidade infantil geral, especialmente sobre o período neonatal, cuja produção científica é maior. Esta observação reforça a necessidade de pesquisas nessa área, visando o desenvolvimento e implantação de políticas públicas que possam evitar ou minimizar os óbitos infantis causados por malformações congênitas.

Os resultados observados neste estudo reforçam a importância do estabelecimento de parâmetros que possam auxiliar na implantação de medidas que atuem na prevenção da mortalidade infantil por malformações congênitas na região. A região composta por municípios que fazem parte da 20ª Regional de Saúde do Paraná apresentou índices de mortalidade infantil por malformações congênitas superiores aos estaduais e nacionais, bem como uma maior proporção de óbitos. Exames pré-natais, como a ultrassonografia morfológica, favorecem a detecção intra-útero das malformações congênitas, contribuindo para o planejamento do tratamento no pós-parto. Malformações do sistema cardiovascular, sistema nervoso central, geniturinário e osteoarticular são

as mais frequentemente diagnosticadas dessa forma. As alterações relacionadas as malformações cardiovasculares observadas por ecografia devem ser encaminhadas para uma ecocardiografia fetal. Tal exame aumenta a possibilidade de diagnóstico e planejamento do tratamento intra-uterino, perinatal ou neonatal, diminuindo os desfechos desfavoráveis das cardiopatias congênitas (ZIELYNSKY, 1997; NORONHA NETO et al., 2009; PEDRA et al., 2019). Além das medidas de detecção precoce das malformações congênitas, a prevenção de anomalias congênitas deve ser aplicada. Estas incluem o incentivo ao planejamento familiar (BRITO et al., 2019), maior adesão a campanhas de vacinação contra a rubéola em mulheres em idade fértil (FRANCISCO et al., 2013) e o pré-natal adequado, com suplementação de ácido fólico no início da gestação (LINHARES; CESAR, 2017).

As observações deste estudo podem auxiliar no desenvolvimento de ações de políticas públicas na 20^a Regional de Saúde do Paraná para diminuir o número de óbitos infantis por malformações congênitas. Ao mesmo tempo, se torna evidente a necessidade do correto preenchimento dos formulários disponibilizados pelo ministério da saúde para que mais variáveis possam ser avaliadas. Mais estudos são necessários para avaliar os hábitos de vida da mãe durante a gestação, que possam ser considerados como fatores de risco para mortalidade infantil por anomalias congênitas.

REFERÊNCIAS

- AMORIM, M. M. R. et al. Impacto das malformações congênitas na mortalidade perinatal e neonatal em uma maternidade-escola do Recife. **Rev Bras Saúde Mater Infant**, Recife, v. 6, supl. 1, p. s19-s25, May 2006. <https://doi.org/10.1590/S1519-38292006000500003>.
- ANTONIO, M. A. R. G. M. et al. Fatores associados ao peso insuficiente ao nascimento. **Rev Assoc Méd Bras**, São Paulo, v. 55, n. 2, p. 153-157, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0104-42302009000200018>.
- AZENHA, V. M. et al. Peso insuficiente ao nascer: estudo de fatores associados em duas coortes de recém-nascidos em Ribeirão Preto, São Paulo. **Rev Paul Pediatr**, São Paulo, v. 26, n. 1, p. 27-35, Mar. 2008. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-05822008000100005>.
- BANDO, D. H. et al. Tendência das taxas de mortalidade infantil e de seus componentes em Guarulhos-SP, no período de 1996 a 2011. **Epidemiol Serv Saúde**, Brasília, v. 23, n. 4, p. 767-772, Dec. 2014. <https://doi.org/10.5123/S1679-49742014000400019>.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS (DATASUS). Informações de Saúde (TABNET). Estatísticas vitais. Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinasc/cnv/nvPR.def>>. Acesso em: 03 mar. 2020.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Manual de Instruções para o Preenchimento da Declaração de Óbito. Série A. Normas e Manuais Técnicos. Brasília: Editora do Ministério da Saúde, 2011. 55 p.
- BRITO A. P. M. et al. Enfermagem no contexto familiar na prevenção de anomalias congênitas: revisão integrativa. *Journal of Health and Biological Sciences*, v. 7, n. 1, p 64-74, Jan-Mar. 2019. <http://dx.doi.org/10.12662/2317-3076jhbs.v7i1.2202.p64-74.2019>.
- BRONBERG R.A.; DIPIERRI J.E. Infant mortality due to congenital malformations in the Autonomous City of Buenos Aires (1998-2015): spatial, temporal analysis and relation to the socioeconomic status. **Arch Argent Pediatr**, [S. L.], v. 117, n. 3, p. 171-178, Jun. 2019. <http://dx.doi.org/10.5546/aap.2019.eng.171>.
- BRONBERG, R. et al. Spatial and temporal analysis of infant mortality from congenital malformations in Brazil (1996-2010). **J Community Genet**, [S. L.], v. 5, n. 3 p. 269-282, Jul. 2014. <http://dx.doi.org/10.1007/s12687-013-0170-0>.
- DEMITTO, M. O. et al. High risk pregnancies and factors associated with neonatal death. **Rev Esc Enferm USP**, São Paulo, v. 51, e03208, 2017. <https://doi.org/10.1590/s1980-220x2016127103208>.
- DIPIERRI J.E.; ACEVEDO N.E.; BRONBERG R.A. Mortalidad infantil por malformaciones congénitas en Chile: análisis temporal y espacial, 1997–2011. **Rev Panam Salud Publica**, [S. L.], v. 38, n. 5, p. 380-387, 2015.
- DOMINGUES, R. M. S. M. et al. Avaliação da adequação da assistência pré-natal na rede SUS do Município do Rio de Janeiro, Brasil. **Cad Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 3, p. 425-437, Mar. 2012. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2012000300003>.
- ELY D.M., DRISCOLL A.K., MATHEWS T.J. Infant mortality by age at death in the United States, 2016. NCHS Data Brief, n. 326. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics; 2018.

FERRARI, R. A. P. et al. Fatores determinantes da mortalidade neonatal em um município da Região Sul do Brasil. **Rev Esc Enferm USP**, São Paulo, v. 47, n. 3, p. 531-538, June 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/S0080-623420130000300002>.

FIGUEIREDO, P. P. et al. Mortalidade infantil e pré-natal: contribuições da clínica à luz de Canguilhem e Foucault. **Rev Latino-Am Enfermagem**, Ribeirão Preto, v. 20, n. 1, p. 201-210, Feb. 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/S0104-11692012000100026>.

FRAGA A. V. et al. Perfil da mortalidade fetal e infantil por malformações congênitas no município de Araraquara-SP. In: XXIX Congresso Médico Acadêmico da UNICAMP; 2020 dez 07; Campinas, São Paulo, Brasil; 2020. Disponível em: <https://www.doity.com.br/anais/comau2020/trabalho/148179>.

FRANÇA, E. B. et al. Principais causas da mortalidade na infância no Brasil, em 1990 e 2015: estimativas do estudo de Carga Global de Doença. **Rev Bras Epidemiol**, v. 20, supl. 1, p. 46-60, May 2017. <https://doi.org/10.1590/1980-5497201700050005>.

FRANCISCO, P. M. S. B. et al. Vacinação contra rubéola em mulheres em idade reprodutiva no Município de Campinas, São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 3, p. 579-588, Mar. 2013. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2013000300015>.

GAIVA, M. A. M.; FUJIMORI, E.; SATO, A. P. S. Mortalidade neonatal em crianças com baixo peso ao nascer. *Rev. Esc. Enferm. USP*, São Paulo, v. 48, n. 5, p. 778-786, Oct. 2014. <http://dx.doi.org/10.1590/S0080-6234201400005000002>.

GARCIA, L. P.; FERNANDES, C. M.; TRAEBERT, J. Risk factors for neonatal death in the capital city with the lowest infant mortality rate in Brazil. **J Pediatr**, Porto Alegre, v. 95, n. 2, p. 194-200, Apr. 2019. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2017.12.007>.

GIGLIO, M. R. P.; LAMOUNIER, J. A.; MORAIS NETO, O. L. Via de parto e risco para mortalidade neonatal em Goiânia no ano de 2000. **Rev Saúde Pública**, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 350-357, June 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-89102005000300004>.

GOMES, M. R. R.; COSTA, J. S. D. Mortalidade infantil e as malformações congênitas no Município de Pelotas, Estado do Rio Grande do Sul, Brasil: estudo ecológico no período 1996-2008. **Epidemiol Serv Saúde**, Brasília, v. 21, n. 1, p. 119-128, Mar. 2012. <http://dx.doi.org/10.5123/S1679-49742012000100012>.

GÓMEZ-ALCALÁ A.V.; RASCÓN-PACHECO R.A. La mortalidad infantil por malformaciones congénitas en México: un problema de oportunidad y acceso al tratamiento. **Rev Panam Salud Publica**, v. 24, n. 5, p. 297-303, 2008.

GUIMARÃES, A. L. S. et al. Análise das malformações congênitas a partir do relacionamento das bases de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Rev Bras Saúde Mater Infant**, Recife, v. 19, n. 4, p. 917-924, Dec. 2019. <https://doi.org/10.1590/1806-93042019000400010>.

HELENA, E. T. S.; SOUSA, C. A.; SILVA, C. A. Fatores de risco para mortalidade neonatal em Blumenau, Santa Catarina: linkage entre bancos de dados. **Rev Bras Saúde Mater Infant**, Recife, v. 5, n. 2, p. 209-217, June 2005. <https://doi.org/10.1590/S1519-38292005000200010>.

KNUPP, V. M. A. O. Fatores de risco associados à mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos no município do Rio de Janeiro em 2005. 2010. 122 f. Dissertação (Mestrado em

Enfermagem) – Escola de Enfermagem Alfredo Pinto, Universidade Federal do Estado do Rio de Janeiro (UNIRIO), Rio de Janeiro.

KROPIWIEC, M. V.; FRANCO, S. C.; AMARAL, A. R. Fatores associados à mortalidade infantil em município com índice de desenvolvimento humano elevado. **Rev Paul Pediatr**, São Paulo, v. 35, n. 4, p. 391-398, Dec. 2017. <https://doi.org/10.1590/1984-0462/2017;35;4;00006>.

LIMA, E. F. A. et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal no município de Serra, Espírito Santo. **Rev Bras Enferm**, Brasília, v. 65, n. 4, p. 578-585, Aug. 2012. <https://doi.org/10.1590/S0034-71672012000400005>.

LIMA, I. D. et al. Perfil dos óbitos por anomalias congênicas no Estado do Rio Grande do Norte no período de 2006 a 2013. **Rev Ciênc Méd Biol**, [S.L.], v. 16, n. 1, p. 52, 14 jul. 2017. <http://dx.doi.org/10.9771/cmbio.v16i1.17422>. [1]

LIMA, J. C. et al. Estudo de base populacional sobre mortalidade infantil. **Ciênc Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 931-939, Mar. 2017. <https://doi.org/10.1590/1413-81232017223.12742016>. [2]

LIMA, R. C. et al. Clinical-epidemiological-nutritional profile in children and adolescents aged 0-14 years admitted to a reference hospital in Recife from 2016-2017, who evolved to death. **Brazilian Journal of Development**, Curitiba, v.7, n.6, p.56401-56414, Jun. 2021. <https://doi.org/10.34117/bjdv7n6-175>.

LINHARES, A. O.; CESAR, J. A. Suplementação com ácido fólico entre gestantes no extremo Sul do Brasil: prevalência e fatores associados. **Ciência e Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 2, p. 535-542, Fev. 2017. <https://doi.org/10.1590/1413-81232017222.06302016>.

LISBOA, L. et al. Mortalidade infantil: principais causas evitáveis na região Centro de Minas Gerais, 1999-2011. **Epidemiol Serv Saúde**, Brasília, v. 24, n. 4, p. 711-720, Dec. 2015.

LUQUETTI, D. V. Avaliação da qualidade das informações sobre anomalias congênicas do sistema de informações sobre nascidos vivos. 2009. 119 f. Tese (Doutorado em Saúde Pública) - Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 2009.

MANSANO, N. H. et al. Committees for the prevention of infant mortality in the State of Paraná, Brazil: implementation and operation. **Cad Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.20, n.1, p. 329-332, Feb. 2004. <http://dx.doi.org/10.1590/s0102-311x2004000100051>.

MARIOTONI, G. G. B.; BARROS FILHO, A. A. Peso ao nascer e mortalidade hospitalar entre nascidos vivos, 1975-1996. **Rev Saúde Pública**, São Paulo, v. 34, n. 1, p. 71-76, Feb. 2000. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102000000100013>.

MATHEWS T. J., MACDORMAN M. F., THOMA M. E. Infant mortality statistics from the 2013 period linked birth/infant death data set. National statistics reports, vol. 64, n. 9, 2015.

MIGOTO, M. T. et al. Early neonatal mortality and risk factors: a case-control study in Paraná State. **Rev Bras Enferm**, Brasília, v. 71, n. 5, p. 2527-2534, Out. 2018. <http://dx.doi.org/10.1590/0034-7167-2016-0586>.

MOMBELLI, M. A. et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em municípios do Estado do Paraná, de 1997 a 2008. **Rev Paul de Pediatr**, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 187-194, June 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-05822012000200006>.

MORAIS NETO, O. L.; BARROS, M. B. A. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Cad Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 477-485, June 2000. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2000000200018>.

MOREIRA, A. I. M.; SOUSA, P. R. M.; SARNO, F. Low birth weight and its associated factors. **Einstein (São Paulo)**, São Paulo, v. 16, n. 4, eAO4251, 2018. http://dx.doi.org/10.31744/einstein_journal/2018ao4251.

NACHER, M. et al. High mortality due to congenital malformations in children aged < 1 year in French Guiana. **BMC Pediatrics**, [S.L.], v. 18, n. 1, Dez. 2018. Springer Science and Business Media LLC. <http://dx.doi.org/10.1186/s12887-018-1372-8>.

NORONHA NETO, C. et al. Validação do diagnóstico ultrassonográfico de anomalias fetais em centro de referência. **Rev Assoc Med Bras**, São Paulo, v. 55, n. 5, p. 541-546, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0104-42302009000500016>.

PARANÁ. Secretaria de Estado da Saúde, Superintendência de Atenção à Saúde. Linha Guia da Rede Mãe Paranaense. 2018. [acessado em 10 mar. 2020]. Disponível em: http://www.saude.pr.gov.br/arquivos/File/LinhaGuiaMaeParanaense_2018.pdf.

PEDRA, S. R. F. F. et al. Diretriz Brasileira de Cardiologia Fetal - 2019. **Arq Bras Cardiol**, São Paulo, v. 112, n. 5, p. 600-648, May 2019. <https://doi.org/10.5935/abc.20190075>.

REIS, Lucimar de Lara Aires Silvestre dos. **Perfil epidemiológico das malformações congênitas no município de Cáceres - Mato Grosso no período de 2004 a 2009**. 54 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Ciências da Saúde, Universidade de Brasília, Brasília (DF), 2010.

SALOIO, C. A. et al. Magnitude e determinantes da mortalidade neonatal e pós-neonatal em Goiânia, Goiás: um estudo de coorte retrospectivo, 2012. **Epidemiol Serv Saúde**, Brasília, v. 29, n. 5, e2020132, 2020. <https://doi.org/10.1590/s1679-49742020000500008>.

SANDERS, L. S. C. et al. Mortalidade infantil: análise de fatores associados em uma capital do Nordeste brasileiro. **Cad Saúde Colet**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 83-89, Mar 2017. <https://doi.org/10.1590/1414-462x201700010284>.

SANTOS, H. G. et al. Risk factors for infant mortality in a municipality in southern Brazil: a comparison of two cohorts using hierarchical analysis. **Cad Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 10, p. 1915-1926, Oct. 2012. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2012001000010>.

SCHOEPS, D. et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal precoce. **Rev Saúde Pública**, São Paulo, v. 41, n. 6, p. 1013-1022, Dec. 2007. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-89102007000600017>.

SILVA, C. F. et al. Fatores associados ao óbito neonatal de recém-nascidos de alto risco: estudo multicêntrico em Unidades Neonatais de Alto Risco no Nordeste brasileiro. **Cad Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 355-368, Feb. 2014. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311X00050013>.

SILVA, C. F. et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis - 2000 a 2002. **Rev Bras de Epidemiol**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 69-80, Mar. 2006. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-790X2006000100009>.

SILVA, J. H. et al. Perfil das anomalias congênitas em nascidos vivos de Tangará da Serra, Mato Grosso, 2006-2016. *Epidemiol. Serv. Saúde*, Brasília, v. 27, n. 3, e2018008, 2018. <https://doi.org/10.5123/s1679-49742018000300017>.

VELOSO, F. C. S. et al. Analysis of neonatal mortality risk factors in Brazil: a systematic review and meta-analysis of observational studies. *J Pediatr*, Porto Alegre, v. 95, n. 5, p. 519-530, Sept. 2019. <https://doi.org/10.1016/j.jpmed.2018.12.014>.

WHO. World Health Organization. Congenital Anomalies. Fact sheet, updated September 2016. Disponível em: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs370/en/> (Acessado em: 11/04/2021).

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). Estimates Developed by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation United. Geneva: WHO; 2015.

ZIELINSKY, P. Malformações cardíacas fetais. Diagnóstico e conduta. *Arq Bras Cardiol*, São Paulo, v. 69, n. 3, p. 209-218, Sept. 1997. <http://dx.doi.org/10.1590/S0066-782X1997000900014>.