

## Estudo de base populacional sobre mortalidade infantil

### Population-based study on infant mortality

Jaqueline Costa Lima <sup>1</sup>  
 Alexandre Marchezoni Mingarelli <sup>2</sup>  
 Neuber José Segri <sup>3</sup>  
 Arturo Alejandro Zavala Zavala <sup>4</sup>  
 Olga Akiko Takano <sup>3</sup>

**Abstract** Although Brazil has reduced social, economic and health indicators disparities in the last decade, intra- and inter-regional differences in child mortality rates (CMR) persist in regions such as the state capital of Mato Grosso. This population-based study aimed to investigate factors associated with child mortality in five cohorts of live births (LB) of mothers living in Cuiabá (MT), Brazil, 2006-2010, through probabilistic linkage in 47,018 LB. We used hierarchical logistic regression analysis. Of the 617 child deaths, 48% occurred in the early neonatal period. CMR ranged from 14.6 to 12.0 deaths per thousand LB. The following remained independently associated with death: mothers without companion (OR = 1.32); low number of prenatal consultations (OR = 1.65); low birthweight (OR = 4.83); prematurity (OR = 3.05); Apgar  $\leq 7$  at the first minute (OR = 3.19); Apgar  $\leq 7$  at the fifth minute (OR = 4.95); congenital malformations (OR = 14.91) and male gender (OR = 1.26). CMR has declined in Cuiabá, however, there is need to guide public healthcare policies in the prenatal and perinatal period to reduce early neonatal mortality and further studies to identify the causes of preventable deaths.

**Key words** Child mortality, Information systems, Risk factors, Vital statistics

**Resumo** Embora o Brasil tenha diminuído na última década as disparidades sociais, econômicas e de indicadores de saúde, as diferenças intra e inter-regionais das taxas de mortalidade infantil (TMI) persistem em regiões como a capital do estado de Mato Grosso. Estudo de base populacional que objetivou investigar fatores associados à mortalidade infantil em cinco coortes de nascidos vivos (NV) de mães residentes em Cuiabá (MT), Brasil, 2006-2010, através de linkage probabilístico em 47.018NV. Utilizou-se regressão logística, por meio de análise hierarquizada. Dos 617 óbitos infantis, 48% ocorreram no período neonatal precoce. A TMI variou de 14,6 a 12,0 óbitos por mil NV. Permaneceram independentemente associados ao óbito: mães sem companheiro (OR = 1,32); baixo número de consultas de pré-natal (OR = 1,65); baixo peso ao nascer (OR = 4,83); prematuridade (OR = 3,05); Apgar  $\leq 7$  no 1º minuto (OR = 3,19); Apgar  $\leq 7$  no 5º minuto (OR = 4,95); malformação congênita (OR = 14,91) e sexo masculino (OR = 1,26). Houve redução da mortalidade infantil em Cuiabá, porém, há necessidade de direcionamento de políticas públicas de saúde de assistência no período pré-natal e perinatal para alcançar a diminuição da mortalidade neonatal precoce e novos estudos para identificar quais as causas de óbitos evitáveis. **Palavras-chave** Mortalidade infantil, Sistemas de informação, Fatores de risco, Estatísticas vitais

<sup>1</sup> Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo. Av. Dr. Arnaldo 715, Cerqueira César. 01246-904 São Paulo SP Brasil. jaquelinelima@usp.br

<sup>2</sup> Secretaria Estadual de Saúde de Mato Grosso. Cuiabá MT Brasil.

<sup>3</sup> Instituto de Saúde Coletiva Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT). Cuiabá MT Brasil.

<sup>4</sup> Faculdade de Economia, UFMT. Cuiabá MT Brasil.

## Introdução

Uma das metas propostas nos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), na área de saúde materno infantil, era reduzir a taxa de mortalidade infantil (TMI) a níveis inferiores a 15,7 óbitos por mil nascidos vivos (NV), em 2015<sup>1</sup>. O Brasil conseguiu cumpri-la antecipadamente ao atingir a taxa de 15,3, em 2011<sup>1,2</sup>.

Dentre os países emergentes pertencentes ao grupo dos BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), o Brasil foi aquele que apresentou melhor desempenho na redução da mortalidade infantil entre 1990 e 2010, seguido pela China<sup>3</sup>. Entretanto, comparativamente aos demais países sul-americanos, o Brasil apresenta taxas mais elevadas do que Equador, Colômbia, Argentina, Uruguai e Chile, sendo que os dois últimos apresentaram taxas inferiores a 10/1.000 NV em 2013<sup>1</sup>.

Embora o Brasil tenha diminuído na última década as disparidades sociais, econômicas e de indicadores de saúde<sup>4,5</sup>, as diferenças intra e inter-regionais das taxas de mortalidade infantil persistem<sup>5</sup>. Em 2010, a região norte do país apresentou taxas que variavam de 11,0 a 21,8 óbitos/1.000 NV; na região nordeste, a TMI situou-se entre 11,9 e 17,8 óbitos/1.000 NV; nas regiões sudeste e sul as TMI variaram menos, situando-se entre 9,1 e 13,2 óbitos/1.000 NV. Por sua vez, as capitais da região centro-oeste apresentam TMI muito similares entre si, variando de 12,6 a 13,2 óbitos/1.000 NV<sup>2</sup>.

As capitais da região centro-oeste destacam-se entre aquelas que apresentaram as maiores quedas nas taxas de mortalidade infantil nas duas últimas décadas, acompanhando a expressiva melhora dos indicadores sociais e econômicos neste período<sup>6</sup>. No entanto, a mortalidade infantil, nessa região, foi pouco estudada<sup>7,8</sup>.

Métodos como o *linkage* com o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (Sinasc) e o Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) têm sido amplamente utilizados para estudos de fatores associados à mortalidade infantil<sup>7,9</sup>. Alguns desses fatores são bem conhecidos como baixa escolaridade materna, baixo número de consultas de pré-natal, idade materna, prematuridade e baixo peso ao nascer<sup>4,5,9-13</sup>.

O *linkage* torna possível identificar indivíduos ou registros que façam parte de dois ou mais bancos distintos<sup>14</sup>. Esse recurso tem como vantagens o baixo custo operacional, a rapidez e a viabilidade por utilizar dados já registrados pelos serviços de saúde<sup>7,14</sup>. Apesar dessa facilidade, na capital

Cuiabá foi realizada apenas uma pesquisa sobre mortalidade infantil utilizando esse método<sup>7</sup>.

Cuiabá possui boa cobertura do Sinasc e SIM (superior a 90%)<sup>15</sup> e boa completude das variáveis de ambos os sistemas<sup>16,17</sup>, imprescindíveis para realização do *linkage*. Em função das lacunas de pesquisa na região Centro-oeste do país, desenvolvemos este estudo com o objetivo de investigar fatores associados à mortalidade infantil nas coortes de NV de mães residentes em Cuiabá, no período de 2006 a 2010.

## Método

Estudo de coorte retrospectiva de base populacional. A população de estudo foi formada pelas coortes de nascidos entre 01/01/2006 a 31/12/2010, filhos de mães residentes no município de Cuiabá (MT), perfazendo 47.018 NV. A área de interesse foi a capital Cuiabá (MT), com população de 550.000 habitantes no último censo, com Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 0,785, Índice de Gini de 0,59, taxa de fecundidade de 1,79 filhos por mulher em idade fértil e renda *per capita* média de 1.161,49 reais em 2010<sup>6</sup>.

Foram incluídos no estudo os nascidos vivos, com Declaração de Nascido Vivo (DNV) preenchida e foram excluídos os óbitos infantis não pareados pelo método de *linkage*, sem informações sobre data de nascimento e nome da mãe e que não foram localizados após a busca manual.

As crianças incluídas no estudo foram selecionadas na base de dados do Sinasc e os óbitos foram identificados na base de dados do SIM. Após a padronização das duas bases de dados (utilização de letra maiúscula, sem pontos e vírgulas) foi realizado o *linkage* probabilístico, formando, assim, uma única base de dados. Utilizou-se o *software Registry Plus™ Link Plus* versão 3.0 beta (Centers for Disease Control and Prevention, CDC, <http://www.cdc.gov>) para o *linkage*.

Para o *linkage*, foi utilizada estratégia de blocagem para variável o sexo e para o pareamento, em que foram formados pares (um registro do Sinasc com um registro do SIM) utilizou-se o nome da mãe e a data de nascimento<sup>18</sup>. O ponto de corte estabelecido foi seis para encontrar o maior número de pares possíveis<sup>18</sup>. Em caso de divergência de dados entre a Declaração de Óbito (DO) e a DNV, considerou-se as informações contidas na DNV como padrão ouro por ser considerado de boa qualidade e com baixo percen-

tual de informações ignoradas<sup>7</sup>. Os óbitos não ligados eletronicamente foram processados manualmente, examinando-se o Sinasc e os registros originais das DNV.

As fontes de dados desta pesquisa foram a Gerência de Vigilância de Nascimentos e Óbitos da Secretaria Municipal de Saúde de Cuiabá (MT) e a Secretaria de Estado de Saúde de Mato Grosso. As análises univariadas e a regressão logística foram processadas no *Stata*, versão 13.0.

Após o *linkage*, foram estimadas as taxas de mortalidade infantil, tomando como numerador os óbitos entre os menores de um ano e como denominador o número de NV e multiplicados por mil. O método de cálculo para os componentes da mortalidade infantil considerou os períodos neonatal precoce – óbitos de 0 a 6 dias de vida; neonatal tardio – 7 a 27 dias de vida e pós-neonatal – óbitos de 28 a 364 dias de vida como numerador e os NV como denominador e multiplicados por mil.

Considerou-se como variável dependente a probabilidade de morte no primeiro ano de vida e como variáveis independentes os potenciais fatores associados ao óbito, divididos em determinantes para a investigação dos fatores associados à mortalidade infantil.

Foram estimadas as *odds ratio* (OR) brutas e ajustadas com os respectivos intervalos de confiança de 95%, utilizando a regressão logística múltipla hierarquizada<sup>19</sup>. Utilizou-se o teste de Hosmer e Lemeshow para verificar a significância do modelo final.

Para a análise do modelo hierarquizado tomamos como determinantes distais as variáveis socioeconômicas: situação conjugal materna e escolaridade materna em anos de estudo. As variáveis dos determinantes intermediários (assistenciais) foram: número de consultas de pré-natal, local de nascimento, tipo de hospital, e tipo de parto. Como determinantes proximais uma variável biológica materna (idade) e variáveis biológicas da criança: tipo de gravidez, idade gestacional em semanas, peso ao nascer em gramas, sexo, raça/cor, índice de Apgar no 1º e 5º minuto, malformação congênita.

A análise estatística hierarquizada é baseada em um modelo conceitual que descreve a relação entre fatores de risco<sup>19</sup>. Neste estudo, a análise hierarquizada seguiu o sentido distal-proximal, utilizando como ponto de partida as variáveis do bloco 1, que se juntam às do bloco 2 e, por último, do bloco 3, formando assim o modelo hierarquizado final. Dentro de cada um dos blocos, as variáveis que tiveram valor de  $p < 0,20$  na aná-

lise univariada foram incluídas na montagem do modelo do respectivo bloco, utilizando o procedimento *stepwise forward*. Permaneceram dentro de cada bloco as variáveis que tiveram valor de  $p < 0,05$  e aquelas com plausibilidade biológica.

Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Hospital Universitário Júlio Müller da Universidade Federal de Mato Grosso.

## Resultados

Do total inicial de 698 óbitos referentes às cinco coortes de nascimentos (2006 a 2010), foram excluídos dois (0,3%) por não terem o nome da mãe e nem a data de nascimento. Após o *linkage* entre SINASC (47.018 NV) e SIM (696 óbitos), foram pareados 607 óbitos (87%), sendo 594 (98%) pares verdadeiros e 13 (2%) pares não verdadeiros. Após a exclusão dos 13 pares não verdadeiros e a inclusão dos 23 pares verdadeiros resultantes da busca manual, a casuística final foi de 617 óbitos (Figura 1).

A TMI média no quinquênio foi de 13,1 óbitos/1.000 NV, sendo que a maioria dos óbitos ocorreu no período neonatal  $n = 414$  (67,1%), principalmente no período neonatal precoce 48,1% ( $n = 297$ ).

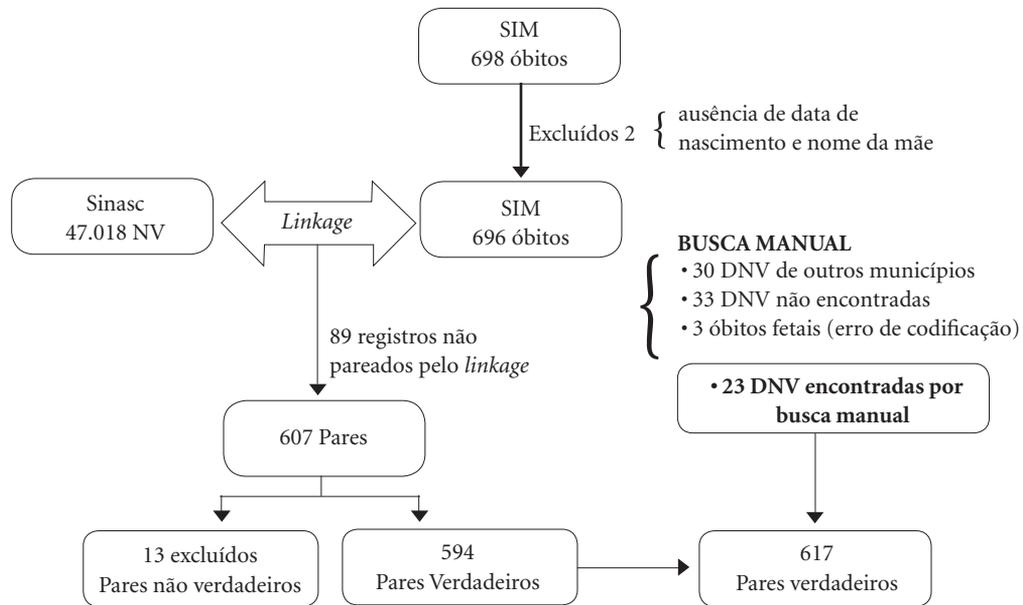
A TMI aumentou de 11,4 óbitos/1.000 NV, em 2006, para 14,6, em 2008, seguido de queda para 12,0 óbitos por mil NV, em 2010. No período estudado o principal componente responsável pela mortalidade infantil foi o neonatal (Tabela 1).

Dos nascidos vivos, 6,85% (3.178/46.401) nasceram prematuros, 7,20% (3.339/46.401) com baixo peso ao nascer, 51,52% (23.905/46.401) eram do sexo masculino, 35,85% (16.606/46.401) foram de mães que tiveram menos que sete consultas de pré-natal, 59,64% (27.675/46.401) nasceram por cesárea e 67,22% (31.182/46.401) de mães sem companheiro.

Dos recém-nascidos que foram a óbito 58,05% (357/617) nasceram prematuros, 61,59% (380/617) com baixo peso ao nascer, 57,21% (353/617) eram do sexo masculino, 62,38% (383/617) foram de mães que tiveram menos que sete consultas de pré-natal, nasceram por via de parto cesárea 52,51% (324/617) dos óbitos e eram de mães sem companheiro 75,53% (466/617).

Na análise univariada apresentaram-se associadas ao óbito todas as variáveis analisadas (Tabela 2).

A Tabela 3 apresenta o resultado do modelo aplicado para cada bloco na primeira coluna. Na segunda coluna, observa-se o modelo inter-



**Figura 1.** Linkage entre o Sistema de Informação de Nascidos Vivos (SINASC) e o Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), 2006-2010.

**Tabela 1.** Distribuição dos números de óbitos e das taxas de mortalidade infantil das coortes de nascidos vivos segundo o ano, Cuiabá-MT.

Óbitos	2006	2007	2008	2009	2010	Total
Período neonatal (n)	74	87	86	90	77	414
Período neonatal precoce (n)	58	66	63	55	55	297
Período neonatal tardio (n)	16	21	23	35	22	117
Período pós-neonatal (n)	34	35	54	45	35	203
Primeiro ano de vida (n)	108	122	140	135	112	617
Número de nascidos vivos (NV)	9.443	9.284	9.601	9.351	9.339	47.018
TMIN	7,8	9,4	9,0	9,6	8,2	8,8
TMINP	6,1	7,1	6,6	5,9	5,9	6,3
TMINT	1,7	2,3	2,4	3,7	2,4	2,5
TMIP	3,6	3,8	5,6	4,8	3,7	4,3
TMI	11,4	13,1	14,6	14,4	12,0	13,1

Legendas: TMIN = Taxa de mortalidade infantil neonatal; TMINP = Taxa de mortalidade infantil neonatal precoce; TMINT = Taxa de mortalidade infantil neonatal tardio; TMIP = Taxa de mortalidade infantil pós-neonatal; TMI: Taxa de mortalidade infantil.

mediário, compondo o bloco 1 (determinantes distais) com o bloco 2 (determinantes intermediários). Na terceira coluna encontra-se o modelo final, acrescentando-se, aos dois blocos anteriores, o bloco 3 (determinantes proximais). Por ser hierárquico, os resultados podem ser lidos na horizontal (uma dada variável ao longo do ajuste) e na diagonal (ajuste entre blocos), conforme indicado em negrito na Tabela 3.

No bloco 1 (determinantes distais), a situação conjugal materna sem companheiro e baixa escolaridade materna foram associadas ao óbito infantil, porém, somente mãe sem companheiro manteve-se independentemente associada no modelo final. No bloco 2 (determinantes intermediários), o baixo número de consultas de pré-natal e o hospital não privado estiveram associados ao desfecho, entretanto apenas o baixo

**Tabela 2.** Análise univariada das variáveis associadas ao óbito infantil segundo determinantes (distais, intermediários e proximais), no município de Cuiabá, 2006-2010.

Variáveis	Óbitos				OR bruta	IC 95%	p-valor
	Sim n = 617		Não n = 46.401				
	n	%	n	%			
Determinantes distais							
Escaridade materna (anos de estudo)							
≥ 8	448	72,85	36.883	79,50	1		
< 8	167	27,15	9.510	20,50	1,46	1,21;1,73	<0,001
Situação conjugal							
Com companheiro	151	24,47	15.209	32,78	1		
Sem companheiro	466	75,53	31.182	67,22	1,51	1,25;1,81	<0,001
Determinantes Intermediários							
Número de consultas de pré-natal							
≥ 7	231	37,62	29.721	64,15	1		
< 7	383	62,38	16.606	35,85	2,97	2,52;3,50	<0,001
Local de nascimento							
Hospital	610	98,87	46.309	99,80	1		
Domicílio	7	1,13	92	0,20	5,78	2,67;12,51	<0,001
Tipo de hospital							
Privado e/ou Conveniado SUS	530	87,17	43.324	93,64	1		
Não Privado	78	12,83	2.943	6,36	2,17	1,70;2,76	<0,001
Tipo de parto							
Cesárea	324	52,51	27.675	59,64	1		
Vaginal	293	47,49	18.726	40,36	1,34	1,14;1,57	<0,001
Determinantes proximais maternos							
Idade (anos)							
20 - 34	403	65,32	33.899	73,06	1		
< 20	161	26,09	8.925	19,23	1,52	1,26;1,82	<0,001
≥ 35	53	8,59	3.577	7,71	1,25	0,93;1,66	
Determinantes proximais da criança							
Tipo de gravidez							
Única	563	91,40	45.520	98,11	1		
Múltipla	53	8,60	876	1,89	4,89	3,66;6,53	<0,001
Idade gestacional (semanas)							
37 - 41	256	41,63	42.937	92,57	1		
< 37	357	58,05	3.178	6,85	18,84	15,98;22,21	<0,001
≥ 42	2	0,32	268	0,58	1,25	0,31;5,06	
Peso ao nascer (gramas)							
≥ 2.500	237	38,41	43.061	92,80	1		
< 2.500	380	61,59	3.339	7,20	20,68	17,51;24,41	<0,001
Sexo							
Feminino	264	42,79	22.496	48,48	1		
Masculino	353	57,21	23.905	51,52	1,26	1,07;1,48	0,005

continua

Tabela 2. continuação

Variáveis	Óbitos				OR bruta	IC 95%	p-valor
	Sim n = 617		Não n = 46.401				
	N	%	N	%			
Raça/cor							
Branca	107	18,35	11.743	26,91	1		
Preta+Parda	476	81,65	31.899	73,09	1,64	1,33;2,02	<0,001
Apgar 1º minuto							
8 - 10	258	42,36	42.448	91,58	1		
0 - 7	351	57,64	3.903	8,42	14,80	12,56;17,43	<0,001
Apgar 5º minuto							
8 - 10	393	64,32	45.564	98,31	1		
0 - 7	218	35,68	784	1,69	32,24	26,93;38,59	<0,001
Malformação congênita							
Não	538	87,20	46.097	99,39	1		
Sim	79	12,80	284	0,61	23,83	18,32;31,02	<0,001

Nota: Os totais para algumas variáveis podem variar por causa dos valores em branco. OR bruta = odds ratio bruta; IC95% = Intervalo de Confiança 95%.

número de consultas de pré-natal permaneceu independentemente associado ao óbito no modelo final. No bloco 3 (determinantes proximais), a idade gestacional pós-termo não esteve associada ao óbito, não permanecendo no modelo final. A raça/cor preta+parda esteve associada isoladamente, porém perdeu significância após ajuste do modelo.

Permaneceram independentemente associadas aos óbitos infantis a situação conjugal da mãe sem companheiro (OR = 1,32 IC<sub>95%</sub> = 1,04;1,68) e baixo número de consultas de pré-natal (OR = 1,65 IC<sub>95%</sub> = 1,34;2,03), pertencentes ao determinante distal e intermediário, respectivamente. As variáveis pertencentes aos determinantes biológicos foram as mais fortemente associadas ao desfecho, conferindo uma OR = 4,83 (IC<sub>95%</sub> = 3,70;6,31) para baixo peso ao nascer, prematuridade (OR = 3,05 IC<sub>95%</sub> = 2,33;4,00), anóxia no 1º (OR = 3,19 IC<sub>95%</sub> = 2,52;4,05) e 5º minuto (OR = 4,95 IC<sub>95%</sub> = 3,80;6,45), presença de malformação congênita (OR = 14,91 IC<sub>95%</sub> = 10,46;21,26), sexo masculino (OR = 1,26 IC<sub>95%</sub> = 1,04;1,52) (Tabela 3).

## Discussão

O *linkage* mostrou-se útil na identificação dos nascidos vivos que evoluíram para óbito para determinação dos fatores associados à mortalidade infantil, viável do ponto de vista operacional e de baixo custo por utilizar *software* gratuito. Seu

emprego é um estímulo à utilização de dados secundários, sendo possível ser adotado na rotina dos serviços municipais de saúde<sup>7,9</sup>.

Houve variação da TMI em Cuiabá no período estudado. De 2006 a 2008 sofreu um aumento, voltando a declinar em 2009 e 2010. Deve-se ter cuidado ao interpretar tais resultados, pois eles não significam necessariamente que a TMI tenha aumentado, mas sim que houve uma melhoria dos sistemas de informações ao longo dos anos.

Entre os anos de 2006 e 2010, a TMI em Cuiabá situou-se abaixo da média para região centro-oeste e Brasil, variando de 17,7 a 15,9 óbitos por mil NV e 19,4 a 16,2 óbitos por mil NV, respectivamente<sup>11</sup>. No entanto, os achados deste estudo são similares aos publicados em outras regiões do Brasil e em outros países<sup>1-9,20</sup>.

Essa evolução foi reflexo de políticas públicas como Bolsa Alimentação<sup>21</sup> e o Programa Bolsa Família<sup>22</sup> adotadas nas últimas décadas que tiveram influência positiva na redução da mortalidade infantil, como políticas sociais, principalmente na área de saúde, educação e combate à pobreza, tornando mais favoráveis os indicadores sociais, econômicos e de saúde<sup>5,21,22</sup>.

Os fatores associados ao óbito infantil em Cuiabá foram situação conjugal sem companheiro, baixo número de consultas de pré-natal, baixo peso ao nascer, prematuridade, Apgar ≤ 7 no 1º minuto, Apgar ≤ 7 no 5º minuto, presença de malformação congênita e sexo masculino. Esses fatores corroboram aos encontrados por outros autores<sup>5,7-9,11,20</sup>.

**Tabela 3.** Fatores associados ao óbito infantil segundo o bloco de determinantes, em Cuiabá, 2006-2010.

Modelo/Variável	Modelo I		Modelo II n = 46.778		Modelo III n = 44.037	
	Blocos 1, 2 e 3 isolados		Blocos 1 + 2		Blocos 1+2+3	
	OR <sub>a</sub>	IC 95%	OR <sub>a</sub>	IC 95%	OR <sub>a</sub>	IC 95%
1. Bloco 1 (determinantes distais)						
Situação conjugal						
Com companheiro	1		1		1	
Sem companheiro	1,42	1,18;1,72	1,12	0,92;1,36	1,32	1,04;1,68
Escolaridade materna						
≥ 8 anos de estudo	1		1		1	
< 8 anos de estudo	1,35	1,12;1,62	1,04	0,87;1,26	1,12	0,90;1,40
2. Bloco 2 (determinantes intermediários)						
Número de consultas pré-natal						
≥ 7 consultas	1		1		1	
< 7 consultas	2,93	2,48;3,46	2,82	2,38;3,36	1,65	1,34;2,03
Tipo de hospital						
Privado e/ou conveniado SUS	1		1		1	
Não Privado	2,12	1,66;2,70	2,11	1,66;2,69	1,15	0,86;1,54
3. Bloco 3 (determinantes proximais)						
Peso ao nascer						
≥ 2.500 gramas	1				1	
< 2.500 gramas	5,30	4,07;6,90			4,83	3,70;6,31
Idade gestacional						
37 a 41 semanas	1				1	
< 37 semanas	3,02	2,31;3,94			3,05	2,33;4,00
≥ 42 semanas	1,32	0,31;5,64			1,30	0,31;5,45
Apgar 1º minuto						
8 a 10	1				1	
0 a 7	3,20	2,53;4,04			3,19	2,52;4,05
Apgar 5º minuto						
8 a 10	1				1	
0 a 7	5,01	3,86;6,50			4,95	3,80;6,45
Malformação congênita						
Não	1				1	
Sim	15,16	10,69;21,50			14,91	10,46;21,26
Sexo						
Feminino	1				1	
Masculino	1,26	1,05;1,52			1,26	1,04;1,52
Raça/cor						
Branca	1				1	
Preta+Parda	1,58	1,25;2,00			1,21	0,94;1,55

Obs.: O Teste de ajuste de Pearson (p=0,96) e de Hosmer-Lemeshow (p=0,19) indicam um bom ajuste do modelo. OR<sub>a</sub>=odds ratio ajustada; IC<sub>95%</sub>=Intervalo de Confiança 95%; SUS=Sistema Único de Saúde.

Chama a atenção a prevalência de malformação congênita, que permaneceu estável na região Centro-Oeste de 1990 a 2007, enquanto nas regiões Sul e Sudeste diminuíram e na Norte e Nordeste aumentaram<sup>4</sup>. A exposição materna aos agrotóxicos que é amplamente utilizado em Mato Grosso foi associada à maior ocorrência

de malformações congênitas no estado<sup>23</sup>. Por sua vez, malformações congênitas apresentaram associação com óbito, resultado consistente com o de outro estudo<sup>8</sup>, também para a capital Cuiabá.

A partir de 2003 e 2004 as taxas de baixo peso ao nascer permaneceram estáveis em todas as regiões brasileiras, exceto nas capitais do cen-

tro-oeste que apresentam aumento de 0,87% ao ano<sup>24</sup>. Autores<sup>5</sup> têm discutido que o baixo peso ao nascer pode ter relação com o aumento da prevalência de cesárea. Isso pode fazer sentido para Cuiabá, uma vez que o percentual de cesárea entre os NV deste estudo foi de aproximadamente 60% e entre os óbitos de 52,5%.

A natureza retrospectiva e a utilização de dados secundários são as principais limitações metodológicas deste estudo, porém, houve baixo percentual de perdas devido a sub-registros e erros de codificação que impossibilitaram o pareamento no momento do *linkage*.

Houve queda na mortalidade infantil em Cuiabá, com o período neonatal respondendo por 67,1% dos óbitos infantis. Os fatores associa-

dos ao óbito infantil no município mostram que esforços são necessários para aumentar o número de consultas pré-natais, equipe treinada para reanimação em sala de parto e ter unidades intensivas neonatais preparadas para atender prematuros, pois segundo a Organização Mundial de Saúde (OMS)<sup>25</sup>, até 75% dos óbitos em recém-nascidos podem ser evitados se forem tomadas medidas de saúde eficazes no momento do nascimento e durante a primeira semana de vida. Devido à importante participação do componente neonatal precoce em quase a metade dos óbitos infantis, há necessidade de novos estudos para identificar quais as causas evitáveis que resultam em óbitos nesse subgrupo para direcionamento de políticas públicas pelos gestores locais.

## Colaboradores

JC Lima concebeu o projeto, participou na interpretação dos dados e redigiu o manuscrito. AM Mingarelli participou do processo de linkage e construção dos bancos de dados. NJ Segri e AAZ Zavala realizaram a análise estatística e participaram da interpretação dos resultados. OA Takano orientou o trabalho, participou de todas as etapas, concepção e revisão do texto final.

## Referências

1. United Nations Children's Fund. Committing to child survival: a promise renewed. Progress Report 2014. [acessado 2016 fev 4]. Disponível em: [http://files.unicf.org/publications/files/APR\\_2014\\_web\\_15Sept14.pdf](http://files.unicf.org/publications/files/APR_2014_web_15Sept14.pdf)
2. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Indicadores de mortalidade. Dados de acesso público 2014. [acessado 2014 dez 11]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tdb2012/c01b.htm>
3. Mújica OJ, Vázquez E, Duarte EC, Cortez-Escalante JJ, Molinab J, Barbosa da Silva Junior J. Socioeconomic inequalities and mortality trends in BRICS, 1990–2010. *Bull World Health Organ* 2014; 92(6):405-412.
4. Barros FC, Matijasevich A, Requejo JH, Giugliani E, Maranhão AC, Monteiro CA, Barros AJ, Bustreo F, Meriardi M, Victora CG. Recent trends in maternal, newborn, and child health in Brazil: progress toward millennium development goals 4 and 5. *Am J Public Health* 2010; 100(10):1877-1889.
5. Victora CG, Aquino EML, Leal MC, Monteiro CA, Barros FC, Szwarcwald CL. Saúde de mães e crianças no Brasil: progressos e desafios. *Lancet* 2011; 6736(11):60134-60138.
6. Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (IPEA). Atlas do Desenvolvimento Humano 2013. [acesso em 20 fev 2015]. Disponível em: <http://atlasbrasil.org.br/2013/pt/perfil/>.
7. Moraes CAM, Takano OA, Souza JSF. Mortalidade infantil em Cuiabá, Mato Grosso, Brasil, 2005: comparação entre o cálculo direto e após o *linkage* entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. *Cad Saude Publica* 2011; 27(2):287-294.
8. Gaiva MAM, Fujimori E, Sato APS. Neonatal mortality in infants with low birth weight. *Rev Esc Enferm USP* 2014; 48(5):778-785.
9. Santos HG, Andrade SM, Silva AMR, Carvalho WO, Mesas AE. Risk factors for infant mortality in a municipality in southern Brazil: a comparison of two cohorts using hierarchical analysis. *Cad Saude Publica* 2012; 28(10):1915-1926.
10. Sovio U, Dibden A, Koupilc I. Social determinants of infant mortality in a historical Swedish cohort. *Pediatr Perinat Epidemiol* 2012; 26(5):408-420.
11. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Análise de Situação de Saúde. *Saúde Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher*. Brasília: MS; 2012.
12. Almeida MF, Alencar GP, Schoeps D, Novaes HMD, Campbell O, Rodrigues LC. Sobrevida e fatores de risco para mortalidade neonatal em uma coorte de nascidos vivos de muito baixo peso ao nascer, na Região Sul do Município de São Paulo, Brasil. *Cad Saude Publica* 2011; 27(6):1088-1098.
13. Partridge S, Balayla J, Holcroft CA, Abenheim HA. Inadequate prenatal care utilization and risks of infant mortality and poor birth outcome: a retrospective analysis of 28,729,765 U.S. deliveries over 8 years. *Amer J Perinatol* 2012; 29(10):787-794.
14. Almeida MF, Mello JMHP. O uso da técnica de "Linkage" de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. *Rev Saude Publica* 1996; 30(2):141-147.
15. Szwarcwald CL, Moraes Neto OL, Frias PG, Souza Junior PRB, Escalante JJC, Lima RB, Viola RC. Busca ativa de óbitos e nascimentos no Nordeste e na Amazônia Legal: estimação das coberturas do SIM e do Sinasc nos municípios brasileiros. In: Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Saúde Brasil 2010: uma análise da situação de saúde e de evidências selecionadas de impacto de ações de vigilância em saúde*. Brasília: MS; 2011. p. 79-98.
16. Brasil. Ministério da Saúde (MS) [Internet]. Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC). Dados de acesso público 2014. [acessado 2015 dez 9]. Disponível em: <http://www2.aids.gov.br/cgi/tabcgi.exe?comp/dnprinc.def>
17. Brasil. Ministério da Saúde (MS) [Internet]. Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM). Dados de acesso público 2014. [acessado 2015 dez 9]. Disponível em: <http://www2.aids.gov.br/cgi/deftohtm.exe?comp/princ.def>.
18. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Análise de Situação de Saúde. *Link Plus – Guia simplificado do usuário. Texto original do user's guide do Link Plus traduzido e modificado pelo DASIS/SVS/MS*. Brasília: MS; 2014.
19. Victora CG, Huttly SR, Fuchs SC, Olinto MT. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. *Int J Epidemiol* 1997; 26(1):224-227.
20. Balayla J, Azoulay L, Abenheim HA. Maternal marital status and the risk of stillbirth and infant death: a population-based cohort study on 40 million births in the United States. *Womens Health Issues* 2011; 21(5):361-365.
21. Lagarde M, Haines A, Palmer N. Conditional cash transfers for improving uptake of health interventions in low- and middle-income countries: a systematic review. *JAMA* 2007; 298(16):1900-1910.
22. Rasella D, Aquino R, Santos CAT, Paes-Sousa R, Barreto ML. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *Lancet* 2013; 382(9886):57-64.
23. Oliveira NP, Moi GP, Atanaka-Santos M, Silva AMC, Pignati WA. Malformações congênitas em municípios de grande utilização de agrotóxicos em Mato Grosso, Brasil. *Cien Saude Colet* 2014; 19(10):4123-4130.
24. Veloso HJF, Silva AAM, Barbieri MA, Goldani MZ, Lamy Filho F, Simões VMF, Batista RFL, Alves MT SSB, Bettiol H. Tendência secular da taxa de baixo peso ao nascer nas capitais brasileiras de 1996 a 2010. *Cad Saude Publica* 2013; 29(1):91-101.
25. World Health Organization (WHO). Newborns: reducing mortality. [Internet]. Jan 2016 [cited 2016 May 10]. Available from: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs333/en/>

Artigo apresentado em 16/02/2016

Aprovado em 20/06/2016

Versão final apresentada em 22/06/2016

