

FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ
INSTITUTO AGGEU MAGALHÃES
DOUTORADO EM SAÚDE PÚBLICA

LÍVIA TEIXEIRA DE SOUZA MAIA

DIFERENCIAIS E DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL NAS
CAPITAIS BRASILEIRAS: uma análise multinível

RECIFE

2017

LÍVIA TEIXEIRA DE SOUZA MAIA

**DIFERENCIAIS E DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL NAS
CAPITAIS BRASILEIRAS: uma análise multinível**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado em
Saúde Pública do Instituto Aggeu Magalhães da
Fundação Oswaldo Cruz para obtenção do título
de Doutor em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Wayner Vieira de Souza

Coorientador: Prof. Dr. Antonio da Cruz Gouveia Mendes

Recife

2017

Catálogo na fonte: Biblioteca do Instituto Aggeu Magalhães

M217d Maia, Lívia Teixeira de Souza.
Diferenciais e determinantes da mortalidade infantil nas capitais brasileiras: uma análise multinível / Lívia Teixeira de Souza Maia. - Recife: [s.n.], 2017.
286 p.: il., tab., graf., mapas.

Tese (doutorado em saúde pública) - Instituto Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, 2017.

Orientadores: Wayner Vieira de Souza, Antonio da Cruz Gouveia Mendes.

1. Mortalidade infantil - tendência. 2. Fatores de Risco. 3. Determinantes Sociais da Saúde. 4. Desigualdades em Saúde. 5. Perfil de saúde. 6. Distribuição Espacial da População. 7. Fatores Epidemiológicos. 8. Análise Espacial. 9. Sistemas de Informação Geográfica. 10. Fatores Socioeconômicos. 11. Brasil - epidemiologia. I. Souza, Wayner Vieira de. II. Mendes, Antonio da Cruz Gouveia. III. Título.

CDU 314.4

LÍVIA TEIXEIRA DE SOUZA MAIA

**DIFERENCIAIS E DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL NAS
CAPITAIS BRASILEIRAS: uma análise multinível**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado em
Saúde Pública do Instituto Aggeu Magalhães da
Fundação Oswaldo Cruz para obtenção do
título de Doutor em Ciências.

Data da aprovação: 31/05/2017

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Wayner Vieira de Souza
Instituto Aggeu Magalhães/FIOCRUZ

Prof. Dr. Paulo Germano de Frias
Instituto de Medicina Integrada Prof. Fernando Figueira/IMIP

Prof. Dr. Ricardo Arraes de Alencar Ximenes
Universidade Federal de Pernambuco/ UFPE

Prof^ª. Dr^ª. Eduarda Angela Pessoa Cesse
Instituto Aggeu Magalhães/FIOCRUZ

Prof^ª. Dr^ª. Tereza Maciel Lyra
Instituto Aggeu Magalhães/FIOCRUZ

A **Sérgio**, meu amor, companheiro e parceiro de vida e sonhos, pelo cuidado e encorajamento em cada passo da caminhada.

Aos meus pais, **Hugues e Miriam**, por empenharem suas vidas na formação de tudo o que hoje sou.

A **Fábio Lessa** (*in memoriam*) pelo seu legado de encantamento e engajamento com a saúde pública.

AGRADECIMENTOS

A Deus pela dádiva da vida, manifestando em mim seu amor e graça a cada amanhecer.

A Sérgio por seu amor e cuidado incomensuráveis. Por partilhar e encorajar meus sonhos, mesmo que por vezes isso represente abdicar de seus próprios anseios, numa expressão inequívoca do seu afeto e companheirismo.

A meus pais, Hugues e Miriam, por forjarem meu caráter lastreado em valores éticos e humanos. Por envidarem todos os esforços de suas vidas na minha formação ao compreenderem o poder transformador da educação.

À minha irmã e amiga Lizandra e aos presentes que ela trouxe à minha vida, meu cunhado João e minha pequena e amada Larissa, pelos laços invisíveis que nos unem e por colorir meus dias.

À minha grande, alegre, barulhenta e amorosa família.

Ao meu orientador, Wayner Viera de Souza, por sua disponibilidade e orientação sempre competente e cuidadosa. Mas sobretudo pela convivência permeada de respeito e afeto construída desde o mestrado, cujos ensinamentos transbordam esse processo de doutoramento. Por me inspirar, sendo minha referência ao desempenhar o papel de “orientadora” no ofício que hoje escolhi.

Ao meu também orientador Antônio Mendes, por me honrar ao aceitar seguir junto em mais esse projeto, pelo acolhimento no grupo de pesquisa, pela confiança, estímulo, torcida e, especialmente pelos ensinamentos tão valiosos que vão além das páginas desta tese.

À Aline Soares por quem tenho imenso zelo e carinho. Por ter sido meus braços e mãos na difícil missão de executar o processamento deste colossal conjunto de dados. Por sua irrestrita parceria e dedicação.

Às amigas do LABSIS e de caminhada, Ana Lúcia e Gabriella, companheiras de tantas jornadas, por me apoiarem, estimularem e socorrerem nas horas mais difíceis.

Aos colegas da UFPE/CAV que tão respeitosa e acolhedora me receberam e com quem tenho o privilégio de conviver, construir, aprender e por todo apoio nessa fase final, em especial: Petra Duarte, Nathália Souza, Emília Chagas, Eliane Leal, Antonio Leite, Fabiana Oliveira, René Duarte e Paulo Santana.

Aos profissionais e colegas da Secretaria Municipal de Saúde de Olinda com quem tive a sorte de compartilhar quase sete anos de trabalho na gestão pública, fortalecendo meus

alicerces, não apenas para o exercício das atividades profissionais, mas também para a militância do SUS. Nesse sentido, expressei minha gratidão em nome de Sony Santos (*in memoriam*) símbolo de resistência, ética e luta na defesa das minorias e do direito à saúde.

À Tereza Miranda por ter me propiciado umas das mais desafiadoras e valiosas oportunidades de aprendizado, ao me confiar a Diretoria de Planejamento em Saúde. Pelo dom de enxergar nas pessoas um potencial que sequer conhecem. Pelos ensinamentos que certamente me acompanharão na caminhada.

À Família DPS, por ser mais do que uma equipe de trabalho. Por representarem lugar de união, parceria, engajamento, afeto e alegria. A convivência com cada um de vocês trazia leveza e contentamento a uma rotina por vezes tão desgastante.

Às companheiras de sonhos e utopias, Mirella Rodrigues, Wedna Galindo, Vanessa Lima e Suellen Figueiredo, com as quais compartilhei uma das mais transformadoras experiências de vida, que teceu em nós profundos laços de amizades.

Aos colegas da turma 2013 do doutorado em saúde pública pelo respeito e amizade construída nesses quatro anos de convivência. Em especial à minha amiga e comadre Mércia Rodrigues, com quem dividi cada inquietação, angústia e alegrias ao longo dessa jornada.

Aos professores da banca de qualificação – Tereza Lyra e Ulisses Montarroyos pelas valiosas contribuições e aos membros da banca examinadora desta tese: Prof^ª. Eduarda Cesse, Prof^ª. Tereza Lyra, Prof. Ricardo Ximenes e Prof. Paulo Frias por aceitar participar desta avaliação.

Ao corpo docente e funcional do Departamento de Saúde Coletiva do Instituto de Pesquisas Aggeu Magalhães.

Ao Ministério da Saúde pela cessão dos bancos de dados necessários à realização da pesquisa.

Por fim e especialmente, agradeço a Fábio Lessa (*in memoriam*) por me conduzir à incursão no mundo da saúde coletiva. Por inspirar, com seu exemplo de luta e dedicação, a ser agente de mudança desse mundo, a partir da transformação que promoveu em mim.

*“Por que existem uns felizes
E outros que sofrem tanto?
Nascemos do mesmo jeito,
Moramos no mesmo canto.
Quem foi temperar o choro
E acabou salgando o pranto?”*

(Leandro Gomes de Barros)

*“Que morram menos crianças.
Que o nosso povo viva mais.
Que o nosso povo cresça mais.
Que o nosso povo tenha menos medo.
Que o nosso povo trabalhe melhor
Que o nosso povo participe cada vez de uma forma maior
na criação do nosso futuro.
Que esta Nação se autodetermine
e crie um grande projeto brasileiro. ”*

(Sérgio Arouca, 8ª Conferência Nacional de Saúde – 1986)

MAIA, Livia Teixeira de Souza. **Diferenciais e Determinantes da mortalidade infantil nas capitais brasileiras**: uma análise multinível. 2017. Tese (Doutorado em Saúde Pública) - Instituto Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife, 2017.

Resumo

O estudo buscou identificar os diferenciais e os determinantes da mortalidade infantil (MI) nas capitais brasileiras a partir de uma abordagem multinível. A pesquisa utilizou diferentes estratégias analíticas abrangendo aspectos da epidemiologia descritiva, como análise da série temporal da TMI e a caracterização dos nascimentos e dos óbitos infantis nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2015. Realizou também uma análise da qualidade das informações das estatísticas vitais a partir da completude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC e da aplicação do linkage entre as bases de dados para a melhoria das informações. Por fim, apresentou os determinantes do óbito infantil considerando a perspectiva do contexto da assistência à saúde, fundamentado na abordagem multinível. Observou-se uma tendência declinante da TMI nas capitais, porém as taxas ainda podem ser consideradas altas, especialmente no Norte e Nordeste. Verificou-se maior proporção das mortes neonatais e aumento de nascimentos e óbitos de crianças prematuras e com malformações congênitas. Constataram-se altos níveis de mortes evitáveis com o crescimento dos óbitos por inadequada atenção à mulher na gestação e parto, evidenciando sérios problemas de acesso aos serviços de saúde e de qualidade da assistência. Os fatores de risco para a MI são, predominantemente: baixo peso ao nascer, prematuridade, presença de malformações congênitas e de asfixia no nascimento. Esses fatores resultam das características socioeconômicas das mães, além de se verificar a importância do baixo número de consultas de pré-natal nos modelos de risco. Por fim, ressalta-se a centralidade do tema das desigualdades territoriais perpassando os achados desta tese, impondo a necessidade de adoção de políticas públicas adequadas às diferentes realidades e demandas. Exige ainda uma reflexão ética sobre esse cenário iníquo de produção de diferenciais de risco de mortes prematuras, em sua maioria evitáveis e injustas.

Palavras-Chave: Mortalidade Infantil. Fatores de Risco. Determinantes Sociais da Saúde. Desigualdades em Saúde. Análise Multinível.

MAIA, Livia Teixeira de Souza. **Differentials and Determinants of infant mortality in Brazilian capitals: a multilevel analysis.** 2017. Thesis (Doctorate in Public Health) - Instituto Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife, 2017.

Abstract

The study sought to identify the differentials and determinants of infant mortality (MI) in Brazilian capitals from a multilevel approach. The research used different analytical strategies covering aspects of descriptive epidemiology, such as the analysis of the time series of IMT and the characterization of births and infant deaths in Brazilian capitals between 2000 and 2015. It also carried out an analysis of the quality of vital statistics information to from the completeness of the common SIM and SINASC variables and from the application of linkage between the databases to improve information. Finally, it presented the determinants of infant death considering the perspective of the health care context, based on the multilevel approach. There was a declining tendency of IMR in capitals, but rates can still be considered high, especially in the North and Northeast. There was a higher proportion of neonatal deaths and an increase in the births and deaths of premature infants and congenital malformations. High levels of preventable deaths were observed with the growth of deaths due to inadequate attention to women during pregnancy and childbirth, evidencing serious problems of access to health services and quality of care. The risk factors for MI are, predominantly: low birth weight, prematurity, congenital malformations and birth asphyxia. These factors result from the socioeconomic characteristics of the mothers, in addition to the importance of the low number of prenatal consultations in the risk models. Finally, the centrality of the theme of territorial inequalities is highlighted, crossing the findings of this thesis, imposing the need to adopt public policies adapted to the different realities and demands. It also demands an ethical reflection on this wicked scenario of production of risk differentials of premature deaths, mostly avoidable and unfair.

Keywords: Infant Mortality. Risk Factors. Social Determinants of Health. Health Inequalities. Multilevel Analysis

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1	Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil (por 1.000 nascidos vivos) – Global e segundo região da OMS, 1990 a 2015.	30
Figura 2	Taxa de Mortalidade Infantil (por 1.000 nascidos vivos) no mundo, 1990 e 2015.	31
Figura 3	Taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos para o conjunto das capitais brasileiras e agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	68
Figura 4	Distribuição dos óbitos infantis segundo componente. Capitais brasileiras, 2000 a 2014.	69
Figura 5	Taxa de mortalidade Neonatal por 1.000 nascidos vivos para o conjunto das capitais brasileiras e agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	70
Figura 6	Taxa de mortalidade Pós-Neonatal por 1.000 nascidos vivos para o conjunto das capitais brasileiras e agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	71
Figura 7	Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Norte. 2000 a 2014.	73
Figura 8	Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Nordeste. 2000 a 2014.	75
Figura 9	Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para o conjunto das capitais brasileiras da Região Sudeste. 2000 a 2014.	77
Figura 10	Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para o conjunto das capitais brasileiras da Região Sul. 2000 a 2014.	79
Figura 11	Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para o conjunto das capitais brasileiras da Região Centro-Oeste. 2000 a 2014.	81

Figura 12	Índice Relativo de Redução (IRR) da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2000 a 2014	83
Figura 13	Índice Relativo de Redução (IRR) da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) segundo as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	85
Figura 14	Taxa Bruta de Natalidade (TBN) por 1.000 habitantes segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	94
Figura 15	Proporção de nascidos vivos segundo idade da mãe e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014	96
Figura 16	Proporção de nascidos vivos segundo número de consultas de pré-natal e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	98
Figura 17	Proporção de nascidos vivos com 7 e mais consultas de pré-natal segundo escolaridade da mãe e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	100
Figura 18	Proporção de nascidos segundo tipo de parto e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014	101
Figura 19	Proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer segundo quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014	102
Figura 20	Proporção de nascidos vivos com menos de 37 semanas de gestação e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014	104
Figura 21	Proporção de nascidos vivos com malformação congênita e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	106

Figura 22	Taxa de Mortalidade Infantil por 1.000 nascidos vivos segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	108
Figura 23	Risco Relativo e Intervalos de Confiança (IC-95%) da Taxa de Mortalidade Infantil segundo quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	109
Figura 24	Risco Relativo e Intervalos de Confiança (IC-95%) da Taxa de Mortalidade Infantil para as capitais brasileiras, segundo quinquênios. 2000 a 2014.	110
Figura 25	Proporção de óbitos por causas mal definidas segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	111
Figura 26	Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil para o conjunto das capitais brasileiras, segundo quinquênios. 2000 a 2014.	113
Figura 27	Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo grupos de causas evitáveis (Lista Brasileira de Mortes Evitáveis) e quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras. 2000 a 2014	117
Figura 28	Percentual de incompletude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, pré e pós <i>linkage</i> dos bancos de dados nas capitais brasileiras e no Distrito Federal. 2012	139
Quadro 1	Variáveis independentes do nível individual com a respectiva categorização, descrição e indicação do nível de referência.	159
Quadro 2	Faixas de pontuação dos indicadores simples referentes ao estabelecimento de nascimento da criança, dezembro de 2012.	161
Quadro 3	Classificação da Natureza do estabelecimento de nascimento da criança, dezembro de 2012.	162
Figura 29	Consolidado das etapas de processamento (<i>Linkage</i> e identificação dos estabelecimentos de nascimento das crianças) para a definição dos grupos de casos e controles no conjunto das capitais brasileiras. 2012.	167

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Taxa de mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos) segundo macrorregiões. Brasil – 1930 a 2010	32
Tabela 2	População, Área territorial, Densidade Demográfica, PIB per capita e IDH das capitais brasileiras.	60
Tabela 3	Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Norte. 2000 a 2014.	74
Tabela 4	Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Nordeste. 2000 a 2014.	76
Tabela 5	Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Sudeste. 2000 a 2014.	78
Tabela 6	Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Sul. 2000 a 2014	80
Tabela 7	Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Centro-Oeste. 2000 a 2014.	81
Tabela 8	Taxa Bruta de Natalidade (TBN) por 1.000 habitantes segundo quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	95
Tabela 9	Proporção de nascidos vivos segundo idade da mãe, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	97
Tabela 10	Proporção de nascidos vivos segundo número de consultas de pré-natal, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	99
Tabela 11	Proporção de nascidos vivos segundo tipo de parto, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	101
Tabela 12	Proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer segundo quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	103

Tabela 13	Proporção de nascidos vivos segundo duração da gestação, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014	105
Tabela 14	Proporção de nascidos vivos segundo ocorrência de malformação congênita, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	107
Tabela 15	Proporção de óbitos por causas mal definidas segundo quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.	112
Tabela 16	Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	115
Tabela 17	Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo as capitais brasileiras no 1º (2000-2004) e 3º (2010-2014) quinquênio	116
Tabela 18	Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo grupos de causas evitáveis (Lista Brasileira de Mortes Evitáveis) e quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.	119
Tabela 19	Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo grupos de causas evitáveis (Lista Brasileira de Mortes Evitáveis) nas capitais brasileiras no 1º (2000-2004) e 3º (2010-2014) quinquênio	120
Tabela 20	Número absoluto e percentual dos óbitos infantis registrados no SIM pareados com o SINASC segundo tipo de <i>linkage</i> , capital e média das macrorregiões. 2012.	138
Tabela 21	- Percentual de incompletude no SIM das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, antes e após o <i>linkage</i> dos bancos de dados segundo capitais brasileiras. 2012	142
Tabela 22	Percentual de incompletude no SINASC das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, antes e após o <i>linkage</i> dos bancos de dados segundo capitais brasileiras. 2012.	143
Tabela 23	Análise comparativa da distribuição proporcional das variáveis do SINASC comuns aos dois sistemas ¹ antes e após o <i>linkage</i> dos bancos de dados, com valor do teste de quiquadrado (χ^2) e respectiva significância estatística ² segundo capitais brasileiras agregadas em macrorregiões. 2012	145

Tabela 24	Análise comparativa da distribuição proporcional das variáveis do SIM comuns aos dois sistemas ¹ antes e após o <i>linkage</i> dos bancos de dados, com valor do teste de quiquadrado (χ^2) e respectiva significância estatística ² segundo capitais brasileiras agregadas em macrorregiões. 2012.	146
Tabela 25	Número absoluto, percentual, Odds Ratio (OR) e respectivo IC 95% dos óbitos infantis registrados segundo pareamento entre o SIM e o SINASC por capital brasileira e média das macrorregiões. 2012.	148
Tabela 26	Número de nascidos vivos, óbitos infantis, casos e controles resultantes de cada uma das etapas do processamento segundo capitais brasileiras e seus agregados nas respectivas macrorregiões.	168
Tabela 27	Frequências absolutas e relativas dos estabelecimentos de nascimento da criança e valores mínimos, máximos e média do Indicador Sintético de Completude (ISC) segundo categoria de Completude, dezembro de 2012.	169
Tabela 28	Número estabelecimentos de nascimento da criança e respectivos percentuais de acordo com a natureza e a completude da unidade segundo capital e conjunto das capitais por macrorregiões. Dezembro/2012.	170
Tabela 29	Número de nascimentos e respectivos percentuais de acordo com a natureza e a completude da unidade segundo capital e conjunto das capitais por macrorregiões. Dezembro/2012.	171
Tabela 30	Completude segundo natureza dos estabelecimentos de nascimento da criança. Capitais brasileiras, dezembro/2012.	172
Tabela 31	Número de casos e controles segundo as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012	175
Tabela 32	Proporção de casos e controles segundo as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012	177
Tabela 33	Odds Ratio bruta (OR_{bruta}) e respectivos valores da significância estatística (p-valor) resultantes da análise bivariada entre o óbito infantil e as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012	182

Tabela 34	Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Norte, 2012.	184
Tabela 35	Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Nordeste, 2012.	185
Tabela 36	Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Sudeste, 2012.	186
Tabela 37	Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Sul, 2012.	187
Tabela 38	Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Centro Oeste, 2012.	188
Tabela 39	Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Conjunto das 27 capitais, 2012.	189
Tabela 40	Valores da Odds Ratio Ajustada (OR_{ajust}) e respectiva significância estatística (p-valor) resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais para o conjunto das 27 capitais e seus agregados nas respectivas macrorregiões, 2012.	192
Tabela 41	Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Norte. 2012	194
Tabela 42	Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Nordeste. 2012	195

- Tabela 43** Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Sudeste. 2012 196
- Tabela 44** Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Sul. 2012 197
- Tabela 45** Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Centro Oeste. 2012 198
- Tabela 46** Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal, as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças) e IDH. 27 Capitais brasileiras. 2012 200

LISTA DE ABREVIACÕES E SIGLAS

CMI	Coeficiente de mortalidade infantil
CNES	Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde
DATASUS	Departamento de informática do Sistema Único de Saúde
DNV	Declaração de nascido vivo
DO	Declaração de óbito
FIOCRUZ	Fundação Oswaldo Cruz
IAM	Instituto Aggeu Magalhães
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IC	Intervalos de Confiança
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
IRR	Índice Relativo de Redução
MI	Mortalidade infantil
MS	Ministério da Saúde
NV	Nascido vivo
ODM	Objetivos de Desenvolvimento do Milênio
OMS	Organização Mundial da Saúde
OR	Odds Ratio
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
RIPSA	Rede Interagencial de Informação para a Saúde
RR	Risco Relativo
SIM	Sistema de Informações sobre Mortalidade
SINASC	Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos
SUS	Sistema Único de Saúde
SVS	Secretaria de Vigilância em Saúde
TBN	Taxa Bruta de Natalidade
TMI	Taxa de mortalidade infantil
UF	Unidades da Federação

SUMÁRIO

1 APRESENTAÇÃO	22
2 INTRODUÇÃO	24
Referências	26
3 REFERENCIAL TEÓRICO	28
3.1 Mortalidade Infantil: Aspectos conceituais e epidemiológicos	28
3.2 As informações sobre nascimentos e óbitos infantis	35
3.3 Causalidade, Risco e a Determinação da Mortalidade Infantil.....	38
3.4 Modelos Multiníveis	42
3.5 Mortalidade infantil, suas desigualdades e iniquidades – algumas reflexões.....	46
Referências	49
4 METODOLOGIA GERAL	58
4.1 Tipo do Estudo.....	58
4.2 Área do Estudo	58
4.3 População do Estudo	61
4.4 Período do Estudo	61
4.5 Fontes de Informação	61
4.6 Etapas / Estratégias da Pesquisa	61
4.6.1 <i>Evolução Temporal da Mortalidade Infantil</i>	62
4.6.2 <i>Características da natalidade e da mortalidade</i>	62
4.6.3 <i>Completeness e características das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC antes e após o linkage</i>	62
4.6.4 <i>Determinantes individuais e contextuais associados à mortalidade infantil</i>	63
4.7 Considerações Éticas	63
Referências	64
5 EVOLUÇÃO TEMPORAL DA MORTALIDADE INFANTIL NAS CAPITAIS BRASILEIRAS DE 2000 A 2014	65
5.1 Introdução	65
5.2 Métodos	65
5.3 Resultados	67

5.4 Discussão	86
Referências	89
6 CARACTERÍSTICAS DA NATALIDADE E DA MORTALIDADE INFANTIL NAS CAPITAIS BRASILEIRAS DE 2000 A 2014.....	92
6.1 Introdução	92
6.2 Métodos	92
6.3 Resultados	94
<i>6.3.1 Natalidade</i>	<i>94</i>
<i>6.3.2 Mortalidade</i>	<i>108</i>
6.4 Discussão.....	121
Referências	128
7 COMPLETUDE E CARACTERÍSTICAS DAS VARIÁVEIS COMUNS AO SIM E AO SINASC ANTES E APÓS O LINKAGE NAS CAPITAIS BRASILEIRAS EM 2012	133
7.1 Introdução	133
7.2 Métodos.....	134
7.3 Resultados	137
7.4 Discussão.....	149
Referências	153
8 DETERMINANTES INDIVIDUAIS E CONTEXTUAIS ASSOCIADOS À MORTALIDADE INFANTIL.....	156
8.1 Introdução	156
8.2. Métodos.....	156
8.3 Resultados	165
<i>8.3.1 Sobre a população do estudo.....</i>	<i>165</i>
<i>8.3.2 Sobre as unidades de nascimento da população do estudo.....</i>	<i>169</i>
<i>8.3.3 Fatores de Risco para a Mortalidade Infantil.....</i>	<i>172</i>
8.4 Discussão.....	200
Referências	212
9 CONSIDERAÇÕES FINAIS	219
Apêndice A – Artigo aceito para publicação na Revista de Saúde Pública.....	223

Apêndice B – Taxas de mortalidade infantil e por componentes nas capitais brasileiras de 2000 a 2014.	246
Apêndice C - Memória de cálculo dos indicadores utilizados na análise descritiva da natalidade e da mortalidade infantil	249
Apêndice D – Capitais brasileiras segundo IDH - 2010	250
Apêndice E - Relação dos estabelecimentos de nascimento da criança, segundo Índice Sintético de Completude (ISC), Completude e Natureza. Capitais brasileiras, dezembro/2012.	251
Anexo A – Carta de aceite do artigo “Uso do Linkage para a melhoria da completude do SIM e do SINASC nas capitais brasileiras” pela Revista de Saúde Pública – USP.....	276
Anexo B – Parecer do Comitê de Ética em Pesquisas com Seres Humanos.....	277
Anexo C – Parecer Técnico do Ministério da Saúde sobre Cessão dos Bancos de Dados.....	282

1 APRESENTAÇÃO

Esta tese desenvolvida no Instituto Aggeu Magalhães da Fundação Oswaldo Cruz (IAM/Fiocruz) que versa sobre os diferenciais e determinantes da mortalidade infantil nas capitais brasileiras, pela complexidade do tema, pelas diferentes abordagens metodológicas adotadas e pela dimensão dos resultados apresentados, está elaborada em formato de livro. Esta opção de organização deste trabalho visa tornar mais palatável ao leitor a compreensão do conteúdo aqui apresentado, contribuindo assim com a divulgação dos resultados.

O texto está estruturado em nove capítulos, sendo o primeiro esta sessão de apresentação do trabalho. O segundo capítulo aborda uma introdução ao objeto da pesquisa, apresentando o problema a ser investigado, os objetivos do estudo e sua justificativa.

O terceiro capítulo apresenta parte importante do referencial teórico sobre o tema da mortalidade infantil, como os aspectos conceituais e epidemiológicos das mortes de menores de um ano, a questão das estatísticas vitais importantes na mensuração desse evento, uma discussão sobre a questão da causalidade, do risco e da determinação do óbito infantil, discorre sobre os modelos multiníveis e por fim tece breves comentários sobre as desigualdades e a mortalidade infantil.

O quarto capítulo ocupa-se da metodologia geral da pesquisa explicitando conteúdos gerais como delineamento do estudo, área e população a ser analisada, as fontes de informação, plano geral das diferentes estratégias de análise e as considerações éticas. Nesse sentido, o conteúdo dessa sessão servirá como base para a compreensão dos métodos específicos que serão tratados nos capítulos subsequentes.

Os capítulos de cinco a oito discorrem sobre os respectivos objetivos específicos da pesquisa, contendo cada um deles, uma breve introdução ao tema, os métodos, os resultados, a discussão sobre os achados e as referências bibliográficas.

O capítulo cinco versa sobre a evolução temporal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2014, apresentando as tendências das mortes de menores de um ano nesses quinze anos segundo as cidades, seus agregados por macrorregião e componentes do óbito infantil.

O sexto capítulo retrata as características da natalidade e do óbito infantil nas capitais do país em três recortes temporais (quinquênios) – 2000 a 2004, 2005 a 2009 e 2010 a 2014.

Na perspectiva da discussão sobre a qualidade das informações, o capítulo sete apresenta a aplicação do *linkage* entre os bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis para a melhoria da completude das variáveis comuns ao Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e ao Sistema de Informações sobre os Nascidos Vivos (SINASC) nas capitais brasileiras no ano de 2012. Este capítulo reúne alguns dos principais resultados do artigo intitulado “*Uso do linkage para melhoria da completude do SIM e do SINASC nas capitais brasileiras*” (Apêndice A) submetido e aceito pela **Revista de Saúde Pública** (Anexo A).

O oitavo capítulo disserta sobre os fatores individuais e contextuais da assistência à saúde, suas interações e diferenciais regionais na determinação da mortalidade infantil nas capitais do país em 2012, utilizando-se da abordagem multinível.

Finalmente, no último capítulo são tecidas as considerações finais do estudo buscando sintetizar os principais achados e integrá-los na expectativa de ampliar a compreensão sobre o tema investigado.

2 INTRODUÇÃO

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é um dos mais potentes indicadores de condições de vida e saúde, uma vez que as crianças menores de um ano são extremamente vulneráveis às condições socioeconômicas e assistenciais relativas ao meio no qual se inserem (MOTA; KERR, 2013; RIBEIRO; BARATA, 2012).

Considerando sua evitabilidade, investir na saúde das crianças e de suas mães não é apenas uma exigência de direitos humanos, mas também uma sólida decisão econômica e um dos caminhos mais seguros que um país pode tomar em direção a um futuro melhor (UNICEF, 2008).

Estudos apontam que a TMI tem reduzido no mundo e no Brasil, embora ainda o país ainda apresente altos níveis no cenário mundial (BYASS, 2017; FRANÇA; LANSKY, 2009; LIU et al., 2016). Essa queda da mortalidade infantil no Brasil também está associada a uma série de melhorias nas condições de vida e na atenção à saúde da criança em relação a questões como segurança alimentar e nutricional, saneamento básico e vacinação, embora constatem-se diferenciais regionais nesses progressos (UNICEF, 2008).

Além da tendência declinante também são verificadas mudanças nos padrões de natalidade e das causas das mortes em menores de um ano, com predomínio das mortes por afecções originadas no período neonatal, como prematuridade e malformações congênitas (BRASIL, 2015; FRANÇA et al., 2012; SANTOS et al., 2008).

As causas de mortalidade infantil no Brasil também se modificaram ao longo das últimas décadas (BRASIL, 2006). Segundo Duarte (2007) os óbitos em menores de um ano estão associados a uma série de fatores, tais como: condições biológicas maternas e infantis, condições ambientais e, fundamentalmente, as relações sociais que organizam a vida concreta das pessoas.

Nesse sentido o estudo dos fatores de risco dos óbitos entre crianças menores de um ano possibilita a elucidação da rede de eventos determinantes, a identificação de grupos expostos, bem como das necessidades de saúde de subgrupos populacionais, permitindo a programação de intervenções voltadas à redução dos óbitos infantis (HARTZ et al., 1996).

Considerando a complexidade da dimensão de causalidade do óbito de menores de um ano, nos últimos anos, tem aumentado o interesse sobre o efeito das características dos locais de residência das crianças e suas famílias, além das características individuais que poderiam

afetar a mortalidade infantil e seus componentes. Portanto vários estudos têm apresentado estratégias analíticas visando uma aproximação mais concreta dos fatores implicados na determinação desse evento (DRACHLER et al., 2003; NEUPANE; DOKU, 2014; RAMOS et al., 2006; ZANINI, et al., 2011).

Os modelos multiníveis surgem como uma alternativa aos modelos multivariados tradicionais por considerar a natureza hierárquica intrínseca aos dados e analisar a autocorrelação entre os fatores de risco nos níveis de agregação. Embora essa metodologia já venha sendo utilizada internacionalmente e no país para o estudo da mortalidade infantil (DIEZ-ROUX, 2002; DUNCAN et al., 1998; LAROS, 2009; PUENTE-PALACIOS), até o momento, nenhuma pesquisa publicada explorou os determinantes da mortalidade infantil nas capitais brasileiras sob o enfoque de análise multinível incluindo o nível da assistência à saúde.

Por fim, cabe destacar a dimensão das desigualdades territoriais que permeiam a temática da mortalidade infantil, expressando diferentes riscos de ocorrência de morte em menores de um ano de acordo com a região do país. Observando-se uma concentração das maiores taxas nas cidades das regiões Norte e Nordeste, enquanto que o centro-sul do país apresenta os menores coeficientes. (BRASIL, 2006; COMISSÃO NACIONAL DOS DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE, 2008; SOUZA; LEITE FILHO, 2008).

Nessa perspectiva o presente estudo teve como **Objetivo Geral:** Analisar a mortalidade infantil, seus diferenciais e determinantes nas capitais brasileiras a partir de uma abordagem multinível, considerando os aspectos individuais e contextuais relativos à assistência à saúde.

E como **objetivos específicos:**

- a) Analisar a evolução temporal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014;
- b) Descrever as características da natalidade e da mortalidade infantil nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2014;
- c) Verificar a completude e características das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC antes e após a aplicação da técnica de *linkage* nas capitais brasileiras em 2012;
- d) Identificar os fatores individuais e contextuais da assistência à saúde, suas interações e diferenciais regionais na determinação da mortalidade infantil no país em 2012.

Nesse sentido esta tese pretende ampliar a compreensão sobre a mortalidade infantil nas capitais brasileiras, detectar necessidades em diferentes grupos populacionais e contribuir para planejamento das ações voltadas à melhoria da saúde infantil.

Referências

- BRASIL. Ministério da Saúde. **Brasil 2014**: uma análise da situação de saúde e das causas externas. Brasília, 2015. 462 p.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2006**: uma análise da situação de saúde no Brasil. Brasília, 2006. 620 p.
- BYASS, P. Child mortality is (estimated to be) falling. **The Lancet**, London, v. 388, n. 10063, p. 2965-2967, 2017.
- COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE (Brasil). **As causas sociais das iniquidades em saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2008. 220 p.
- DIEZ-ROUX AV. A glossary for multilevel analysis. **Journal of Epidemiology & Community Health**, London, v. 56, n. 8, p. 588-594, 2002.
- DRACHLER, M. L. et al. Desigualdade social e outros determinantes da altura em crianças: uma análise multinível. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 6, p. 1815-25, 2003.
- DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, 2007.
- DUNCAN, C.; JONES, K.; MOON, G. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. **Social science & medicine**, Oxford, v. 46, n. 1, p. 97-117, 1998.
- FRANCA, E. et al. Mudança do perfil de causas de mortalidade infantil no Brasil entre 1996 e 2010: porque avaliar listas de classificação das causas perinatais. In: CONGRESSO DA ASSOCIACION LATINOAMERICANA DE POBLACION, 5., 2012, Montevideo. **Anais...** Montevideo: ALAP, 2012. p. 1-18.
- FRANÇA, E.; LANSKY, S. Mortalidade infantil neonatal no Brasil: situação, tendências e perspectivas. In: REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA SAÚDE (Brasil). **Demografia e saúde**: contribuição para análise de situação e tendências. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2009. 144 p.
- UNICEF. **Situação da infância brasileira, 2006**. Brasília, 2005.
- HARTZ, Z. M. A. et al. Mortalidade infantil “evitável” em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador de qualidade do sistema local de saúde. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 30, n.4. p. 310-318, 1996.

LIU, L. et al. Global, regional, and national causes of under-5 mortality in 2000–15: an updated systematic analysis with implications for the Sustainable Development Goals. **The Lancet**, London, v. 388, n. 10063, p. 3027-3035, 2016.

MOTA, E.; KERR, L. R. F. S. Medidas de Ocorrência de Doenças, Agravos e Óbitos. In: ALMEIDA FILHO, B.; BARRETO, M. L. **Epidemiologia & Saúde: fundamentos, métodos, aplicações**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2013. p. 699.

NEUPANE, S.; DOKU, D. T. Neonatal mortality in Nepal: a multilevel analysis of a nationally representative. **Journal of epidemiology and global health**, Amsterdam, v. 4, n. 3, p. 213-222, 2014.

PUENTE-PALACIOS, K. E.; LAROS, J. A. Análise multinível: contribuições para estudos sobre efeito do contexto social no comportamento individual. **Estudos de Psicologia**, Campinas, v. 26, n.3, p.349-361, 2009.

RAMOS, P. C. F. et al. Diferenciais regionais da mortalidade da população infantil no estado do Rio Grande do Norte evidenciados pela utilização de modelos multiníveis. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambú. **Anais...** ABEP, Belo Horizonte, 2006.

RIBEIRO, M. C. S. A.; BARATA, R. B. Condições de Saúde da população brasileira. In: GIOVANELLA, L. (Org.). **Políticas e Sistemas de Saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2012. p.143-182.

SANTOS, I. S. et al. Associated factors and consequences of late preterm birth: results from the 2004 Pelotas birth cohort. **Pediatric and Perinatal Epidemiology**, Oxford, v. 22, n. 4, p. 350-359, 2008.

SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Status de saúde e dados em painel. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008.

ZANINI, R. R. et al. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 45, n. 1, p. 79-89, 2011.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Mortalidade Infantil: Aspectos conceituais e epidemiológicos

A taxa de mortalidade infantil (TMI) tem sido ao longo do tempo, utilizada como um bom indicador das condições de vida, por sua simplicidade de cálculo e por refletir o estado de saúde de uma importante parcela vulnerável da população: os menores de um ano (DUARTE, 2007; MOTA; KERR, 2013; RIBEIRO; BARATA, 2012).

Esse indicador estima o risco de morte dos nascidos vivos durante o primeiro ano de vida, refletindo, de maneira geral, as condições de desenvolvimento socioeconômico e infraestrutura ambiental, bem como o acesso e a qualidade dos recursos disponíveis para atenção à saúde materna e da população infantil (REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2008).

A TMI é calculada dividindo-se o número de óbitos de crianças menores de um ano registrados em um dado período, pelo número de nascidos vivos no mesmo período, em uma determinada área, e multiplicando-se o valor encontrado por 1.000, o que é denominado método direto (MOTA; KERR, 2013; REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2008). Por sua vez, o procedimento indireto para cálculo dessa taxa, consiste na utilização de técnicas baseadas em modelos demográficos, que utilizam informações de pesquisas amostrais como número de mulheres em idade fértil em relação aos filhos tidos nascidos vivos e sobreviventes, para estimar as probabilidades de morte no primeiro ano de vida (FLORES, 2004; SIMOES, 1999).

A Organização Mundial de Saúde (OMS) considera alta a TMI que seja superior a 50 óbitos por mil nascidos vivos, média aquelas entre 21 e 49 e baixa as inferiores a 20 óbitos, sendo tidas como aceitáveis taxas inferiores a 10 (UNICEF, 2008). Altas taxas de mortalidade infantil estão relacionadas a baixos níveis socioeconômicos da população, quantificáveis por meio do acesso a serviços de saúde e saneamento, do nível de escolaridade da população, da renda per capita e do nível de desigualdade de renda (SOUZA; LEITE FILHO, 2008).

A mortalidade infantil pode ser desdobrada em dois componentes principais: neonatal (0 a 27 dias) e pós-neonatal (28 a 364 dias). O período neonatal pode ser ainda, subdividido em: neonatal precoce (até seis dias) e neonatal tardio (7 a 27 dias) (REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2008). A divisão da TMI nos componentes possibilita

avaliar com maior precisão o impacto das medidas de controle relacionadas com as causas da mortalidade infantil que incidem nos dois grupos etários (MOTA; KERR, 2013).

Os óbitos no período pós-neonatal são, em geral, relacionados aos níveis de vida e saúde da população, uma vez que nessa fase da vida as crianças estão mais expostas às condições socioeconômico-ambientais e aos respectivos fatores de risco de enfermidades, tais como gastroenterites, pneumonias e doenças imunizáveis. Em contrapartida as causas das mortes neonatais são de controle mais difícil, predominando as malformações congênitas e as intercorrências da gravidez e do parto que afetam o recém-nascido e que dependem, mais diretamente, do acesso e da qualidade da assistência materno-infantil (MOTA; KERR, 2013).

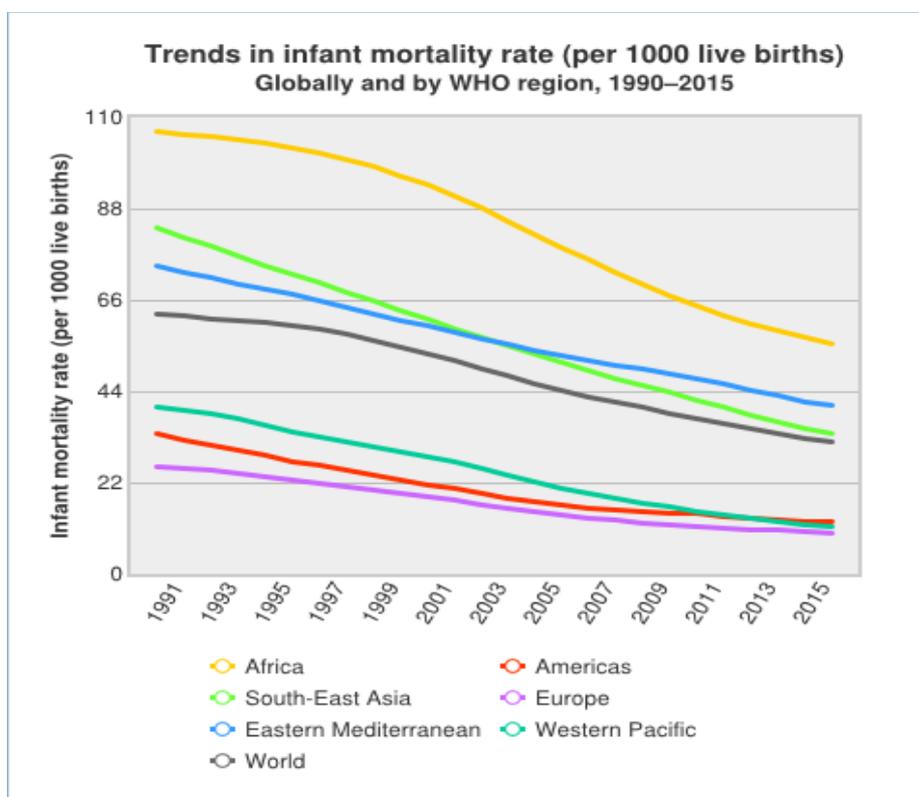
Ainda em relação aos óbitos infantis, a mortalidade perinatal e as mortes na infância são consideradas importantes. A mortalidade perinatal é a que ocorre entre a 22^a semana gestacional (período no qual o feto atinge em torno de 500 g), também denominado óbito fetal, até 7 dias completos de vida (período neonatal precoce). Esse indicador mensura o risco de morrer devido a fatores relacionados com a gestação e com o momento do parto (BRASIL, 2009; MOTA; KERR, 2013). A mortalidade na infância estima a probabilidade de uma criança morrer desde o seu nascimento até cinco anos de vida (MOTA; KERR, 2013). Os óbitos nessa faixa etária representam condições de saúde mais sensíveis para detectar ou perceber mudanças macro contextuais da sociedade, sendo estas as que envolvem os ambientes político, econômico e de políticas sociais (UNICEF, 2008).

Historicamente no que se refere à saúde materno-infantil, na primeira metade do século XX constatou-se a consolidação do conhecimento e da prática médica obstétrica e neonatal, apresentando avanços que culminaram com uma redução significativa tanto da mortalidade materna quanto perinatal, em particular nos países desenvolvidos. Por outro lado, nos países em desenvolvimento, persiste a preocupação com a frequência com que ainda ocorrem mortes de mulheres e crianças por complicações decorrentes da gravidez e do parto, a maioria destas evitáveis por meio de uma adequada assistência pré-natal (TREVISAN et al., 2002).

Durante o século XX, o coeficiente de mortalidade infantil apresentou um acentuado declínio em quase todos os países do mundo (AHMAD et al., 2000; PEREZ; LEON, 1990; SCHNEIDER et al., 2002), sendo que nos países desenvolvidos o declínio começou no final do século XIX, enquanto que nos países em desenvolvimento, houve um considerável declínio após o final da segunda guerra mundial (AHMAD et al., 2000).

Segundo dados recentes divulgados pelo Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF), OMS, Banco Mundial (BM) e Organização das Nações Unidas (ONU), em 1990 a TMI no mundo foi de 63‰, passando para 32‰ em 2015. A África foi a região com maior taxa em todo o período, passando de 107‰ em 1990 para 55‰ em 2015, enquanto que a Europa apresentou menor TMI nas quase três décadas analisadas, chegando a 2015 com uma taxa de 10‰, conforme demonstrado na Figura 1 (LEVELS..., 2016).

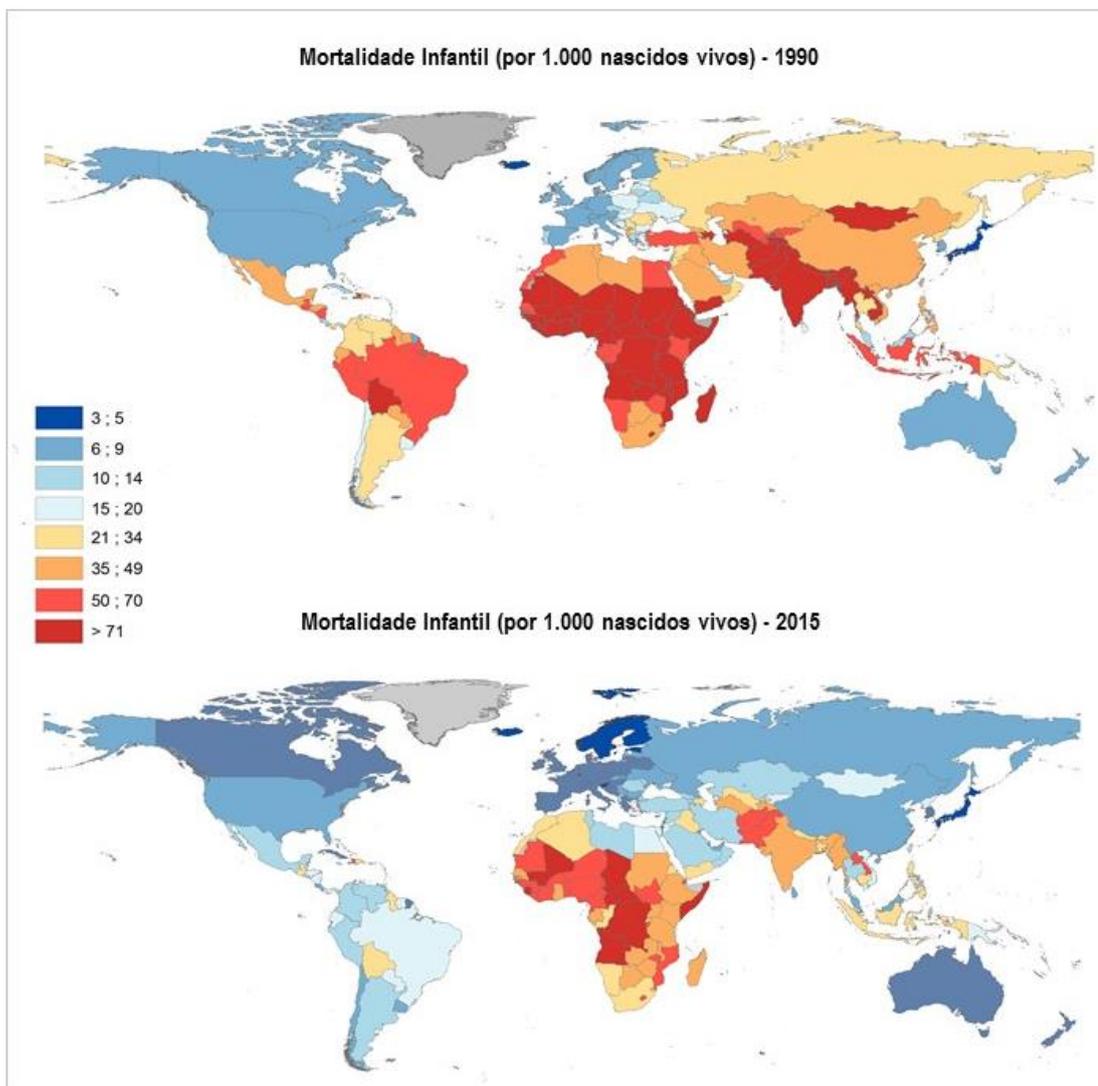
Figura 1 - Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil (por 1.000 nascidos vivos) – Global e segundo região da OMS, 1990 a 2015.



Fonte: Unicef, WHO, World Bank, UN-DESA, Population Division (LEVELS..., 2016).

Ainda segundo esse relatório, em 1990 morreram no mundo 8.924.000 crianças antes de completar um ano de vida no mundo, em 2015 o número de mortes foi de 4.450.000, uma redução de mais de 50%. Entre os países a TMI variou significativamente, sendo possível observar taxas de 2,0 óbitos a cada mil nascidos vivos em países como Japão, Finlândia e Lituânia e taxas superiores a 90‰ como em Angola e na África Central (LEVELS..., 2016). A figura abaixo apresenta a TMI dos anos de 1990 e 2015 segundo os países.

Figura 2 - Taxa de Mortalidade Infantil (por 1.000 nascidos vivos) no mundo, 1990 e 2015.



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Unicef, WHO, World Bank, UN-DESA, Population Division (LEVELS..., 2016).

Segundo estimativas, o Brasil passou de uma TMI de 51‰ em 1990 para 15‰ em 2015, com um total de 47.000 mortes nesse último ano, ocupando a 96ª posição no ranking dos 195 países analisados no relatório da UNICEF. O país apresentou uma taxa de mortalidade maior do que a TMI das Américas (13‰), sendo também mais alta do que a verificada em países vizinhos como Chile (7‰), Uruguai (9‰), Argentina (11‰), Peru (13‰), Venezuela (13‰) e Colômbia (14‰) (UNICEF et al., 2016).

O Brasil figurou entre os nove países que representaram dois terços da redução global de 3,1 milhões de mortes de crianças em 2013 em comparação com 2000 (em ordem de

grandeza): Índia, China, Etiópia, Bangladesh, Indonésia, Paquistão, Brasil, Afeganistão e Nigéria (WANG et al., 2014).

De acordo com dados do Ministério da Saúde, 38.432 crianças morreram antes de completarem 1 ano em 2014, uma média de mais de 105 mortes por dia no país, perfazendo uma TMI de 12,15‰ (BRASIL, 2017).

Na perspectiva histórica observa-se que os importantes avanços e contradições no desenvolvimento econômico-social do país refletiram também na situação de saúde. Segundo o IBGE (1999) a TMI no Brasil que era de 162,4 óbitos no primeiro ano de vida para cada mil nascidos vivos em 1930, caiu para 62,9‰ em 1985, apresentando importante redução em todas as regiões (Tabela 1).

Nas últimas décadas a TMI manteve a tendência de declínio. Segundo dados da Rede Interagencial de Informação para a Saúde (2012), em 1990 esse indicador era de 47,1/1.000 nascidos vivos, chegando a 15,3‰ em 2011, o que representa uma diminuição de 67,5% neste período (Tabela 1). De acordo com o Ministério da Saúde, a partir de 2010, a queda da TMI tem sido mais lenta, alcançando, em 2013, 14,5‰ (BRASIL, 2015).

Tabela 1 - Taxa de mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos) segundo macrorregiões. Brasil – 1930 a 2010.

Ano	Taxa de Mortalidade Infantil (‰)					
	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1930	162.3	193.3	193.2	153.0	121.0	146.0
1935	152.7	170.0	188.0	145.0	120.0	133.0
1940	150.0	166.0	187.0	140.0	118.0	133.0
1945	144.0	156.0	185.0	130.0	113.0	123.0
1950	135.0	145.4	175.0	122.0	109.0	119.0
1955	128.2	127.5	169.6	108.0	94.7	114.0
1960	124.0	122.9	164.1	110.0	96.0	115.0
1965	116.0	111.3	153.5	96.0	84.0	99.0
1970	115.0	104.3	146.4	96.2	81.9	89.7
1975	100.0	94.0	128.0	86.0	72.0	77.0
1980	82.8	79.4	117.6	57.0	58.9	69.9
1985	62.9	60.8	93.6	42.6	39.5	47.1
1990	47.1	45.9	75.8	32.6	28.3	34.4
1995	35.1	38.8	52.2	25.6	21.9	27.7
2000	26.1	32.8	35.9	20.1	16.9	22.3
2005	20.4	27.1	25.9	16.0	14.1	19.3
2011	15,5	19,9	18,0	13,0	11,3	15,5

Fontes: Elaborado pela autora com base nos dados do IBGE (1999) e Rede Interagencial de Informações para a Saúde (2012)

Dentre as regiões do país, o Nordeste foi a que apresentou o maior percentual de queda da TMI (78%), passando de 75,8‰ em 1990 para 16,9‰ em 2013. Já as regiões Norte e Centro-Oeste foram as que apresentaram o menor percentual de redução da TMI no mesmo período, 59% e 57%, respectivamente. A forte queda da TMI no Nordeste desde 1990 implicou redução das diferenças da taxa entre as regiões. Nesse sentido, o Nordeste deixou de apresentar as mais elevadas taxas de mortalidade infantil desde meados dos anos 2000, sendo superado pela Região Norte (BRASIL, 2015).

Simultaneamente à redução da mortalidade infantil ocorrida no Brasil, constata-se uma mudança no seu perfil em relação aos componentes. Da predominância (51%) do componente pós-neonatal no início da década de 1990, passa-se a um cenário de maior importância do componente neonatal precoce (BRASIL, 2015).

A mortalidade pós-neonatal apresentou uma redução de 82% no país entre 1990 a 2013, chegando, neste último ano a uma taxa de 14,5‰, enquanto que o componente neonatal, em 2013, apresentou uma taxa neonatal precoce de 7,6‰ e de 2,4‰ no neonatal tardio. Considerando-se o período neonatal (precoce e tardio), essa proporção em 2010 se elevou para 69% (BRASIL, 2015).

A partir dos anos 2000, mais de 50% dos óbitos infantis ocorrem na primeira semana de vida e grande parte dessas mortes aconteceram nas primeiras 24 horas (25%), indicando uma relação estreita com a atenção ao parto e nascimento (FRANÇA; LANSKY, 2009; LIU et al., 2002).

No que se refere às causas de mortes em menores de um ano, a crescente importância do componente neonatal refletiu também no perfil de causas de óbito. Observou-se uma significativa diminuição da mortalidade proporcional devido às infecções respiratórias e diarreias, ao passo que se assistiu a um aumento das causas perinatais e malformações em todas as regiões do país, embora ainda com disparidades regionais (BRASIL, 2012; COMISSÃO NACIONAL DOS DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE, 2008.).

As causas de mortalidade infantil no Brasil alteraram-se ao longo das últimas décadas. Fatores de desenvolvimento sociais como a melhoria das condições habitacionais, e demográficos como a redução da fecundidade da população brasileira, tiveram efeitos favoráveis na redução da mortalidade infantil, sendo evidenciados principalmente a partir dos anos 2000. Alguns programas e ações de saúde difundidos no período contribuíram também para a redução dessa taxa, como, por exemplo, o Programa de Saúde da Família, a Terapia de

Reidratação Oral, o Programa Nacional de Imunização e os Programas de Atenção Integral à Saúde da Mulher (BRASIL, 2006).

Habitualmente as causas das mortes infantis têm sido analisadas segundo capítulos da Classificação Internacional das Doenças – 10ª revisão (CID-10), o que, segundo França e Lansky (2009) pode resultar em dificuldade de dimensionamento de causas particulares. De acordo com a análise por capítulos da CID-10 há maior participação das afecções perinatais e das malformações na mortalidade de menores de um ano (FRANÇA et al., 2012).

Considerando a lista reduzida de tabulação de causas de óbitos infantis, proposta por França et al. (2012), observou-se que a prematuridade foi a principal causa de morte de menores de um ano no Brasil em 2010, seguidas das malformações congênicas, infecções perinatais e asfixia/hipóxia. Percebeu-se também uma redução dos óbitos por diarreias/desidratação e por desnutrição, enquanto que foi verificado um aumento das mortes associadas aos fatores maternos, grupamento no qual incluem-se as doenças maternas hipertensivas, das vias urinárias e do trato genital (FRANÇA et al., 2012).

A demanda por aprofundamento na temática de evitabilidade do óbito levou pesquisadores de diferentes países a desenvolverem listas para classificação de causas de mortes evitáveis visando subsidiar ações de prevenção e identificação de fragilidades na atenção à saúde materno-infantil (DOUGLAS; MAO, 2002; MALTA et al., 2007; SIMONATO; BALLARD; BELLINI, 1998). No Brasil, Malta et al. (2007), ao considerar que a morte evitável diz respeito à ocorrência desse evento quando poderia ser totalmente evitado pela adequada atenção à saúde, qualificando-o como indicador sensível à qualidade da assistência em saúde, construíram uma lista de causas de mortes evitáveis em menores de cinco anos por intervenções do Sistema Único de Saúde (SUS).

Cerca de 70% das mortes de menores de um ano são consideradas evitáveis por intervenções do SUS no país, dentre as quais destacam-se aquelas evitáveis por adequada atenção à mulher durante a gestação e o parto e ao feto e ao recém-nascido, o que sugere problemas de acesso aos serviços de saúde, cobertura e qualidade da assistência prestada (MALTA et al., 2007; MALTA; DUARTE, 2010).

3.2 As informações sobre nascimentos e óbitos infantis

O monitoramento da mortalidade infantil (MI) implica na disponibilidade e adequação das informações em saúde, ainda um desafio a ser enfrentado pelo setor nas Américas (BARROS et al., 2010). Para Hartz et al. (1996), em países onde o risco de morrer dos menores de um ano permanece elevado, a necessidade de se obter indicadores de qualidade que evidenciem esta problemática não é apenas uma exigência metodológica, mas ética, por que implica na “mortalidade consentida” de crianças.

No Brasil uma das maneiras de monitorar a MI é através dos dados produzidos pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e pelo Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), desenvolvidos pelo Ministério da Saúde diante da necessidade de conhecer a situação epidemiológica dos óbitos e nascimentos no país (MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007).

O SINASC, implantado oficialmente em 1990, tem como documento básico, padronizado para todo o país, a declaração de nascido vivo (DNV), que deve ser gerado nos hospitais e em outras instituições de saúde onde se realizam partos (para os partos hospitalares) e nos Cartórios de Registro Civil (para os partos ocorridos em domicílio) (MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007).

Em julho de 1995, a abrangência do SINASC, em relação ao momento da implantação, já era bastante significativa: em 19 estados, estava implantado em 100% dos municípios, o que evidenciava uma forte adesão ao Sistema por parte das diversas áreas. Esses números mostravam que, em relação ao total do país, 80,4% dos municípios já estavam cobertos. A partir de 1998 o SINASC já estava em funcionamento em 100% dos municípios do país (MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007).

O Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) foi implantado no Brasil em 1975 e com abrangência nacional desde 1979. Utiliza como instrumento padronizado de coleta de dados a declaração de óbito (DO), com série histórica disponíveis para análise desde o ano de 1979. Como o óbito tem registro único e obrigatório, o sistema busca ser universal, pois se propõe registrar todas as mortes ocorridas no país. É essencial para o Sistema Nacional de Vigilância Epidemiológica porque contém informações sobre as características de pessoa, tempo e lugar, condições do óbito, inclusive sobre a assistência prestada ao paciente, e causas básica e associada (MOTA; CARVALHO, 2003).

O SIM foi concebido para suprir as falhas do Sistema do Registro Civil e permitir conhecer o perfil epidemiológico da mortalidade em todo o país, embora ainda apresente problemas, como subregistro e incompletude dos dados, que limitam a utilização de todo seu potencial (DRUMOND JUNIOR, 2002; MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007).

O SIM e o SINASC possibilitam o cálculo do coeficiente de mortalidade infantil pelo método direto, que embora seja considerada a forma mais precisa e segura de monitoramento, a mensuração direta tem sido comprometida pelas disparidades regionais quanto à cobertura desses sistemas, em especial nas regiões Norte e Nordeste (ANDRADE; SZWARCOWALD, 2007; SZWARCOWALD et al., 2002).

Para o cálculo indireto da TMI, cabe ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a responsabilidade de estimar e divulgar dados referentes às estatísticas vitais. Essas técnicas de mensuração, apesar de serem reconhecidas pela robustez, apresentam limites e incoerências relacionados a essas formas de estimação, impossibilitando o monitoramento da MI, especialmente em municípios de pequeno porte populacional (ANDRADE; SZWARCOWALD, 2007; FRIAS et al., 2008).

Nessa perspectiva o Ministério da saúde tem envidado esforços na qualificação do SIM e do SINASC, estimulando o desenvolvimento de métodos que avaliem a adequação das informações vitais e de estratégias que impulsionem o uso dos dados diretos dos sistemas de informações em saúde (FRIAS et al., 2011; SZWARCOWALD et al., 2011). Ressaltam-se ainda a adoção de medidas tendo em vista aperfeiçoamento desses sistemas, tais como: a incorporação da busca ativa de eventos na rotina da vigilância em saúde na esfera municipal, o aprimoramento da vigilância do óbito, a realização a autópsia verbal em localidades desassistidas, a integração com os comitês de prevenção do óbito materno, fetal e infantil e a capacitação dos atores envolvidos na produção da informação (CAMPOS et al., 2010; PEREIRA et al., 2013).

Como consequência desses investimentos, paulatinamente, esses sistemas vêm sendo aprimorados do ponto de vista da cobertura e da qualidade das informações, e já tem sido utilizado amplamente em análises epidemiológicas e demográficas (BRASIL, 2006).

A abrangência do SINASC, medida por meio de estimativa demográfica do IBGE, demonstra o aumento da sua cobertura, passando de 87,5% em 2000 para 89,4% em 2004 (BRASIL, 2006). Em 2013 esse sistema já apresentava, no âmbito nacional, cobertura de 96,2% dos nascimentos, porém ainda com diferenças regionais, sendo observada menor percentual na

Região Norte (91%) ao passo que na Região Sul se verificou cobertura completa (100%) (SZWARCOWALD, 2014; SZWARCOWALD et al., 2011).

Semelhantemente, o SIM vem demonstrando nítidos avanços, seja no que se refere à ampliação da cobertura, seja na divulgação e facilidade de acesso aos dados. Os estudos apontam para uma ampliação da abrangência do SIM decorrente, sobretudo, da notificação do óbito ser compulsória e pelo formulário de sua declaração ser distribuído gratuitamente. Ressalta-se também a importante redução, nos últimos anos, do registro de óbitos no grupo de causas mal definidas (BOING; BOING, 2008; BRASIL, 2006; MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007).

Segundo o Ministério da Saúde, em 2013 o país já apresentava 97,1% de cobertura das informações sobre óbitos, com 8 unidades da federação com resultados acima de 95% e 9 estados ainda com cobertura inferior ou igual a 90%, estes últimos em sua grande maioria concentrados nas regiões Norte e Nordeste (BRASIL, 2015).

Para Soares et al (2007) o subregistro dos óbitos é uma limitação, praticamente insignificante em centros urbanos de médio e grande porte, onde é menos provável a ocorrência dos chamados "cemitérios clandestinos". Para esses centros, a informação apresentada na declaração de óbito representa uma das principais fontes de informações sobre as condições que determinaram o óbito.

Contudo, Andrade e Szwarcwald (2007) reforçam a persistência das disparidades regionais na abrangência do SIM e do SINASC, apresentando grandes variações entre as unidades da federação, constatando-se ainda baixos percentuais, particularmente nos estados localizados nas regiões Norte e Nordeste do Brasil.

Almeida e Szwarcwald (2014) ao proporem um método para estimação do Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) por município, verificaram maior subenumeração das informações de óbitos e nascimentos em municípios de pequeno porte populacional, principalmente nas Regiões Norte e Nordeste do país, ratificando esse quadro de desigualdades. Nesse sentido, Frias et al. (2014) chamam atenção para o desafio do alcance de cobertura universal em todos os municípios brasileiros.

No que diz respeito à qualidade das estatísticas vitais, novos desafios se descortinam, dentre os quais destacam-se: a melhoria no nível de detalhamento da classificação da causa básica de morte, a completude das variáveis, a fidedignidade e consistência das informações (FRIAS et al, 2014; SILVA et al., 2013).

Romero e Cunha (2006), ao analisarem a qualidade das variáveis socioeconômicas e demográficas dos óbitos de crianças menores de um ano registrados no SIM, no Brasil, identificaram que esse sistema apresentava sérios problemas de qualidade das informações, tais como: instruções confusas no manual para informação ignorada, má classificação da ocupação materna, ausência de identificação sobre a raça do informante e elevada proporção de incompletude das variáveis.

Esses mesmos autores, em outro estudo que buscou avaliar a qualidade das informações do SINASC no país, constataram que o referido sistema apresentou boa completude e consistência na maioria das variáveis, porém, observaram-se problemas de qualidade nas informações sobre filhos anteriores e ocupação materna. Quanto à raça/cor, os autores verificaram problemas metodológicos de definição da variável e de incompletude em parte dos estados (ROMERO; CUNHA, 2007).

Na perspectiva da busca pela melhoria da qualidade das estatísticas vitais, em especial no que se refere à completude das informações, alguns pesquisadores têm empregado o método de relacionamento entre as bases de dados (*linkage*) entre o SIM e o SINASC, como uma das estratégias potentes para qualificação dos dados (MAIA; SOUZA; MENDES, 2015; MARQUES; OLIVEIRA; BONFIM, 2016; MENDES et al., 2012; SILVA; LEITE; ALMEIDA, 2009).

Ressalta-se ainda, que não obstante os progressos já alcançados, o esforço para o aperfeiçoamento dos dados sobre nascimentos e óbitos deve ser continuamente incentivado. Ademais, segundo Frias et al. (2014) além de ações direcionadas à melhoria dos registros vitais, alcançar o nível ótimo dessas informações continuará na dependência do poder público e da sociedade em garantir acesso equânime às políticas públicas a toda população.

3.3 Causalidade, Risco e a Determinação da Mortalidade Infantil

O esforço humano para compreender o processo saúde-doença e intervir sobre ele é percebido ao longo da história e dos sucessivos modelos de civilização, demonstrando consonância com os padrões vigentes de conhecimento e de organização social de cada época (CARVALHO; BUSS, 2012). Nesse sentido, a compreensão da determinação do processo saúde-doença é uma das vertentes, talvez a mais importante, na história da Epidemiologia, a

partir da qual a questão da causalidade assume um relevante papel para essa área de conhecimento (LUIZ; STRUCHINER, 2002).

O estudo da causalidade, diz respeito às relações de causa e efeito entre fenômenos. Segundo Rothman e Greenland (1998), uma causa pode ser entendida como qualquer evento, condição ou característica que desempenhe uma função essencial na ocorrência da doença. Observa-se, ainda, que causalidade é um conceito relativo, devendo ser compreendido em relação a alternativas concebíveis. Isto é, o efeito de uma causa é sempre relativo à outra causa.

Ao abordar à questão conceitual de causa, a epidemiologia tem trilhado diferentes caminhos, passando pela filosofia da ciência a uma abordagem mais pragmática, com o processo de identificação de um suposto agente causal, ou ainda se apresentando de forma determinística, observando-se, entretanto, que a ocorrência de uma doença em geral não está associada exclusivamente a uma única causa, e sim a um conjunto de causas componentes. Portanto, enquanto conceito, a causalidade é determinada, de um lado, pelas condições concretas de existência do homem, de outro, pela sua capacidade intelectual em cada contexto histórico (LUIZ; STRUCHINER, 2002).

A epidemiologia moderna também tem se estruturado em torno de outro conceito fundamental: o risco. Para Almeida Filho e Coutinho (2007), o risco, enquanto a probabilidade de ocorrência de uma doença em determinada população, é um elemento central de cálculo racional na cultura moderna. Sua importância científica e cultural é cada vez mais crescente na sociedade contemporânea. É por meio da análise de risco que se estabelecem as bases para a tomada de decisão racional em face da incerteza, cuja percepção é também crescente.

O risco no discurso epidemiológico situa-se para além e para fora do sujeito, o risco é localizado no âmbito da população, produzido ou atribuído no âmbito dos coletivos humanos. Risco é enfim uma propriedade das populações e a sua referência legítima será exclusivamente coletiva (ALMEIDA FILHO; COUTINHO, 2007).

A construção de modelos de análise do risco epidemiológico é uma das mais importantes áreas da atividade científica. A identificação e a redução dos riscos, seja para a prevenção de doenças, seja na técnica terapêutica, é, na atualidade um dos principais objetivos da saúde pública (ALMEIDA FILHO; CASTIEL; AYRES, 2011).

Essa ideia permite ainda a construção de um conceito derivado, o "fator de risco". Ao considerar que no campo epidemiológico, risco é predição, fator de risco é então compreendido como um preditor de uma predição, ou "risco de risco". Por meio dessa operação, atribui-se à

ideia de fator de risco o estatuto do conceito de risco propriamente (ALMEIDA FILHO; COUTINHO, 2007).

Contudo Czeresnia, Maciel e Oviedo (2013) apresentam ressalvas à chamada “epidemiologia do risco” que se aprimorou progressivamente a partir da segunda metade do século XX, visando conferir a cada sujeito a responsabilidade pela modulação de seus hábitos para a conservação da saúde e prevenção das doenças. Para esses autores, esse modelo analítico não favorece uma explicação compreensiva dos processos sociais e históricos implicados no aparecimento das doenças em populações.

Nessa perspectiva, Barata, Almeida Filho e Barreto (2013) referem que, o conceito de determinação é mais adequado para a compreensão de processos sociais complexos, pois partem do entendimento de que não é possível o isolamento completo de um dado fator de risco, e de que esses fatores não são independentes. Pelo contrário, na lógica das diferentes variedades de determinação existentes no mundo material, os limites nem sempre são claros, não há vínculos unidirecionais e a maioria das relações não são suficientes em si mesmas.

Essas concepções de determinação do processo saúde doença resultaram na formulação de diferentes modelos explicativos, a exemplo do modelo da história natural da doença (LEAVELL; CLARK, 1976), do modelo social estruturalista (BREIHL; GRANDA, 1986) e o modelo de determinação social da saúde (DAHLGREN; WHITEHEAD, 1991). Este último com maior difusão, recentemente, no campo da saúde pública ao compreender que o enfrentamento das causas, das determinações econômicas e sociais mais gerais dos processos saúde-enfermidade, envolvem ações não apenas no setor saúde, como mudanças nos modelos assistenciais, mas também intervenções socioeconômicas, ambientais e culturais por meio de políticas públicas intersetoriais (CARVALHO; BUSS, 2012).

Entende-se por determinantes sociais da saúde, os fatores socioeconômicos, culturais, étnicos/raciais, psicológicos e comportamentais que influenciam a ocorrência de problemas de saúde e seus fatores de risco na população (COMISSÃO NACIONAL DOS DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE, 2008).

Para a epidemiologia, a análise dos determinantes da mortalidade infantil, compreendidos como indicadores das várias dimensões das condições de vida é de suma importância, por permitir compreender alguns elementos da cadeia de eventos relacionados à determinação das mortes de menores de um ano; identificar grupos expostos a diferentes fatores de risco e detectar necessidades de saúde em diferentes subgrupos populacionais, com objetivo

de subsidiar intervenções voltadas para a redução do risco do óbito infantil (CÉSAR, 1990; HARTZ et al., 1996).

A rede de determinantes da mortalidade infantil é, portanto, complexa e resulta de uma interação entre fatores de várias dimensões, sendo o modelo teórico-conceitual desenvolvido por Mosley e Chen (1984), um marco na proposta de modelagem hierarquizada para o estudo dos determinantes dos óbitos em menores de um ano. A chave desse modelo é a identificação de um conjunto de fatores proximais e intermediários, representados pelas variáveis biológicas da mãe e do recém-nascido que influenciam diretamente os riscos de morte infantil e por meio dos quais os determinantes sociais e econômicos operam para afetar a sobrevivência das crianças.

Victora et al. (1997) também propõem a utilização de estruturas conceituais hierárquicas, considerando que a saúde das crianças, particularmente nos países menos desenvolvidos, é determinada por um grande número de fatores, com forte influência de condições como a pobreza, em geral mensurada por variáveis como renda familiar, a educação dos pais, o número e o tipo de eletrodomésticos. Porém, tais fatores, não são responsáveis diretamente pela ocorrência das doenças, em geral atuando através de uma série de determinantes proximais inter-relacionadas.

A literatura tem apontado que os mecanismos biossociais básicos, relacionados com as variáveis biológicas da mãe e do recém-nascido, possuem influência mais direta na mortalidade infantil, dentre os quais destaca-se o baixo peso ao nascer como de maior importância, e incluem-se também, fatores como idade gestacional, idade da mãe, sexo, malformações congênitas, gestações múltiplas e doenças maternas (AQUINO et al., 2003; BARROS, 2000; BOING; BOING, 2006; MAIA et al., 2012; MORAIS NETO; RIBEIRO et al., 2009; SARINHO et al., 2001; ZANINI et al., 2011).

A importância dos fatores relacionados à atenção à saúde materno-infantil, tais como a assistência pré-natal, o acesso e qualidade da atenção ao parto ao recém-nascido estão amplamente comprovados na literatura (AQUINO et al., 2003; AWITI, 2014; KAYODE et al., 2014; MAIA et al., 2012; MORAIS NETO; BARROS, 2000; MOSLEY; CHEN, 1884; RIBEIRO et al., 2009; SILVA et al., 2010).

Os estudos apontam ainda para a associação entre a mortalidade infantil e os fatores macro-sociais, destacando-se nesse grupo as variáveis socioeconômicas como renda, escolaridade dos pais, ocupação dos pais, tipo de moradia, nutrição, entre outros (DEVIDE,

2002; GOMES; ARAÚJO; SALVATO, 2002; IRFFI; OLIVEIRA; BARBOSA, 2008; KAYODE et al., 2014; MAIA et al., 2012, LEITE; SILVA, 2001; VICTORA; CESAR, 2003).

Segundo Leite e Silva (2001), a renda familiar está diretamente relacionada com os bens e serviços que influem na manutenção da saúde das crianças: como alimentação, moradia, acesso à água de boa qualidade, instalações sanitárias adequadas, e os bens básicos de consumo.

Segundo Victora (2001), a importância dos fatores macrossociais é imensa, pois, historicamente, são responsáveis pelos altos índices de mortalidade no país e pela intensa disparidade entre as regiões. Tais fatores influenciam a ocorrência das causas imediatas de morte pela exposição a fatores de risco (por exemplo, condições inadequadas de nutrição, saneamento, aglomeração etc.) quanto a falta de acesso a fatores protetores (por exemplo, vacinas, manejo adequado das doenças infecciosas, atenção pré-natal etc.). Entretanto o enfrentamento desses determinantes é mais difícil por serem menos passíveis de modificações por intervenções diretas do setor saúde, demandando a articulação de um conjunto de políticas públicas (VICTORA; CESAR, 2003).

Pesquisas científicas demonstram diferentes associações com a mortalidade infantil, para além daquelas já classicamente conhecidas. Estudo realizado por Macinko, Guanais e Souza (2006) demonstraram o impacto na implantação da estratégia da saúde da família (ESF) na redução da TMI no Brasil. Rasella et al. (2013) evidenciaram a diminuição das mortes infantis e na infância à medida que aumentou a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF). E, mais recentemente, um trabalho publicado por Pieters et al. (2016) investigaram o efeito das reformas democráticas na mortalidade infantil em 33 países, verificando que, em média, a democratização reduziu a mortalidade infantil e o efeito aumentou ao longo do tempo.

Tais estudos servem para exemplificar a multiplicidade de fatores e a complexidade da dimensão de causalidade existente entre o risco de morte em menores de um ano e a condição de vida da população, demandando cada vez mais a adoção de estratégias analíticas que permitam maior aproximação com essa realidade.

3.4 Modelos Multiníveis

A complexidade do processo saúde-doença, a renovação do interesse pelas explicações sociais desse processo sob a influência das transformações sociais ocorridas a partir dos anos 1960, a valorização do contexto sociocultural e político na determinação dos comportamentos

humanos e a preocupação com a dimensão das desigualdades, tem sido amplamente discutida sob a perspectiva da epidemiologia social (BARATA; ALMEIDA FILHO; BARRETO, 2013).

Krieger (2001) afirma que a epidemiologia social se distingue pela insistência em investigar explicitamente os determinantes sociais do processo saúde-doença.

Uma das correntes da epidemiologia social é a denominada Ecoepidemiologia proposta por Susser e Susser (1998), na qual propõe um enfoque que analisa os determinantes e desfechos em diferentes níveis de organização, considerando a hierarquia de complexidade e as múltiplas interações entre e através dos diferentes níveis.

O modelo ecológico representa a tentativa de superação dos problemas teóricos da multicausalidade, buscando articular seus componentes em relação de interação recíproca. Um aspecto importante desse modelo é o reconhecimento de que nem todos os determinantes podem ser conceituados como atributos do nível individual, devendo também ser consideradas as variáveis grupais ou ecológicas, tais como desigualdade de renda, capital social ou características de vizinhança (BARATA; ALMEIDA FILHO; BARRETO, 2013).

Como decorrência dessas opções teóricas surgem vários modelos explicativos na epidemiologia social, gerando distintas vertentes no trabalho epidemiológico (BARATA, 2005). Esses modelos têm em comum a abordagem multinível ou hierárquica da realidade, a valorização de distintos processos ou mecanismos de produção e a consideração das influências recíprocas entre os distintos processos. São notadamente mais amplos e complexos, criando problemas consideráveis com respeito à disponibilidade de dados e de métodos analíticos apropriados (KAPLAN, 2004).

Nesse sentido, a análise multinível se apresenta como uma das propostas metodológicas que mais se aproximam do referencial teórico da epidemiologia social, permitindo incluir na investigação dos determinantes do processo-saúde doença elementos contextuais mais amplos, para além dos fatores individuais.

A metodologia de análise multinível, inicialmente desenvolvida na área educacional, tem despertado grande interesse nos pesquisadores dos serviços de saúde, nos epidemiologistas e nos profissionais envolvidos com a saúde pública (ASSIS et al., 2005; DUCAN et al., 1998; MONTARROYOS et al., 2014; OLIVEIRA et al., 2007; PUENTE-PALACIOS; LAROS, 2009; RAMOS et al., 2006; SANTOS et al., 2011, TASSINARI et al., 2007; VETTORE; MARQUES; PERES, 2013; XIMENES et al., 2009).

Nas duas últimas décadas verificou-se um importante crescimento do desenvolvimento de métodos para a análise de dados obtidos em situações para as quais as observações não podem ser consideradas independentes (SANTOS et al., 2011).

Em geral os dados coletados nas áreas sociais e humanas são com frequência de pessoas agrupadas em conglomerados, logo é provável que compartilhem de atributos similares em decorrência do contexto que lhe é comum (PUENTE-PALACIOS; LAROS, 2009).

Frequentemente, indivíduos podem estar agrupados em níveis ou hierarquias, sendo muito comum nas investigações epidemiológicas. Essa estrutura pode estar presente de forma intrínseca, tal como alunos dentro de escolas, médicos dentro de hospitais ou indivíduos dentro de famílias e/ou comunidades ou, por outro lado, pode ser criada pelo tipo de delineamento da pesquisa, como no caso de estudos longitudinais, os quais geram grupos de observações do mesmo indivíduo (AUSTIN, 2003; WOODS, 2004).

Segundo Duncan et al. (1998), o principal interesse do método multinível é avaliar se o contexto é importante para a saúde, isto é, se existe o efeito contextual (*contextual effect*). Entretanto, variações na saúde dos indivíduos que residem em diferentes áreas geográficas podem ser originadas de tendências específicas das pessoas que podem apresentar mais probabilidade de adoecer por suas características individuais ao viver em determinado local (*compositional effect*).

Nos estudos da mortalidade infantil um dos métodos mais utilizados são os modelos multivariados hierárquicos tradicionais. Nessa estratégia de análise, são definidas as variáveis independentes para cada nível de hierarquia (distal, intermediário e proximal) a partir do qual a introdução das variáveis ocorre em etapas de acordo com o nível (MAIA et al, 2013; MOSLEY, 1984; VICTORA et al. 1997).

Os modelos de regressão convencionais que têm sido utilizados na análise de dados hierárquicos pressupõem a independência das observações e homogeneidade da variância, não permitindo a verificação simultânea da influência de preditores de ambos os níveis e suas possíveis interações, além de possibilidades limitadas para investigar efeitos de variáveis contextuais, pois operam apenas no nível individual (SANTOS et al, 2011).

Quando são consideradas as técnicas tradicionais de modelagem, podem ocorrer dois tipos de problemas. Um deles ocorre quando a análise ecológica utiliza apenas dados agregados, o que pode incorrer na “falácia ecológica”, isto é, quando as associações obtidas no nível agregado são, incorretamente, inferidas em níveis inferiores. O outro é a “falácia atomística”,

que ocorre quando as associações do nível individual são, erroneamente, atribuídas ao nível agregado (DIEZ-ROUX, 2002; DUNCAN et al, 1998).

A análise multinível surge como uma alternativa metodológica, pois contempla simultaneamente múltiplos níveis de agregação (PUENTE-PALACIOS; LAROS, 2009). A principal diferença dos modelos multiníveis para os modelos que assumem independência das observações está na estimação do erro padrão, que é geralmente subestimado quando se ignora a correlação entre as observações (SANTOS et al, 2011).

Nos modelos multiníveis a questão primordial não é somente se existem variações entre as diferentes áreas, mas qual a sua origem (DUNCAN et al., 1998). Essa modelagem permite que diferentes níveis sejam especificados em modelos separados e depois combinados em um único modelo (BRYK, RAUDENBUSH, 1992).

De acordo com Diez-Roux e Aiello (2005), a análise multinível possibilita examinar grupos (ou amostras de grupos) e indivíduos (ou amostra de indivíduos) dentro desses grupos, simultaneamente, considerando a variável resposta medida no nível individual e as variáveis explicativas, que podem ser medidas no nível dos indivíduos ou dos grupos aos quais pertencem.

Sendo assim, conceitualmente, o modelo pode ser visto como um sistema hierárquico de equações de regressão, possibilitando a estimação dos efeitos intragrupo e dos efeitos entre grupos. É possível, também, modelar a estrutura de variância em cada um dos níveis (DIEZ-ROUX, AIELLO, 2005).

A crescente complexidade da estrutura dos dados de estudos epidemiológicos e a disponibilidade programas estatísticos têm aumentado a utilização dos modelos multiníveis, que surgem como importantes ferramentas em pesquisa quantitativa em ciências médicas, do comportamento e sociais (SANTOS et al, 2011).

No estudo da mortalidade infantil, pesquisa desenvolvida por Kayode et al. (2014) em Gana, utilizou a modelagem multinível para identificar os determinantes individuais e comunitários da mortalidade neonatal nesse país e identificaram o impacto das características individuais (baixo peso ao nascer, prematuridade, gestação múltipla, multiparidade e lactentes não amamentados) e comunitárias (residir em bairros com alta privação socioeconômica) na sobrevivência neonatal, reforçando a relevância dos aspectos contextuais. Outro trabalho realizado por Awiti (2014) empregou o método multinível para investigar o efeito do uso adequado à assistência pré-natal no peso ao nascer no Quênia.

Uma coorte de nascidos vivos realizada no estado de Nova Iorque também aplicou o método multinível para identificar os determinantes individuais e contextuais da mortalidade infantil, observando associação significativa dos gastos governamentais com serviços em saúde e hospitais com o aumento da probabilidade de mortalidade infantil (MATTESON; BURR; MARSHALL, 1998).

Zanini et al. (2011) analisaram os determinantes contextuais das mortes neonatais no Rio Grande do Sul empregando dois modelos de análise, o multivariado tradicional e o multinível, e afirmaram que a modelagem multinível foi capaz de capturar efeitos significativos em cada nível, além de produzir estimativas mais acuradas.

Estas pesquisas demonstram algumas das possibilidades de investigação e de utilização dos modelos multiníveis e cujos benefícios, de acordo com Zanini et al. (2011) superam as dificuldades metodológicas, principalmente no estudo de dados agrupados.

3.5 Mortalidade infantil, suas desigualdades e iniquidades – algumas reflexões

As desigualdades sociais são as diferenças, inclusive no estado de saúde, entre grupos definidos por características sociais, tais como riqueza, educação, ocupação, gênero, raça/etnia, e condições de moradia ou trabalho. Essas desigualdades carregam em si diferenças injustas, uma vez que estão associadas às características sociais que sistematicamente colocam alguns grupos em desvantagem com relação à oportunidade de ser e se manter vivo (BARATA, 2009).

Para lidar com a problemática das desigualdades sociais em saúde faz-se necessário enfrentar, simultaneamente, uma questão teórica, uma problemática metodológica e um desafio político (ALMEIDA FILHO, 2009). Este autor sugere a separação das terminologias e adota como desigualdades em saúde a concepção da diferenciação dimensional ou variação quantitativa em coletividades ou populações. Pode ser expressa por indicadores demográficos ou epidemiológicos (no campo da saúde), como evidência empírica de diferenças, não necessariamente correspondendo ao produto de injustiças, como no uso da noção de saúde real (ALMEIDA FILHO, 2009).

O autor, considera a diferença entre inequidade e iniquidade. Inequidades são as disparidades evitáveis e injustas, expressão das desigualdades desnecessárias, do ponto de vista político, em populações humanas e de agregados. Trata-se de um neologismo e significa o oposto de equidade, ou seja, ausência de justiça no que diz respeito a políticas distributivas

sociais e de saúde. Já as iniquidades em saúde correspondem às inequidades que, além de serem evitáveis e injustas, são indignas, vergonhosas, resultante de opressão social (segregação, discriminação, perseguição) na presença de diversidade, desigualdade, diferença ou distinção. Trata-se de ausência extrema de equidade, decorrente do efeito de estruturas sociais perversas e do exercício de políticas iníquas, geradores de desigualdades sociais eticamente inaceitáveis (ALMEIDA FILHO, 2009).

Nesse sentido, a mortalidade infantil tem se consolidado enquanto indicador sensível e capaz de expressar as iniquidades nas condições de vida e no acesso à assistência à saúde de grupos mais vulneráveis.

De acordo com dados recentes divulgados pela UNICEF, OMS, BM e ONU a taxa global de mortalidade infantil no ano de 2015 foi de 32 por 1.000 nascidos vivos. Em países subdesenvolvidos essa taxa foi de 53‰, em países em desenvolvimento foi de 31‰, enquanto que nos países mais desenvolvidos foi de apenas 6‰, uma taxa quase nove vezes menor aquela verificada nas nações mais pobres (UNICEF et al., 2016).

Uma publicação da OMS, intitulada “*State of inequality: reproductive, maternal, newborn and child health*” de 2015, refere que em metade dos países com adequados níveis de escolarização, a TMI foi de 8‰. Essas taxas também foram mais elevadas nas populações rurais. Em cerca de 25% dos países mais escolarizados, a diferença entre as taxas de mortalidade neonatal entre os subgrupos mais e menos instruídos foi de pelo menos 15 mortes por 1000 nascidos vivos (ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, 2015).

Um recente relatório internacional registrou um apelo para uma abordagem centrada na equidade para reduzir a mortalidade infantil, afirmando que a persistência de altas taxas de mortes em menores de um ano está relacionada com as disparidades em subgrupos populacionais ou áreas dentro de países e utiliza o “caso Brasil” para exemplificar essa grave constatação. Segundo esse documento, o país conseguiu cumprir antecipadamente a meta 4 dos objetivos do milênio (redução da taxa de mortalidade infantil e na infância). E embora o Brasil também tenha conseguido reduzir as desigualdades regionais na mortalidade infantil nos últimos 25 anos, as disparidades ainda persistem no país. Dos cerca de 5.500 municípios, mais de 1.000 municípios tiveram uma taxa de mortalidade de menores de 5 anos abaixo de 5 mortes por 1.000 nascidos vivos em 2013, mas em 32 municípios a taxa ultrapassou 80 mortes por 1.000 nascidos vivos. Além disso, as crianças indígenas têm duas vezes mais probabilidade de

morrer antes de completar seu primeiro aniversário, como outras crianças brasileiras (UNICEF et al., 2016).

Segundo Faria (2016), a mortalidade infantil é um problema do território. As variações espaciais da TMI refletem bem e talvez como nenhum outro indicador as desigualdades territoriais existentes no país.

Almeida e Szwarcwald (2014) identificaram que dos 5.565 municípios brasileiros, 250 apresentam CMI maior que 40 por 1000 NV, sendo que 40% são localizados na Região Nordeste. Por outro lado, nas Regiões Sul e Sudeste, mais do que 80% dos municípios têm CMI inferior a 20 por 1000 NV, enquanto nas regiões Norte e Nordeste, as proporções são 35% e 51%, respectivamente.

As diferenças regionais na incidência da mortalidade infantil são fatores importantes que podem ser originados das diferenças na composição da população e no sucesso dos programas locais de promoção de saúde, sugerindo que essa variação ocorre tanto no nível individual quanto no contextual (LEYLAND; GROENEWEGEN, 2003).

Mesmo com importante queda nas taxas de mortalidade infantil, persistem diferentes níveis e padrões de declínio das taxas entre regiões geográficas e entre subgrupos populacionais no interior das regiões, estados e municípios (SIMÕES; MONTEIRO, 1995).

Szwarcwald et al. (1997), ao analisarem a evolução da mortalidade infantil no país na década de 1980, dividiram o território nacional em três grupos e identificaram no mais pobre um padrão de mortalidade infantil similar ao da Índia; o grupo oposto apresentava melhores indicadores, todavia ainda distantes dos observados nos países desenvolvidos. Os autores também apontaram os estados das regiões Nordeste e Norte como aqueles com piores situações de mortalidade infantil.

De acordo com Duarte et al. (2002), 50% das mortes infantis ocorreram em apenas 30% da população de nascidos vivos dos estados com as maiores taxas de pobreza, no ano de 2000, observando nesses um predomínio do componente pós-neonatal.

Na última década observou-se uma redução dos contrastes regionais, mas ainda com a manutenção de menor chance de sobrevivência para as crianças nordestinas e maiores percentuais de mortalidade pós-neonatal no Norte do país (BRASIL, 2011).

Ao analisar a heterogeneidade na distribuição dos óbitos de menores de um ano e na tendência da mortalidade infantil no Brasil, evidencia-se que apesar de alguns avanços na cobertura das políticas públicas inclusive com melhorias nas políticas sociais e redistribuição

de renda, ao longo dos anos, ainda persistem fortes desigualdades econômicas e sociais no país, com reflexos negativos nas condições de vida de contingentes importantes de crianças, principalmente, aquelas residentes em áreas e regiões onde o desenvolvimento econômico não se deu na mesma intensidade daquele observado em áreas, como do Centro-Sul do país. A reprodução de estruturas sociais, nas quais a pobreza é predominante, situação típica da Região Nordeste, continua tendo fortes impactos nas precárias condições de vida e de saúde das crianças, refletindo-se nos indicadores de mortalidade infantil que permanecem elevados, apesar da tendência de declínio observada nos anos mais recentes (COMISSÃO NACIONAL DOS DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE, 2006).

Faria (2016) aponta para a necessidade da formulação e implementação de políticas territoriais integradas capazes de tornar mais resolutivas ações que garantam a sobrevivência do bebê e oferecendo à criança qualidade de vida em toda a sua trajetória até a idade escolar, mas sobretudo e estrategicamente em seu primeiro ano de vida.

As evidências aqui apresentadas reforçam que ainda são necessários maiores esforços para reduzir as disparidades territoriais e entre os diferentes grupos para se alcançar equidade na sobrevivência da criança e menores níveis de mortalidade em geral, com vistas a garantir para cada criança, uma chance justa de sobrevivência.

Referências

AHMAD, O. B.; LOPEZ, A. D.; INOUE, M. The decline in child mortality: a reappraisal. **Bulletin of the World Health Organization**, Geneva, v. 78, p. 175-1191. 2000.

ALMEIDA FILHO, N.; CASTIEL, L. D.; AYRES, J. R. Risco: Conceito básico em epidemiologia. In: ALMEIDA FILHO, N.; BARRETO, M. L. **Epidemiologia & Saúde: Fundamentos, métodos, aplicações**. Rio de Janeiro: Guanabara-Koogan, 2011. p. 3-4.

ALMEIDA, W. S.; SZWARCOWALD, C. L. Mortalidade infantil nos municípios brasileiros: uma proposta de método de estimação. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 14, n. 4, p. 331-342, 2014.

ALMEIDA FILHO, N.; COUTINHO, D. Causalidade, contingência, complexidade: o futuro do conceito de risco. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 95-137, 2007.

ANDRADE, C. L. T.; SZWARCOWALD, C. L. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n.5, p. 1207-1216, 2007.

AQUINO T. A. et al. Fatores de risco para a mortalidade perinatal no Recife, Pernambuco, Brasil, 2003. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.23, n. 12, p. 2853-2861, 2007.

ASSIS, A. M. O. et al. Desigualdade, pobreza e condições de saúde e nutrição na infância no Nordeste brasileiro. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 10, p. 2337-2350, 2007.

AUSTIN, P. C.; TU, J. V.; ALTER, D. A. Comparing hierarchical modeling with traditional logistic regression analysis among patients hospitalized with acute myocardial infarction: should we be analyzing cardiovascular outcomes data differently? **American Heart Journal**, St. Louis, v. 145, n. 1, p. 27-35. 2003.

BARATA, R. B. Epidemiologia social. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 7-17, 2005.

BARBUSCIA, D. M.; RODRIGUES-JÚNIOR, A. L. Completude da informação nas Declarações de Nascido Vivo e nas Declarações de Óbito, neonatal precoce e fetal, da região de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil, 2000-2007. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 6, p. 1192-1200, 2011.

BARROS, F. C et al. Recent trends in maternal, newborn, and child health in Brazil: progress toward Millennium Development Goals 4 and 5. **American Journal of Public Health**, Washington, v. 100, n.10, p. 1877-1889, 2010.

BOING, A.; KEL, F.; BOING, A. Distribuição espacial e associação da mortalidade infantil e do baixo peso ao nascer com fatores socioeconômicos e de serviços de saúde na região sul do Brasil. **Revista SaBios-Rev. Saúde e Biologia**, Campo Mourão, v. 1, n. 2, p. 23-32, 2006.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Manual de vigilância do óbito infantil e fetal e do Comitê de Prevenção do Óbito Infantil e Fetal**. Brasília, 2009. 96 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher**. Brasília, 2012. 444 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2006: uma análise da situação de saúde no Brasil**. Brasília, 2006. 620 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Sala de apoio a gestão estratégica**. Brasília, 2017. Disponível em: <<http://sage.saude.gov.br/>>. Acesso em: 9 maio 2017.

BREIHL, J.; GRANDA, E. **Saúde na Sociedade: guia pedagógico sobre um novo enfoque do método epidemiológico**. São Paulo: Instituto de Saúde, Abrasco, 1986.

BRYK, A. S.; RAUDENBUSH, S.W. **Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods**. Newbury Park: Sage Publications, 1992. 485 p.

CAMPOS, D. et al. Uso da autópsia verbal na investigação de óbitos com causa mal definida em Minas Gerais, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 26, p.1221-1233, 2010

CARVALHO, A. I.; BUSS, P. M. Determinantes Sociais na saúde, na doença e na intervenção. In: GIOVANELLA, L. (org). **Políticas e Sistemas de Saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2012. p. 121-142.

CÉSAR, C. L. G. Fatores de risco associados à mortalidade infantil em duas áreas da região metropolitana de São Paulo (Brasil), 1984-1985: Proposta de instrumentos preditivos. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 24, p.300-310, 1990.

COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE. **As causas sociais das iniquidades em saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2008. 220 p.

CZERESNIA, D; MACIEL, E. M. G. S.; OVIEDO, R. A. M. **Os sentidos da doença**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2013.

DAHLGREN, G.; WHITEHEAD, M. **Policies and Strategies to Promote Social Equity in Health**. Stockholm: Institute of Future Studies, 1991.

DIEZ-ROUX, A. V. A glossary for multilevel analysis. **Journal of Epidemiology & Community Health**, London, v. 56, n. 8, p. 588-594, 2002.

DIEZ-ROUX, A. V.; AIELLO, A. E. Multilevel analysis of infectious diseases. **Journal of Infectious Diseases**, Chicago, v. 191, Suppl. 1, p. S25-S33, 2005.

DOUGLAS, M. G; MAO, Y. Avoidable mortality in the United States and Canada, 1980–1996. **American journal of public health**, Washington, v. 92, n. 9, p. 1481-1484, 2002.

DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, 2007.

DUARTE, E. C. et al. **Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2002. 123 p.

DUNCAN C, JONES K, MOON G. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. **Social science & medicine**, Oxford, v. 46, n. 1, p. 97-117, 1998.

FLORES, L. P. O. Metodologia de cálculo da taxa de mortalidade infantil na Rede Interagencial de Informações para a Saúde - RIPSAs. In: SEMINÁRIO DE ESTUDOS POPULACIONAIS DO NORDESTE, 1., 2004, Brasília; JORNADA DA BASE DE PESQUISA GRUPO DE ESTUDOS DEMOGRÁFICOS, 1., 2004, Brasília. **Resumo**. Brasília: RIPSAs, 2004. p. 1 -14.

FARIA, R. Geografia da mortalidade infantil do Brasil: variações espaciais e desigualdades territoriais. **GEOUSP: Espaço e Tempo (Online)**, São Paulo, v. 20, n. 3, p. 602-618, 2016.

FRANÇA, E. et al. Mudança do perfil de causas de mortalidade infantil no Brasil entre 1996 e 2010: porque avaliar listas de classificação das causas perinatais. In: CONGRESO DA ASOCIACION LATINOAMERICANA DE POBLACION, 5., 2012, Montevideo. **Anais...** Montevideo: ALAP, 2012. p. 1-18.

FRANÇA, E.; LANSKY, S. Mortalidade infantil neonatal no Brasil: situação, tendências e perspectivas. In: REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA SAÚDE (Brasil). **Demografia e saúde: contribuição para análise de situação e tendências.** Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2009. 144 p.

FRIAS, P. G.; SZWARCOWALD, C. L.; LIRA, P. I. C. Estimação da mortalidade infantil no contexto de descentralização do Sistema Único de Saúde (SUS). **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 11, n. 4, p. 463-470, 2011

FRIAS, P. G. et al. Sistema de Informações sobre Mortalidade: estudo de caso em municípios com precariedade dos dados. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 10, p. 2257-2266, 2008.

GOMES, F. A. R.; ARAÚJO, A. F.; SALVATO, M. A. Mortalidade infantil no Brasil e no Sudeste: determinantes e perspectivas para o futuro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambú. **Anais...** ABEP, Belo Horizonte, 2006.

HARTZ, Z. M. A. et al. Mortalidade infantil “evitável” em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador de qualidade do sistema local de saúde. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 30, n.4. p. 310-318, 1996.

IRFFI, G.; OLIVEIRA, J.; BARBOSA, E. **Análise dos determinantes socioeconômicos da Taxa de Mortalidade Infantil do Ceará.** Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará, 2008. 18 p.

KAPLAN, G. What’s wrong with social epidemiology and how can we make it better? **Epidemiologic Reviews**, London, v. 26, p. 124-135, 2004.

LATORRE, M. R. D. O; CARDOSO, M. R. A. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 145-152, 2001.

LEAVELL, H. R.; CLARK, E. G. **Medicina Preventiva.** São Paulo: McGraw-Hill, 1976.

LEITE, A. J. M.; SILVA, A. C. Mortalidade infantil: indicador das condições de vida das populações. **Revista de Pediatria**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, p. 8-16, 2000.

LEYLAND, A. H.; GROENEWEGEN, P. P. Multilevel modelling and public health policy. **Scandinavian Journal of Social Medicine**, Stockholm, v. 31, n. 4, p. 267-274, 2003.

LEVELS and trends in child mortality: report 2015. Estimates developed by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation. New York: Unicef: WHO: World Bank: UN-DESA Population Division, 2016. Disponível em:

<http://www.who.int/maternal_child_adolescent/documents/levels_trends_child_mortality_2015/en/>. Acesso em: 20 maio 2017.

LIU L. et al. Global, regional and national causes of child mortality in 2000-2010: an updated systematic analysis. **The Lancet**, London, v. 379, p. 2151-61, 2002.

LUIZ, R. R.; STRUCHINER, C. J. **Inferência Causal em Epidemiologia: o modelo de respostas potenciais**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2002.

MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; SOUZA, M. F. M. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990- 2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**, London, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.

MAIA, L. T. S.; SOUZA, W. V.; MENDES, A. C. G. A contribuição do *linkage* entre o SIM e SINASC para a melhoria das informações da mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v.15, n. 1, p. 57-66, 2015.

MAIA, L. T. S.; SOUZA, W. V.; MENDES, A. D. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 11, p. 2163-2176, 2012.

MALTA, D. C. et al. Atualização da lista de causas evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 19, p. 173-176, 2010.

MALTA, D. C. et al. Causas de mortes evitáveis por ações efetivas dos serviços de saúde: uma revisão da literatura. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 765-776, 2007.

MARQUES, L. J. P.; OLIVEIRA, C. M.; BONFIM, C. V. Avaliação da completude e da concordância das variáveis dos Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos e sobre Mortalidade no Recife-PE, 2010-2012. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 25, n. 4, p. 849-854, 2016.

MATTESON, D.W.; BURR, J.A; MARSHALL, J.R. Infant mortality: a multi-level analysis of individual and community risk factors. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 47, n. 11, p. 1841-1854, 1998.

MELLO JORGE, M. H. P.; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 643-654, 2007.

MELLO-JORGE, M. H.; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 643-654, 2007.

MENDES, A. C. G. et al. Uso da metodologia de relacionamento de bases de dados para qualificação da informação sobre mortalidade infantil nos municípios de

Pernambuco. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 12, n. 3, p. 243-249, 2012.

MONTARROYOS, U. R. et al. Factors Related to Changes in CD4+ T-Cell Counts over Time in Patients Living with HIV/AIDS: A Multilevel Analysis. **PloS one**, San Francisco, v. 9, n. 2, p. e84276, 2014. Disponível em: <<http://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0084276>>. Acesso em: 20 maio 2016.

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. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, n.2, p.477-485, 2000.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Previsão de séries temporais**. São Paulo: Atual, 1985.

MOSLEY, W. H.; CHEN, L. C. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. **Population and development review**, New York, v. 10, p. 25-45, 1994. Suplemento.

OLIVEIRA, L. P. M. et al. Preditores do retardo de crescimento linear em pré-escolares: uma abordagem multinível. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, n. 23, v. 3, p.601-613, 2007.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **World PopulationProspects: The 2012 Revision**. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673613607151>>. Acesso em: 28 ago. 2014.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **State of Inequality: Reproductive Maternal Newborn and Child Health: Interactive Visualization of Health Data**. Geneva, 2015.

PEREIRA, C. C. B, et al. Avaliação da implantação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) em Pernambuco. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 13, p. 39-49, 2013.

PEREZ, G. G.; LEON, H. L. Desarrollo social y mortalidad infantil, 1977-1986, Cuba - Uma analisis regional. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 24, p.186-195, 1990.

PIETERS, H. et al. Effect of democratic reforms on child mortality: a synthetic control analysis. **The Lancet**, London, v. 4, n. 9, p. 627-632, 2016.

PUENTE-PALACIOS, K. E; LAROS, J. A. Análise multinível: contribuições para estudos sobre efeito do contexto social no comportamento individual. **Estudos de Psicologia**, Campinas, v. 26, n.3, p.349-361, 2009.

RAMOS, P. C. F. et al. Diferenciais regionais da mortalidade da população infantil no estado do Rio Grande do Norte evidenciados pela utilização de modelos multiníveis. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambú. **Anais...**

ABEP, Belo Horizonte, 2006.

RASELLA, D. et al. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**, London, v. 382, n. 9886, p.57-64, 2013.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÃO PARA A SAÚDE (Brasil). **Indicadores e dados básicos para a Saúde**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2012. Disponível em:<<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibd2012/matriz.htm#mort>>. Acesso em: 8 fev. 2017.

RIBEIRO, A. M. et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal em crianças com baixo peso ao nascer. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 43, n. 2, p. 246-255, 2009.

ROMERO, D. E.; CUNHA, C. B. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.23, p.701-714, 2007

ROMERO, D. E.; CUNHA, C. B. Avaliação da qualidade das variáveis sócio-econômicas e demográficas dos óbitos de crianças menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade do Brasil (1996/2001). **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 673-684, 2006.

ROTHMAN, K. J.; GREENLAND, S. **Modern epidemiology**. New York: Lippincott Williams & Wilkins, 1998. 733p.

SANTOS, C. A. S. T.; AMORIM, L. D. A. F.; OLIVEIRA, N. F. Métodos de Análise Multinível em Epidemiologia. In: ALMEIDA FILHO, N.; BARRETO, M. L. **Epidemiologia & saúde: fundamentos, métodos, aplicações**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2011. 699p. p. 265-272.

SCHNEIDER MC et al. Trends in infant mortality inequalities in the Americas: 1955-1995. **Journal of Epidemiology & Community Health**, London, v. 56, n. 7, p. 538- 541. 2002.

SILVA, C. F.; LEITE, A. J. M.; ALMEIDA, N. M. G. S. Linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis em município do Nordeste do Brasil: qualidade dos sistemas de informação. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 7, p. 1552-1558, 2009.

SILVA, R. S. et al. Avaliação da completude das variáveis do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – Sinasc - nos Estados da região Nordeste do Brasil, 2000 e 2009. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 22, n. 2, p. 347-352, 2013.

SILVA, Z. P. et al. Morte neonatal precoce segundo complexidade hospitalar e rede SUS e não-SUS na Região Metropolitana de São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 1, p. 123-134, 2010.

SIMÕES, C. C. **Estimativas da mortalidade infantil por microrregiões e municípios**. Brasília: Ministério da Saúde, 1999.

SIMONATO, L.; BALLARD, T.; BELLINI, P. Avoidable mortality in Europe 1955-1994: a plea for prevention. **Journal of Epidemiology & Community Health**, London, v. 52, n. 10, p. 624-630, 1998.

SNIJDERS, T.; BOSKER, R. Multilevel analysis: **An introduction to basic and advanced multilevel modeling**. London: Sage, 1999.

SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Status de saúde e dados em painel. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008.

SZWARCWALD, C. L. Correction of vital statistics based on a proactive search of deaths and live births: evidence from a study of the North and Northeast regions of Brazil. **Population Health Metrics**, London, v. 12, 2014. Disponível em: <<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4070625/pdf/1478-7954-12-16.pdf>>. Acesso em: 4 jun 2016.

SZWARCWALD, C. L. et al. Estimaco da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informao es de o´bitos e nascimentos do Minist´rio da Sa´de? **Cadernos de Sa´de P´blica**, Rio de Janeiro, v. 18, p. 1725-1736, 2002.

SZWARCWALD, C. L. et al. Busca ativa de o´bitos e nascimentos no Nordeste e na Amaznia Legal: Estimaco da mortalidade infantil nos munic´pios brasileiros. In: BRASIL, Minist´rio da Sa´de. **Sa´de Brasil 2010: uma an´lise da situao de sa´de e de evidˆncias selecionadas de impacto de ao es de vigilˆncia em sa´de**. Bras´lia, 2011.

TASSINARI, W. S. et al. Contexto s´cio-econmico e percepo da sa´de bucal em uma populao de adultos no Rio de Janeiro, Brasil: uma an´lise multin´vel. **Cadernos de Sa´de P´blica**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 127 - 136, 2007.

UNICEF. **Situao Mundial da Infˆncia 2008**: caderno Brasil. Bras´lia, 2008.

VICTORA, C. G. et al. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. **International Journal of Epidemiology**, London, v. 26, n. 1, p. 224-227, 1997.

VICTORA, C. G. Interveno es para reduzir a mortalidade infantil pr´-escolar e materna no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, Sˆo Paulo, v.4, n. 1, p.3-64, 2001.

VICTORA, C. G.; CESAR, A. J. Sa´de materno-infantil no Brasil- padres de morbimortalidade e poss´veis interveno es. In: ROUQUAYROL; M. Z.; ALMEIDA FILHO, N. **Epidemiologia & Sa´de**. 6. ed. Rio de Janeiro: Medsi, 2003. 738p.

WANG, H. et al. Global, regional, and national levels of neonatal, infant, and under-5 mortality during 1990–2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. **The Lancet**, London, v. 384, n. 9947, p. 957-979, 2014.

WOODS, A. Multilevel modelling in primary care research. **British Journal of General Practice**, London, v. 54, n. 504, p. 560–561, 2004.

XIMENES, R. A. A. et al. Is it better to be rich in a poor area or poor in a rich area? A multilevel analysis of a case–control study of social determinants of tuberculosis. **International Journal of Epidemiology**, London, v. 38, n. 5, p. 1285-1296, 2009.

ZANINI, R. R. et al. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 45, n. 1, p. 79-89, 2011.

4 METODOLOGIA GERAL

4.1 Tipo do Estudo

A presente pesquisa, embora se utilize de diferentes estratégias metodológicas, tem como delineamento central o estudo de caso-controle por pretender verificar a associação entre a mortalidade infantil e a exposição a fatores de risco nos diferentes contextos (individual e assistência à saúde).

Os estudos de caso-controle são um tipo de investigação analítica, na qual os participantes são selecionados entre os indivíduos que apresentam uma doença/desfecho (casos) e os que não apresentam (controles), tendo como objetivo testar a existência de associação entre a doença/desfecho e a história de exposição aos fatores de risco (ALMEIDA FILHO; BARRETO, 2011). Esse tipo de estudo é denominado como uma pesquisa *expost facto* porque a exposição ao fator de risco e o desfecho já ocorreram (GIL, 2008).

O caso-controle foi realizado por meio de uma abordagem multinível, um tipo de modelagem que considera um conjunto de dados hierárquicos, com a variável resposta medida no nível individual e com variáveis explicativas que podem ser medidas no nível individual ou contextual. Sendo assim, conceitualmente, o modelo pode ser visto como um sistema hierárquico de equações de regressão, permitindo a estimação de efeitos individuais (intragrupo) e de efeitos contextuais (entre grupos) (DIEZ ROUX; AIELLO, 2005).

Adicionalmente ao estudo de caso-controle, em consonância com os objetivos da pesquisa, foram ainda realizadas uma análise descritiva ecológica de série temporal da evolução da mortalidade infantil nas capitais brasileiras e um estudo descritivo de corte transversal do perfil da natalidade e mortalidade infantil, bem como da completude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC.

4.2 Área do Estudo

O presente estudo teve como área as capitais brasileiras e sua agregação por macrorregião. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) o Brasil conta em sua divisão político-administrativa com cinco Macrorregiões que agregam 27 Unidades da Federação (UF) com suas respectivas capitais e um total de 5.570 municípios.

A região Norte do Brasil tem sete estados e suas respectivas capitais, que são: Acre (Rio Branco), Amapá (Macapá), Amazonas (Manaus), Pará (Belém), Rondônia (Porto Velho), Roraima (Boa Vista) e Tocantins (Palmas). É a região de maior área territorial do país e a com mais baixa densidade demográfica, destacando-se Porto Velho como menor densidade (12,57 habitantes/Km²). A região também apresenta os menores valores médios do Produto Interno Bruto (PIB) per capita e do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) dentre as regiões (Tabela 2).

O Nordeste conta com nove estados brasileiros, sendo a maior região em número de estados e a segunda em número de habitantes. É composta pelos estados de Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe. Suas respectivas capitais são: Maceió, Salvador, Fortaleza, São Luís, João Pessoa, Recife, Teresina, Natal e Piauí. Nessa região situa-se a capital com menor IDH (Maceió) e com menor PIB per capita (Teresina), além daquela com maior densidade demográfica (Fortaleza), conforme pode ser observado na tabela 2.

A região Sudeste é a mais industrializada do Brasil, sendo ainda a que concentra a maior população e o maior PIB per capita do país. Os estados brasileiros e as respectivas capitais que compõem a região Sudeste são: Espírito Santo (Vitória), Minas Gerais (Belo Horizonte), Rio de Janeiro (Rio de Janeiro) e São Paulo (São Paulo). São Paulo é a grande metrópole nacional, o maior conjunto urbano e a capital com maior número de habitantes. Já Vitória é a cidade com menor população, mas a que possui o maior PIB per capita dentre as capitais brasileiras (Tabela 2).

O Sul do Brasil possui apenas três estados: Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul, e suas capitais são Florianópolis, Curitiba e Porto Alegre. Embora seja a segunda em valores do PIB per capita é a região com os mais altos valores de IDH, com destaque para Florianópolis, a capital com maior IDH do país (Tabela 2).

A Região Centro-Oeste é constituída por quatro estados brasileiros e suas respectivas capitais: Mato Grosso (Cuiabá), Mato Grosso do Sul (Campo Grande), Goiás (Goiânia) e o Distrito Federal, sede da Capital Federal, Brasília. É a segunda região em extensão territorial e Brasília é também a segunda em valores do PIB per capita (Tabela 2).

Tabela 2 - População, Área territorial, Densidade Demográfica, PIB per capita e IDH das capitais brasileiras.

Região	UF	Capital	População ¹	Área ² (Km ²)	Densidade	PIB	IDH ⁵
					Demográfica ³ (Hab/Km ²)	per capita ⁴ (R\$)	
<i>Norte</i>	RO	Porto Velho	442.701	34.090,93	12,57	27.040,55	0,736
	AC	Rio Branco	348.354	8.835,52	38,03	18.000,71	0,727
	AM	Manaus	1.861.838	11.401,90	158,06	29.837,10	0,737
	RR	Boa Vista	296.959	8.687,04	49,99	19.651,69	0,752
	PA	Belém	1.410.430	1.059,46	1.315,26	18.690,76	0,746
	AP	Macapá	415.554	6.502,10	62,14	17.928,72	0,733
	TO	Palmas	242.070	2.218,94	102,90	20.187,26	0,788
<i>Nordeste</i>	MA	São Luís	1.039.610	834,78	1.215,69	21.813,80	0,768
	PI	Teresina	830.231	1.391,89	584,94	16.076,89	0,751
	CE	Fortaleza	2.500.194	314,93	7.786,44	18.308,75	0,754
	RN	Natal	817.590	167,26	4.805,25	20.233,41	0,763
	PB	João Pessoa	742.478	211,74	3.421,28	18.872,20	0,763
	PE	Recife	1.555.039	218,43	7.039,64	27.581,69	0,772
	AL	Maceió	953.393	509,55	1.854,10	16.223,29	0,721
	SE	Aracaju	587.701	181,86	3.140,65	21.388,73	0,770
BA	Salvador	2.710.968	692,82	3.859,44	17.683,85	0,759	
<i>Sudeste</i>	MG	Belo Horizonte	2.395.785	331,40	7.167,00	31.167,37	0,810
	ES	Vitória	333.162	96,54	3.338,30	73.003,89	0,845
	RJ	Rio de Janeiro	6.390.290	1.200,18	5.265,82	39.622,74	0,799
	SP	São Paulo	11.376.685	1.521,11	7.398,26	47.366,80	0,805
<i>Sul</i>	PR	Curitiba	1.776.761	435,04	4.027,04	39.756,45	0,823
	SC	Florianópolis	433.158	675,41	623,68	32.197,54	0,847
	RS	Porto Alegre	1.416.714	496,68	2.837,53	38.260,96	0,805
<i>Centro-Oeste</i>	MS	Campo Grande	805.397	8.092,95	97,22	23.787,23	0,784
	MT	Cuiabá	561.329	3.291,82	157,66	28.426,67	0,785
	GO	Goiânia	1.333.767	728,85	1.776,74	28.090,09	0,799
	DF	Brasília	2.648.532	5.779,99	444,66	61.959,36	0,824

Fonte: Elaborado pela autora a partir dos dados do IBGE (2012) e Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD (2010)

Notas: ¹ População residente em 2012 / ² Área Territorial estimada em 2015 / ³ Densidade demográfica (número de habitantes/Quilômetro²) em 2015 / ⁴ PIB per capita em reais (R\$) 2012 / ⁵ IDH (Índice de Desenvolvimento Humano) 2010

4.3 População do Estudo

A população da pesquisa consistiu nos óbitos de menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e dos nascidos vivos computados no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC).

Para o estudo de caso-controle foram considerados como casos os óbitos de menores de um em 2012 registrados no SIM e pareados com a declaração de nascido vivo correspondente por meio do *linkage* dos bancos de dados. Os controles foram obtidos mediante a uma amostra dos nascidos vivos sobreviventes registrados no SINASC nos anos de 2011 e 2012.

Na análise de série temporal e no estudo descritivo da natalidade e da mortalidade, analisaram-se os óbitos e infantis e os nascimentos ocorridos entre 2000 e 2014.

4.4 Período do Estudo

O estudo foi realizado com distintos recortes temporais relacionados aos objetivos da pesquisa. Para a análise dos determinantes da mortalidade infantil e da completude das variáveis foram estudados os óbitos ocorridos em 2012 e os nascimentos registrados em 2011 e 2012. No estudo de série temporal e na análise descritiva foram considerados quinze anos de dados do SIM e do SINASC (2000 a 2014).

4.5 Fontes de Informação

A pesquisa foi realizada com base em dados secundários disponíveis nos seguintes sistemas de informação:

- a) Sistema de - Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos – SINASC.
- b) Sistema de Informação sobre Mortalidade - SIM.
- c) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE
- d) Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde - CNES

4.6 Etapas / Estratégias da Pesquisa

A pesquisa utilizou diferentes estratégias metodológicas para o desenvolvimento dos objetivos propostos, sendo agregadas em quatro etapas, apresentadas a seguir de maneira sintética.

Salienta-se que cada uma das estratégias metodológicas aqui apresentada será detalhada posteriormente nos capítulos correspondentes ao respectivo objetivo.

4.6.1 Evolução Temporal da Mortalidade Infantil

Realizou-se um estudo descritivo ecológico de série temporal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2014, com base nas informações disponibilizadas no SIM e no SINASC, no qual se buscou analisar a tendência da TMI e de seus componentes no período.

4.6.2 Características da natalidade e da mortalidade

Nessa etapa foi realizado um estudo descritivo de corte transversal do perfil dos nascimentos e dos óbitos infantis nas capitais brasileiras em três recortes temporais (quinquênios) – 2000 a 2004, 2005 a 2009 e 2010 a 2014.

Para caracterização dos nascidos vivos foram analisadas a taxa bruta de natalidade, informações relativas à criança (peso ao nascer, prematuridade, presença de malformação congênita), referentes à mãe (idade e sua estratificação segundo a escolaridade) e aquelas relacionadas ao pré-natal (consulta) e ao parto (tipo).

No que se refere à mortalidade infantil verificou-se a TMI e a sua distribuição por tipo de causas.

4.6.3 Completude e características das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC antes e após o linkage

Nessa sessão realizou-se um estudo descritivo e transversal, no qual foram analisadas as onze variáveis comuns às bases de dados do SIM e do SINASC das capitais brasileiras no ano de 2012.

Foram estudados os óbitos de menores de um ano registrados no SIM no ano de 2012 e os nascidos vivos em 2011 e 2012 contidos no SINASC. As bases de dados foram relacionadas através do *linkage* em duas etapas – determinístico e probabilístico.

Comparou-se o percentual de incompletude e o perfil das variáveis comuns às bases de dados antes e após o emprego da técnica.

4.6.4 Determinantes individuais e contextuais associados à mortalidade infantil

Realizou-se um estudo caso-controle com abordagem multinível no qual se buscou verificar a associação entre a mortalidade infantil e a exposição a fatores de risco nos contextos individual e assistência à saúde nas capitais brasileiras no ano de 2012.

Os casos compreenderam os óbitos infantis pareados à respectiva declaração de nascido vivo (DNV) através do *linkage* entre o SIM e o SINASC. Os controles foram obtidos mediante a uma amostra dos nascidos vivos que não foram a óbito, logo não concatenados à declaração de óbito (DO).

As variáveis independentes do nível individual consistiram nas informações maternas, relativas à criança e aquelas relacionadas à gravidez e ao parto, disponíveis no SINASC. Já as variáveis contextuais (assistência à saúde) foram obtidas por meio do CNES para os estabelecimentos de nascimento das crianças.

Executaram-se as análises bivariadas e o ajuste dos fatores de risco pelo modelo multinível logístico para as capitais agregadas em suas respectivas macrorregiões. Testou-se ainda o efeito de interação entre variáveis explicativas do nível contextual sobre o individual.

4.7 Considerações Éticas

Este trabalho foi desenvolvido dentro dos padrões da ética científica, tendo sido submetido à avaliação do Comitê de Ética em Pesquisas em Seres Humanos do Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães (CPqAM/Fiocruz), de acordo com a resolução 466-12 com número de registro do CAAE 35632414.5.0000.5190, tendo sido aprovado sob número de Parecer 822.069 de 07/10/2014 (Anexo B)

A pesquisa foi executada a partir de dados oriundos dos sistemas de informação em saúde, não oferecendo risco aos sujeitos da pesquisa.

Para as etapas da pesquisa onde foram realizados o estudo descritivo e a análise de série temporal da mortalidade infantil, foram utilizados dados provenientes do SIM e SINASC obtidos a partir das bases disponibilizadas pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>). Também, foram utilizadas estimativas populacionais disponibilizadas pelo IBGE. Todos os bancos de dados coletados nessas etapas do estudo são de uso público e são disponibilizados sem variáveis de identificação dos casos.

Para a realização do linkage dos bancos de dados e da análise multinível, as bases de dados completas referentes aos óbitos de menores de um ano de 2012 (SIM) e dos nascidos vivos de 2011 e 2012 (SINASC) foram disponibilizadas pela Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde (SVS/MS) mediante parecer técnico da SVS/MS, termo de cessão e utilização dos bancos de dados (Anexo C), além da assinatura do termo de responsabilidade pelos pesquisadores, garantindo o anonimato dos indivíduos e o sigilo das informações presentes nos bancos de dados.

Referências

- ALMEIDA FILHO, N.; BARRETO, M. L. Desenhos de Pesquisa em Epidemiologia. In: ALMEIDA FILHO, B.; BARRETO, M. L. **Epidemiologia & Saúde: fundamentos, métodos, aplicações**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2013. p. 699. p.165-174.
- DIEZ-ROUX, A. V.; AIELLO, A. E. Multilevel analysis of infectious diseases. **Journal of Infectious Diseases**, Chicago, v. 191, n. Supplement 1, p. S25-S33, 2005.
- GIL, A. C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

5 EVOLUÇÃO TEMPORAL DA MORTALIDADE INFANTIL NAS CAPITAIS BRASILEIRAS DE 2000 A 2014

5.1 Introdução

Esforços financeiros e políticos notáveis têm sido empregados mundialmente na redução da mortalidade infantil durante as últimas décadas resultando no declínio dos óbitos em menores de um ano iniciado pelos países industrializados e mais recentemente, na maior parte do mundo (WANG et al.,2014).

O empenho do Brasil para a redução da mortalidade infantil tem sido observado através dos compromissos internos e externos firmados para a melhoria da qualidade da atenção à saúde prestada à gestante e ao recém-nascido (BRASIL, 2011).

Em 2000 o país tornou-se signatário dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), compromisso proposto às nações pela Organização Mundial da Saúde (OMS), dentre os quais se incluía a redução de dois terços da mortalidade na infância e da taxa de mortalidade infantil (TMI) até o ano 2015. Segundo o Relatório Nacional de Acompanhamento dos ODM 2014, o Brasil já tinha alcançado a meta de redução da mortalidade na infância e também a meta estabelecida em relação às mortes de crianças com menos de 1 ano de idade, passando de 47,1 em 1990 para 15,3 óbitos por mil nascidos vivos em 2011, uma TMI já inferior à estimada para 2015 (15,7‰), estando à frente de muitos países (IPEA, 2014).

Mesmo com importante queda nas taxas de mortalidade infantil, persistem os contrastes regionais e diferentes níveis de declínio das taxas entre regiões geográficas e entre subgrupos populacionais no interior das regiões, estados e municípios (BRASIL, 2011; SIMÕES; MONTEIRO, 1995).

Este capítulo apresenta a evolução temporal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014.

5.2 Métodos

Realizou-se um estudo descritivo ecológico de série temporal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2014 no qual foram analisados os óbitos de menores de um ano de residentes nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014 registrados no SIM e os nascidos vivos computados no SINASC no mesmo local e período.

Mensurou-se a taxa de mortalidade infantil (TMI), bem como pelos subgrupos de idade do óbito de menores de um ano (componentes), sendo classificados como neonatal (ocorridos de 0 a 27 dias de vida) e o pós-neonatal (de 28 a 364 dias de vida), calculadas pelo método direto (REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2012), assim definidas:

$$\text{Taxa de Mortalidade Infantil (TMI)} = \frac{\text{Número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade}}{\text{Número de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000$$

$$\text{Taxa de Mortalidade Neonatal} = \frac{\text{Número de óbitos de residentes de 0 a 27 dias de idade}}{\text{Número de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000$$

$$\text{Taxa de Mortalidade Pós-Neonatal} = \frac{\text{Número de óbitos de residentes de 28 a 364 dias de idade}}{\text{Número de nascidos vivos de mães residentes}} \times 1.000$$

O método direto foi utilizado por se tratar das capitais brasileiras, cidades de grande porte populacional e, em sua maioria, com boa qualidade das estatísticas vitais (ANDRADE et al., 2007; SZWARCOWALD et al., 2002).

Os dados foram obtidos na base de dados do SIM e do SINASC disponibilizadas pelo DATASUS, tabulados por meio do software Tabwin e analisados utilizando planilhas eletrônicas do Excel e o programa SPSS 22.0 *for Windows*.

Foi aplicado o modelo de regressão polinomial (linear), no qual os valores da série são considerados como variável dependente (Y) e os períodos do estudo como variável independente (X) (LATORRE; CARDOSO, 2001). Sendo, portanto, definida a TMI e a taxa por componente do óbito infantil como variável de desfecho (Y) e o ano da morte com a variável explicativa (X).

A análise de regressão linear para estimação da tendência é definida pela seguinte equação: $Y = b_0 + b_1X$. Onde b_0 corresponde à interseção entre a reta e o eixo vertical (intercepto), o valor b_1 corresponde à inclinação da reta (coeficiente de regressão) para X, representando o valor da variação de Y (aumento ou diminuição) para cada mudança de uma unidade na escala de X (ANTUNES; CARDOSO, 2015; ANTUNES; WALDMAN, 2002).

Portanto as tendências foram estimadas considerando os valores do intercepto (b_0), da inclinação da reta (b_1) e a respectiva significância estatística (p-valor) e intervalos de confiança

(IC 95%). O ajuste do modelo de regressão foi analisado por meio do cálculo do coeficiente de determinação (R^2).

Para verificação dos diferenciais das tendências de mortalidade infantil entre as capitais brasileiras calculou-se o Índice Relativo de Redução (IRR%) considerando o referencial teórico de Regidor (2004), o *Slope and Relative Indices of Inequality*. O IRR% expressa o quanto, percentualmente, o coeficiente de regressão (b_1) representa da taxa média de mortalidade infantil no período.

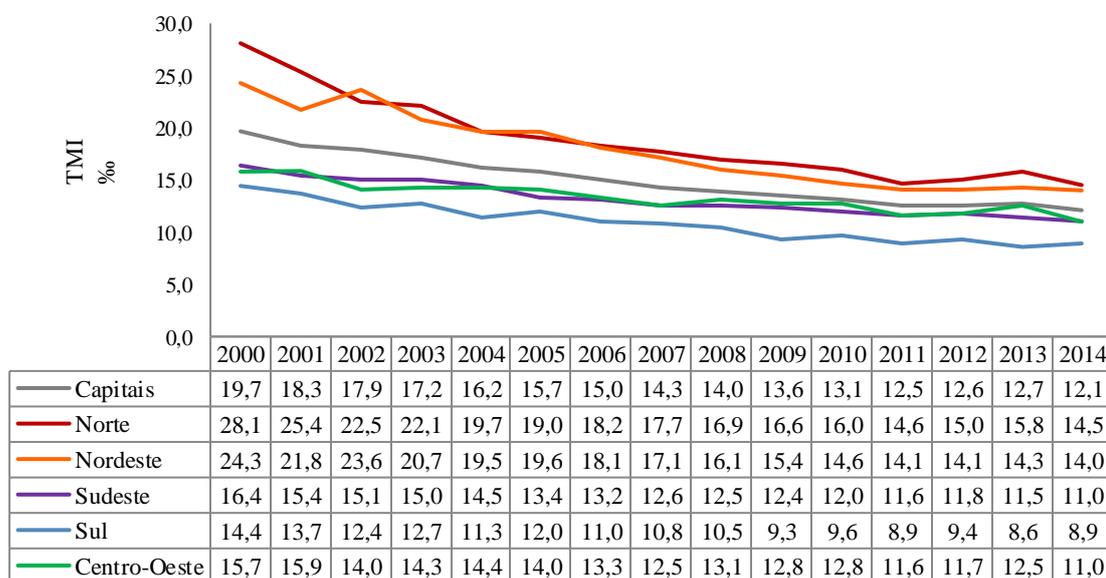
5.3 Resultados

Entre 2000 e 2014 ocorreram 162.844 óbitos em crianças menores de um ano nas 27 capitais brasileiras, uma média anual de 10.856 mortes. Nesse mesmo período e local nasceram 10.814.223 crianças, sendo, em média, 720.948 a cada ano. A taxa de mortalidade infantil (TMI) passou de 19,7 a cada mil nascidos vivos em 2000 para 12,1‰ em 2014, com uma taxa média de 15,0‰ para o conjunto dessas cidades.

Ao analisar as capitais agregadas em suas respectivas macrorregiões, observa-se que a região Sul apresentou a menor mortalidade infantil em todo o período do estudo, apresentando uma taxa de 14,4‰ em 2000 e 8,9‰, no último ano analisado. Enquanto que os maiores valores da TMI foram constatados dentre as capitais do Norte e do Nordeste. Em 2000 a taxa do Norte era de 28,1‰ e a do Nordeste de 24,3‰, chegando em 2014 a 14,5‰ e 14,0‰ respectivamente (Figura 3).

Ressalta-se ainda que no início da série estudada a mortalidade infantil no Norte do país correspondia a quase o dobro da taxa observada na região Sul. Apesar da redução, a região Norte apresentou, em 2014, uma TMI aproximadamente 63,0% maior que a taxa apresentada pela região Sul, assim como, na região Nordeste observou-se um valor 57,3% a mais que a TMI observada no Sul.

Figura 3 – Taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos para o conjunto das capitais brasileiras e agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – DATASUS/MS

Quando analisadas as 27 capitais brasileiras verificou-se que no primeiro ano da série 15 cidades apresentaram a TMI categorizada como média (20 a 49‰) e outras 12 como baixa (<20‰). Em 2014 todas as capitais já apresentavam baixas taxas de morte em menores de um ano.

Ainda em relação às capitais do país, no ano 2000, a TMI variou entre 35,2 e 9,7 óbitos em menores de um ano em cada 1.000 nascidos vivos em Porto Velho e Florianópolis, respectivamente, com uma taxa de 19,7‰ para o agregado das capitais. As cidades com menores taxas nesse ano foram: Florianópolis, Brasília, Porto Alegre e Curitiba. Já as maiores taxas foram observadas em Porto Velho, Maceió, Manaus e Aracaju. Ressalta-se que essas cidades apresentaram taxas três vezes maiores que a observada em Florianópolis e mais de 60% acima da média das capitais brasileiras.

Em 2014, observou-se que as TMI variaram entre 19,3 e 7,7 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos, com uma taxa média de 12,1‰. Os menores valores da TMI foram verificados em Curitiba, Campo Grande, Palmas e Porto Alegre. Em Macapá, Aracaju, São Luís e Salvador foram observadas as mais elevadas TMI.

No último ano da série estudada, apesar da redução das taxas nas capitais constatam-se ainda importantes diferenciais, sendo possível observar que em Macapá a TMI foi 2,5 vezes

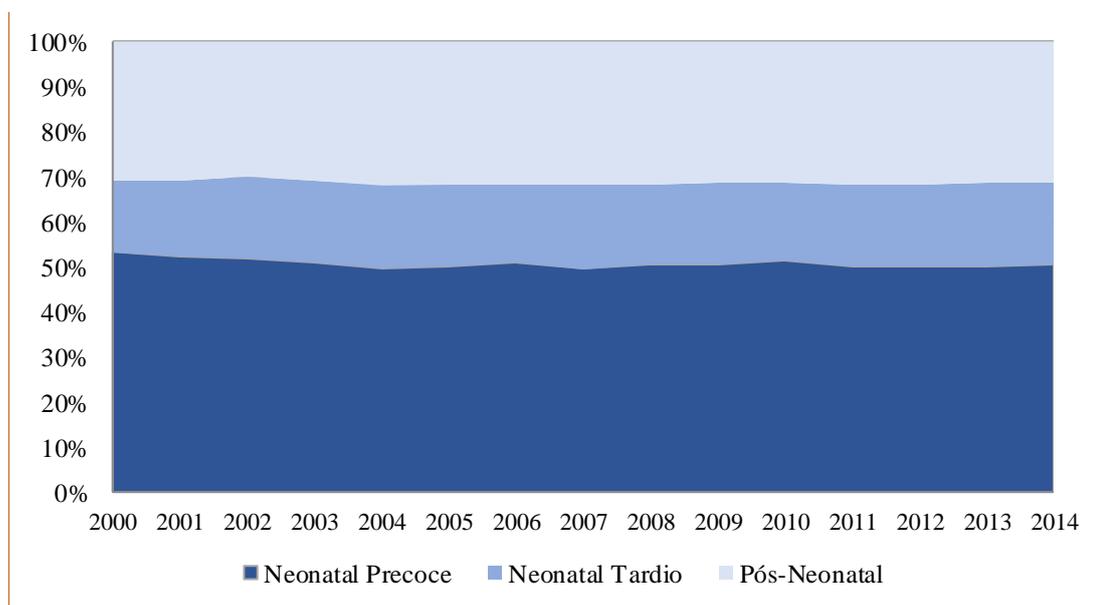
maior quando comparada à capital com menor mortalidade (Curitiba), e nas quatro capitais com maiores taxas, a TMI foi 45% maior do que a média das capitais no período.

No apêndice B são apresentadas as tabelas contendo as taxas de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos segundo capital brasileira e ano (2000 a 2014), além das tabelas com a TMI por componente do óbito para o mesmo local e período.

A figura 4 apresenta a distribuição proporcional dos óbitos de menores de um ano segundo componente para o conjunto das capitais brasileiras no período de 2000 a 2014, na qual pode-se verificar que a composição etária da TMI se manteve praticamente inalterada ao longo do período.

Em todo período verifica-se uma maior proporção dos óbitos neonatais, com uma média de 68,5% nos quinze anos estudados, correspondendo 50,7% às mortes do componente neonatal precoce e 17,8% neonatal tardio. Os óbitos ocorridos no período pós-neonatal corresponderam a 31,3% (Figura 4).

Figura 4 – Distribuição dos óbitos infantis segundo componente. Capitais brasileiras, 2000 a 2014.



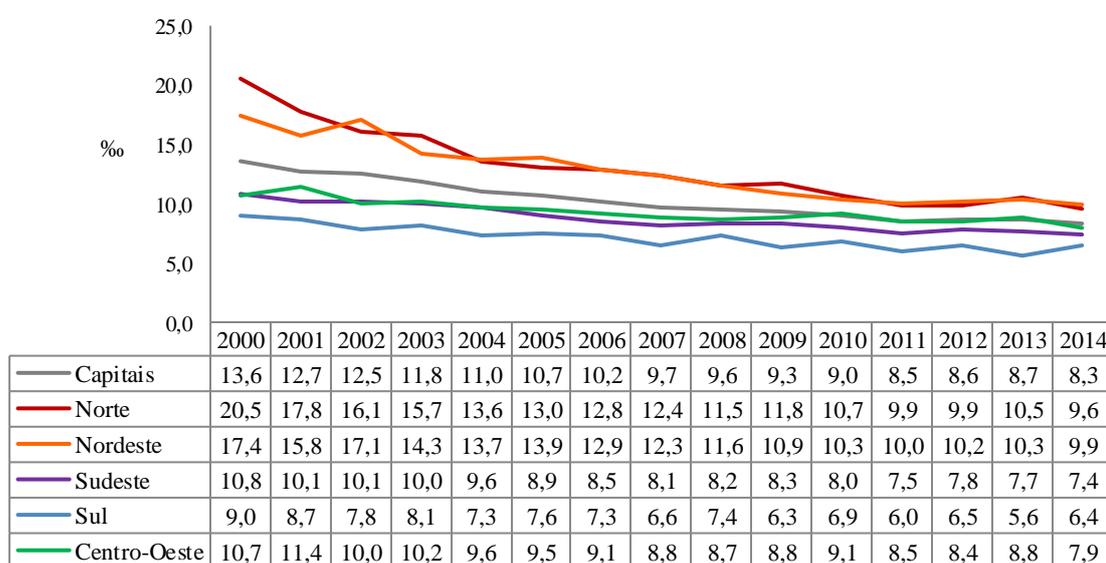
Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS – MS

Os óbitos infantis ocorridos no período neonatal foram responsáveis por 111.726 mortes nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014, uma média anual de 7.448 mortes, correspondendo a 69% dos óbitos em 2000 e 68,7% em 2014. Na análise da taxa de mortalidade

neonatal, observou-se uma redução entre as capitais e em todas as regiões do país, passando de 13,6 em 2000 para 8,3 em 2014 (Figura 5).

A região Sul apresentou a menor mortalidade neonatal, passando de 9,0 para 6,4, uma redução de 28,9% no período. Já as regiões Norte e Nordeste apresentaram as maiores taxas nos quinze anos estudados. Em 2000 a TM neonatal foi de 20,5 no Norte e 17,4 no Nordeste, passando em 2014 para 9,6 e 9,9, respectivamente (Figura 5).

Figura 5– Taxa de mortalidade Neonatal por 1.000 nascidos vivos para o conjunto das capitais brasileiras e agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

Entre as capitais do país, no ano 2000, a taxa de mortalidade neonatal de Florianópolis foi de 5,9 óbitos em menores 28 dias em cada 1.000 nascidos vivos, um valor 4,4 vezes menos que a taxa encontrada em Porto Velho, que apresentou a maior mortalidade neonatal no primeiro ano estudado (26,3).

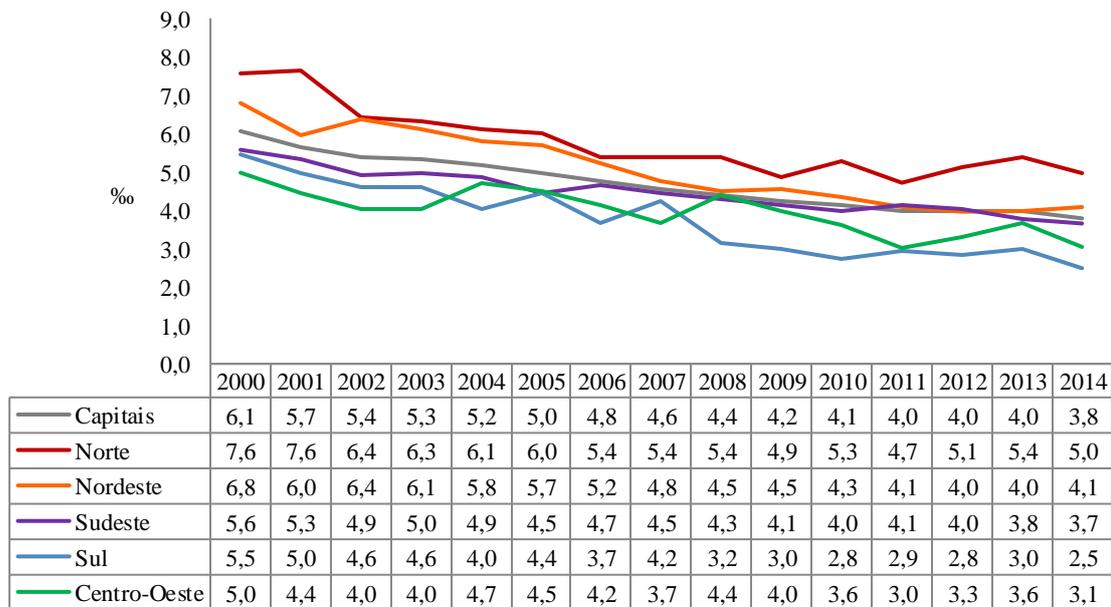
Durante o período, apenas Florianópolis não apresentou uma redução proporcional dos óbitos neonatais. Em 2014, foi observada uma taxa de 8,4 óbitos de crianças com até 27 dias para cada mil nascidas vivas em Florianópolis, um valor 42,4% a mais que a taxa encontrada no ano 2000.

Em 2014, observou-se que as taxas de mortalidade neonatal variaram entre 13,2 e 5,2 óbitos de crianças até 27 dias por 1.000 nascidos vivos. A capital do estado de Sergipe apresentou o maior valor e a menor taxa foi encontrada observada em Campo Grande.

A mortalidade pós-neonatal também reduziu entre as capitais e em todas as regiões do país. No período de 2000 a 2014 foram registrados 50.953 óbitos pós-neonatais, uma média de 3.397 mortes anuais no agregado das capitais. A taxa de mortalidade pós-neonatal nessas cidades passou de 6,1 em 2000 para 3,8 em 2014 (Figura 6).

No primeiro ano da série a região Centro-Oeste apresentou a menor mortalidade pós-neonatal (5,0), enquanto que em 2014 a taxa mais baixa foi observada na região Sul (2,5). No Norte foram constatadas as maiores taxas em todos os anos estudados. No período, a taxa da região reduziu 34,2%, passando de 7,6 para 5,0 óbitos em crianças com idade entre 28 e 364 dias para cada 1.000 nascidos vivos.

Figura 6 – Taxa de mortalidade Pós-Neonatal por 1.000 nascidos vivos para o conjunto das capitais brasileiras e agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS – MS

Entre as capitais do país, no ano 2000, a taxa de mortalidade pós-neonatal variou entre 9,8 e 3,8 óbitos de crianças com idade entre 28 e 364 dias por 1.000 nascidos vivos, em Rio Branco e Florianópolis, respectivamente.

No primeiro ano da série os mais baixos valores da TM pós-neonatal foram observados em Florianópolis (3,8), Macapá (4,1), Brasília (4,3) e Campo Grande (4,6). Já as mais altas taxas foram verificadas em Rio Branco (9,8), Manaus (9,0), Porto Velho (8,9) e Maceió (8,4),

resultando em uma mortalidade 115% maior quando comparada ao grupo de cidades anteriormente citados.

Em 2014, observou-se que as taxas de mortalidade pós-neonatal variaram entre 6,7 e 1,9 óbitos de crianças com idade entre 28 e 364 dias para cada mil nascidas vivas. A mortalidade por esse componente apresentou os mais baixos valores nas cidades de Curitiba (1,9), Goiânia (2,5), Florianópolis (2,6), Belo Horizonte e Campo Grande (2,7). Enquanto que em Macapá (6,7), Rio Branco (5,4), Porto Velho (5,3) e Cuiabá (5,2), observaram-se a mais elevada mortalidade pós-neonatal, sendo 135% maior do que nas capitais com mais baixas taxas.

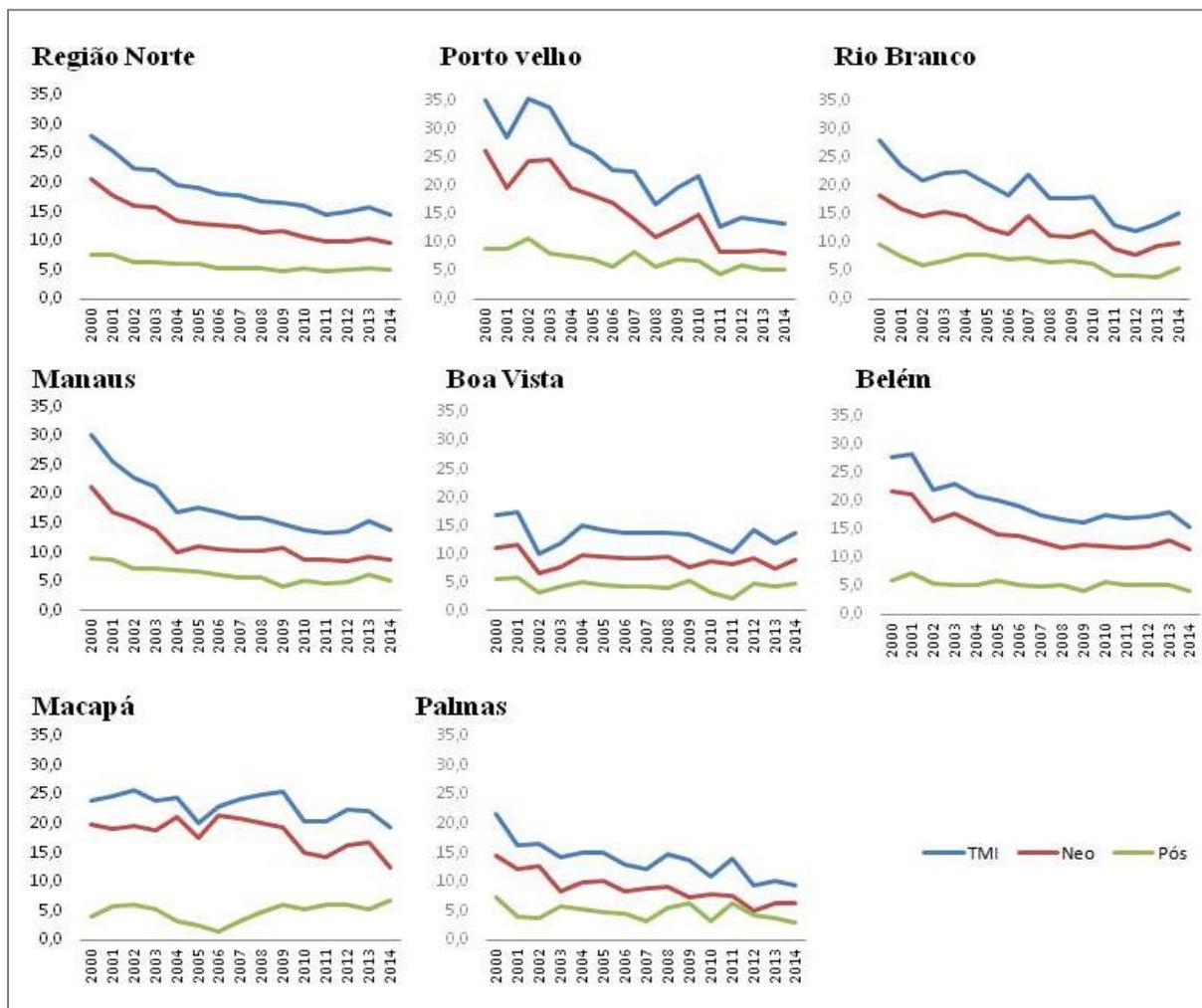
Cabe destacar que a capital do Amapá que no primeiro ano da série apresentava uma das mais baixas taxas de mortalidade no componente pós-neonatal, em 2014 passou a figurar entre as cidades com maiores taxas, apresentando uma mortalidade média de 4,82%.

Na análise de série temporal para o conjunto das capitais brasileiras nos quinze anos estudados, verificou-se que a mortalidade infantil e seus componentes apresentaram tendências significativas de redução. A TMI média no período foi 14,99% com um decréscimo médio anual de 0,52 óbitos de menores de um ano em cada grupo de 1.000 nascidos vivos ($R^2=94,40$ e $p\text{-valor}=0,000$) e uma redução de 3,49% na TMI ao ano.

Ainda em relação à análise agregada das 27 capitais observa-se que tanto o componente neonatal como o pós-neonatal apresentaram tendência decrescente com significância estatística. A mortalidade neonatal teve uma redução em sua taxa de 0,37 ao ano ($R^2=93,10$ e $p\text{-valor}=0,000$) e IRR de -3,56%. A taxa entre crianças com 28 dias a 364 dias decresceu 0,16 ao ano ($R^2=96,0$ e $p\text{-valor}=0,000$) e IRR de -3,30%.

No que se refere à região Norte, a mortalidade infantil apresentou tendência de declínio significativa, para o conjunto das capitais dessa região, tanto para a TMI quanto para os componentes neonatal e pós-neonatal (Figura 7 e tabela 3).

Figura 7 – Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Norte. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus - MS

Nessa região a TMI apresentou uma redução relativa de 4,51% com um decréscimo anual de 0,85 óbitos infantis ao ano. Nos óbitos que ocorreram até 27 dias constatou-se um declínio anual de 5,13% da taxa média e no componente pós-neonatal essa diminuição foi de 3,09% (Figura 7 e tabela 3).

Porto Velho foi a capital com maior redução tanto para a TMI quanto para a análise por componente. A mortalidade infantil da capital de Rondônia apresentou um decréscimo médio anual de 1,66 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos e uma redução relativa de 7,26%. A cidade de Boa Vista foi a única que não apresentou tendência decrescente significativa para a TMI nem para os componentes neonatal e pós-neonatal (Figura 7 e tabela 3).

No período neonatal todas as cidades, exceto a capital do estado de Roraima, apresentaram redução significativa. No componente pós-neonatal, por sua vez, a redução da mortalidade em Boa Vista, Macapá e Palmas não apresentaram significância estatística ao nível de 5,0%. Vale salientar, porém, o aumento dos óbitos no pós-neonatal verificado na capital do Amapá, mesmo sem significância (Figura 7 e tabela 3).

Tabela 3 – Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Norte. 2000 a 2014.

Capital	TM Média	R ² Ajustado	B ₀	B ₁	IC 95% (B ₁)	p-valor	Tendência	IRR%
Mortalidade Infantil								
Porto Velho	22,89	87,4	34,52	-1,66	-2,04 ; -1,28	0,000	Decrescente	-7,26
Rio Branco	19,03	80,9	25,31	-0,9	-1,15 ; -0,65	0,000	Decrescente	-4,71
Manaus	17,87	73,8	24,61	-0,96	-1,30 ; -0,64	0,000	Decrescente	-5,39
Boa Vista	13,47	9,6	14,77	-0,12	-0,44 ; 0,07	0,136	-	-0,88
Belém	19,75	73,4	25,14	-0,77	-1,03 ; -0,51	0,000	Decrescente	-3,89
Macapá	22,99	31,4	24,99	-0,29	-0,51 ; -0,06	0,017	Decrescente	-1,24
Palmas	13,75	7,22	18,07	-0,62	-0,84 ; -0,40	0,000	Decrescente	-4,5
<i>Norte</i>	<i>18,82</i>	<i>85,5</i>	<i>24,76</i>	<i>-0,85</i>	<i>-1,05 ; -0,65</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-4,51</i>
Neonatal								
Porto Velho	15,75	86,9	26,38	-1,33	-2,04 ; -1,28	0,000	Decrescente	-8,44
Rio Branco	12,53	82,3	16,80	-0,61	-0,77 ; -0,45	0,000	Decrescente	-4,86
Manaus	11,64	68,4	16,46	-0,69	-0,96 ; -0,42	0,000	Decrescente	-5,92
Boa Vista	9,03	7,7	9,82	-0,11	-0,28 ; 0,05	0,164	-	-1,24
Belém	14,49	74,7	19,14	-0,66	-0,88 ; -0,44	0,000	Decrescente	-4,57
Macapá	18,17	43,5	21,05	-0,41	-0,67 ; -0,15	0,004	Decrescente	-2,26
Palmas	8,98	79,3	12,58	-0,51	-0,66 ; -0,36	0,000	Decrescente	-5,72
<i>Norte</i>	<i>13,05</i>	<i>86,2</i>	<i>17,74</i>	<i>-0,67</i>	<i>-0,82 ; -0,52</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-5,13</i>
Pós Neonatal								
Porto Velho	7,06	64,9	9,29	-0,32	-0,45 ; -0,19	0,000	Decrescente	-4,52
Rio Branco	6,49	61,3	8,51	-0,29	-0,42 ; -0,16	0,000	Decrescente	-4,45
Manaus	6,23	70,1	8,14	-0,27	-0,38 ; -0,17	0,000	Decrescente	-4,4
Boa Vista	4,42	4,4	4,95	-0,08	-0,20 ; 0,05	0,222	-	-1,7
Belém	5,26	33,5	6,00	-0,11	-0,19 ; -0,03	0,014	Decrescente	-2,02
Macapá	4,82	6,9	3,94	0,13	-0,07 ; 0,32	0,177	-	2,62
Palmas	4,76	5,6	5,49	-0,1	-0,27 ; 0,06	0,199	-	-2,18
<i>Norte</i>	<i>5,76</i>	<i>75</i>	<i>7,01</i>	<i>-0,18</i>	<i>-0,24 ; -0,12</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-3,09</i>

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

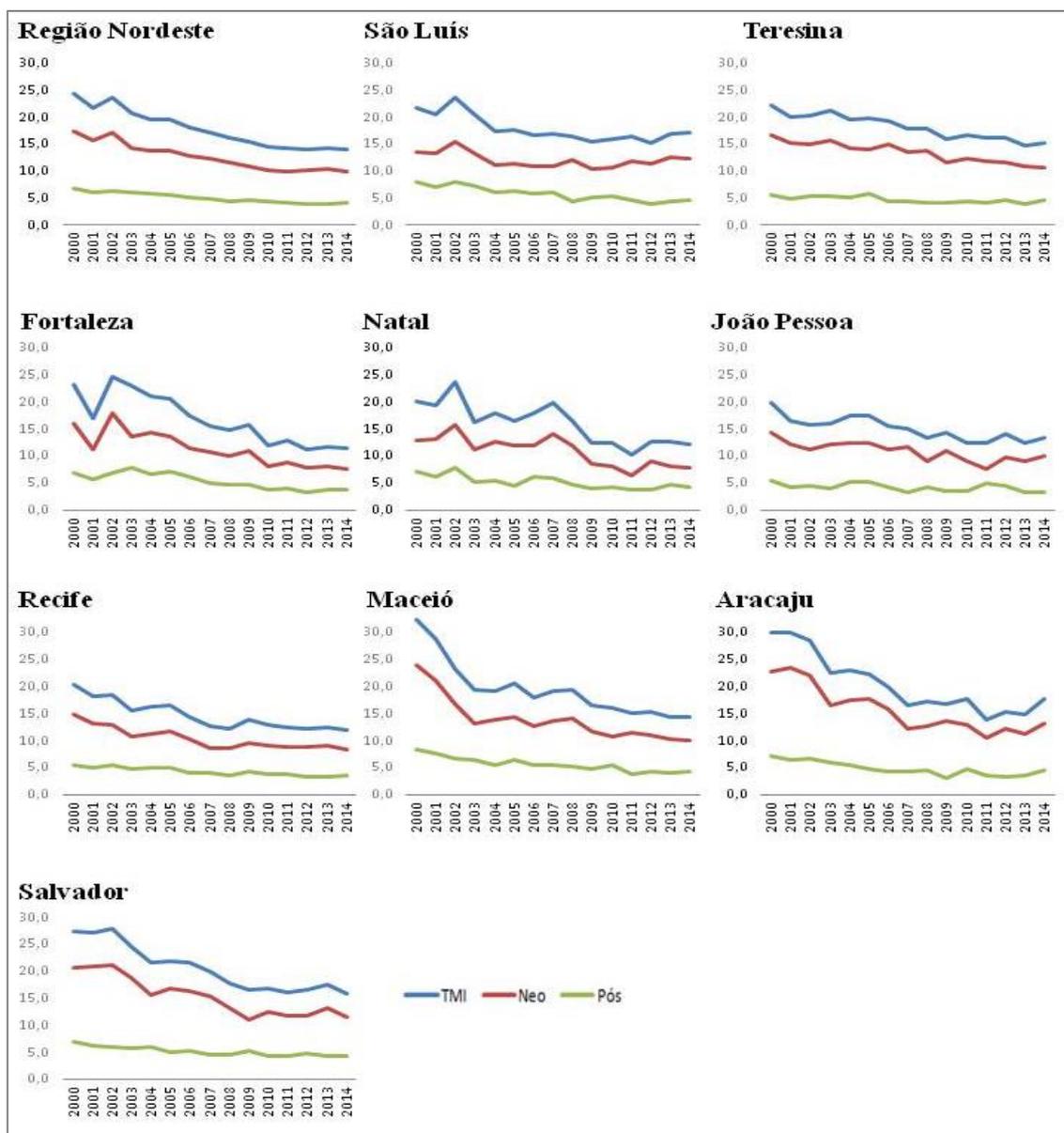
Nota: R² – Coeficiente de Determinação %; B₀ - Intercepto; B₁ - Inclinação da Retas; IRR – Índice Relativo de Redução %

Na região Nordeste, a taxa de mortalidade infantil apresentou tendência significativa de redução em todas as capitais com (IRR=-4,32% e b₁=-0,77). Verificou-se ainda uma tendência declinante com significância estatística dos componentes neonatal e pós-neonatal. Houve uma diminuição anual de 0,55 dos óbitos ocorridos até 27 dias e de 0,21 na mortalidade pós-neonatal (Figura 8 e tabela 4).

Dentre as capitais destacam-se Aracaju e Fortaleza. A capital de Sergipe apresentou maior valor de inclinação da reta, decréscimo médio anual de 1,09 óbitos de menores de um

ano por 1.000 nascidos vivos e IRR de -5,33%. Enquanto que Fortaleza foi a cidade com maior redução relativa da TMI (IRR=-5,58%) no período (Figura 8 e tabela 4).

Figura 8 – Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Nordeste, 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

No componente neonatal, o maior decréscimo relativo e absoluto foi observado em Aracaju, que apresentou uma queda média anual de 0,85 mortes de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos e IRR de -5,44%. Apenas a capital do Maranhão não apresentou tendência significativa nesse componente (Figura 8 e tabela 4).

Em relação à mortalidade pós-neonatal, todas as capitais apresentaram tendência decrescente com significância estatística ao nível de 5,0%. A maior redução ocorreu na capital do Ceará, com uma redução média de 0,29 mortes de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos e IRR de -5,39% (Figura 8 e tabela 4).

Tabela 4 – Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Nordeste. 2000 a 2014.

Capital	TM Média	R ² Ajustado	B ₀	B ₁	IC 95% (B ₁)	p-valor	Tendência	IRR%
Mortalidade Infantil								
São Luís	17,90	57,8	20,92	-0,43	-0,64 ; -0,22	0,001	Decrescente	-2,41
Teresina	18,19	91,4	21,73	-0,51	-0,59 ; -0,46	0,000	Decrescente	-2,78
Fortaleza	16,81	77,9	23,37	-0,94	-1,22 ; -0,65	0,000	Decrescente	-5,58
Natal	16,06	67,5	21,08	-0,72	-1,00 ; -0,44	0,000	Decrescente	-4,47
João Pessoa	15,04	69,7	17,96	-0,42	-0,57 ; -0,26	0,000	Decrescente	-2,78
Recife	14,70	81,7	18,57	-0,55	-0,70 ; -0,40	0,000	Decrescente	-3,76
Maceió	19,48	75,1	26,63	-1,02	-1,36 ; -0,69	0,000	Decrescente	-5,24
Aracaju	20,46	78,4	28,09	-1,09	-1,42 ; -0,76	0,000	Decrescente	-5,33
Salvador	20,65	87,1	27,09	-0,92	-1,23 ; -0,72	0,000	Decrescente	-4,46
<i>Nordeste</i>	<i>17,83</i>	<i>92,1</i>	<i>23,22</i>	<i>-0,77</i>	<i>-0,90 ; -0,64</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-4,32</i>
Neonatal								
São Luís	12,06	17,8	13,12	-0,15	-0,31 ; 0,12	0,066	-	-1,25
Teresina	13,47	90,9	16,27	-0,4	-0,47 ; -0,33	0,000	Decrescente	-2,98
Fortaleza	11,33	74,3	15,63	-0,61	-0,82 ; -0,41	0,000	Decrescente	-5,42
Natal	10,89	64,1	14,39	-0,5	-0,71 ; -0,29	0,000	Decrescente	-4,58
João Pessoa	10,84	62,5	13,12	-0,33	-0,47 ; -0,18	0,000	Decrescente	-3,01
Recife	10,40	75,8	13,2	-0,4	-0,53 ; -0,27	0,000	Decrescente	-3,84
Maceió	13,92	69,1	19,17	-0,75	-1,03 ; -0,47	0,000	Decrescente	-5,38
Aracaju	15,65	77,5	21,62	-0,85	-1,11 ; -0,59	0,000	Decrescente	-5,44
Salvador	15,40	84,7	20,62	-0,75	-0,93 ; -0,56	0,000	Decrescente	-4,85
<i>Nordeste</i>	<i>12,70</i>	<i>90,6</i>	<i>16,56</i>	<i>-0,55</i>	<i>-0,65 ; -0,45</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-4,34</i>
Pós Neonatal								
São Luís	5,84	83,5	7,8	-0,28	-0,35 ; -0,21	0,000	Decrescente	-4,80
Teresina	4,72	51,9	5,44	-0,1	-0,16 ; -0,05	0,001	Decrescente	-2,18
Fortaleza	5,32	75,0	7,33	-0,29	-0,38 ; -0,19	0,000	Decrescente	-5,39
Natal	5,16	57,9	6,68	-0,22	-0,32 ; -0,11	0,001	Decrescente	-4,21
João Pessoa	4,20	24,7	4,84	-0,09	-0,18 ; -0,01	0,034	Decrescente	-2,19
Recife	4,29	85,8	5,37	-0,15	-0,19 ; -0,12	0,000	Decrescente	-3,59
Maceió	5,55	82,2	7,45	-0,27	-0,34 ; -0,20	0,000	Decrescente	-4,90
Aracaju	4,80	68,1	6,47	-0,24	-0,33 ; -0,15	0,000	Decrescente	-4,95
Salvador	5,20	74,4	6,33	-0,16	-0,21 ; -0,11	0,000	Decrescente	-3,07
<i>Nordeste</i>	<i>5,08</i>	<i>92,9</i>	<i>6,55</i>	<i>-0,21</i>	<i>-0,24 ; -0,18</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-4,11</i>

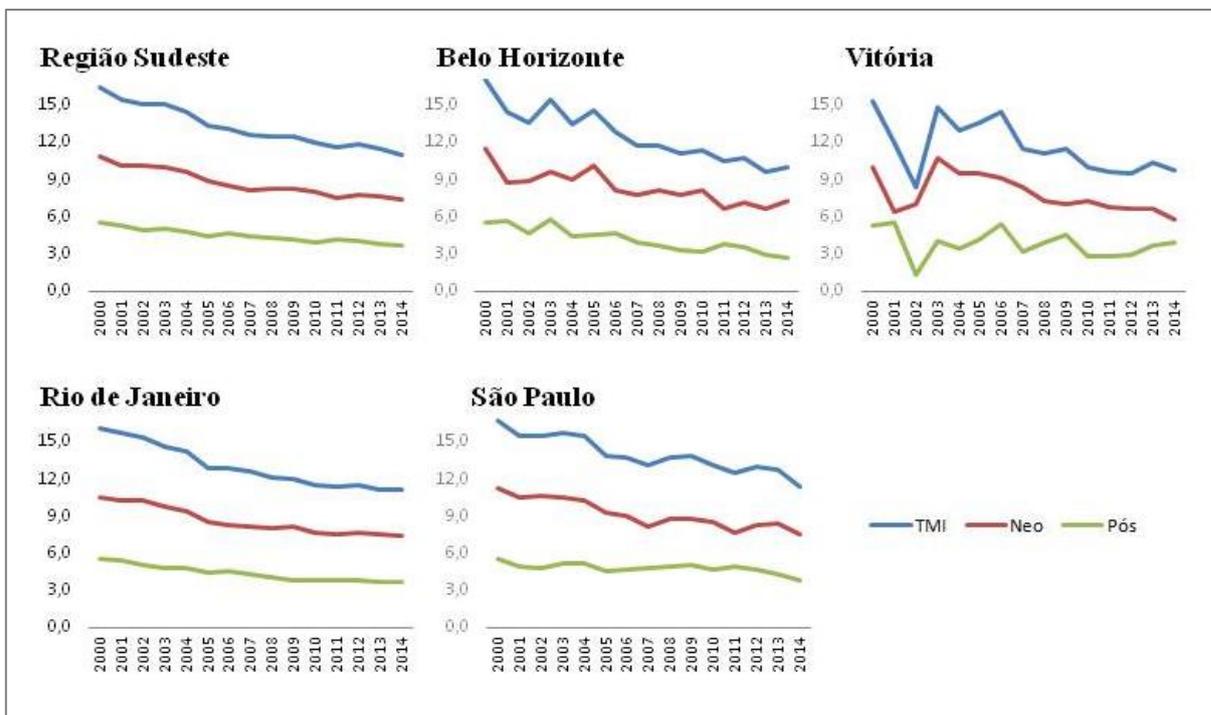
Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

Nota: R² – Coeficiente de Determinação %; B₀ - Intercepto; B₁ - Inclinação da Reta; IRR – Índice Relativo de Redução %

Em relação à região Sudeste, a mortalidade infantil apresentou tendência significativa de redução em todas as capitais. A TMI da região reduziu 2,74% com uma diminuição de 0,36 óbitos ao ano. Observou-se ainda uma tendência de declínio com significância estatística no

componente neonatal ($b_1=0,24$ e $IRR= -2,74\%$) e pós-neonatal ($b_1=0,12$ e $IRR= -2,72\%$) (Figura 9 e tabela 5).

Figura 9 – Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para o conjunto das capitais brasileiras da Região Sudeste. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

Dentre as capitais dessa região, a maior redução absoluta e relativa foi observada em Belo Horizonte, com um decréscimo médio anual de 0,46 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos e IRR de $-3,63\%$ (Figura 9 e tabela 5).

Em relação à mortalidade neonatal, todas as capitais também apresentaram tendência decrescente significativa, com uma maior redução absoluta em Rio de Janeiro e Belo Horizonte. A capital de Minas Gerais foi também a que apresentou maior declínio da taxa média ($IRR=-3,04\%$) (Figura 9 e tabela 5).

No componente pós-neonatal, por sua vez, o declínio da mortalidade da capital do estado do Espírito Santo não apresentou significância estatística ao nível de $5,0\%$. Belo Horizonte foi a cidade com maior decréscimo dos óbitos nesse componente, com uma queda média anual de 0,2 mortes de crianças de 28 a 364 dias por cada grupo de 1.000 nascidos vivos, uma diminuição de $4,79\%$ na taxa média (Figura 9 e tabela 5).

Tabela 5 – Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Sudeste. 2000 a 2014.

Capital	TM Média	R ² Ajustado	B ₀	B ₁	IC 95% (B ₁)	IRR%	p-valor	Tendência	IRR%
Mortalidade Infantil									
Belo Horizonte	12,53	86,4	15,71	-0,46	-0,56 ; -0,35	-3,63	0,000	Decrescente	-3,63
Vitória	11,65	29,9	13,64	-0,28	-0,52 ; -0,05	-2,44	0,020	Decrescente	-2,44
Rio de Janeiro	13,99	86,4	16,15	-0,31	-0,38 ; -0,24	-2,21	0,000	Decrescente	-2,21
São Paulo	13,01	92,1	15,62	-0,37	-0,44 ; -0,31	-2,87	0,000	Decrescente	-2,87
<i>Sudeste</i>	<i>13,22</i>	<i>94,7</i>	<i>15,75</i>	<i>-0,36</i>	<i>-0,41 ; -0,31</i>	<i>-2,74</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,74</i>
Neonatal									
Belo Horizonte	8,37	69,9	10,15	-0,25	-0,35 ; -0,16	-3,04	0,000	Decrescente	-3,04
Vitória	7,86	33,4	9,33	-0,21	-0,37 ; -0,05	-2,67	0,000	Decrescente	-2,67
Rio de Janeiro	9,17	85,2	10,9	-0,25	-0,30 ; -0,19	-2,68	0,000	Decrescente	-2,68
São Paulo	8,62	89,2	10,26	-0,24	-0,28 ; -0,19	-2,73	0,000	Decrescente	-2,73
<i>Sudeste</i>	<i>8,74</i>	<i>90,8</i>	<i>10,41</i>	<i>-0,24</i>	<i>-0,28 ; -0,20</i>	<i>-2,74</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,74</i>
Pós Neonatal									
Belo Horizonte	4,15	84,5	5,55	-0,2	-0,25 ; -0,15	-4,79	0,000	Decrescente	-4,79
Vitória	3,79	1,5	4,31	-0,07	-0,22 ; 0,07	-1,95	0,290	-	-1,95
Rio de Janeiro	4,81	46,6	5,25	-0,06	-0,10 ; -0,03	-1,29	0,003	Decrescente	-1,29
São Paulo	4,39	91,0	5,36	-0,14	-0,16 ; -0,11	-3,16	0,000	Decrescente	-3,16
<i>Sudeste</i>	<i>4,48</i>	<i>93,7</i>	<i>5,34</i>	<i>-0,12</i>	<i>-0,14 ; -0,10</i>	<i>-2,72</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,72</i>

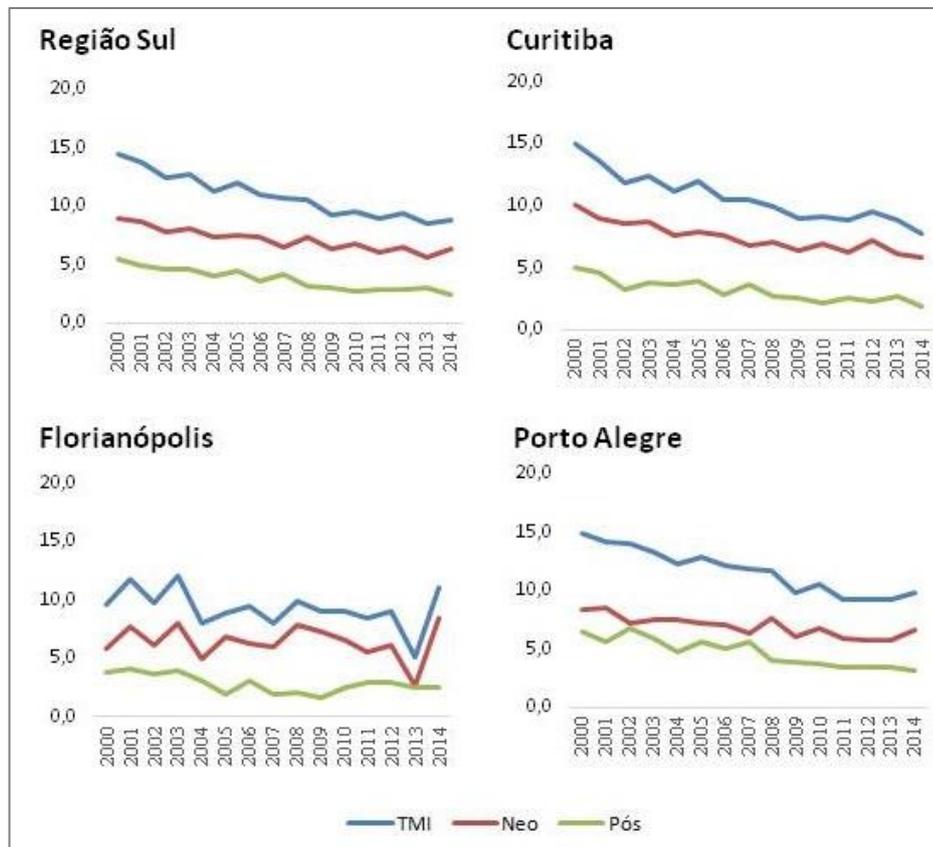
Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

Nota: R² – Coeficiente de Determinação %; B₀ - Intercepto; B₁ - Inclinação da Reta; IRR – Índice Relativo de Redução %

Na análise agregada do Sul foi verificado um decréscimo anual de 0,40 óbitos de menores de um ano a cada grupo de 1.000 nascidos vivos, com uma redução de 3,36% na taxa média. Constatou-se ainda, nessa região, uma tendência de declínio significativa nos componentes neonatal e pós-neonatal, com uma redução relativa de 2,76% e 5,32%, respectivamente (Figura 10 e tabela 6).

A mortalidade infantil apresentou tendência significativa de redução em todas as capitais da região Sul, com exceção de Florianópolis. Observou-se a mais expressiva diminuição da TMI em Curitiba e Porto Alegre, sendo verificado na capital do Paraná o maior valor do IRR (-3,98%) (Figura 10 e tabela 6).

Figura 10 – Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para o conjunto das capitais brasileiras da Região Sul. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

No componente neonatal, a capital do estado de Santa Catarina foi a que apresentou maior redução relativa e absoluta da taxa ($b_1 = -0,54$ e $IRR = -8,40\%$), embora sem significância estatística. Dentre as cidades cuja tendência foi estatisticamente significativa, Curitiba foi a capital com maior redução relativa e absoluta dos óbitos neonatais (Figura 10 e tabela 6).

Em relação à mortalidade pós-neonatal, todas as capitais apresentaram tendência decrescente significativa. A capital do Paraná foi também aquela que apresentou maior redução relativa no período ($-5,51\%$), enquanto que em Porto Alegre verificou-se o declínio mais expressivo em termos absolutos, com um decréscimo médio anual de 0,25 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos (Figura 8 e tabela 4).

Tabela 6 – Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Sul. 2000 a 2014.

Capital	TM Média	R ² Ajustado	B ₀	B ₁	IC 95% (B ₁)	p-valor	Tendência	IRR%
Mortalidade Infantil								
Curitiba	10,65	87,6	13,62	-0,42	-0,52 ; -0,33	0,000	Decrescente	-3,98
Florianópolis	9,3	12,1	10,42	-0,16	-0,36 ; 0,04	0,111	-	-1,73
Porto Alegre	11,66	92,5	14,59	-0,42	-0,49 ; -0,35	0,000	Decrescente	-3,58
<i>Sul</i>	<i>10,91</i>	<i>92,2</i>	<i>13,68</i>	<i>-0,40</i>	<i>-0,46 ; -0,33</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-3,63</i>
Neonatal								
Curitiba	7,48	84,0	9,22	-0,25	-0,31 ; -0,19	0,000	Decrescente	-3,34
Florianópolis	6,43	4,6	6,81	-0,54	-0,24 ; 0,14	0,549	-	-8,4
Porto Alegre	6,94	68,2	8,11	-0,17	-0,23 ; -0,10	0,000	Decrescente	-2,42
<i>Sul</i>	<i>7,16</i>	<i>81,3</i>	<i>8,55</i>	<i>-0,20</i>	<i>-0,25 ; -0,14</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,76</i>
Pós Neonatal								
Curitiba	3,17	74,0	4,40	-0,18	-0,23 ; -0,12	0,000	Decrescente	-5,51
Florianópolis	2,87	33,4	3,61	-0,11	-0,19 ; -0,03	0,014	Decrescente	-3,73
Porto Alegre	4,72	84,0	6,48	-0,25	-0,31 ; -0,19	0,000	Decrescente	-5,31
<i>Sul</i>	<i>3,74</i>	<i>89,0</i>	<i>5,13</i>	<i>-0,20</i>	<i>-0,24 ; -0,16</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-5,32</i>

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

Nota: R² – Coeficiente de Determinação %; B₀ - Intercepto; B₁ - Inclinação da Retas; IRR – Índice Relativo de Redução %

Na região Centro-Oeste, a mortalidade infantil apresentou tendência significativa de redução em todas as capitais. A TMI reduziu -2,23% nessa região, com um declínio anual de 0,30 óbitos a cada 1.000 nascidos vivos (Figura 11 e tabela 7).

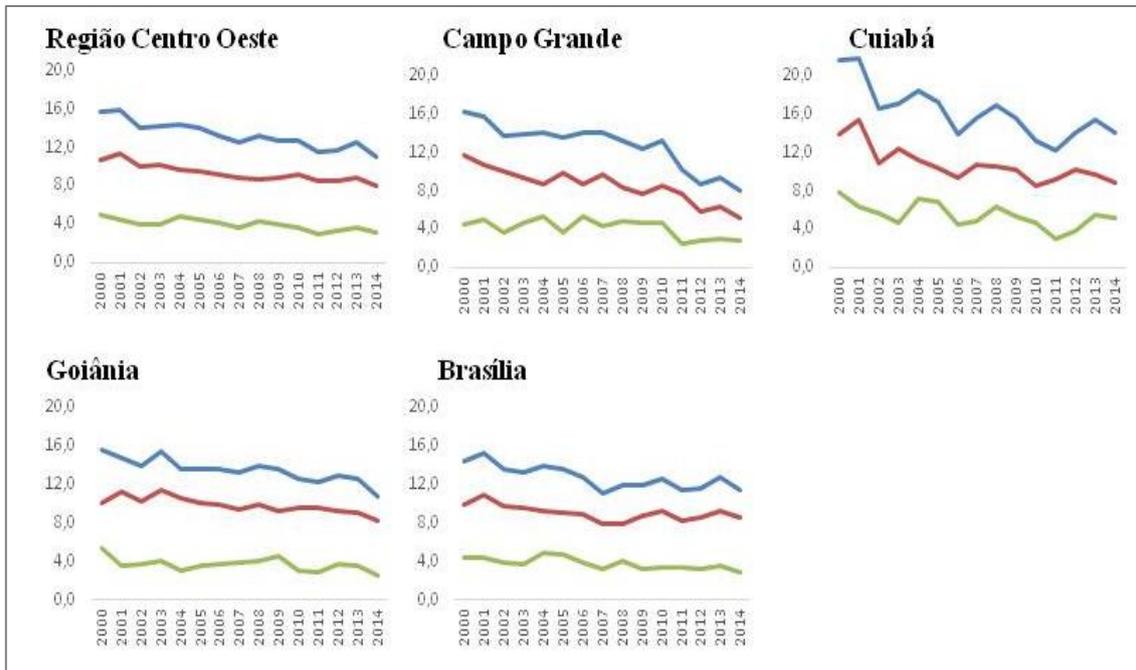
Observou-se ainda uma tendência decrescente na mortalidade neonatal e pós-neonatal nessa região. Os óbitos ocorridos até 27 dias reduziram, em termos absolutos, em 0,19 por 1.000 nascidos vivos ao ano. O componente pós-neonatal apresentou uma diminuição anual de 0,11, com IRR de -2,70% (Figura 11 e tabela 7).

A capital do estado de Mato Grosso do Sul apresentou a maior redução no período, com um decréscimo médio anual de 0,51 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos e um declínio relativo de 4,04% (Figura 11 e tabela 7).

Em relação aos óbitos neonatais observou-se que a maior redução também ocorreu em Campo Grande, tanto em termos absolutos como relativos ($b_1=-0,37$ e $IRR=-4,37$) (Figura 11 e tabela 7).

Quanto à mortalidade pós-neonatal, o maior valor de inclinação da reta foi observado em Cuiabá, com um decréscimo médio anual de 0,17 óbitos de crianças de 28 a 364 dias por 1.000 nascidos vivos. Já Campo Grande apresentou redução relativa mais expressiva ($IRR=-3,35$) (Figura 11 e tabela 7).

Figura 11 – Tendência da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para o conjunto das capitais brasileiras da Região Centro-Oeste. 2000 a 2014.



Fonte: Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

Tabela 7 – Análise de tendência (linear) da série histórica da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais da Região Centro-Oeste. 2000 a 2014.

Capital	TM Média	R ² Ajustado	B ₀	B ₁	IC 95% (B ₁)	p-valor	Tendência	IRR%
Mortalidade Infantil								
Campo Grande	12,69	81,6	16,27	-0,51	-0,65 ; -0,37	0,000	Decrescente	-4,04
Cuiabá	16,21	60,9	19,73	-0,50	-0,73 ; -0,28	0,000	Decrescente	-3,10
Goiânia	13,5	74,1	15,18	-0,24	-0,32 ; -0,16	0,000	Decrescente	-1,77
Brasília	12,78	61,6	14,31	-0,22	-0,32 ; -0,12	0,000	Decrescente	-1,71
<i>Centro Oeste</i>	<i>13,3</i>	<i>86,4</i>	<i>15,37</i>	<i>-0,30</i>	<i>-0,36 ; -0,23</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,23</i>
Neonatal								
Campo Grande	8,56	84,3	11,18	-0,37	-0,47 ; 0,28	0,000	Decrescente	-4,37
Cuiabá	10,76	59,2	13,07	-0,33	-0,48 ; -0,18	0,000	Decrescente	-3,07
Goiânia	9,84	67,2	10,93	-0,16	-0,22 ; -0,09	0,000	Decrescente	-1,59
Brasília	9,02	37,7	9,84	-0,12	-0,20 ; -0,03	0,009	Decrescente	-1,30
<i>Centro Oeste</i>	<i>9,32</i>	<i>79,6</i>	<i>10,63</i>	<i>-0,19</i>	<i>-0,24 ; -0,133</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,01</i>
Pós Neonatal								
Campo Grande	4,12	35,8	5,09	-0,14	-0,24 ; -0,04	0,011	Decrescente	-3,35
Cuiabá	5,45	29,8	6,66	-0,17	-0,31 ; -0,03	0,021	Decrescente	-3,15
Goiânia	3,65	21,1	4,22	-0,08	-0,16 ; -0,00	0,048	Decrescente	-2,25
Brasília	3,75	53,9	4,44	-0,10	-0,15 ; -0,05	0,001	Decrescente	-2,61
<i>Centro Oeste</i>	<i>3,97</i>	<i>64,6</i>	<i>4,72</i>	<i>-0,11</i>	<i>-0,15 ; -0,06</i>	<i>0,000</i>	<i>Decrescente</i>	<i>-2,70</i>

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

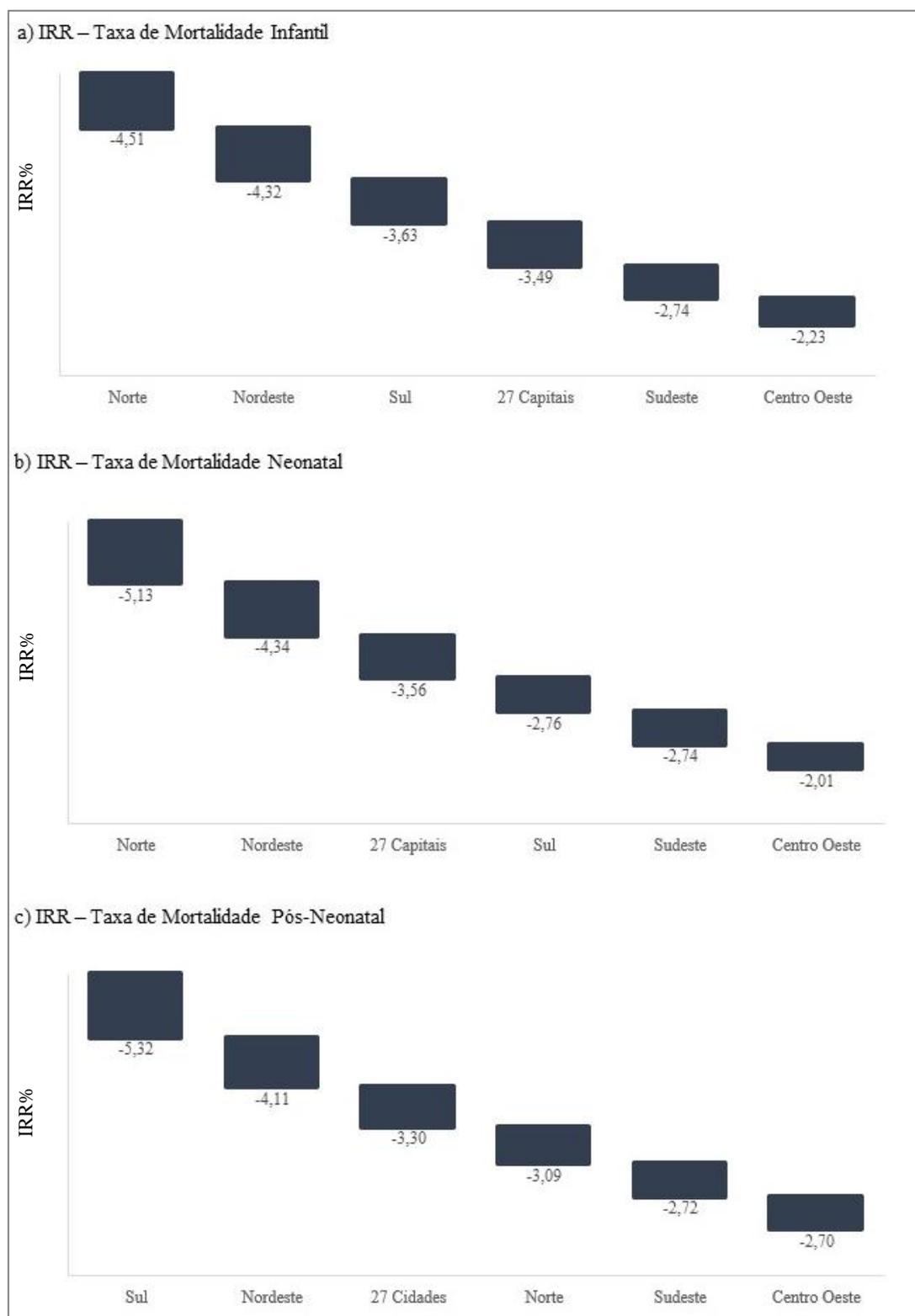
Nota: R² – Coeficiente de Determinação %; B₀ – Intercepto; B₁ – Inclinação da Reta; IRR – Índice Relativo de Redução %

Na análise do Índice Relativo de Redução (IRR), aqui empregado para análise das desigualdades na tendência da mortalidade infantil, observou-se que para o agregado das capitais em suas respectivas macrorregiões, a TMI reduziu mais expressivamente no Norte (IRR -4,51) e no Nordeste (IRR -4,32), sendo essas duas regiões também as que apresentaram a maior taxa média de mortalidade no período. Nas capitais do Centro-Oeste foi onde se verificou o menor valor de IRR (-2,23) (Figura 12).

Padrão semelhante foi observado quando analisada a tendência os óbitos infantis no período neonatal, com maior redução nas capitais do Norte (IRR -5,13) e Nordeste (-4,34) e menor no Centro-Oeste (-2,01) (Figura 12).

Já para o componente pós-neonatal verificou-se que embora a região Sul tenha apresentado a menor taxa média de óbitos no período foi também onde se constatou a maior redução (IRR -5,32), seguida das capitais da região Nordeste e do Norte. Identicamente à tendência da TMI e dos óbitos neonatais, o Centro-Oeste foi a região que apresentou a menor diminuição da mortalidade pós-neonatal (Figura 12).

Figura 12 – Índice Relativo de Redução (IRR) da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

Nota: IRR – Índice Relativo de Redução %

Em relação às capitais verificou-se que Porto Velho, Fortaleza, Manaus, Aracaju e Maceió apresentaram a redução mais expressiva da TMI. Enquanto que em Boa Vista, Macapá, Brasília, Florianópolis e Goiânia foram observados os menores declínios dos óbitos de menores de um ano. Ressalta-se, porém, que as capitais de Santa Catarina e de Roraima não apresentaram tendência estatisticamente significativa. Florianópolis, embora não tenha demonstrado tendência decrescente significativa, foi a capital com menor taxa média do período (9,30%) (Figura 13).

Destaca-se ainda que a cidade de Macapá foi onde se constatou a maior taxa média de mortalidade infantil no período (22,99%), entretanto com uma baixa redução relativa do indicador. Já a capital do estado de Rondônia foi a que apresentou a segunda maior TMI média e adicionalmente onde se verificou o maior declínio dos óbitos infantis tanto em termos absolutos como relativos (Figura 13).

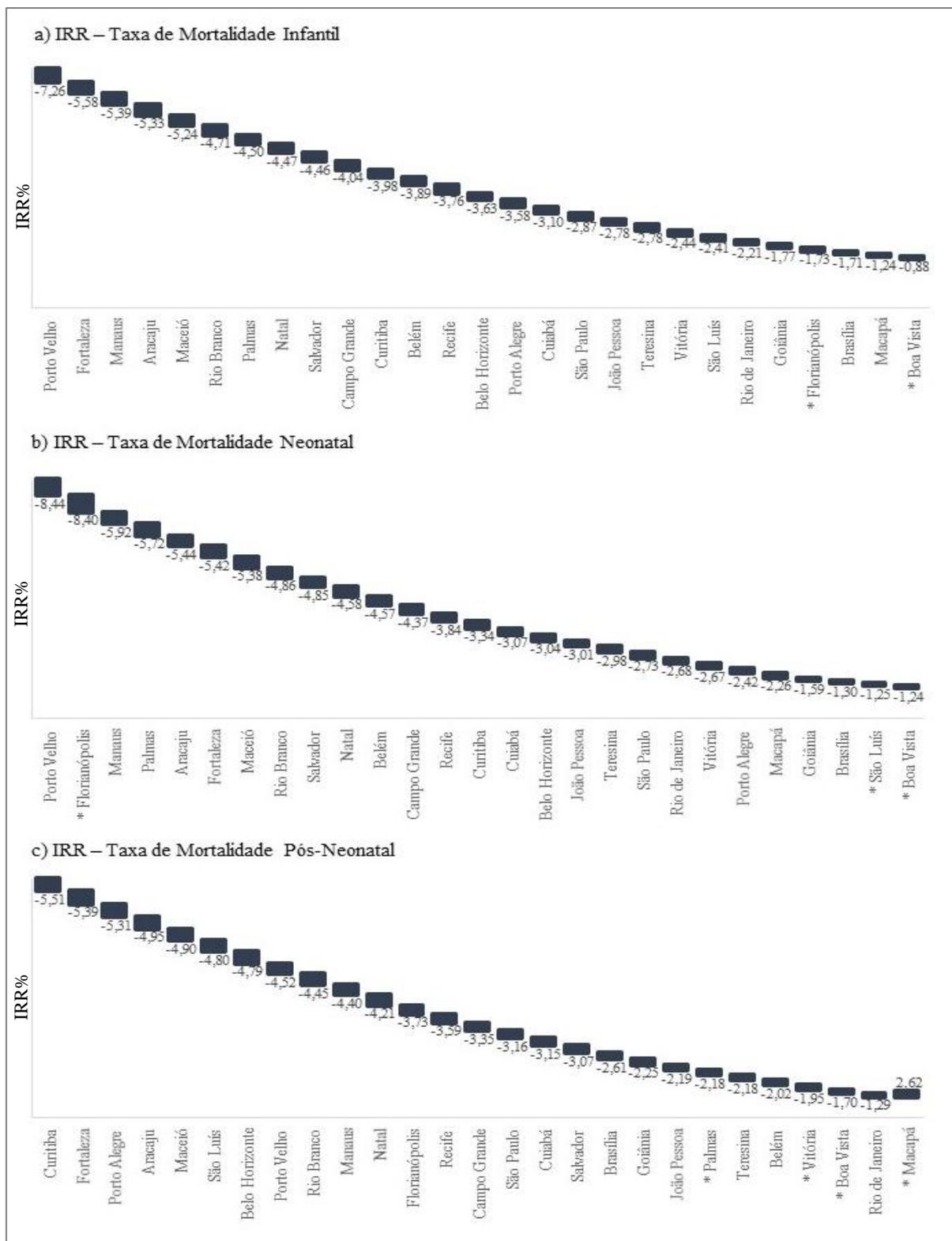
Quanto componente neonatal a maior redução foi observada nas cidades de Porto Velho, Florianópolis, Manaus, Palmas e Aracaju. Ao passo que nas cidades de Boa Vista, São Luís, Brasília, Goiânia e Macapá verificaram-se os menores valores do IRR. Dentre essas, porém, as capitais de Santa Catarina, Roraima e Maranhão não apresentaram tendência significativa estatística ao nível de 5,0% (Figura 13).

Vale ainda ressaltar que a capital do Amapá embora tenha apresentado a maior taxa média de mortalidade neonatal (18,17%) teve uma baixa redução dos óbitos (IRR=-2,26). Enquanto que Porto Velho, cidade com a segunda maior média da mortalidade neonatal, foi onde se observou a maior redução (IRR=-7,26) (Figura 13).

No tocante aos óbitos ocorridos no período pós-neonatal verificou-se o declínio mais significativo nas cidades Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Aracaju e Maceió. Ao passo que nas cidades de Macapá, Rio de Janeiro, Boa Vista, Vitória e Belém foram observadas as menores reduções dos óbitos nesse componente. As capitais do Tocantins, Espírito Santo, Roraima e Amapá não se apresentaram com tendência significativa na série temporal (Figura 13).

Ainda na análise desse componente, merece destaque Curitiba, que mesmo tendo apresentado a segunda menor taxa média do período, atrás apenas de Florianópolis, foi onde se verificou a maior redução (IRR -5,51). As duas capitais com maior média de mortalidade, Porto Velho e Rio Branco, ocuparam a 8ª e 9ª posição do IRR, respectivamente (Figura 13).

Figura 13 – Índice Relativo de Redução (IRR) da Taxa de Mortalidade Infantil e seus componentes (neonatal e pós-neonatal) segundo as capitais brasileiras. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / Datasus – MS

Nota: IRR – Índice Relativo de Redução %

* Capitais cuja a tendência (b1) não foi estatisticamente significante (p-valor > 0,05)

5.4 Discussão

Os achados do presente estudo apontam para a redução da mortalidade infantil e dos seus componentes nas capitais brasileiras, entretanto verificou-se que a tendência observada nas taxas parte de patamares diferentes e apresenta distintos níveis de declínio entre as cidades, constatando-se a persistência das desigualdades regionais.

A TMI tem reduzido no mundo desde a década de 60 em todas as regiões, exceto na África Subsaariana onde a tendência de declínio quase que cessou entre as décadas de 80 e 90 em decorrência dos desafios da Aids e recrudescimento de doenças infectoparasitárias como malária e a cólera. Ademais no cenário mundial perseveraram as diferenças entre as taxas observadas entre os países de alta e de baixa renda (SARTORIUS; SARTORIUS, 2014).

No Brasil a mortalidade entre menores de um ano têm apresentado tendência decrescente. De 1990 a 2008, a TMI do país passou de 47,1‰ para 19,0‰, com uma redução média de 59,7% (FRANÇA; LANSKY, 2009). Mesmo com os avanços nas taxas de mortalidade infantil, o Brasil ainda apresenta altos níveis desse indicador se comparado com os de países desenvolvidos (que estão no patamar de 4‰) e mesmo a de outros países em desenvolvimento como Chile, Argentina, Uruguai e Cuba (UNICEF, 2008).

Entre os anos de 2000 a 2014 a TMI reduziu significativamente no conjunto das capitais brasileiras e em 25 cidades, à exceção apenas de Florianópolis e Boa Vista, esse resultado, porém, possivelmente exprime significados distintos. A capital de Santa Catarina apresentava já no início da série a mais baixa taxa (9,30‰) mantendo-se entre as cidades com reduzidos níveis de mortalidade ao longo de todo o período. Em Boa Vista a TMI permaneceu praticamente inalterada, observando-se uma TMI de 13,47‰ em 2000, chegando a 13,8‰ em 2014.

As capitais do Norte foram as que apresentaram maiores taxas médias no período, seguidas das cidades do Nordeste, sendo também nessas regiões onde se observaram as reduções mais expressivas desse indicador. Destaca-se ainda a região Sul, na qual embora tenham sido verificadas as mais baixas TMI evidenciou um declínio maior do que o conjunto das capitais.

Dentre as cidades vale ressaltar a capital do Amapá que embora tenha demonstrado a maior taxa média de mortalidade infantil e neonatal no período, apresentou uma lenta tendência de redução. Enquanto que em Porto Velho, capital com a segunda maior taxa média, tanto para

o óbito infantil quanto para o período neonatal, constatou-se o mais significativo declínio dos óbitos.

O Brasil passou, nas três últimas décadas, por diversas mudanças em termos de desenvolvimento socioeconômico, urbanização, atenção médica e na cobertura de atenção à saúde da população (BASSO et al., 2012). Tais transformações relacionam-se com a redução nos níveis de mortalidade infantil no país. Simões (2003) atribui o declínio da TMI a fatores tais como a queda da fecundidade, maior acesso da população ao saneamento e serviços de saúde, aumento da prevalência de aleitamento materno, às ações de imunização, antibioticoterapia e terapia de reidratação oral.

Mais recentemente compromissos nacionais e internacionais firmados visando à melhoria da qualidade da atenção à saúde prestada à gestante e ao recém-nascido como as Metas do Desenvolvimento do Milênio (ODM) (BRASIL, 2011) e o Pacto pela Redução da Mortalidade Materna e Neonatal mobilizam a agenda política e articularam atores sociais em torno da melhoria da qualidade de vida de mulheres e crianças (BRASIL, 2010).

Estudos também referem o impacto do modelo de atenção à saúde, e especial da implantação da Estratégia de Saúde da Família na redução da mortalidade infantil no Brasil (RONCALLI; LIMA, 2006). Rasella et al (2013) demonstraram ainda o papel da implantação do Programa Bolsa Família no decréscimo das mortes na infância, em especial aquelas cujas causas estão relacionadas à pobreza, como a desnutrição e a diarreia.

Em relação aos componentes do óbito infantil, verificou-se uma maior proporção dos óbitos neonatais, com uma média de 68,5% nos quinze anos estudados. Os achados desta pesquisa referem ainda maior declínio das mortes ocorridas no período neonatal no conjunto das capitais brasileiras. As cidades das regiões Norte e Nordeste apresentaram diminuição considerável das mortes neonatais, dentre as quais se destacam Porto Velho, Manaus, Palmas, Aracaju, Fortaleza e Maceió.

Simões (2003) refere que o componente pós-neonatal foi predominante no Brasil até o final da década de 80, desde então prevalece o componente neonatal, que corresponde a cerca de 70% da mortalidade infantil atualmente. Fonseca e Coutinho (2004) relacionam a redução da TMI no país ao decréscimo mais acentuado na mortalidade pós-neonatal, decorrente de causas como gastroenterites, infecções respiratórias e má nutrição proteico calórica. Esse declínio foi acompanhado pelo aumento proporcional da mortalidade neonatal na composição do indicador, quando predominam as afecções originadas no período perinatal.

De acordo com França e Lansky (2009) o fato da mortalidade neonatal se tornar o principal componente da mortalidade infantil no Brasil aproxima o país do perfil de mortalidade de países desenvolvidos. Porém a magnitude das taxas de morte nesse componente é alta se comparada a outros países como Chile e EUA.

Os resultados do presente estudo indicam uma maior redução da mortalidade no período neonatal nas capitais brasileiras. Entretanto outros autores ressaltam que no Brasil a mortalidade neonatal tem apresentado tendência de declínio ainda lenta, com elevados níveis de mortalidade por fatores ligados à gestação e ao parto, apesar da disponibilidade de conhecimento, recursos tecnológicos, desenvolvimento econômico e oferta de serviços no país para o enfrentamento do problema (FONSECA; COUTINHO, 2004; GONZALES et al., 2006; VICTORA; BARROS, 2001).

Se por um lado evidencia-se o decréscimo na mortalidade pós-neonatal ocorrida a partir da década de 90 no país, por outro cabe ressaltar que as mortes nesse período se relacionam às causas passíveis de redução, principalmente nos grupos sociais com piores condições de vida (CRUZ, 2005; GUIMARÃES et al., 2009).

Nesse sentido cabe ressaltar os achados desta pesquisa onde se observou maior redução proporcional das mortes pós-neonatais dentre as capitais da região Sul, mesmo partindo de patamares já baixos com a menor taxa média de óbitos no período. Registra-se ainda tendência de declínio expressiva dos óbitos nesse período dentre as capitais da região Nordeste. Esses dados sugerem o alcance de níveis de condições de vida elevados em capitais já desenvolvidas como a região Sul, mas também refletem melhorias nas cidades nordestinas.

Entretanto, merece destaque a menor redução da mortalidade pós-neonatal dentre as capitais do norte do país, onde se observam as mais altas taxas médias de morte nesse componente, refletindo baixos níveis de saúde e de desenvolvimento socioeconômico.

Os resultados aqui apresentados também ratificam a permanência das desigualdades regionais, tanto na magnitude das taxas de mortalidade como na velocidade de declínio da tendência.

Se por um lado é importante destacar a maior redução relativa da TMI dentre as capitais do Norte e do Nordeste brasileiro como possível reflexo das melhorias nas condições de vida e de saúde nessas regiões, em especial na última década. Por outro, foi também nessas regiões onde se observaram as maiores taxas de mortalidade infantil e nos componentes neonatal e pós-neonatal em todo o período do estudo. A TMI média dessas regiões quando comparadas ao sul

do país chega a ser 68% maior, expressando diferentes gradientes de risco para as crianças nascidas no Norte e Nordeste brasileiro. Esses diferenciais regionais também são evidenciados por Frias et al. (2011) e Frias et al. (2013).

Castro e Simões analisaram as tendências espaço-temporais na mortalidade infantil no Brasil no período de 1980 a 2005 e identificaram uma redução importante na TMI, todavia, os melhores resultados permaneceram concentrados nas regiões mais ricas do país. Esses autores relatam a preservação da desigualdade relativa entre as regiões mais ricas e mais pobres, com uma concentração desproporcional dos óbitos infantis nas regiões menos abastadas.

Garcia e Santana (2011) afirmam que uma redução na mortalidade infantil e na infância não significa, necessariamente, uma redução na desigualdade. Para esses autores essa redução pode ocorrer em consequência de uma grande melhoria entre crianças de melhor condição socioeconômica, porém, à custa de uma deterioração nas crianças com pior condição socioeconômica.

Reitera-se, portanto, a discussão sobre equidade em relação à saúde e à mortalidade infantil apresentada Victora et al. (2003). Segundo os autores, países e pessoas pobres têm múltiplas privações, que se relacionam a níveis elevados de exposição a doenças, níveis baixos de resistência, busca inadequada por cuidados de saúde e probabilidades mais baixas de receber tratamento efetivo e oportuno. Para minimizar as desigualdades, reafirma-se a necessidade de priorização do princípio da equidade no planejamento das intervenções e estratégias voltadas à saúde infantil (VICTORA et al., 2003).

Referências

ANDRADE, C. L. T.; SZWARCOWALD, C.L. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002.

Cadernos de Saúde Pública, Rio de Janeiro, v. 23, n.5, p. 1207-1216, 2007.

ANTUNES, J. L. F; CARDOSO, M. R. A. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 24, n.3, p. 565-576, 2015.

ANTUNES, J. L. F, WALDMAN, E. A. Trends and spatial distribution of deaths of children aged 12-60 months in São Paulo, Brazil, 1980-98. **Bull World Health Organization**, Geneva, v. 80, n. 5, p. 391-8, 2002.

BASSO, C. G.; NEVES, E. T.; SILVEIRA, A. Associação entre realização de pré-natal e morbidade neonatal. **Texto contexto enfermagem**, Florianópolis. v. 21, n. 2, p. 269-276, 2012.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Atenção à Saúde do Recém-Nascido: Guia para os profissionais de saúde.** Brasília, 2011. Vol. 1. 194 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Pacto pela redução da mortalidade infantil no Nordeste e Amazônia Legal: 2009–2010.** Brasília, 2010. 184 p.

CASTRO, M.; SIMÕES, C. Spatio-temporal trends of infant mortality in Brazil. In: INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, 26., 2009, Marroco. Anais...IUSSP, Marroco, 2009. Disponível em:<<http://iussp2009.princeton.edu/download.aspx?submissionId=92270>>. Acesso em: 20 mar. 2017

CRUZ, M.G.B. Estudo comparativo de alguns indicadores em municípios do Estado de São Paulo segundo a implantação da Saúde da Família. **Revista da Escola de Enfermagem da USP, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 28-35. 2005.**

FONSECA, S. C.; COUTINHO, E. S. F. Pesquisa sobre mortalidade perinatal no Brasil: revisão da metodologia e dos resultados. **Cadernos de Saúde Pública, Rio de Janeiro, v. 20, n. Sup 1, p. S7-S19, 2004.**

FRANÇA, E.; LANSKY, S. Mortalidade infantil neonatal no Brasil: situação, tendências e perspectivas. In: REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA SAÚDE (Brasil). **Demografia e saúde: contribuição para análise de situação e tendências.** Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2009. 144 p.

FRIAS, P. G.; SZWARCOWALD, C. L.; LIRA, P. I. C. Estimção da mortalidade infantil no contexto de descentralização do Sistema Único de Saúde (SUS). **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil, Recife, v. 11, n. 4, p. 463-470, 2011**

FRIAS, P. G. et al. Correção de informações vitais: estimção da mortalidade infantil, Brasil, 2000-2009. **Revista de Saúde Pública, São Paulo, v. 47, n. 6, p. 1048–1058, 2013.**

GARCIA, L. P.; SANTANA, L. R. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. **Ciência e Saúde Coletiva, Rio de Janeiro, v.16, n. 9, p. 3717-3728, 2011.**

GUIMARÃES, T. M. R; ALVES, J. G. B; TAVARES, M. M. F. Impacto das ações de imunização pelo Programa Saúde da Família na mortalidade infantil por doenças evitáveis em Olinda, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública, Rio de Janeiro, v. 25, n. 4, p.868-876, 2009.**

IPEA. **Objetivos de Desenvolvimento do Milênio: Relatório Nacional de Acompanhamento.** Brasília: Ipea, 2014. 208 p.

LANSKY, S.; FRANÇA, E.; LEAL, M. C. Mortalidade perinatal e evitabilidade: revisão da literatura. **Revista de Saúde Pública, São Paulo, v. 36, p.759-772, 2002.**

LATORRE, M. R. D. O; CARDOSO, M. R. A. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 145-152, 2001.

RASELLA, D. et al. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**, London, v. 382, n. 9886, p.57-64, 2013.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008. p. 349.

REGIDOR, E. Measures of health inequalities: part 2. **Journal of epidemiology and community health**, London, v. 58, n. 11, p. 900-903, 2004.

RONCALLI, A. G., LIMA, K. C. D. Impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança em municípios de grande porte da região Nordeste do Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p.713-724, 2006.

SIMÕES, C. **A mortalidade infantil na década de 90 e alguns condicionantes sócioeconômicos**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2003.

SZWARCWALD, C. L. et al. Estimacão da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? Infant mortality estimation in Brazil: what do Ministry of Health data on deaths. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 6, p. 1725-1736, 2002.

UNICEF. **The State of the World's Children 2007**. Unicef, 2008. Disponível em: <<http://www.unicef.org/sowc07/statistics/statistics.php>>. Acesso em: mai, 2017.

VICTORA, C. G. et al. Applying an equity lens to child health and mortality: more of the same is not enough. **The Lancet**, London, v. 362, n. 9379, p. 233-241, 2003.

VICTORA, C. G.; BARROS, F. C. Infant Mortality due to perinatal causes in Brazil: trends, regional patterns and possible interventions. **Revista Paulista de Medicina**. São Paulo, v.119, n. 1, p .33-42, 2001.

WANG, H. et al. Global, regional, and national levels of neonatal, infant, and under-5 mortality during 1990–2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. **The Lancet**, London, v. 384, n. 9947, p. 957-979, 2014.

6 CARACTERÍSTICAS DA NATALIDADE E DA MORTALIDADE INFANTIL NAS CAPITAIS BRASILEIRAS DE 2000 A 2014

6.1 Introdução

No Brasil o perfil da mortalidade infantil, seja na distribuição das taxas, no comportamento da tendência histórica, nos componentes do óbito ou nas causas associadas é marcado por desigualdades. Tais diferenças estão fortemente associadas às condições socioeconômicas e de acesso aos serviços de saúde, configurando um quadro de iniquidade, uma vez que essas mortes são, em sua maioria, evitáveis e injustas (COMISSÃO NACIONAL DOS DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE, 2008; SOUZA; LEITE FILHO, 2008; SZWARCOWALD et al., 1997).

Condições como peso ao nascer, presença de anomalias congênitas e prematuridade tem grande influência na mortalidade infantil. Adicionalmente características maternas e informações relativas à assistência à saúde podem evidenciar desigualdades na atenção durante a gestação e/ou o parto (VASCONCELOS; PORTO, 2010).

Ademais ressalta-se ainda a importância da compreensão das causas associadas ao óbito infantil, em especial aquelas evitáveis, pois revelam deficiências na atenção à saúde e fornecem importantes subsídios para a implementação de políticas públicas equânimes e adequadas às distintas realidades do país (BOING; BOING, 2008).

Nessa perspectiva conhecer as características da natalidade e do óbito infantil é fundamental para dimensionamento do problema e das demandas ao SUS visando garantir que as crianças brasileiras atinjam seu potencial de saúde, crescimento e desenvolvimento. Assim este capítulo apresenta o perfil da natalidade e da mortalidade infantil nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2014.

6.2 Métodos

Foi realizado um estudo descritivo de corte transversal do perfil dos nascimentos e dos óbitos infantis nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014 em três recortes temporais (quinquênios).

Analysaram-se as seguintes variáveis e indicadores:

I - Referentes à natalidade: Taxa bruta de natalidade, proporção (%) de nascidos vivos (NV) segundo idade da mãe, % de NV cuja mãe realizou 07 e mais consultas de pré-natal e sua estratificação segundo escolaridade, % de nascimentos segundo tipo de parto, % de baixo peso ao nascer, % de prematuridade e % de NV com malformação congênita.

II - Referentes à mortalidade infantil: Taxa de mortalidade infantil (TMI), mortalidade infantil proporcional segundo grupo de causa (CID 10), mortalidade infantil proporcional segundo causas evitáveis e % dos óbitos infantis com causas mal definidas.

No apêndice C apresenta-se o detalhamento das variáveis supracitadas com a respectiva memória de cálculo.

Ainda em relação às variáveis, as causas de óbitos foram categorizadas considerando os códigos da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados a Saúde (CID-10), agrupadas segundo uma lista reduzida de tabulação de causas de óbitos infantis. Essa lista, proposta por França et al. (2012) agrega as causas de óbito infantil em 13 categorias segundo sua importância na orientação de ações de saúde dirigidas a prevenção, relacionadas a momentos diferenciados da assistência a gestante, ao parto, ao recém-nascido e a criança no primeiro ano de vida.

Apresentou-se ainda as causas do óbito infantil categorizadas de acordo com a Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde elaborada por Malta et al, 2007.

Os dados foram tabulados por meio do software Tabwin utilizando-se os arquivos de definição e conversão do SIM (TABDO) e do SINASC (TABDN) e as respectivas bases de dados da declaração de óbito e da declaração de nascidos vivos para cada ano e cidade, disponibilizados pelo DATASUS.

Para análise das informações os anos foram agregados em três cortes temporais (quinquênios – 2000 a 2004, 2005 a 2009 e 2010 a 2014), e foram utilizadas planilhas eletrônicas do Excel para cálculo das medidas de estatística descritiva, como frequência absoluta e relativa. Calculou-se a variação percentual $(V_f - V_i / V_i \times 100)$, onde V_i é o valor inicial e V_f o valor final para comparação entre os quinquênios

Para verificar a existência de desigualdades regionais em termos de mortalidade infantil, construiu-se uma medida de risco (Risco Relativo – RR) dividindo-se taxas observadas em cada cidade pela taxa média de mortalidade do conjunto das capitais brasileiras (valor esperado) (CASTRO et al., 2004).

6.3 Resultados

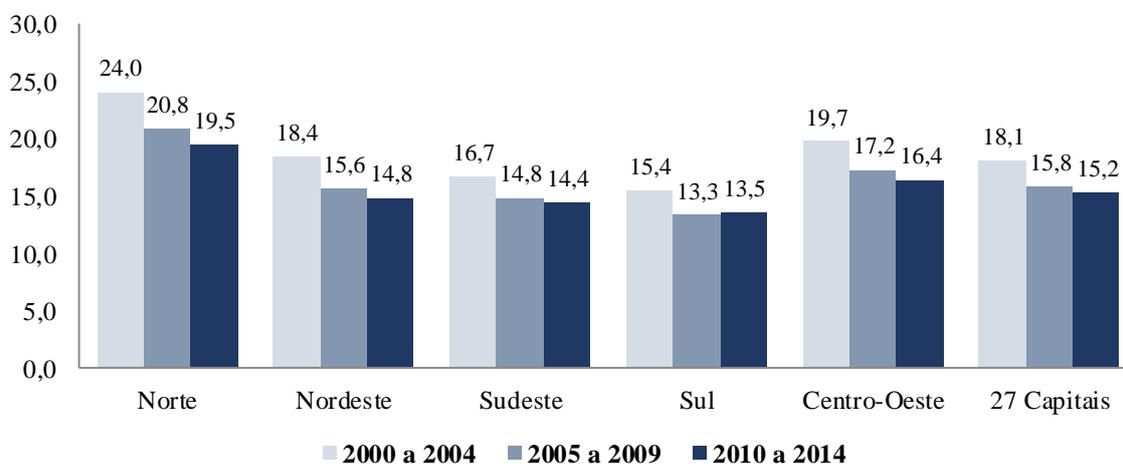
6.3.1 Natalidade

Entre 2000 e 2014 nasceram 10.814.223 crianças nas capitais brasileiras, representando uma taxa bruta de natalidade de 15,0 nascidos vivos por mil habitantes na média do período.

Percebeu-se uma redução da natalidade em todas as regiões do país, com um maior decréscimo na região Nordeste, passando de 18,4 para 14,8 nascidos vivos por mil habitantes, uma queda de 19,1%. A região Norte apresentou as maiores taxas brutas de natalidade, representando no último quinquênio uma TBN de 19,5 crianças nascidas vivas por cada grupo de mil habitantes, uma taxa 44,4% a mais que a TBN da região Sul, que nos últimos cinco anos apresentou a menor taxa do país (Figura 14).

Entre o segundo e terceiro quinquênio constata-se uma menor variação proporcional na TBN nas regiões, inclusive com um discreto aumento no Sul, evidenciando uma possível desaceleração no declínio da natalidade (Figura 14).

Figura 14 – Taxa Bruta de Natalidade (TBN) por 1.000 habitantes segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS e IBGE.

Observou-se um declínio da natalidade em todas as capitais do país, com destaque para a capital do Acre, que apresentou o maior decréscimo, passando de 28,5 para 19,5 nascidos vivos por mil habitantes, uma queda de 31,7% (Tabela 8).

Boa Vista apresentou a maior TBN, um valor quase o dobro da verificada em Florianópolis, que representava a menor taxa do primeiro quinquênio. Nos últimos cinco anos,

a capital do Estado de Santa Catarina permaneceu com a menor natalidade do país, enquanto Macapá apresentou a maior TBN, um valor 77,4% a mais que a taxa de Florianópolis (Tabela 8).

Tabela 8 – Taxa Bruta de Natalidade (TBN) por 1.000 habitantes segundo quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	1º Quinquênio (2000 - 2004)	2º Quinquênio (2005 - 2009)	3º Quinquênio (2010 - 2014)	Variação % *
Aracaju	20,43	18,36	15,94	-22,00
Belém	19,60	16,74	15,41	-21,35
Belo Horizonte	15,35	12,90	13,02	-15,17
Boa Vista	29,12	23,54	21,23	-27,10
Brasília	21,65	18,10	16,37	-24,38
Campo Grande	17,78	16,63	16,55	-6,90
Cuiabá	18,58	17,33	17,74	-4,55
Curitiba	16,01	13,73	13,93	-12,97
Florianópolis	14,64	12,72	12,60	-13,89
Fortaleza	18,20	15,84	14,89	-18,19
Goiânia	17,73	15,74	15,83	-10,71
João Pessoa	17,98	16,82	15,41	-14,30
Macapá	28,72	24,47	22,35	-22,17
Maceió	19,97	17,33	15,65	-21,65
Manaus	25,94	22,79	21,62	-16,64
Natal	19,19	15,88	14,38	-25,04
Palmas	23,81	20,81	19,39	-18,56
Porto Alegre	14,98	12,91	13,32	-11,08
Porto Velho	21,99	20,25	19,19	-12,74
Recife	16,99	14,71	14,44	-14,99
Rio Branco	28,49	23,26	19,45	-31,71
Rio de Janeiro	15,33	13,56	13,57	-11,51
Salvador	16,44	13,15	13,28	-19,26
São Luís	21,25	18,20	16,82	-20,87
São Paulo	17,76	15,94	15,18	-14,51
Teresina	20,66	17,64	16,53	-19,97
Vitória	15,32	13,83	13,69	-10,65
TOTAL	18,05	15,79	15,23	-15,62

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS e IBGE

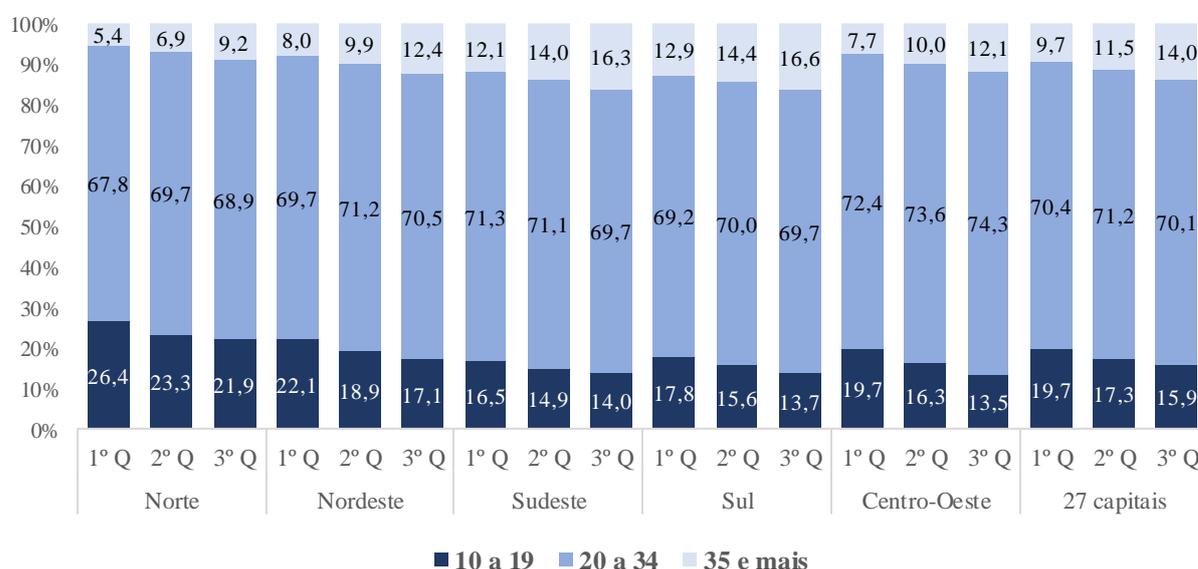
Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

Em relação à idade da mãe, percebeu-se uma maior proporção de mães com idade entre 20 e 34 anos em todas as regiões do país, sobretudo na região Centro-Oeste, que apresentou, inclusive, o maior crescimento no período. Nos primeiros cinco anos, 72,4% das mães tinham

entre 20 e 34 anos na região, passando para 74,3% no último quinquênio, um aumento de 2,7% (Figura 15).

Os dados apontam ainda para uma redução da proporção de nascidos vivos de mães adolescentes, sobretudo na região Centro-Oeste, que apresentou um decréscimo de 31,7% no período. Por outro lado, assistiu-se ao aumento do percentual de mães com idade entre 35 anos e mais, representando, para o conjunto das 27 capitais, um crescimento de 43,7%, sendo ainda mais expressivo na região Norte (71,5%) (Figura 15).

Figura 15 – Proporção de nascidos vivos segundo idade da mãe e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS
 Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Dentre as capitais observou-se, no primeiro quinquênio, uma maior proporção de nascidos vivos de mães adolescentes em Rio Branco, Porto Velho e Boa Vista, enquanto que os menores percentuais foram constatados em Belo Horizonte e São Paulo. No último período os maiores percentuais foram verificados em Macapá e Rio Branco e o menor permaneceu na capital mineira. A maior redução foi observada em Palmas e Teresina, enquanto que Maceió apresentou uma diminuição de apenas 4,9% (Tabela 9).

Destaca-se ainda o incremento na proporção dos nascidos vivos de mães com 35 anos e mais em todas as capitais brasileiras. Entre os anos de 2000 a 2004 Porto Alegre e Belo Horizonte foram as capitais com maiores proporções de mães nessa faixa etária, enquanto os

menores valores foram observados em Porto Velho e Palmas. No último quinquênio a capital de Minas Gerais permaneceu expressando o mais alto percentual e Porto Velho o mais baixo. Palmas foi a capital com crescimento mais expressivo e Porto Alegre demonstrou menor incremento (Tabela 9).

Tabela 9 – Proporção de nascidos vivos segundo idade da mãe, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	< 20 anos				20 a 34 anos				35 e mais			
	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*
Aracaju	19,2	16,4	16,1	-16,2	71,5	72,0	69,8	-2,4	9,1	11,5	14,1	54,4
Belém	25,4	22,0	19,8	-22,0	69,0	70,8	70,6	2,3	5,5	7,2	9,6	72,4
Belo Horizonte	15,2	13,3	11,8	-22,7	71,4	71,2	69,6	-2,5	13,3	15,5	18,6	39,3
Boa Vista	27,6	23,8	22,6	-18,2	66,9	69,9	69,2	3,5	5,5	6,3	8,2	48,9
Brasília	17,9	14,8	13,4	-25,0	73,0	73,5	71,2	-2,6	8,9	11,7	15,4	72,0
Campo Grande	23,5	20,0	17,8	-24,4	69,9	71,8	71,7	2,6	6,5	8,1	10,5	60,5
Cuiabá	24,5	20,2	16,8	-31,3	69,9	72,7	73,3	4,9	5,6	7,1	9,9	77,5
Curitiba	17,5	15,3	13,2	-24,1	71,4	71,5	71,4	0,0	11,1	13,3	15,4	38,4
Florianópolis	16,8	14,6	12,1	-27,9	70,4	71,0	70,0	-0,5	12,6	14,4	17,8	41,2
Fortaleza	20,6	18,9	17,5	-15,1	69,4	70,3	70,2	1,1	9,6	10,8	12,3	28,0
Goiânia	19,4	15,7	14,8	-23,6	73,4	75,3	71,6	-2,5	6,5	8,8	13,6	107,7
João Pessoa	22,0	19,1	16,3	-25,9	70,7	72,2	72,0	1,9	7,3	8,7	11,6	60,3
Macapá	26,4	25,0	24,2	-8,1	67,3	67,3	66,4	-1,3	6,2	7,7	9,4	50,1
Maceió	24,4	22,6	23,2	-4,9	69,6	69,7	67,3	-3,3	5,9	7,7	9,4	59,1
Manaus	26,3	23,3	22,7	-13,4	68,0	69,7	68,0	0,0	5,2	7,0	9,2	77,5
Natal	21,8	19,3	17,2	-21,1	69,5	70,2	70,4	1,3	8,5	10,4	12,3	44,4
Palmas	24,3	19,1	16,0	-34,4	70,9	74,2	73,8	4,1	4,8	6,7	10,3	114,4
Porto Alegre	18,6	16,3	14,8	-20,7	66,0	67,9	67,3	2,0	15,3	15,8	17,9	16,7
Porto Velho	28,1	24,6	22,1	-21,3	65,6	68,5	69,8	6,4	4,7	6,1	8,1	72,6
Recife	22,6	19,5	17,2	-23,8	69,8	70,8	70,2	0,6	7,6	9,8	12,6	65,9
Rio Branco	29,2	25,4	23,5	-19,7	65,3	67,9	67,3	3,0	5,4	6,7	9,2	70,2
Rio de Janeiro	18,5	17,1	16,3	-12,1	69,4	69,7	68,6	-1,2	11,9	13,1	15,2	27,6
Salvador	20,5	16,4	14,9	-27,2	69,5	71,5	69,8	0,4	9,7	12,1	15,3	58,2
São Luís	25,7	20,9	17,4	-32,4	69,1	72,5	73,2	5,9	4,8	6,6	9,4	95,9
São Paulo	15,7	14,1	13,3	-15,4	72,2	71,8	70,3	-2,7	12,0	14,1	16,4	36,4
Teresina	23,9	19,5	15,9	-33,5	69,9	72,9	73,4	5,1	6,1	7,6	10,7	74,3
Vitória	18,7	15,7	13,9	-25,7	70,1	71,0	69,4	-1,0	11,2	13,3	16,7	49,5
Total	19,7	17,3	15,9	-19,3	70,4	71,2	70,1	-0,4	9,7	11,5	14,0	43,7

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS- MS

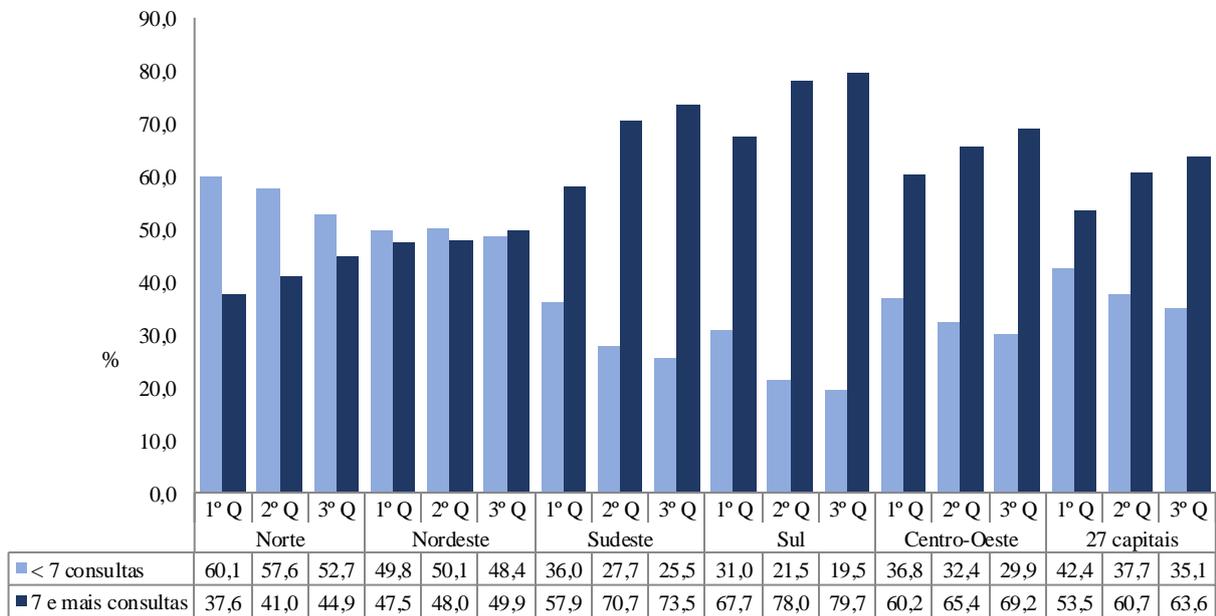
Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro. Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Em relação ao pré-natal, percebeu-se um aumento da proporção de nascidos vivos de mães que realizaram mais de sete consultas. No conjunto das capitais esse percentual era de

55,3% no primeiro quinquênio, passando para 63,6% no último, um aumento de 18,9% (Figura 16).

O incremento na cobertura do pré-natal foi verificado em todas as regiões, sendo mais expressivo nas capitais do Sudeste (27,1%) e do Norte (19,6%). Entretanto apesar dessa ampliação, o percentual de nascido vivo de mães com mais de sete consultas representou menos da metade dos nascimentos do Norte no último quinquênio. Resultado semelhante ao verificado nas capitais do Nordeste. As regiões Sul e Sudeste apresentaram as melhores proporções em todo o período estudado. (Figura 16).

Figura 16 – Proporção de nascidos vivos segundo número de consultas de pré-natal e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS
 Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Nesse período quatro capitais do país reduziram a proporção de crianças nascidas vivas com mais de sete consultas de pré-natal, sendo elas: Aracaju, Campo Grande, Cuiabá e Maceió. Dentre as quais destaca-se a capital do estado de Sergipe cujo percentual decresceu de 79,5% para 55,8% (Tabela 10).

A capital com menor proporção nascidos vivos cujas mães realizaram sete ou mais consultas de pré-natal em todo o período foi Macapá, passando de 22,4% no primeiro quinquênio para 35,3% no último, apesar de ser também a cidade com maior incremento. Manaus, São Luiz, Porto Velho e Rio Branco, capitais do Norte e Nordeste brasileiro destacaram-se pela baixa cobertura do pré-natal. Enquanto que Curitiba, Vitória e São Paulo

apresentaram as melhores coberturas. A capital de Santa Catarina chegou a apresentar 87,5% dos nascimentos de mães que realizaram sete e mais consultas no último período analisado (Tabela 10).

Tabela 10 – Proporção de nascidos vivos segundo número de consultas de pré-natal, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	< 7 consultas				7 ou mais consultas			
	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V% *	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V% *
Aracaju	16,5	37,1	44,1	168,1	79,5	62,1	55,8	-29,8
Belém	43,3	49,4	38,8	-10,5	56,6	50,4	61,2	8,0
Belo Horizonte	38,5	27,5	24,5	-36,3	60,0	71,7	74,9	24,8
Boa Vista	59,6	51,2	52,5	-12,0	39,5	48,8	47,5	20,2
Brasília	49,5	38,3	31,8	-35,7	48,0	59,5	67,0	39,6
Campo Grande	21,1	24,2	29,1	38,3	78,6	75,7	70,7	-10,1
Cuiabá	26,2	38,6	30,0	14,2	73,1	61,4	69,0	-5,7
Curitiba	21,9	12,6	11,6	-47,1	77,0	87,2	87,5	13,7
Florianópolis	42,4	32,8	26,9	-36,4	53,4	64,2	70,5	32,0
Fortaleza	52,3	57,7	53,5	2,4	42,8	37,9	43,6	1,8
Goiânia	21,8	21,5	26,4	20,8	71,1	74,4	72,7	2,2
João Pessoa	45,4	44,6	35,4	-22,2	53,6	54,8	61,0	13,8
Macapá	76,2	70,5	64,1	-15,9	22,4	29,2	35,3	57,6
Maceió	35,1	38,1	50,8	44,5	62,9	61,0	47,7	-24,2
Manaus	65,6	60,8	58,6	-10,6	30,0	37,3	36,5	22,0
Natal	55,0	49,7	43,9	-20,2	43,4	49,0	55,1	27,0
Palmas	52,3	48,0	37,8	-27,7	47,1	51,2	61,2	30,1
Porto Alegre	39,9	30,2	27,8	-30,3	59,2	69,6	72,1	21,7
Porto Velho	62,4	58,5	56,0	-10,3	33,8	35,4	43,2	27,9
Recife	47,9	45,8	41,0	-14,3	50,9	53,3	57,1	12,2
Rio Branco	72,4	61,8	53,2	-26,6	26,4	37,2	45,6	72,6
Rio de Janeiro	35,6	30,2	29,4	-17,5	61,6	67,4	68,1	10,5
Salvador	51,1	53,7	50,3	-1,6	45,8	44,9	48,8	6,6
São Luís	63,5	61,7	57,4	-9,6	33,8	36,7	42,1	24,6
São Paulo	35,6	26,6	23,9	-33,0	55,6	72,0	75,9	36,5
Teresina	61,0	39,1	45,5	-25,3	38,2	59,2	52,6	37,6
Vitória	39,9	24,8	21,6	-45,8	59,1	73,2	76,4	29,4
Total	42,4	37,7	35,1	-17,3	53,5	60,7	63,6	18,9

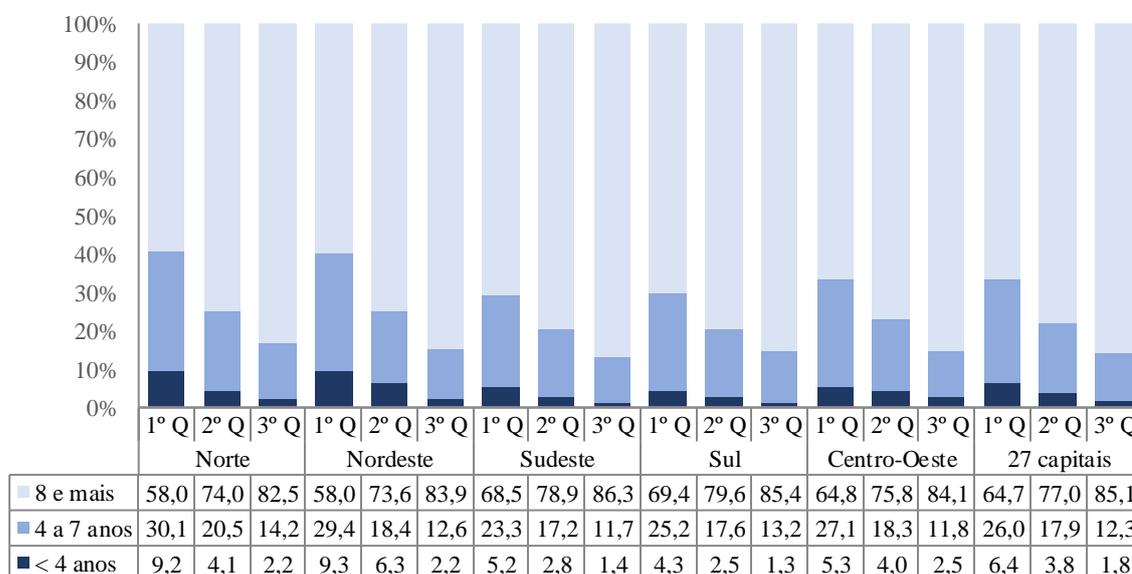
Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Quando analisada a proporção de nascidos vivos cujas mães realizaram mais de sete consultas de pré-natal de acordo com a escolaridade da mãe observam-se maiores níveis de escolaridade e aumento no percentual de mães com 8 anos e mais de estudo nesse grupo em todas as regiões, destacando-se a região Sudeste com 86,3% (Figura 17).

Figura 17 – Proporção de nascidos vivos com 7 e mais consultas de pré-natal segundo escolaridade da mãe e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

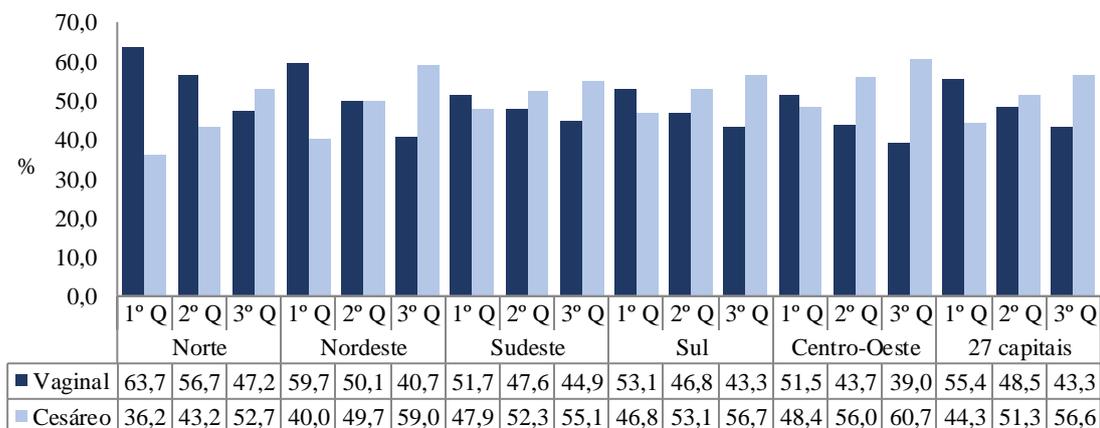
Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Em relação ao tipo de parto, percebeu-se o crescimento da proporção de nascidos vivos de parto cesáreo, em todas as regiões do país. No conjunto das capitais brasileiras os partos cesáreos passaram de 44,3% no primeiro quinquênio para 56,6% no último, um aumento de 27,7%. O maior incremento foi observado na região Nordeste. A região Centro-Oeste foi a que apresentou maior percentual de nascimentos cesarianos, chegando a 60,7% entre os anos de 2010 a 2014, seguida da região Nordeste (Figura 18).

Os menores percentuais de partos cesáreos, no último quinquênio, foram verificados em Macapá, Boa Vista e Rio Branco, e os maiores foram observados em Goiânia e Maceió (Tabela 11).

As cidades de Maceió, Fortaleza e Macapá foram as que apresentaram maior crescimento de cesáreas no período (Tabela 11).

Figura 18 – Proporção de nascidos segundo tipo de parto e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Tabela 11 – Proporção de nascidos vivos segundo tipo de parto, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	Vaginal				Cesário			
	1º Q	2º Q	3º Q	V%*	1º Q	2º Q	3º Q	V%*
Aracaju	65,4	58,7	48,7	-25,6	34,5	41,3	51,3	48,8
Belém	55,8	44,4	30,1	-46,1	44,2	55,6	69,9	58,1
Belo Horizonte	54,8	51,6	48,5	-11,4	45,1	48,4	51,4	14,0
Boa Vista	71,2	63,3	58,4	-18,0	28,8	36,7	41,6	44,6
Brasília	57,1	49,5	46,1	-19,2	42,8	50,1	53,5	25,1
Campo Grande	45,8	38,8	36,5	-20,4	54,2	61,2	63,5	17,3
Cuiabá	46,4	41,5	39,7	-14,4	53,5	58,5	60,2	12,5
Curitiba	48,2	43,0	39,3	-18,3	51,8	57,0	60,7	17,1
Florianópolis	54,6	47,6	45,7	-16,4	45,4	52,4	54,2	19,5
Fortaleza	57,1	46,0	31,1	-45,5	42,2	53,6	68,5	62,2
Goiânia	44,2	34,9	25,7	-41,8	55,5	64,9	73,9	33,1
João Pessoa	50,3	43,1	38,7	-23,0	49,7	56,9	61,3	23,3
Macapá	78,2	70,3	64,6	-17,4	21,8	29,6	35,3	62,1
Maceió	60,9	45,6	29,6	-51,3	39,1	54,4	70,3	79,7
Manaus	64,7	53,8	49,7	-23,1	35,1	46,1	50,2	43,2
Natal	64,3	54,5	43,0	-33,1	35,7	45,4	56,7	59,0
Palmas	63,4	50,9	43,8	-30,9	36,6	49,1	56,0	52,9
Porto Alegre	59,2	51,8	47,8	-19,3	40,8	48,2	52,2	27,9
Porto Velho	59,2	52,7	46,0	-22,3	40,3	47,1	53,9	33,6
Recife	55,9	48,1	42,0	-24,9	44,0	51,9	58,0	31,8
Rio Branco	67,1	57,2	56,3	-16,2	32,7	42,6	43,7	33,5
Rio de Janeiro	51,4	46,9	42,7	-17,0	48,2	52,8	57,3	18,9
Salvador	64,3	54,7	48,8	-24,1	35,4	45,2	50,9	43,9
São Luís	63,6	56,3	48,4	-23,8	35,9	43,2	50,9	41,8
São Paulo	51,3	47,4	45,6	-11,0	48,1	52,5	54,3	13,0
Teresina	53,6	45,3	39,8	-25,8	46,2	54,4	59,8	29,6
Vitória	47,1	40,1	31,0	-34,2	52,8	59,8	69,0	30,8
Total	55,4	48,5	43,3	-21,8	44,3	51,3	56,6	27,7

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

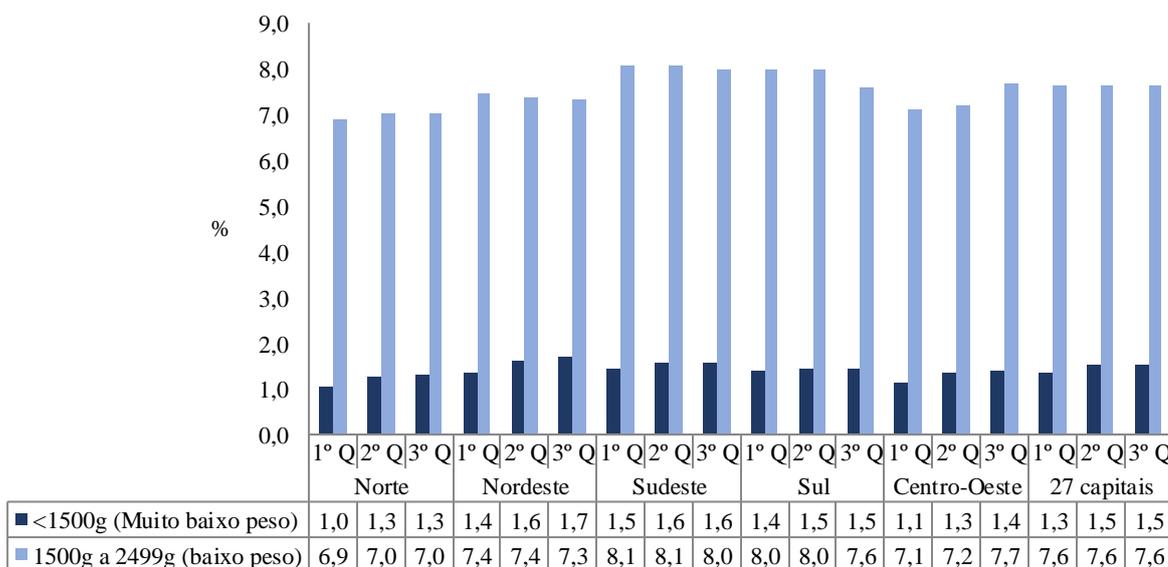
Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Em relação à proporção do baixo peso ao nascer (menor que 2.500g) percebeu-se uma estabilidade ao longo do período estudado com uma média de 9,2% no conjunto das capitais. O percentual de crianças nascidas com muito baixo peso (menos de 1500g) apresentou um ligeiro aumento em todas as regiões, mais acentuadamente nas capitais do Norte e do Centro Oeste (Figura 19).

O percentual de nascidos com peso entre 1500g a 2499 não apresentou alteração no período na análise agregada das capitais. Registra-se apenas um discreto incremento na região Centro Oeste e uma leve diminuição nas capitais da região Sul. Nas demais a variação foi diminuta (Figura 19).

Figura 19 – Proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer segundo quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

No último quinquênio a maior proporção de nascidos com muito baixo peso foi verificada na capital da Bahia (2,1%). Registrou-se ainda maior incremento dos nascimentos nessa categoria em Porto Velho, Macapá e Belém. Porto Alegre e Vitória foram as capitais que apresentaram redução dos nascimentos com muito baixo peso (Tabela 12).

Percebeu-se o crescimento proporcional no período dos nascidos vivos com peso de 1.500g a 2.499g em 48,1% das capitais do país, com destaque para Porto Velho e Goiânia. No último quinquênio observou-se as menores proporções de crianças com baixo peso nas cidades de Boa Vista e Porto Velho e as maiores em Belo Horizonte e Salvador (Tabela 12).

Tabela 12 – Proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer segundo quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	<1.500g (Muito baixo peso)				1.500g a 2.499g (Baixo peso)			
	1° Q	2° Q	3° Q	V%*	1° Q	2° Q	3° Q	V%*
Aracaju	1,5	1,5	1,6	10,5	7,1	6,7	6,8	-4,5
Belém	1,0	1,4	1,5	42,3	7,7	7,9	8,0	3,2
Belo Horizonte	1,6	1,8	1,7	4,8	9,3	9,1	8,7	-6,3
Boa Vista	1,0	1,1	1,2	24,2	6,2	5,8	5,9	-4,7
Brasília	1,2	1,5	1,5	23,6	7,6	7,6	8,0	5,7
Campo Grande	1,1	1,2	1,2	14,6	7,0	6,9	7,0	0,9
Cuiabá	1,1	1,1	1,4	33,1	6,7	6,7	7,1	5,0
Curitiba	1,3	1,4	1,4	6,9	7,9	7,7	7,4	-6,2
Florianópolis	1,0	1,4	1,4	34,1	6,6	6,8	6,7	2,6
Fortaleza	1,2	1,6	1,6	39,2	6,3	6,9	6,9	9,8
Goiânia	1,0	1,2	1,4	37,2	6,3	6,7	7,7	21,7
João Pessoa	1,1	1,4	1,3	17,0	6,9	6,7	6,7	-3,6
Macapá	1,1	1,5	1,5	43,7	7,0	7,2	7,0	-0,8
Maceió	1,0	1,2	1,3	25,0	6,9	6,7	6,8	-1,4
Manaus	1,1	1,2	1,3	20,5	6,9	6,8	6,8	-0,9
Natal	1,3	1,4	1,6	19,6	7,2	7,3	7,6	4,9
Palmas	1,1	1,0	1,2	10,7	6,8	6,5	6,8	0,4
Porto Alegre	1,6	1,6	1,6	-3,7	8,4	8,7	8,1	-4,1
Porto Velho	0,8	1,2	1,1	44,2	4,9	6,7	6,3	29,0
Recife	1,4	1,6	1,5	7,7	7,4	7,4	7,2	-2,5
Rio Branco	1,1	1,2	1,3	14,4	6,8	7,1	7,4	9,7
Rio de Janeiro	1,6	1,7	1,6	2,2	7,9	7,9	7,7	-3,0
Salvador	1,7	2,1	2,1	23,6	8,7	8,3	8,3	-4,9
São Luís	1,4	1,7	1,9	33,1	8,4	7,6	7,4	-12,4
São Paulo	1,4	1,5	1,5	10,0	7,9	8,0	8,0	1,3
Teresina	1,3	1,6	1,6	30,2	7,3	7,6	7,3	0,5
Vitória	1,4	1,3	1,4	-1,0	7,1	7,8	7,4	4,4
Total	1,3	1,5	1,5	14,9	7,6	7,6	7,6	-0,1

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS- MS

Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

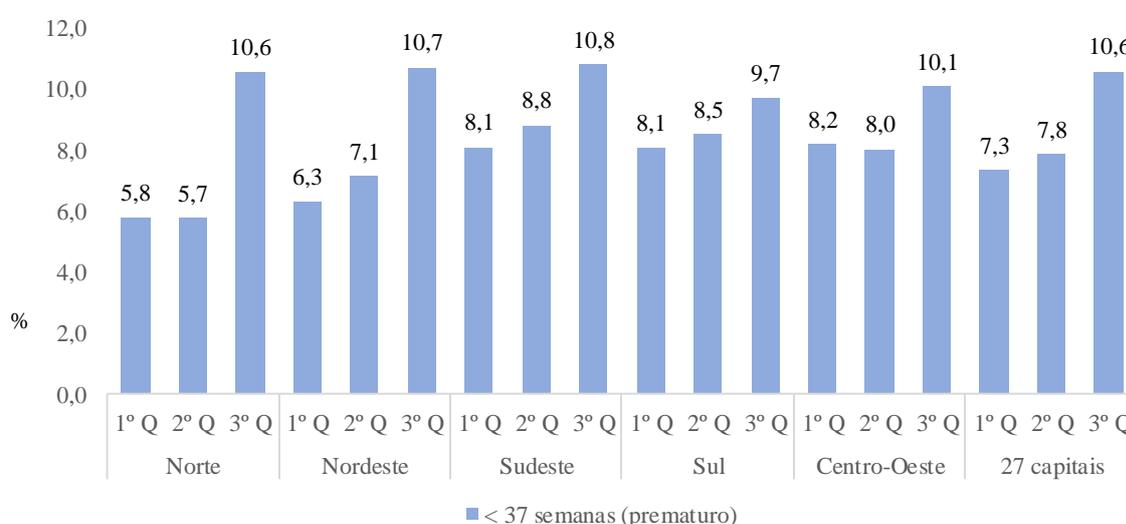
Quinquênios – 1° Q (2000 a 2004); 2° Q (2005 a 2009); 3° Q (2010 a 2014)

Em relação à duração da gestação, observou-se um aumento na proporção de nascidos vivos com gestação abaixo de 37 semanas em todas as regiões e no conjunto de capitais do país,

passando de 7,3% no primeiro quinquênio para 10,6% no último período, um incremento de 44,2% nas capitais (Figura 20).

O aumento mais expressivo na proporção de nascimentos pré-termo foi observado nas regiões Norte (83%) e Nordeste (70%). No período de 2010 a 2014 verificou-se o menor percentual de prematuridade nas capitais da região Sul, enquanto os mais altos foram percebidos dentre as capitais do Sudeste e do Nordeste do país (Figura 20).

Figura 20 – Proporção de nascidos vivos com menos de 37 semanas de gestação e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS
 Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Com variações proporcionais distintas, as capitais do país acompanharam o crescimento da prematuridade. A capital do Acre chegou a apresentar 236% de aumento na proporção de nascidos vivos com menos de 37 semanas de idade gestacional, seguido de Macapá, Rio Branco e Porto Velho. Apenas a capital do Mato Grosso do Sul demonstrou uma redução do percentual de nascimentos pré-termo (Tabela 13).

No último quinquênio percebeu-se os menores percentuais de prematuridade em Curitiba, Florianópolis e Vitória. Nas capitais do Rio Grande do Norte e de Roraima observaram-se as mais altas proporções de nascimentos pré-termo no período (Tabela 13).

Tabela 13 – Proporção de nascidos vivos segundo duração da gestação, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	< 37 semanas (pré-termo)				> 37 semanas (a termo)			
	1° Q	2° Q	3° Q	V% *	1° Q	2° Q	3° Q	V% *
Aracaju	5,5	7,3	9,6	75,7	93,7	92,7	90,2	-3,7
Belém	6,4	5,2	10,8	69,6	93,6	94,6	88,5	-5,5
Belo Horizonte	8,5	9,2	10,9	29,3	91,2	90,6	88,8	-2,7
Boa Vista	3,5	5,1	11,9	236,0	96,4	94,9	88,1	-8,7
Brasília	8,7	8,4	10,3	19,3	90,5	90,5	87,7	-3,1
Campo Grande	12,3	10,2	9,5	-22,8	87,6	89,8	90,4	3,2
Cuiabá	6,5	7,3	10,2	57,2	93,0	92,7	88,9	-4,4
Curitiba	6,5	6,9	8,4	28,5	93,4	93,0	90,0	-3,6
Florianópolis	7,3	7,8	9,2	27,3	91,7	91,5	90,0	-1,9
Fortaleza	5,5	6,6	10,2	87,4	90,7	91,3	81,0	-10,7
Goiânia	5,2	6,0	9,8	88,8	91,1	93,1	82,8	-9,1
João Pessoa	6,1	6,9	11,0	81,4	93,2	92,9	88,3	-5,3
Macapá	4,2	3,1	10,5	149,4	95,5	96,7	81,4	-14,8
Maceió	5,5	5,8	10,8	97,7	94,4	94,0	86,3	-8,6
Manaus	6,6	6,9	10,4	56,4	90,8	92,8	83,3	-8,2
Natal	6,9	7,7	12,4	79,1	93,0	92,1	84,6	-9,0
Palmas	5,4	6,3	11,1	105,2	94,6	93,7	87,8	-7,1
Porto Alegre	10,3	10,8	11,5	12,1	89,5	89,2	88,4	-1,3
Porto Velho	4,5	7,0	9,9	117,1	93,7	91,0	70,6	-24,7
Recife	7,6	8,1	11,3	49,3	92,4	91,8	87,5	-5,2
Rio Branco	4,5	3,6	10,4	131,7	95,2	95,9	80,6	-15,4
Rio de Janeiro	8,0	8,8	11,2	40,1	90,6	90,6	88,2	-2,6
Salvador	7,1	8,3	10,4	47,2	90,8	91,3	84,3	-7,2
São Luís	5,8	5,3	10,7	84,5	91,2	92,9	79,0	-13,4
São Paulo	8,1	8,8	10,6	30,6	89,8	90,7	89,3	-0,6
Teresina	5,9	7,2	10,7	81,0	93,8	89,7	84,5	-9,9
Vitória	6,4	7,0	9,4	47,8	93,2	92,9	88,8	-4,7
Total	7,3	7,8	10,6	44,2	91,2	91,5	86,8	-4,8

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

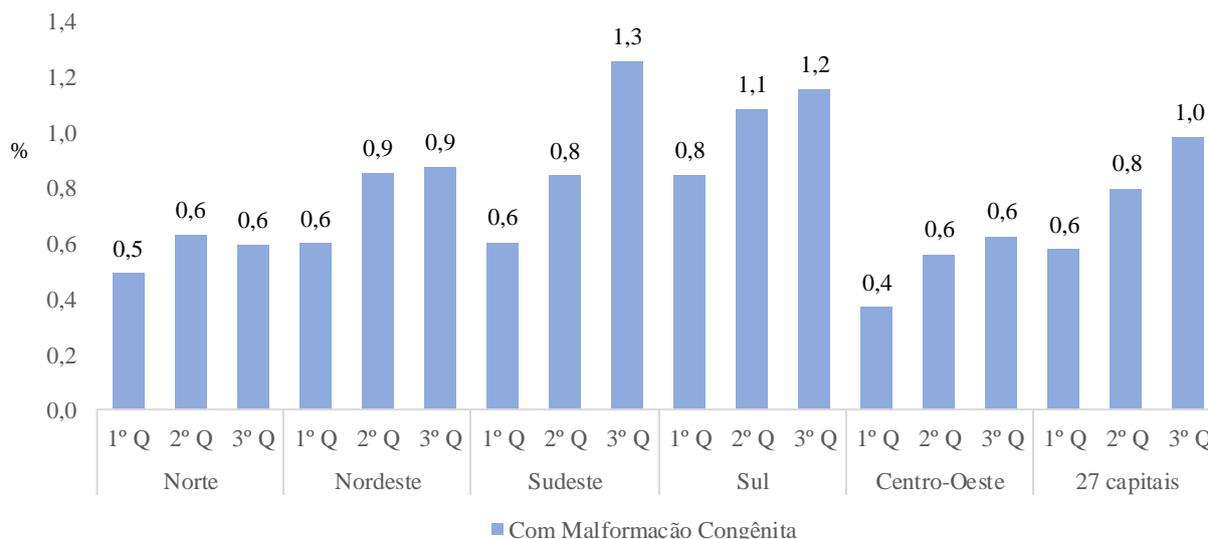
Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

Quinquênios – 1° Q (2000 a 2004); 2° Q (2005 a 2009); 3° Q (2010 a 2014)

Em relação à presença de malformação congênita no nascimento, percebeu-se a redução do percentual de informação ignorada, reduzindo em 68,6% para o conjunto das capitais, durante o período estudado. No último quinquênio, apenas as regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentaram mais de 5,0% de informações ignoradas.

Houve um crescimento da proporção de nascidos vivos com malformação congênita em todas as regiões do país, sobretudo na região Sudeste, que apresentou o maior incremento do período, passando de 0,6% para 1,3%. Destacam-se ainda as capitais do Sul cujo percentual de nascidos com malformação no último quinquênio chegou a 1,2% (Figura 21).

Figura 21 – Proporção de nascidos vivos com malformação congênita e quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS
 Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Dentre as capitais percebeu-se um aumento da proporção de nascidos vivos com malformações durante o período estudado na maior parte das capitais brasileiras, à exceção apenas de Rio Branco, João Pessoa, Natal, Cuiabá e Recife (Tabela 14).

Entre os anos de 2010 a 2014 as cidades que apresentaram maior percentual de nascimentos com malformação foram Porto Alegre, São Paulo e Florianópolis. Os resultados mais baixos foram verificados em Rio Branco, Macapá e Boa Vista (Tabela 14).

Ainda em relação às malformações nas capitais, cabe ressaltar o aspecto da qualidade da informação, tendo sido verificado uma importante redução na proporção de registros ignorados na maior parte das capitais do país. No primeiro quinquênio 18 capitais apresentavam percentual de ignorado menor que 5%, passando para 23 cidades no último período (Tabela 14).

Em São Paulo a proporção de informações ignoradas sobre os nascimentos com malformações passou de 18,4% para 0,1% na comparação do primeiro e terceiro período estudado. Reduziram também o percentual de registros ignorados, de maneira consistente, as

capitais de Sergipe e Rondônia. Entretanto merece destaque a cidade de Rio Branco cujo percentual de dados ignorados apresentou um incremento de mais de 7.000%, passando de 0,3% para 20,5% (Tabela 14).

Tabela 14 – Proporção de nascidos vivos segundo ocorrência de malformação congênita, quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	Com Malformação				Sem Malformação				Ignorado			
	1° Q	2° Q	3° Q	V% *	1° Q	2° Q	3° Q	V% *	1° Q	2° Q	3° Q	V% *
Aracaju	0,4	0,9	1,0	132,9	91,2	98,0	98,9	8,5	8,4	1,1	0,1	-98,6
Belém	0,5	0,6	0,5	6,3	99,3	99,3	99,3	0,0	0,2	0,0	0,2	-0,2
Belo Horizonte	0,6	0,7	0,6	1,5	92,7	96,3	99,0	6,8	6,7	3,0	0,4	-94,0
Boa Vista	0,2	0,6	0,4	91,4	99,7	99,4	99,5	-0,2	0,0	0,1	0,1	28,6
Brasília	0,3	0,6	0,7	129,0	76,7	78,1	90,5	17,9	23,0	21,3	8,8	-61,6
Campo Grande	0,4	0,5	0,7	56,6	99,5	99,4	99,2	-0,3	0,1	0,1	0,1	27,6
Cuiabá	0,7	0,8	0,6	-11,1	96,1	99,2	99,1	3,1	3,2	0,0	0,3	-91,7
Curitiba	0,6	0,7	0,8	25,3	99,3	99,2	98,8	-0,5	0,1	0,1	0,4	390,1
Florianópolis	0,4	0,9	1,3	238,5	98,0	99,0	98,4	0,4	1,6	0,1	0,3	-84,2
Fortaleza	0,3	0,7	0,9	181,6	80,7	79,6	84,9	5,2	19,0	19,7	14,2	-25,0
Goiânia	0,3	0,4	0,5	43,8	90,6	91,9	91,7	1,1	9,0	7,7	7,9	-12,8
João Pessoa	1,8	1,6	1,1	-40,4	98,1	98,3	98,7	0,6	0,1	0,1	0,2	91,6
Macapá	0,1	0,0	0,3	177,5	99,6	99,6	97,8	-1,8	0,3	0,4	1,9	599,2
Maceió	0,4	0,6	0,8	82,8	99,4	99,2	98,7	-0,8	0,1	0,1	0,5	316,5
Manaus	0,7	0,8	0,8	10,2	94,1	89,0	92,8	-1,3	5,2	10,2	6,4	23,0
Natal	0,8	0,7	0,7	-18,5	98,9	99,0	97,4	-1,5	0,3	0,2	2,0	497,2
Palmas	0,5	0,8	0,6	12,8	99,3	99,1	98,9	-0,5	0,2	0,1	0,6	256,6
Porto Alegre	1,2	1,7	1,6	29,0	98,4	98,2	98,3	-0,1	0,3	0,1	0,1	-79,6
Porto Velho	0,3	0,8	0,7	153,3	64,8	97,6	97,5	50,6	35,0	1,6	1,7	-95,0
Recife	1,0	0,9	0,9	-9,9	98,9	99,0	99,0	0,1	0,1	0,1	0,1	-30,9
Rio Branco	0,3	0,1	0,1	-52,6	99,4	99,5	79,3	-20,2	0,3	0,4	20,5	7622,3
Rio de Janeiro	0,7	0,9	0,8	19,1	89,0	92,1	95,7	7,5	10,3	7,1	3,4	-66,4
Salvador	0,6	1,2	1,1	83,9	89,7	89,6	93,2	3,8	9,7	9,2	5,7	-40,8
São Luís	0,3	0,5	0,5	57,3	82,4	84,8	88,5	7,4	17,2	14,7	10,9	-36,5
São Paulo	0,6	0,9	1,6	183,8	81,1	94,1	98,3	21,2	18,4	5,0	0,1	-99,2
Teresina	0,2	0,5	0,6	177,6	98,8	96,9	95,3	-3,5	1,0	2,7	4,1	306,4
Vitória	0,3	0,5	0,6	80,8	99,1	99,2	98,9	-0,3	0,6	0,3	0,6	0,3
Total	0,6	0,8	1,0	70,3	88,8	92,8	95,7	7,8	10,7	6,4	3,3	-68,6

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SINASC/ DATASUS - MS

Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

Quinquênios – 1° Q (2000 a 2004); 2° Q (2005 a 2009); 3° Q (2010 a 2014)

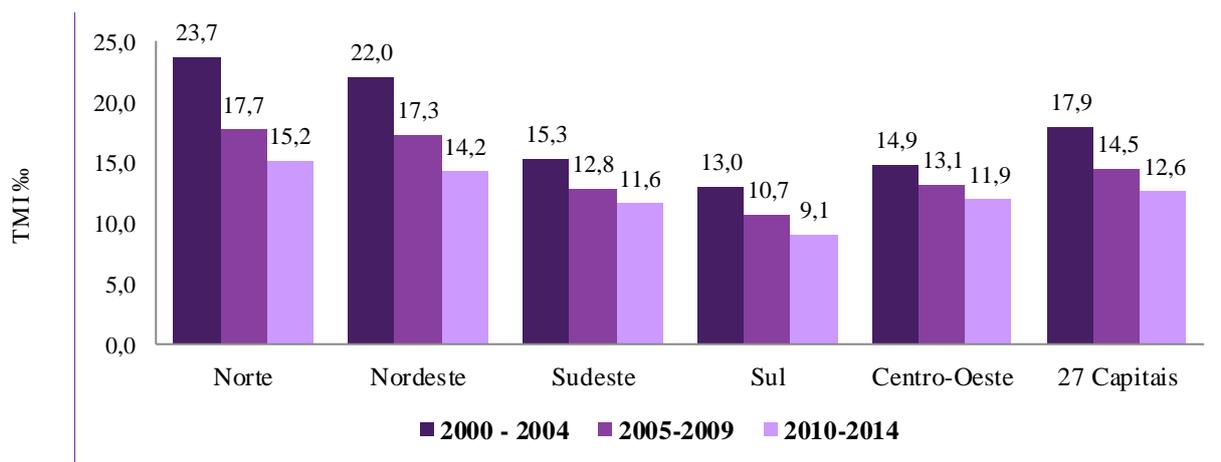
6.3.2 Mortalidade

Entre 2000 e 2014 ocorreram nas capitais brasileiras 162.844 mortes de crianças menores de um ano, representando uma taxa média mortalidade infantil de 15,0 óbitos infantis a cada 1.000 nascidos vivos.

Como já detalhado no capítulo anterior, percebeu-se uma redução da mortalidade infantil e de seus componentes nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014, com um maior decréscimo nas regiões Norte e Nordeste.

A figura 22 apresenta a taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos na análise agregada das capitais brasileiras em suas respectivas regiões de acordo com os quinquênios, ratificando os achados de diminuição desses óbitos observados no estudo de série temporal.

Figura 22 – Taxa de Mortalidade Infantil por 1.000 nascidos vivos segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



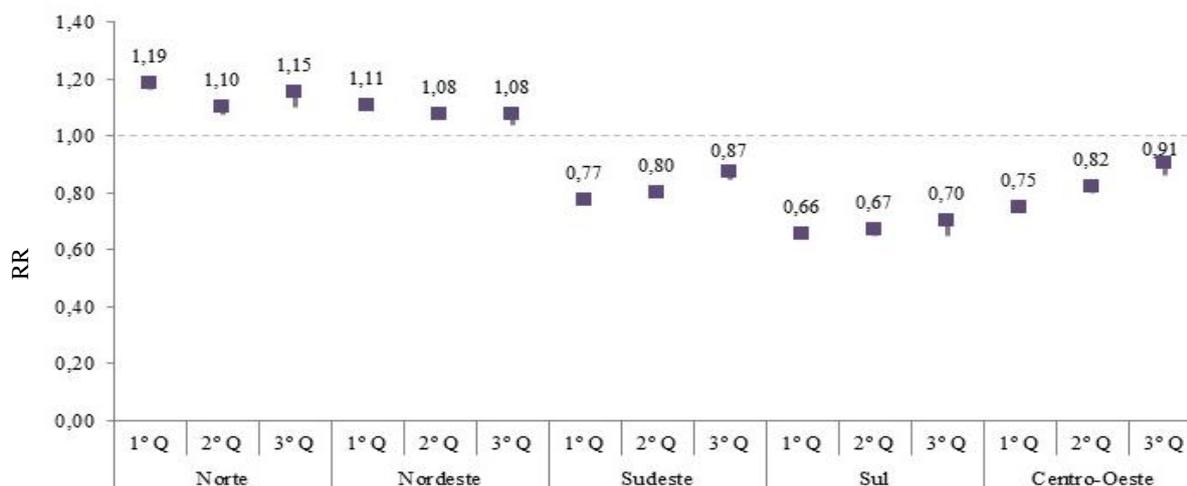
Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC/ DATASUS - MS

O cálculo do Risco Relativo (RR) para o coeficiente de mortalidade infantil nas capitais brasileiras demonstra a existência de importantes desigualdades na ocorrência dos óbitos em menores de um ano em todo o período estudado.

Tendo como padrão a taxa média para o conjunto das capitais do país (RR = 1,00), observa-se que a região Norte apresentou nos três períodos o RR mais elevado, seguido do Nordeste. Enquanto que as capitais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram o RR menor que 1, indicando taxas menores do que a apresentada na média das capitais brasileiras (Figura 23).

Nos últimos quinquênios, porém, observa-se uma aproximação das taxas das regiões Sudeste e Centro Oeste em direção à média do conjunto das capitais do país. Os valores do RR foram estatisticamente significativos em todas as regiões durante o período estudado (Figura 23).

Figura 23 – Risco Relativo e Intervalos de Confiança (IC-95%) da Taxa de Mortalidade Infantil segundo quinquênios* para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

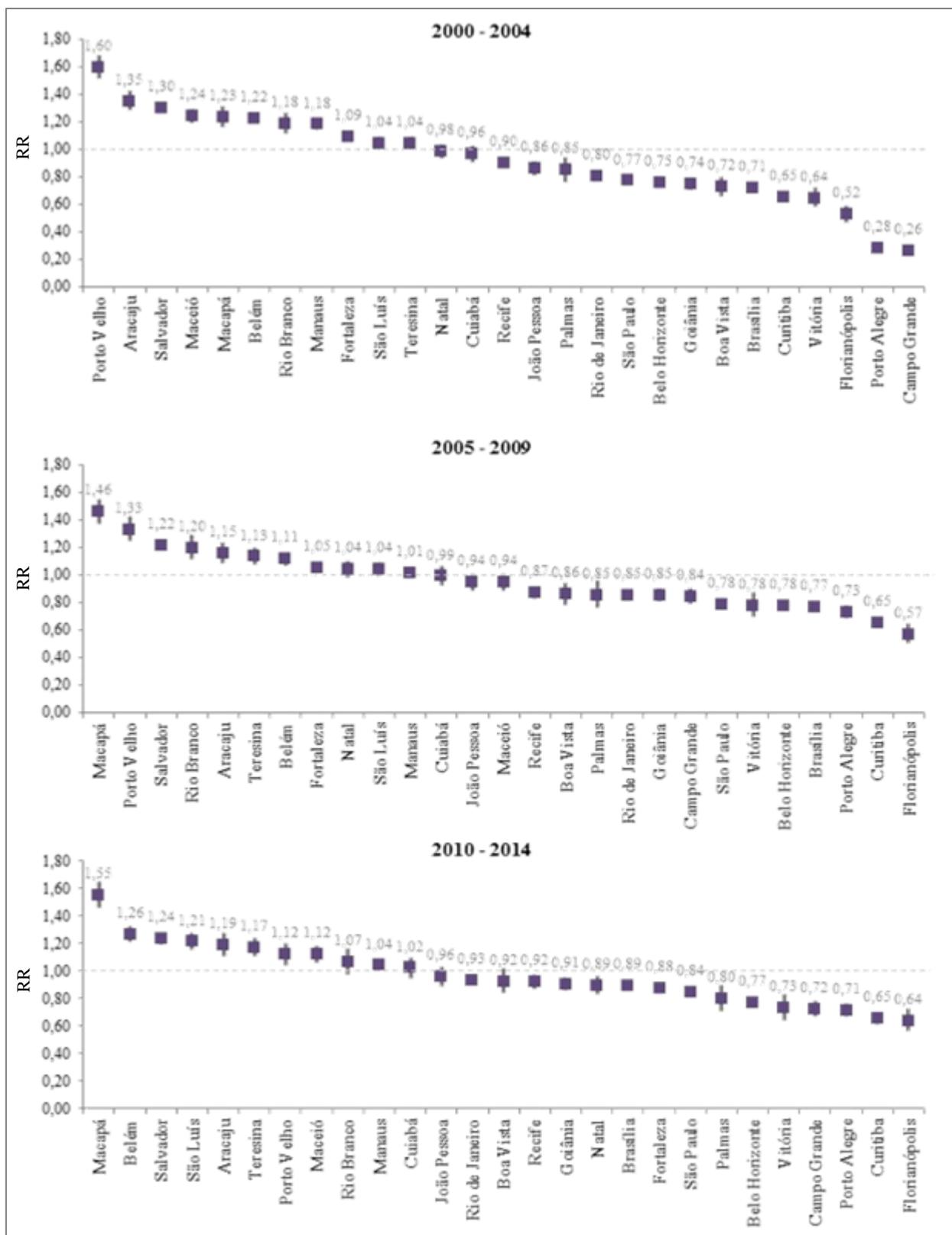
Nota: * Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

No primeiro quinquênio 09 cidades apresentaram taxas acima da média das capitais ($RR > 1,0$) e 14 cidades demonstraram RR abaixo de 1. Em 04 capitais o RR não foi significativo. Entre os anos de 2005 a 2009 verificou-se que 08 capitais apresentaram RR maior que 1 e em 13 cidades o RR foi menor que 1. Nesse período verificou-se um ligeiro aumento do número de cidades com taxas próximas à média das capitais (06), portanto, sem significância estatística (Figura 24).

O terceiro quinquênio manteve um padrão semelhante ao período anterior, com 8 capitais apresentando taxas acima da média ($RR > 1$), 14 com RR menor que 1 e 05 cidades sem significância estatística para o RR (Figura 24).

Nos três recortes temporais analisados, as capitais com RR maior que 1 foram, em sua maioria, das regiões Norte e Nordeste, dentre as quais destacam-se Porto Velho, Macapá, Salvador, Aracaju, Belém e Maceió. Enquanto que as cidades que apresentaram TMI abaixo da média ($RR < 1$) foram, predominantemente, das regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste, cabendo aqui ressaltar: Florianópolis, Curitiba, Porto Alegre, Vitória e Campo Grande (Figura 24).

Figura 24 – Risco Relativo e Intervalos de Confiança (IC-95%) da Taxa de Mortalidade Infantil para as capitais brasileiras, segundo quinquênios. 2000 a 2014.

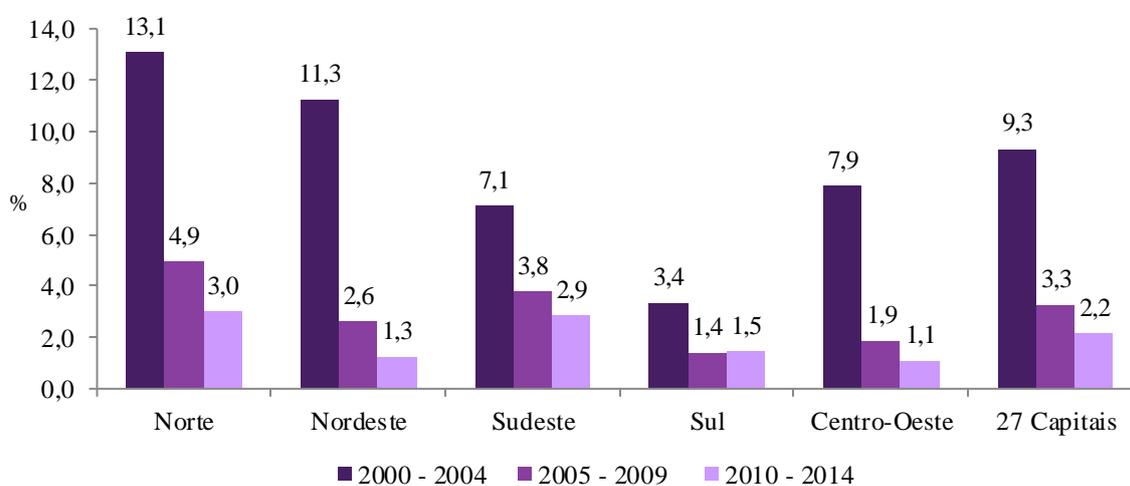


Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM e SINASC/ DATASUS - MS

Em relação à proporção de óbitos infantis por causas mal definidas, percebeu-se uma redução em todas as regiões e para o conjunto das capitais do país (Figura 25).

Em todos os períodos apresentados a região Norte apresentou os maiores percentuais de óbitos infantis por causas mal definidas, enquanto a região Sul apresentou a menor proporção no primeiro e a região Centro-Oeste no último quinquênio estudado. O Nordeste apresentou a maior redução do percentual de óbitos por causas mal definidas, passando de 11,3% para 1,3%, um decréscimo de 88,5% no período (Figura 25).

Figura 25 – Proporção de óbitos por causas mal definidas segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/DATASUS-MS

Em relação ao percentual de óbitos infantis por causas mal definidas nas capitais do país, percebeu-se a redução da proporção para o conjunto das capitais, com uma queda de 76,9% durante o período estudado (Tabela 15).

No primeiro quinquênio, 20,8% dos óbitos infantis da capital do Acre ocorreram por causas mal definidas, o maior percentual do primeiro quinquênio. Os menores valores desse período foram registrados em Vitória e Recife, com 2,1% e 2,2% das mortes infantis por causas mal definidas (Tabela 15).

No último quinquênio, apenas a capital do Acre apresentava uma proporção superior a 5,0%, a maior do país no período. As demais capitais apresentaram percentuais inferiores, com 33,3% delas com uma proporção de causas mal definidas abaixo de 1,0% (Tabela 15).

Tabela 15 – Proporção de óbitos por causas mal definidas segundo quinquênios e variação percentual* para as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	2000 - 2004	2005 - 2009	2010 - 2014	V% *
Aracaju	10,7	2,3	2,1	-80,4
Belém	6,8	2,9	1,6	-76,0
Belo Horizonte	10,9	5,1	2,9	-73,3
Boa Vista	5,9	4,6	3,5	-40,4
Brasília	6,7	1,2	0,8	-87,6
Campo Grande	7,5	1,1	1,1	-85,9
Cuiabá	12,2	3,6	2,2	-82,1
Curitiba	3,7	0,3	0,1	-97,6
Florianópolis	4,2	1,3	0,8	-79,7
Fortaleza	13,4	4,1	2,0	-84,8
Goiânia	8,0	2,8	1,1	-86,7
João Pessoa	11,6	1,8	0,8	-93,1
Macapá	17,5	4,7	3,2	-82,0
Maceió	11,6	2,8	1,6	-86,4
Manaus	15,6	6,8	3,5	-77,2
Natal	5,6	2,2	1,3	-77,7
Palmas	5,0	0,7	0,4	-92,2
Porto Alegre	2,7	2,7	3,3	19,2
Porto Velho	15,1	4,4	2,6	-82,9
Recife	2,2	0,1	0,5	-77,3
Rio Branco	20,8	5,7	6,1	-70,5
Rio de Janeiro	9,4	4,2	3,3	-65,1
Salvador	15,2	3,3	0,8	-95,0
São Luís	9,1	2,5	1,9	-79,2
São Paulo	5,4	3,4	2,7	-50,1
Teresina	11,9	1,3	0,6	-95,3
Vitória	2,1	1,5	0,0	-100,0
Total	9,3	3,3	2,2	-76,9

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS - MS

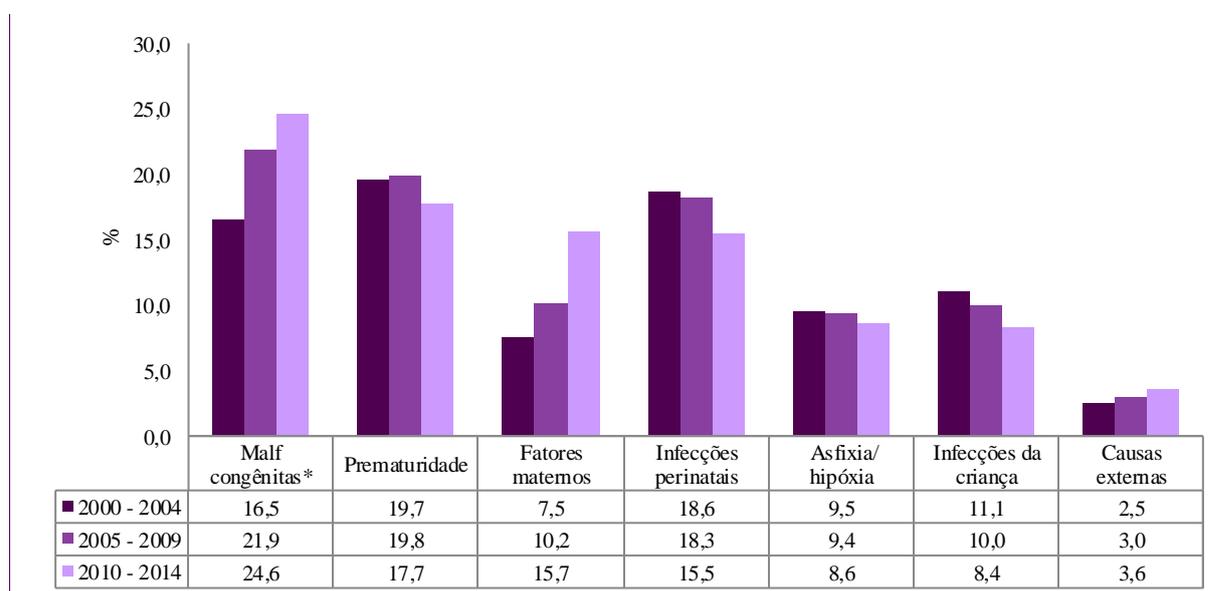
Em relação às causas dos óbitos infantis, observou-se uma maior proporção de óbitos por prematuridade no primeiro quinquênio, representando mais de 19,0% das causas de óbitos de crianças menores de um ano. Entretanto, houve uma redução de 10,2% do percentual de óbitos por prematuridade no período (Figura 26).

As infecções perinatais, que ocupavam a segunda causa de morte no primeiro quinquênio, reduziram em 16,7% nos quinze anos, passando de 18,6% para 15,5% dos óbitos infantis (Figura 26).

Por outro lado, percebeu-se o aumento de mais de 100,0% das mortes por causas relacionadas aos fatores maternos, que no primeiro quinquênio representavam 7,5% dos óbitos infantis, passando para 15,5% nos últimos cinco anos estudados (Figura 26).

As malformações congênicas, que ocupavam a terceira posição entre as causas dos óbitos de crianças menores de um ano no primeiro quinquênio, passaram a representar a principal causa de morte nos últimos cinco anos, com um crescimento de 49,1% no período (Figura 26).

Figura 26 – Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil para o conjunto das capitais brasileiras, segundo quinquênios. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/ DATASUS - MS

Nota: *Malformações Congênicas

A análise das causas dos óbitos infantis segundo regiões do país demonstrou que existem diferenças inter-regionais quanto à causa básica dessas mortes.

Na região Norte, no primeiro e segundo quinquênios as infecções perinatais representavam a principal causa de óbitos. Entretanto, no último quinquênio as malformações congênicas ocuparam a primeira causa de morte na região, concentrando 24,5% dos óbitos (Tabela 16).

Na região Nordeste, a prematuridade foi responsável por 20,0% dos óbitos infantis no primeiro e segundo quinquênios. Mas no último período estudado a maior proporção de óbitos esteve relacionada também à presença de malformações congênicas (Tabela 16).

Essas causas foram os principais motivos de morte em todo período na região Centro-Oeste, apresentando um crescimento de 20,2%, passando de 23,1% nos primeiros cinco anos para 27,8% no último quinquênio analisado (Tabela 16).

Dentre as capitais da região Sudeste as mortes relacionadas à prematuridade ocupavam a primeira posição nos cinco anos iniciais, sendo substituídas pelas malformações congênitas nos períodos seguintes (Tabela 16).

Na região Sul as malformações congênitas eram as principais causas de morte no primeiro quinquênio, com o aumento das mortes relacionadas aos fatores maternos, essas passaram a predominar nos períodos que seguiram (Tabela 16).

Destaca-se o crescimento em todas as regiões das causas relacionadas aos fatores maternos, sobretudo na região Centro-Oeste, quando passou de 4,6% para 20,8% no último período analisado. Em sentido oposto, as mortes por desnutrição, infecções perinatais e prematuridade reduziram em todas as regiões do país, ressaltando-se o decréscimo dos óbitos por desnutrição e por prematuridade no Sul e por infecções perinatais na região Sudeste (Tabela 16).

Nas capitais do país percebe-se que no primeiro quinquênio os fatores maternos foram responsáveis por mais de 35,0% dos óbitos infantis em Vitória, capital do Espírito Santo, assim como em Recife, capital do estado de Pernambuco (Tabela 17).

Esse grupo de causas também representou o maior percentual de óbitos no último quinquênio em Curitiba, quando foi responsável por quase 44,0% dos óbitos infantis da capital (Tabela 17).

Durante os quinze anos estudados, as mortes relacionadas a fatores maternos cresceram nas capitais do país, exceto em Natal e Boa Vista. Por outro lado, os óbitos por desnutrição reduziram no período estudado nas capitais do país, com exceção de Cuiabá e Rio Branco (Tabela 17).

Tabela 16 – Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.

Causas	Norte				Nordeste				Sudeste				Sul				Centro-Oeste			
	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*
Asfixia/ hipóxia	10,55	10,29	8,74	-17,1	11,14	11,17	9,80	-12,0	7,55	7,94	7,72	2,2	9,63	8,89	7,14	-25,9	9,40	8,76	9,29	-1,2
Asma	0,11	0,06	0,06	-46,9	0,04	0,06	0,03	-19,9	0,10	0,12	0,08	-19,8	0,12	0,12	0,05	-61,4	0,08	0,04	0,10	26,4
Causas externas na criança	1,18	1,56	2,23	88,4	1,51	1,99	2,51	66,1	3,07	3,69	4,62	50,2	6,10	5,71	4,85	-20,4	4,38	4,07	4,01	-8,5
Desnutrição e anemias nutricionais	1,63	1,25	0,68	-58,4	1,80	1,00	0,45	-74,7	0,79	0,38	0,19	-75,4	0,60	0,24	0,05	-92,3	0,72	0,57	0,16	-77,5
Doenças imunizáveis	0,49	0,51	0,58	18,0	0,48	0,53	0,47	-0,9	0,83	0,85	0,82	-1,0	0,75	0,88	1,03	36,0	0,97	0,76	0,77	-21,2
Fatores maternos	2,93	3,33	6,87	134,2	10,37	12,85	15,77	52,0	6,23	8,68	15,44	147,7	19,92	31,04	34,14	71,4	4,57	8,04	20,79	354,6
Infecções da criança	10,74	10,27	11,55	7,6	10,56	9,94	7,86	-25,6	12,66	11,19	8,50	-32,8	8,90	5,95	5,36	-39,7	9,08	8,06	5,90	-35,0
Infecções perinatais	23,22	23,68	20,93	-9,9	18,32	17,44	15,98	-12,8	19,17	18,15	14,73	-23,2	8,15	7,20	6,90	-15,3	15,43	18,05	13,26	-14,1
Malformações congênitas	14,07	21,62	24,52	74,3	12,26	19,61	23,12	88,6	18,69	21,69	24,07	28,8	24,77	28,75	30,04	21,2	23,08	26,11	27,75	20,2
Prematuridade	18,60	19,45	18,02	-3,1	19,95	20,57	19,71	-1,2	19,79	20,45	18,18	-8,1	15,54	8,56	7,18	-53,8	22,39	21,70	15,66	-30,1
Síndrome da morte súbita na infância	0,16	0,15	0,24	50,4	0,13	0,16	0,31	140,3	0,06	0,06	0,15	153,4	0,18	0,20	0,28	54,6	0,08	0,08	0,16	102,3

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS - MS

Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro. Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

Tabela 17 – Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo as capitais brasileiras no 1º (2000-2004) e 3º (2010-2014) quinquênio.

Capital	F.Mat ¹		Prem ²		Asf ³		Inf.Per ⁴		Inf.Cr ⁵		Desn ⁶		Asma ⁷		CE ⁸		Malf ⁹		D.Imun ¹⁰		SMSI ¹¹	
	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q	1º Q	3º Q
Aracaju	9,1	19,2	29,3	16,2	11,4	12,5	14,1	14,7	8,8	4,6	2,2	0,4	0,2	0,0	0,9	2,3	11,2	23,4	0,1	0,0	0,3	0,9
Belém	3,6	7,7	17,2	18,2	9,2	6,8	35,9	28,3	10,6	14,5	1,6	0,5	0,1	0,0	0,9	1,3	11,9	18,3	0,4	0,2	0,1	0,0
Belo Horizonte	4,9	10,1	20,9	26,7	6,1	6,7	19,2	13,4	10,6	5,4	1,0	0,2	1,4	0,3	3,6	2,4	17,5	29,2	0,7	0,5	0,1	0,5
Boa Vista	4,4	3,4	25,0	29,1	11,3	8,1	9,6	15,6	9,8	7,0	2,0	1,1	0,0	0,0	2,9	3,1	26,2	24,3	0,2	0,6	0,2	1,4
Brasília	3,3	23,1	25,2	16,6	10,3	8,3	11,0	11,3	8,5	5,4	1,0	0,2	0,1	0,0	5,3	4,4	24,5	27,8	1,0	1,0	1,0	0,3
Campo Grande	5,5	12,2	16,4	15,5	7,4	7,4	21,3	19,8	10,0	5,4	0,1	0,0	0,1	0,3	6,7	7,1	22,6	30,0	0,9	0,8	0,1	0,0
Cuiabá	5,2	17,3	17,6	11,4	8,4	8,1	19,4	16,5	11,9	11,2	0,2	0,3	0,1	0,0	2,7	3,3	17,5	28,2	0,8	0,5	0,5	0,0
Curitiba	21,4	43,9	16,2	2,6	10,8	6,1	7,7	2,9	7,9	4,4	0,4	0,0	0,0	0,0	6,0	5,5	23,4	33,1	0,8	1,0	0,2	0,3
Florianópolis	3,6	13,6	18,3	19,9	7,1	6,8	21,4	18,1	9,1	3,6	0,4	0,0	0,0	0,0	5,6	2,3	22,2	29,9	0,4	0,0	0,0	0,0
Fortaleza	5,4	7,1	20,2	24,7	10,0	9,1	20,2	21,2	11,7	7,4	0,8	0,3	0,2	0,0	1,3	2,7	12,8	22,7	0,1	0,5	0,3	0,1
Goânia	6,4	22,1	22,2	15,9	9,1	12,8	18,8	12,5	7,9	4,5	0,7	0,1	0,0	0,2	1,9	2,1	23,0	26,4	1,1	0,5	0,0	0,1
João Pessoa	3,6	8,3	24,3	20,7	11,7	11,3	19,0	23,0	8,8	8,1	1,8	0,4	0,0	0,0	1,0	2,1	16,3	21,7	0,3	0,6	0,0	0,3
Macapá	4,7	4,9	15,0	19,0	14,9	13,6	21,8	27,9	8,0	7,9	1,7	0,4	0,1	0,1	1,2	2,0	10,9	14,9	0,1	0,4	1,3	0,0
Maceió	6,9	10,1	22,4	18,5	10,3	7,8	20,9	23,7	13,0	8,3	2,9	0,6	0,0	0,2	0,9	3,0	9,4	17,8	0,5	0,5	0,1	0,9
Manaus	2,6	8,2	18,2	16,3	8,9	7,7	19,1	15,1	12,0	11,0	1,8	0,9	0,1	0,1	1,0	2,3	14,6	31,5	0,6	0,8	0,0	0,3
Natal	10,0	5,5	19,0	26,7	13,3	6,4	17,2	22,2	10,9	9,9	4,3	1,3	0,0	0,0	1,6	2,7	16,3	23,1	0,5	0,5	0,0	0,0
Palmas	1,3	17,6	29,0	10,9	11,7	5,9	18,3	16,7	13,3	7,9	0,7	0,0	0,3	0,0	2,3	4,2	16,0	33,1	0,3	0,4	0,0	1,7
Porto Alegre	20,7	27,5	14,1	9,6	8,5	8,5	6,2	8,9	9,9	7,0	0,8	0,1	0,3	0,1	6,2	4,7	26,4	26,4	0,8	1,3	1,7	0,3
Porto Velho	2,1	2,7	22,6	19,7	10,3	12,1	21,2	18,6	8,8	14,2	1,8	0,5	0,3	0,0	1,5	3,4	14,8	25,0	0,3	0,8	0,0	0,0
Recife	36,2	42,1	12,6	5,6	7,9	8,7	12,3	5,9	8,3	4,5	1,9	0,1	0,1	0,0	2,6	4,5	14,4	26,0	0,6	0,9	0,0	0,4
Rio Branco	1,2	2,2	17,9	18,6	18,1	10,1	10,9	23,7	10,3	13,0	0,7	1,0	0,1	0,0	1,4	2,2	15,3	19,8	0,9	0,5	0,1	0,2
Rio de Janeiro	10,1	20,7	17,4	13,7	9,1	8,1	17,6	12,5	10,9	9,1	0,7	0,3	0,2	0,0	2,7	6,1	18,7	23,9	0,7	0,9	0,0	0,1
Salvador	6,4	9,7	20,9	26,0	14,2	10,6	18,4	15,6	9,8	8,4	1,1	0,5	0,1	0,0	1,4	1,6	7,8	23,9	0,8	0,4	0,1	0,1
São Luís	4,0	15,5	19,7	18,5	8,8	8,8	19,0	11,8	12,7	12,1	2,7	0,5	0,2	0,0	2,3	2,2	17,1	24,1	0,6	0,4	0,1	0,0
São Paulo	3,8	12,9	20,9	19,6	7,0	7,4	20,2	16,4	14,1	8,8	0,7	0,1	0,1	0,1	3,2	4,1	18,8	23,3	0,9	0,8	0,1	0,1
Teresina	8,3	29,6	16,4	11,6	11,3	13,3	23,6	9,9	10,2	6,5	1,4	0,4	0,1	0,1	1,0	2,3	14,3	23,3	0,3	0,2	0,3	0,7
Vitória	36,2	40,1	14,2	1,8	8,7	18,0	8,0	2,3	3,4	4,5	2,8	0,5	0,3	0,5	2,2	7,2	22,0	24,8	0,3	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS - MS

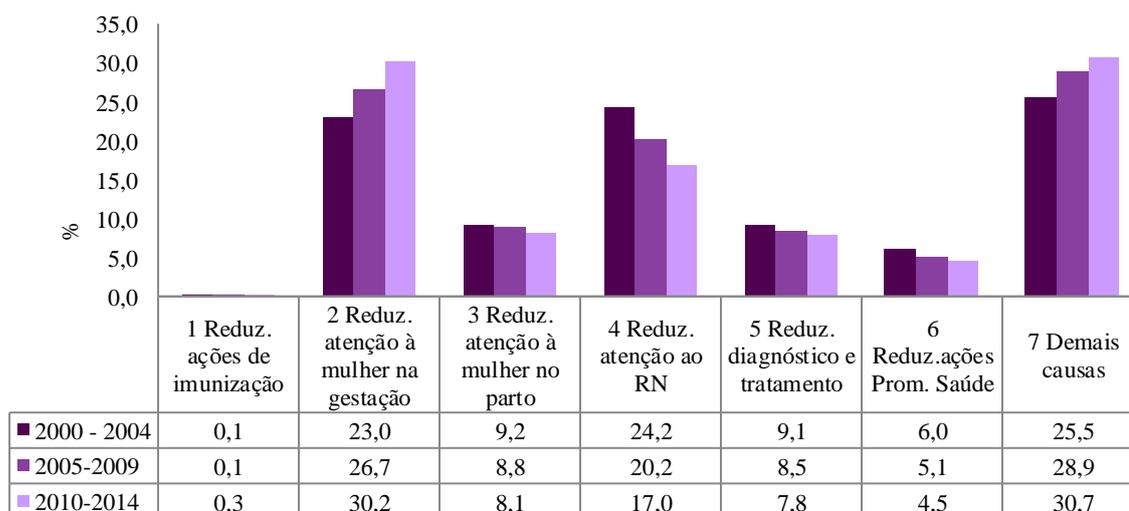
Nota: ¹Fatores Maternos; ²Prematuridade; ³Asfixia/Hipóxia; ⁴Infecções Perinatais; ⁵Infecções da criança; ⁶Desnutrição e anemias nutricionais; ⁷Asma; ⁸Causas Externas; ⁹Malformações Congênitas; ¹⁰Doenças Imunizáveis; ¹¹Síndrome da morte súbita na infância.

A análise dos óbitos segundo classificação da sua evitabilidade por intervenções do SUS demonstra que durante todo o período houve uma discreta redução dessas mortes nas capitais brasileiras, passando de 71% entre 2000 a 2004 para 67,1% nos anos de 2010 a 2014.

No conjunto das capitais destaca-se predomínio das mortes reduzíveis pela adequada atenção à mulher na gestação, verificando-se um aumento no percentual dos óbitos por esse grupo de causas. Também apresentou incremento as causas reduzíveis por imunização e aquelas não claramente evitáveis – demais causas (Figura 27).

Destaca-se ainda a redução das mortes infantis cujas causas relacionam-se com a atenção ao recém-nascido, com ações adequadas de diagnóstico e tratamento, com a atenção à mulher no parto e com ações de promoção da saúde (Figura 27).

Figura 27 – Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo grupos de causas evitáveis (Lista Brasileira de Mortes Evitáveis) e quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras. 2000 a 2014.



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS- MS

Nota: ¹Reduzíveis por ações de imunização; ²Reduzíveis por adequada atenção à mulher na gestação; ³Reduzíveis por adequada atenção à mulher no parto; ⁴Reduzíveis por adequada atenção ao recém-nascido; ⁵Reduzíveis por ações adequadas de diagnóstico e tratamento; ⁶Reduzíveis por ações adequadas de Promoção da Saúde vinculada à ações adequadas de atenção à saúde; ⁷Demais causas (não claramente evitáveis).

As regiões Norte e Nordeste apresentaram as mais altas proporções de mortes infantis por causas evitáveis em todo o período, sendo também onde se constatou maior queda. Dentre as capitais do Nordeste os óbitos evitáveis representavam 75,7% no primeiro quinquênio passando para 70,5% nos últimos anos estudados (Tabela 18).

Entretanto, as mortes reduzíveis por adequada atenção à mulher na gestação cresceram em todas as regiões, principalmente no Sudeste, onde se observou um acréscimo de 33,5%

dessas causas. No último quinquênio 38,9% dos óbitos infantis ocorridos na região Sul relacionaram-se a esse grupo de causas (Tabela 18).

Além disso, embora em patamares baixos, verificou-se um incremento proporcional dos óbitos infantis reduzíveis por ações de imunização em todas as regiões, exceto no Norte (Tabela 18).

As mortes infantis evitáveis reduziram, na comparação do primeiro e terceiro quinquênio, na maioria das capitais, à exceção apenas de Fortaleza, João Pessoa, Rio de Janeiro, São Luís e Vitória (Tabela 19).

No primeiro período estudado as cidades de Salvador, Aracaju, Macapá e Maceió apresentaram mais de 80% dos óbitos infantis por causas evitáveis, já em Curitiba esse grupo de causas representou 61,7% (Tabela 19).

Apesar da redução dos óbitos classificados como evitáveis, no último quinquênio cidades como Macapá e Maceió ainda apresentava mais de 75% de mortes de crianças menores de um ano poderiam ter sido evitadas (Tabela 19).

Os óbitos evitáveis por adequada atenção durante à gestação aumentaram nas capitais, com exceção de Palmas e Porto Velho. Em Recife e Curitiba foram observados os maiores percentuais desse grupo de causas no último quinquênio (Tabela 19).

As mortes reduzíveis por adequada atenção à mulher no parto apresentaram maiores proporções em Vitória, Teresina e Macapá nos anos de 2010 a 2014. A capital do Espírito Santo demonstrou um crescimento de mais de 80% desses óbitos no período (Tabela 19).

No último quinquênio verificou-se maior proporção dos óbitos infantis reduzíveis por adequada atenção ao recém-nascido nas cidades Macapá, Maceió, Rio Branco e Belém, com percentuais superiores a 27%, enquanto que em Vitória e Curitiba essas mortes representavam menos de 5% (Tabela 19).

Em Porto Velho, Belém e Manaus óbitos infantis reduzíveis por ações adequadas de diagnóstico e tratamento apresentaram as maiores proporções no terceiro quinquênio. Já as mortes reduzíveis por ações adequadas de Promoção da Saúde vinculada à ações adequadas de atenção à saúde tiveram os mais altos percentuais em Vitória, Palmas e Campo Grande (Tabela 19).

Tabela 18 – Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo grupos de causas evitáveis (Lista Brasileira de Mortes Evitáveis) e quinquênios para o conjunto das capitais brasileiras agregado em macrorregiões. 2000 a 2014.

Causas	Norte				Nordeste				Sudeste				Sul				Centro-Oeste			
	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*	1ºQ	2ºQ	3ºQ	V%*												
Reduz. pelas ações de imunização ¹	0,2	0,1	0,2	-1,9	0,1	0,1	0,2	67,5	0,1	0,1	0,3	228,7	0,2	0,2	0,4	150,6	0,1	0,1	0,3	147,2
Reduz. atenção à mulher na gestação ²	19,5	20,3	23,0	17,9	24,2	30,4	32,2	32,8	22,4	24,8	29,9	33,5	31,2	37,6	38,9	24,5	23,5	26,5	32,9	40,3
Reduz. adeq. atenção à mulher no parto ³	10,1	9,5	8,1	-19,9	11,0	10,2	8,9	-19,2	7,5	7,5	7,3	-1,4	9,3	8,5	6,9	-26,3	9,0	8,1	8,7	-3,1
Reduz. adeq. atenção ao recém-nascido ⁴	30,0	26,1	22,0	-26,7	25,8	19,0	17,8	-30,9	21,9	20,3	16,2	-26,3	11,4	7,6	8,1	-29,1	22,0	19,7	14,7	-32,9
Reduz. diagnóstico e tratamento adequado ⁵	7,7	7,9	9,9	28,4	8,0	7,8	7,0	-12,0	11,5	10,2	8,5	-25,7	8,6	5,9	5,5	-35,9	7,4	7,0	5,6	-23,4
Reduz. ações adeq promoção saúde ⁶	5,7	4,7	3,8	-33,2	6,5	5,2	4,3	-33,7	5,3	4,9	5,0	-5,6	8,0	6,4	4,9	-38,2	6,7	5,4	4,2	-37,5
<i>Subtotal – Evitáveis</i>	<i>73,2</i>	<i>68,5</i>	<i>67,0</i>	<i>-8,5</i>	<i>75,7</i>	<i>72,7</i>	<i>70,5</i>	<i>-6,9</i>	<i>68,6</i>	<i>67,8</i>	<i>67,2</i>	<i>-2,0</i>	<i>68,7</i>	<i>66,1</i>	<i>64,7</i>	<i>-5,8</i>	<i>68,6</i>	<i>66,7</i>	<i>66,5</i>	<i>-3,1</i>
Demais causas (não claramente evitáveis) ⁷	22,5	29,0	31,5	39,8	21,6	26,1	28,4	31,5	28,5	30,1	30,8	8,2	30,4	33,2	34,6	13,8	30,0	31,9	32,6	8,7

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS - MS

Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

Quinquênios – 1º Q (2000 a 2004); 2º Q (2005 a 2009); 3º Q (2010 a 2014)

¹Reduzíveis por ações de imunização; ²Reduzíveis por adequada atenção à mulher na gestação; ³Reduzíveis por adequada atenção à mulher no parto; ⁴Reduzíveis por adequada atenção ao recém-nascido; ⁵Reduzíveis por ações adequadas de diagnóstico e tratamento; ⁶Reduzíveis por ações adequadas de Promoção da Saúde vinculada à ações adequadas de atenção à saúde; ⁷Demais causas (não claramente evitáveis)

Tabela 19 – Distribuição proporcional (%) das causas da mortalidade infantil segundo grupos de causas evitáveis (Lista Brasileira de Mortes Evitáveis) nas capitais brasileiras no 1º (2000-2004) e 3º (2010-2014) quinquênio.

Capital	R. Gestação ¹			R. Parto ²			R. atenção RN ³			R. Diagn e Trat ⁴			R. Promoção ⁵			Evitáveis ⁶			Demais ⁷		
	1º Q	3º Q	V%	1º Q	3º Q	V%	1º Q	3º Q	V%	1º Q	3º Q	V%	1º Q	3º Q	V%	1º Q	3º Q	V%	1º Q	3º Q	V%
Aracaju	32,3	32,7	1,3	11,6	11,6	0,2	23,6	14,8	-37,3	5,6	4,7	-15,2	7,2	3,4	-52,5	80,4	67,3	-16,3	17,3	31,0	78,7
Belém	19,2	25,0	30,3	8,9	6,3	-28,9	38,4	27,6	-28,2	8,5	12,3	45,2	4,8	2,8	-42,4	79,9	74,0	-7,3	19,1	25,0	31,0
Belo Horizonte	21,0	32,2	53,3	5,8	6,1	6,1	27,6	16,8	-39,0	10,2	5,3	-48,3	5,6	3,2	-43,9	70,3	63,7	-9,3	27,6	35,0	26,9
Boa Vista	26,5	27,3	3,0	10,5	7,3	-30,3	12,8	17,7	38,3	6,2	5,6	-9,9	7,3	5,1	-30,9	63,6	63,3	-0,5	35,2	33,9	-3,7
Brasília	26,0	36,4	39,8	9,8	7,9	-19,2	17,5	13,1	-25,1	6,5	5,4	-17,7	8,4	4,4	-47,9	68,4	67,6	-1,1	29,9	31,7	5,9
Campo Grande	18,5	23,1	24,7	7,0	6,8	-2,5	25,8	19,1	-26,0	7,8	5,0	-35,5	8,0	7,4	-6,9	67,2	61,8	-8,1	32,1	37,5	16,9
Cuiabá	18,7	25,5	36,7	8,0	7,1	-11,1	27,0	18,8	-30,4	10,2	9,5	-6,9	4,9	4,4	-10,1	68,9	65,5	-5,0	28,6	33,8	18,2
Curitiba	32,6	44,7	37,1	10,3	6,1	-41,1	12,9	4,1	-68,5	6,9	4,7	-31,8	7,3	5,4	-25,7	70,3	65,6	-6,6	29,3	34,3	16,8
Florianópolis	19,7	27,8	41,4	6,8	6,3	-7,2	21,6	19,4	-10,1	7,6	3,8	-49,9	6,1	2,1	-65,2	61,7	59,5	-3,6	34,1	38,4	12,6
Fortaleza	21,6	27,3	26,3	9,5	8,4	-11,9	20,8	20,6	-0,8	8,9	6,4	-27,7	5,4	3,9	-28,5	66,3	67,0	0,9	27,1	31,3	15,3
Goiânia	23,8	34,8	46,3	8,9	12,0	34,5	26,5	13,6	-48,5	7,2	4,4	-38,6	3,3	2,1	-35,9	69,8	67,2	-3,9	29,7	31,4	5,8
João Pessoa	24,3	25,4	4,2	10,6	10,6	-0,4	25,0	24,7	-1,1	5,2	7,5	45,6	5,8	3,1	-46,7	71,0	71,3	0,4	23,6	28,2	19,4
Macapá	15,9	21,7	36,4	14,5	12,4	-14,3	39,8	33,0	-17,0	6,8	6,7	-1,6	5,8	3,0	-49,1	82,8	76,9	-7,1	16,5	20,8	26,2
Maceió	25,2	26,8	6,5	10,1	7,4	-26,6	30,1	29,9	-0,7	7,8	7,0	-10,3	9,1	5,5	-39,5	82,5	76,8	-6,9	16,1	22,7	41,1
Manaus	19,3	22,9	18,5	8,4	7,2	-14,2	25,5	15,5	-39,3	8,0	10,0	24,5	6,1	3,8	-38,4	67,6	59,7	-11,7	24,3	38,7	59,0
Natal	23,2	28,0	20,7	13,2	5,7	-56,7	23,7	22,3	-6,0	8,8	8,5	-3,7	8,3	5,0	-39,2	77,4	70,0	-9,5	22,4	29,8	33,5
Palmas	27,7	27,3	-1,4	10,9	5,5	-49,8	22,4	17,2	-23,4	6,5	8,6	31,4	10,0	7,4	-25,5	77,6	66,0	-14,9	21,5	33,2	54,5
Porto Alegre	31,7	34,7	9,5	8,6	8,0	-7,3	7,6	9,9	30,6	10,9	7,0	-36,0	9,1	5,0	-44,7	68,1	64,9	-4,7	30,9	33,9	9,8
Porto Velho	21,3	19,8	-6,8	9,9	11,4	15,1	30,0	18,2	-39,4	7,3	12,1	65,1	4,6	5,6	22,7	73,2	67,3	-8,1	26,6	32,1	20,8
Recife	32,6	46,6	43,1	9,9	8,6	-14,0	18,3	6,4	-64,9	8,6	5,3	-37,6	7,9	5,9	-24,9	77,5	73,6	-4,9	21,3	26,0	21,9
Rio Branco	17,1	17,2	0,6	17,0	8,6	-49,4	22,7	28,3	24,6	6,0	7,6	25,7	6,0	4,5	-25,2	69,4	66,4	-4,3	21,6	31,8	47,0
Rio de Janeiro	25,3	32,7	29,0	8,8	7,6	-13,0	19,2	12,2	-36,4	9,7	8,6	-11,1	4,5	6,2	37,9	67,6	67,6	0,0	30,4	31,6	3,8
Salvador	22,9	31,3	36,8	13,5	9,5	-29,8	34,6	18,5	-46,5	7,7	7,4	-4,3	4,4	2,9	-33,8	83,3	69,7	-16,4	16,3	29,9	83,2
São Luís	21,6	32,3	49,8	8,3	8,1	-1,9	19,8	13,8	-30,5	9,4	8,8	-5,9	8,5	5,6	-33,6	67,7	68,7	1,6	26,5	27,5	3,8
São Paulo	20,6	27,7	34,6	6,8	7,2	6,1	23,5	18,5	-21,4	12,5	9,1	-27,3	5,6	4,5	-19,4	69,1	67,4	-2,4	27,4	29,8	8,6
Teresina	21,0	39,0	86,0	10,9	12,4	13,6	27,1	10,2	-62,4	6,7	5,6	-17,0	7,1	4,4	-37,1	72,8	71,7	-1,4	26,7	27,5	3,3
Vitória	36,8	39,9	8,4	9,7	17,5	80,5	10,1	3,5	-65,2	3,8	4,8	26,3	7,3	8,3	14,3	67,7	74,1	9,5	31,9	25,4	-20,4

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM / DATASUS - MS

Nota: * Variação % comparando-se os resultados do terceiro quinquênio em relação ao primeiro.

¹Reduzíveis por adequada atenção à mulher na gestação; ²Reduzíveis por adequada atenção à mulher no parto; ³Reduzíveis por adequada atenção ao recém-nascido; ⁴Reduzíveis por ações adequadas de diagnóstico e tratamento; ⁵Reduzíveis por ações adequadas de Promoção da Saúde vinculada à ações adequadas de atenção à saúde; ⁶Subtotal Evitáveis, ⁷Demais causas (não claramente evitáveis)

6.4 Discussão

Os resultados dessa pesquisa apresentam alguns dos principais aspectos relativos aos nascimentos e aos óbitos de menores de um ano nas capitais brasileiras no período de 2000 a 2014. Evidenciam a redução da natalidade, descrevem atributos importantes dos nascidos vivos tais como peso ao nascer, presença de anomalias congênitas e prematuridade e de características maternas, como idade materna e acesso ao pré-natal e ao parto, condições que influenciam na situação de saúde e de sobrevivência infantil.

Os achados ratificam ainda a redução da mortalidade infantil nas capitais do país, apresentam as principais causas relacionadas ao óbito infantil revelando diminuição das causas evitáveis, entretanto ainda em patamares elevados, sugerindo problemas de acesso aos serviços de saúde, cobertura e qualidade da assistência materno-infantil. Em todos os aspectos estudados constata-se a persistência das disparidades regionais.

Em relação à natalidade, verificou-se uma redução na taxa bruta de natalidade em todas as capitais brasileiras observando-se maiores taxas no Norte e no Nordeste do país. Estudos relatam que a tendência de declínio da natalidade no Brasil ocorreu de maneira mais acentuada na última década, os dados apontaram uma desaceleração desse ritmo de queda a partir de 2005 (BRASIL, 2014; BRASIL, 2015). Análises do Ministério da Saúde referem ainda que entre 2010 e 2013, somente as regiões Norte e Nordeste apresentaram tendências de diminuição do número de nascidos vivos, enquanto que as demais regiões apresentaram ligeiro aumento desse número (BRASIL, 2015).

No que se refere à idade materna, percebeu-se uma redução da proporção de nascidos vivos de mães adolescentes, sobretudo na região Centro-Oeste, mas ainda com valores mais altos concentrados nas capitais do Norte e Nordeste. De outra parte, assistiu-se ao aumento no percentual de mães com idade entre 35 anos e mais nas capitais do país, e embora o crescimento mais expressivo tenha sido observado na região Norte, os maiores percentuais de mães nessa faixa etária estão no Sul e Sudeste.

Esses achados corroboram com dados do Ministério da Saúde que apontam que uma concentração de mães adolescentes no Norte e Nordeste brasileiro e registram ainda a ampliação no número de mães com mais de 35 anos em todas as regiões. Destacam ainda maior fecundidade adolescente em mulheres negras e indígenas, demonstrando o caráter social da gravidez na adolescência (BRASIL, 2015).

Nesse sentido, Guimarães et al (2013) e Ferreira et al (2012) insistem na relevância de se considerar, na agenda de políticas públicas, ações mais efetivas que venham a reduzir as condições de vulnerabilidade em que vive grande parte dessas meninas, expostas ao risco de gravidez indesejada e condições precárias de atenção à saúde.

A assistência pré-natal é um fator de proteção para a saúde da mãe e da criança por incluir procedimentos rotineiros preventivos, curativos e de promoção da saúde. Possibilita contornar problemas obstétricos, prevenir danos e assegurar partos e nascimentos saudáveis, prevenindo a morbimortalidade materna e perinatal, se bem conduzida (BARROS et al., 2010; VILLAR et al., 2008).

A presente pesquisa demonstra uma ampliação do acesso ao pré-natal no conjunto das capitais, entretanto observando-se importantes diferenças entre as regiões. Nas capitais do Sul e Sudeste constataram-se os mais altos percentuais de nascidos vivos de gestantes que realizaram 7 e mais consultas de pré-natal, chegando a 87,5% em Curitiba. Em contrapartida nas regiões Norte e Nordeste perceberam-se as mais baixas proporções de gestantes que realizaram o número de consultas preconizado, dentre as quais destaca-se a cidade de Macapá na qual apenas 35% das gestantes realizaram o número adequado de consultas no último período estudado.

Resultados da Pesquisa Nascer no Brasil realizada entre 2011 e 2012 demonstrou que 73,1% das gestantes realizaram seis ou mais consultas pré-natais, porém com variações importantes e significativas entre as regiões, com os piores indicadores nas Regiões Norte e Nordeste (LANSKY et al., 2014). Além da cobertura outro aspecto fundamental refere-se à qualidade da assistência pré-natal. Estudos desenvolvidos no país apontam que apesar da ampliação da cobertura, persiste a baixa qualidade da assistência pré-natal e ao parto, além de grandes iniquidades regionais e sociais, relacionando a adequação do pré-natal com a condição social e demográfica da gestante, sendo pior para as de baixa condição social (COIMBRA et al., 2003; LEAL et al., 2004; LEAL et al., 2015).

O modelo da assistência obstétrica no Brasil tem sido marcado pelo elevado percentual das taxas de parto cesáreo crescentes a cada ano (ANJOS et al., 2014). Os dados apresentados neste estudo demonstram o aumento da proporção de nascidos vivos por via cesárea em todas as capitais do país, com maiores percentuais entre as cidades do Centro-Oeste, chegando a mais de 60%.

Em todo o período do estudo e em todas as capitais brasileiras a taxa de cesáreas apresentou-se superior à recomendada pela Organização Mundial da Saúde, que em 1985, possivelmente detectando tendência ascensional, publicou uma primeira referência para taxas de cesariana, enfatizando que não se justificavam taxas superiores a 10-15% em nenhuma região (ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, 1985).

Estudo mais recente realizado por Ye et al. (2014) em 19 países desenvolvidos corroborou as evidências de que as taxas de cesariana, no nível populacional, não deveriam atingir percentuais superiores ao intervalo entre 10 e 15%. Entretanto as evidências na literatura indicam uma tendência de aumento de cesáreas e taxas muito superiores às recomendadas pela OMS no Brasil (ANJOS et al., 2014), o que tem sido apontado como um problema de saúde pública (VICTORA et al., 2011).

Pesquisa realizada por Rattner et al. (2012) destaca ainda um incremento de cesarianas entre as usuárias do Sistema Único de Saúde, uma vez que a proporção de partos cesáreos se apresentou estabilizada no setor de Saúde Suplementar entre 80 e 90%, desde 2005.

O peso ao nascer é considerado um importante indicador das condições intrauterinas durante a gestação e visto como o fator individual de maior influência na saúde e sobrevivência do recém-nascido (ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, 2003).

No presente estudo identificou-se uma estabilidade na proporção de baixo peso ao nascer ao longo do período estudado nas capitais brasileiras, com uma média de 9,2% no conjunto dessas cidades. Prevalência relativamente maior se comparada à do Brasil (8,4 a 8,5%) (BRASIL, 2015; REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2008).

Os dados desta pesquisa sugerem ainda um discreto incremento na prevalência de crianças nascidas com muito baixo peso (menos de 1500g). Para Barros et al. (2005) esse aumento pode ser resultado de uma melhoria geral da assistência perinatal, com melhor acesso e qualidade do atendimento decorrente de intervenções preventivas, levando à diminuição de natimortos ou abortos. Pode também ser explicado pelo crescimento de nascimentos prematuros (VILLAR et al., 2007).

Nessa perspectiva este trabalho também evidencia um aumento de mais de 44% na proporção de nascidos vivos pré-termo em todas as regiões e no conjunto de capitais do país. Embora esse incremento tenha sido mais expressivo dentre as capitais das regiões Norte e Nordeste, a maior prevalência de prematuridade é percebida no Sul do país. O percentual de nascimentos pré-termo observada nas capitais no último período estudado (10,6%) foi um

pouco inferior ao demonstrado em pesquisa realizada no Brasil entre os anos de 2009 a 2011 (11,8%) (MATIJASEVICH et al., 2013) e que os resultados da Pesquisa Nascer Brasil (11,4%) (PEREIRA et al., 2014).

O crescimento da prematuridade pode estar associado ao aumento de interrupções da gestação por cesariana ou indução do parto, à determinação incorreta da idade gestacional baseada em exames ultrasonográficos e à baixa qualidade da assistência pré-natal, falhando no controle de infecções que levem à ruptura prematura das membranas (BARROS et al., 2005; VILLAR et al., 2007).

Os achados dessa pesquisa denotam um aumento da proporção de nascidos vivos com malformação congênita em todas as regiões do país, em especial nas capitais da região Sudeste. No último quinquênio analisado observou-se uma prevalência de malformação congênita de 1,3% nas capitais do Sudeste e 1,2% nas do Sul. Esses dados corroboram com estudo realizado no município de São Paulo no período de 2007 a 2011, observou uma prevalência de anomalia congênita de 1,2% dos nascidos vivos (MENDES, 2015).

Destaca-se ainda a melhoria da qualidade dessas informações com a redução do percentual de incompletude dessa variável. Segundo o Ministério da Saúde houve um grande avanço quanto ao preenchimento de dados sobre malformação congênita, que reduziu em um período de dez anos (2000 a 2010) de 37,1% para 3,5% (BRASIL, 2012).

No que se refere à taxa de mortalidade infantil, os dados ratificam os resultados apresentados no capítulo anterior de tendência de declínio na TMI e de seus componentes nos quinze anos da pesquisa. Entretanto a análise do Risco Relativo evidencia a persistência do cenário de desigualdades.

Em todo o período estudado constatou-se a presença de gradientes regionais na TMI com as mais altas taxas observadas nas capitais das regiões Norte e Nordeste enquanto que as capitais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram, em sua maioria, taxas menores do que a apresentada na média das capitais brasileiras. Observou-se ainda nos últimos quinquênios uma aproximação das taxas em direção à TMI média do conjunto das capitais do país, indicando discreta, mas ainda insuficiente redução dessas disparidades.

Embora o país tenha apresentado melhoras em seus indicadores sociais, o país exibe ainda um quadro de desigualdades, sejam elas territoriais ou entre os diferentes subgrupos populacionais (SIMÕES, 2002).

Estudo publicado por Garcia e Santana (2011) que investigou a evolução temporal das desigualdades na mortalidade infantil e na infância no Brasil entre os anos de 1993 a 2008, utilizando microdados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), constatou redução das desigualdades na mortalidade infantil e na mortalidade na infância, segundo a escolaridade materna e a renda domiciliar per capita.

A proporção de causas mal definidas é um importante indicador da qualidade do SIM. Percentuais elevados sugerem deficiências na declaração das causas de morte e, em outras circunstâncias, nos processos de registro, coleta, crítica e análise dos dados de mortalidade. A frequência de causas mal definidas é condicionada pela disponibilidade de recursos médico assistenciais, inclusive para diagnóstico. Também pode refletir o cuidado no preenchimento da Declaração de Óbito (REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2008).

Os resultados desse estudo demonstram uma importante redução na proporção de óbitos infantis por causas mal definidas em todas as regiões e para o conjunto das capitais do país, porém persistindo diferenciais na qualidade das informações com maiores percentuais nas capitais do Norte. Esses achados corroboram com o que foi apontado por Malta et al. (2010) em pesquisa de âmbito nacional que identificou o declínio desse grupo de causas.

Ainda em relação às causas de morte, um importante aspecto na realização desta pesquisa foi a opção pela análise a partir da utilização de Listas de classificação, que segundo Lansky et al. (2012) oferecem um instrumental analítico mais específico de acordo com o enfoque desejado, dimensionando causas particulares, que podem orientar melhor as ações de saúde para sua prevenção.

No estudo das causas de morte categorizadas de acordo com a lista reduzida de tabulação de causas de óbitos infantis, proposta por França et al. (2012), observou-se que a prematuridade e as infecções perinatais que correspondiam à primeira e segunda causa de óbito, respectivamente, no primeiro quinquênio reduziram no conjunto das capitais do país. No último período analisado as malformações congênitas passaram a representar a principal causa de morte, seguida da prematuridade e dos fatores maternos.

Dentre as capitais do Norte e do Nordeste, no período de 2000 a 2014, as principais causas de morte em crianças menores de um ano foram as malformações, as infecções perinatais e a prematuridade. Enquanto que nas regiões Sudeste, Sul e Centro Oeste destacaram-se as

malformações, a prematuridade e os fatores maternos. As mortes relacionadas aos fatores maternos consistiram no primeiro grupo de causas nas capitais do Sul nesse período.

Por tanto, ressalta-se o aumento na proporção de óbitos por fatores maternos, sendo o grupo que apresentou maior variação proporcional em todas as regiões, chegando a ampliar mais de 300% no Centro Oeste. Observou-se também redução das mortes relacionadas por desnutrição e anemias nutricionais, infecções perinatais e prematuridade em todas as regiões do país.

A importância crescente do componente neonatal na mortalidade infantil repercutiu também no perfil de causas de óbito. De acordo com dados do Ministério da Saúde (2012) as afecções perinatais, também denominadas causas perinatais, representavam em 2010 o principal grupo de causas de mortalidade neonatal (79%) e infantil (59%) no Brasil.

Estudo realizado por França et al. (2012) ressalta o crescimento da prematuridade, das malformações congênitas, das infecções perinatais e da asfixia/hipóxia entre os anos de 1996 a 2010. Os autores relatam ainda uma redução das infecções da criança e desnutrição nesse período.

Destaca-se ainda a importância da prematuridade como causa de óbito neonatal e infantil no Brasil. Segundo Santos et al. (2008) esse grupamento assume ainda maior importância associado com os fatores maternos, pois as doenças maternas hipertensivas, das vias urinárias e do trato genital propiciam a ocorrência de nascimentos prematuros preveníveis pela ação dos serviços de saúde no pré-natal e no parto.

Nesse sentido vale ressaltar o aumento das mortes relacionadas aos fatores maternos observados nesta pesquisa, corroborando com o percebido por França et al. (2012). Além de questões relacionadas à assistência materno-infantil, esse incremento pode estar associado à melhoria da qualidade da informação sobre as causas de óbito, pois este grupamento recebe maior atenção principalmente após investigação dos óbitos registrados (Ferrari et al., 2006).

Os resultados deste estudo evidenciam ainda a persistência das infecções da criança nas capitais da região Norte, a única região a não apresentar redução nesse grupo de causas. Esse achado assume importância ao considerar que são causas muito mais facilmente evitáveis pela adequada atenção à saúde e fatores ligados a escolaridade materna e as condições de moradia, devendo também ser consideradas como evento-sentinelas da qualidade dos serviços de saúde (ALVES et al., 2008).

Considerando esse pressuposto de evitabilidade dos óbitos infantis, as causas de morte de menores de um ano nas capitais brasileiras foram também analisadas de acordo com a Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde proposta por Malta et al., 2007.

Percebeu-se uma discreta redução dos óbitos infantis evitáveis nas capitais brasileiras, respondendo por 67% das mortes de menores de um ano entre 2010 a 2014. Esse percentual esteve próximo ao observado por Santos et al. (2014) em Londrina – PR (65,5%) e de outros estudos brasileiros que utilizaram a mesma classificação (GASTAUD et al., 2008; MALTA et al., 2010). Os altos percentuais de mortes evitáveis ainda verificados sugerem problemas de acesso aos serviços de saúde, cobertura e qualidade da assistência prestada (SILVA et al., 2013).

As capitais das regiões Norte e Nordeste apresentaram os maiores percentuais de mortes infantis por causas evitáveis em todo o período, embora tenha sido também nessas regiões onde se constatou maior declínio. Esses dados remetem às desigualdades regionais na distribuição da assistência à saúde materno-infantil no Brasil, reforçando a importância do emprego do critério de evitabilidade para auxiliar no monitoramento da qualidade, do acesso e da distribuição dos serviços de saúde de maneira mais equitativa no país (MALTA et al., 2010; MARTINS et al., 2013).

Dentre as causas evitáveis observou-se uma redução das mortes infantis cujas causas relacionam-se com a atenção ao recém-nascido, com ações adequadas de diagnóstico e tratamento, com a atenção à mulher no parto e com ações de promoção da saúde. Contrariamente os achados desta pesquisa constatarem o predomínio das mortes reduzíveis pela adequada atenção à mulher na gestação, ainda com um aumento no percentual dos óbitos por esse grupo de causas.

Resultados semelhantes foram verificados por Santos et al. (2014) que as mortes evitáveis por adequada atenção à mulher na gestação destacaram-se entre as causas consideradas evitáveis e ainda apresentaram aumento na comparação de duas coortes 2000/2001 e 2007/2008. Os autores ressaltam que o incremento foi ainda maior entre nascidos com baixo peso, o que reforça a importância de medidas de prevenção e de diagnóstico e tratamento precoces de agravos durante a gestação, especialmente daquelas com potencial de prevenção do parto prematuro.

Segundo Silva et al. (2013) o aumento de óbitos evitáveis por adequada atenção à mulher na gestação e parto sugere obstáculos na assistência materno-infantil. Alguns autores

atribuem as mortes por esse grupamento de causas à aspectos como a avaliação incompleta na admissão da gestante, dificuldade de acesso à maternidade e demora em iniciar a reanimação neonatal na sala de parto são falhas registradas na assistência à gestante e ao recém-nascido. A necessidade de qualificação do pré-natal e parto, formação profissional, valorização do planejamento reprodutivo e fortalecimento da atenção básica em saúde são primordiais nos investimentos em saúde (BATISTA et al., 2011; MALTA et al., 2010; MARTINS, 2013; NASCIMENTO et al., 2014).

Por fim, os resultados aqui apresentados reforçam que apesar da redução da mortalidade infantil verificada no país, a análise das causas relacionadas a essas mortes e as características dos nascimentos, demonstra que ainda há espaço para a redução desses óbitos. Para tanto, não se deve negligenciar a necessidade de uma política social contínua e eficaz para melhoria das condições sanitárias, de educação materna e acesso aos bens e serviços em geral (CALDEIRA et al., 2005). Porém o enfrentamento dessa questão depende ainda da qualificação da rede de atenção à saúde materno-infantil integrada, hierarquizada e regionalizada, e da qualificação dos processos assistenciais, em especial ao parto e nascimento (LANSKY et al., 2014).

Referências

- ALVES, A. C. et al. Principais causas de óbitos infantis pós-neonatais em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1996 a 2004. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 8, n. 1, p. 27-33, 2008.
- ANJOS, C. S.; WESTPHAL, F.; GOLDMAN, R. E. Cesárea desnecessária no Brasil: revisão integrativa. **Enfermagem Obstétrica**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 3, p. 86-94, 2014.
- BARROS, F. C. et al. Global report on preterm and stillbirth (3 of 7): evidence for effectiveness of interventions. **BMC Pregnancy Childbirth**, London, v. 10, suppl. 1, p. S3-S36, 2010.
- BARROS, F. C. et al. Preterm births, low birth weight, and intrauterine growth restriction in three birth cohorts in Southern Brazil: 1982, 1993 and 2004. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, Supl. 3, p. S390-S398, 2008.
- BARROS, F. C. et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. **The Lancet**, London, v. 365, n. 9462, p. 847-854, 2005.

BATISTA, R. V.; DUARTE, E. C.; SARDINHA, L. M. V. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis: série histórica 1997-2006, Distrito Federal. **Comunicação em Ciências da Saúde**, Brasília, v. 21, n. 3, p. 201-210, 2011.

BOING, A. F.; BOING, A. C. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, p. 447-455, 2008.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Brasil 2014**: uma análise da situação de saúde e das causas externas. Brasília, 2015. 462 p.

RASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2011**: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher. Brasília, 2012. 444 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2013**: uma análise da situação de saúde e das doenças transmissíveis relacionadas à pobreza. Brasília, 2014. 384 p.

CALDEIRA, A. P. et al. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984-1998. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 39, n.1, p. 67-74, 2005.

COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE. **As causas sociais das iniquidades em saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2008. 220 p.

COIMBRA, L. C. et al. Fatores associados à inadequação do uso da assistência pré-natal. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 37, n. 4, p. 456-462, 2003.

FERRARI, L. S. L. et al. Mortalidade neonatal no município de Londrina, Paraná, Brasil, nos anos 1994,1999 e 2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 5, p.1063-1071, 2006.

FERREIRA, R. et al. Análise espacial da vulnerabilidade social da gravidez na adolescência. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 313-326, 2012.

FORSEN, T. et al. The fetal and childhood growth of persons who develop type 2 diabetes. **Annals of Internal Medicine**, Philadelphia v. 133, n. 3, p. 176-182, 2000.

FRANCA, E. et al. Mudança do perfil de causas de mortalidade infantil no Brasil entre 1996 e 2010: porque avaliar listas de classificação das causas perinatais. In: CONGRESSO DA ASOCIACION LATINOAMERICANA DE POBLACION, 5., 2012, Montevideo. **Anais...** Montevideo: ALAP, 2012. p. 1-18.

GARCIA, L. P.; SANTANA, L. R. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. **Ciência e Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v.16, n. 9, p. 3717-3728, 2011.

GASTAUD, A. L; HONER, M. R; CUNHA, R. V. Mortalidade infantil e evitabilidade em Mato Grosso do Sul, Brasil, 2000 a 2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 7, p. 1631-1640, 2008.

GUIMARÃES, A. M. D. N. et al. Is adolescent pregnancy a risk factor for low birth weight? **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 11-19, 2013.

LANSKY, S. et al. Pesquisa Nascer no Brasil: perfil da mortalidade neonatal e avaliação da assistência à gestante e ao recém-nascido. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 30 (Supl.): S192-207, 2014.

LEAL, M. C. et al. Atenção ao pré-natal e parto em mulheres usuárias do sistema público de saúde residentes na Amazônia Legal e no Nordeste, Brasil 2010. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 15, n. 1, p. 91-104. 2015.

LEAL, M. C. et al. Uso do índice de Kotelchuck modificado na avaliação da assistência pré-natal e sua relação com as características maternas e o peso do recém-nascido no Município do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, n. 20, Supl. 1, p.S63-S72, 2004.

MALTA, D. C. et al. Atualização da lista de causas evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 19, p. 173-176, 2010.

MALTA, D. C. et al. Mortes evitáveis em menores de um ano, Brasil, 1997 a 2006: contribuições para a avaliação de desempenho do Sistema Único de Saúde. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 3, p. 481-491, 2010.

MARTINS, E. F.; REZENDE, E. M.; LANA, F. C. F. Óbitos perinatais investigados e falhas na assistência hospitalar ao parto. **Escola Anna Nery Revista de Enfermagem**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 38-45, 2013.

MATIJASEVICH, A. et al. Estimativas corrigidas da prevalência de nascimentos pré-termo no Brasil, 2000 a 2011. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 22, n. 4, p. 557-564, 2013.

MENDES, C. Q. S. et al. Prevalência de nascidos vivos com anomalias congênitas no município de São Paulo. **Revista da Sociedade Brasileira de Enfermeiros Pediatras**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 7-12, 2015.

NASCIMENTO, S. G.; OLIVEIRA, C. M.; SPOSITO, V. Mortalidade infantil por causas evitáveis em uma cidade do Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Enfermagem**, Brasília, vol. 67, n. 2, p. 208-212, 2014.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Promoción del desarrollo fetal óptimo** - Informe de una reunión consultativa técnica. Geneva: OMS, 2003

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. Appropriate technology for birth. **The Lancet**, London, v. 8452, n. 2, p. 436-7, 1985.

PEREIRA, A. P. E. et al. Determinação da idade gestacional com base em informações do estudo Nascir no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 30, n. supl. 1, p. S59-S70, 2014.

RATTNER, D. et al. As cesarianas no Brasil: situação no ano de 2010, tendências e perspectivas. In: Brasil. **Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher**. Brasília, 2012.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008. p. 349.

SANTOS, H. G. et al. Mortes infantis evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde: comparação de duas coortes de nascimentos. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p. 907-916, 2014.

SANTOS, I. S. et al. Associated factors and consequences of late preterm birth: results from the 2004 Pelotas birth cohort. **Paediatric and Perinatal Epidemiology**, Oxford, v. 22, n. 4, p. 350-359, 2008.

SILVA, C. M. C. D.; GOMES, K. R. O. G.; ROCHA, O. A. M. S. Validade, confiabilidade e evitabilidade da causa básica dos óbitos neonatais ocorridos em unidade de cuidados intensivos da Rede Norte-Nordeste de Saúde Perinatal. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 3, p. 547-556, 2013.

SIMÕES, C. C. S. **Perfil de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2002.

SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Status de saúde e dados em painel. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008.

SWARCWALD, C. L. et al. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária? **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 13, n.3, p.503-516, 1997.

VASCONCELOS, A. M. N, PORTO, D. L. Saúde reprodutiva: como nascem os brasileiros. In: Ministério da Saúde (Brasil). **Saúde Brasil 2009: uma análise da situação de saúde e da agenda nacional e internacional de prioridades em saúde**. Brasília, 2010. p: 21-43.

VICTORA, C. G. et al. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. **The Lancet**, London, v. 377, n. 9780, p. 1863-1876, 2011.

VILLAR, J. et al. Maternal and neonatal individual risks and benefits associated with caesarean delivery: multicentre prospective study. **BMJ**, London, v. 335, n. 7628, p. 1-11, 2007.

VILLAR, J. et al. Patterns of Routine Antenatal care for lowrisk pregnancy. **Cochrane database of systematic review**, Oxford, v. 4, n. 4, 2001.

YE, J. et al. Searching for the optimal rate of medically necessary cesarean delivery. **Birth**, Berkeley, v. 41, n. 3, p. 237-44, 2014.

7 COMPLETUDE E CARACTERÍSTICAS DAS VARIÁVEIS COMUNS AO SIM E AO SINASC ANTES E APÓS O LINKAGE NAS CAPITAIS BRASILEIRAS EM 2012

7.1 Introdução

A análise da situação de saúde e as ações de planejamento para reduzir a mortalidade infantil são viabilizadas pela disponibilidade de informações com qualidade adequada. O acesso a dados confiáveis permite verificar, com maior validade, as condições de nascimentos, óbitos e seus determinantes (MARQUES; OLIVEIRA; BONFIM, 2007).

No Brasil o Ministério da Saúde realizou investimentos que resultaram na melhoria acentuada do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), quer quanto à cobertura quer quanto à qualidade de seus dados nas últimas duas décadas (MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007; PEDRAZA, 2012; FRIAS; SZWARCOWALD; LIRA, 2014). Contudo essa cobertura não é homogênea no país, apresentando grandes variações entre as Unidades da Federação, observando-se estados com baixos percentuais, particularmente aqueles localizados nas regiões Norte e Nordeste do Brasil (ANDRADE; SZWARCOWALD, 2007).

Vários aspectos, dentre os quais destacam-se a completude das variáveis, fidedignidade e consistência, precisam ser analisados na avaliação da qualidade das estatísticas vitais (SILVA et al, 2013). O sub-registro e a presença de variáveis ignoradas ou não preenchidas ainda comprometem a confiabilidade dos dados, e conseqüentemente, a obtenção de dados reais sobre a mortalidade infantil no país (ROMERO; CUNHA, 2007).

Uma das estratégias empregadas para melhoria da qualidade das informações é o relacionamento de bases de dados (*linkage*), por permitir a recuperação de registros incompletos ou inconsistentes, melhorando a completude e a confiabilidade das informações disponibilizadas pelo SINASC e pelo SIM (MAIA et al, 2015; MENDES et al, 2012; MARQUES; OLIVEIRA; BONFIM, 2016).

Nessa perspectiva, nesse capítulo é apresentada a aplicação do *linkage* entre os bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis para a melhoria da completude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC nas capitais brasileiras no ano de 2012.

7.2 Métodos

Foi realizado um estudo descritivo e transversal, nas capitais brasileiras, no qual foram analisadas as variáveis comuns às bases de dados do SIM e do SINASC. Para os registros dos óbitos foi considerado o ano de 2012 e para os dados de nascimentos o ano de 2012 e incluiu-se também 2011 visando resgatar as Declarações de Nascidos Vivos (DNV) registradas no ano anterior ao óbito.

Onze variáveis comuns às duas bases de dados foram selecionadas para análise do percentual de completude e das características, sendo elas: sexo e raça/cor da criança, idade da mãe, escolaridade materna, ocupação da mãe, número de filhos nascidos vivos, número de filhos nascidos mortos, tipo de gravidez, duração da gestação, peso ao nascer e tipo de parto.

A análise da completude das variáveis e do perfil das mesmas se deu antes e após o emprego da técnica de *linkage*, enquanto instrumento metodológico para o relacionamento das bases de dados.

A tradução literal de "*linkage*" é "ligação", consistindo na unificação de dois ou mais bancos de dados. O seu emprego pressupõe a existência de informações registradas em documentos padronizados e individualizados, de modo a permitir a identificação do mesmo indivíduo nos dois ou mais bancos (ALMEIDA; MELLO JORGE, 1996). Para Machado (2004) o *linkage* de bases de dados é um instrumento metodológico que possibilita o relacionamento de fontes de informação diferentes em um só registro.

O *linkage* pode ser determinístico ou probabilístico. No determinístico a unificação dos registros é realizada através de um identificador unívoco presente nos bancos. O probabilístico utiliza rotinas automatizadas para sua execução baseando-se em campos comuns (ex: nome, data de nascimento) presentes em ambos os bancos de dados com o objetivo de identificar a probabilidade de um par de registros pertencer à mesma pessoa (CAMARGO Jr.; COELI, 2000; 2002).

Nesse estudo foram aplicados para o relacionamento das bases de dados do SIM e do SINASC o método determinístico e o probabilístico.

A primeira etapa do *linkage* (determinístico) foi realizada a partir da identificação da variável unificadora comum aos dois sistemas, o número da DNV. Para tanto se empregou uma das funções de pesquisa e referência (PROCV) disponibilizada no software Microsoft Office Excel 2007.

Para os registros não pareados nessa fase recorreu-se ao *linkage* probabilístico utilizando rotinas automatizadas (padronização, relacionamento e combinação dos arquivos) para sua execução, baseando-se em campos comuns presentes em ambos os bancos de dados com o objetivo de identificar a probabilidade de um par de registros pertencer a um mesmo indivíduo. Todo o processamento da etapa probabilística foi executado com auxílio do software *Reclink III*® versão 3.0.4.4005.

A padronização, de acordo com Camargo Jr. e Coeli (2000), visa minimizar o efeito de erros ou diferenças de grafia sobre o pareamento das variáveis selecionadas. Nesse processo são mantidos os formatos de campos idênticos em diferentes arquivos, de modo que se possa fazer a associação entre os mesmos; são quebrados campos “nome” em seus componentes (ex. primeiro, último, etc.) e selecionados apenas os campos necessários otimizando a velocidade de execução do relacionamento.

Nessa etapa foram padronizadas as variáveis: nome da mãe, idade da mãe, data de nascimento da criança, sexo da criança, endereço, bairro e complemento de residência da mãe. Dois novos bancos de dados padronizados foram criados a partir das bases originais. Esses bancos foram compostos pelos campos-chaves de cada arquivo, utilizados no processo de blocagem e pareamento além dos campos utilizados nos critérios de decisão sobre verdadeiro *status* de um par na revisão manual.

Os campos de blocagem utilizados foram: *soundex* (código fonético) do primeiro nome da mãe, *soundex* do último nome da mãe, sexo da criança e idade da mãe. Para comparação se utilizou o nome da mãe e a data de nascimento da criança. As variáveis empregadas como critério de decisão, durante a inspeção manual dos pares, foram: endereço de residência da mãe, bairro de residência da mãe, complemento endereço de residência, idade da mãe, data do óbito da criança e ano de nascimento da criança.

Na rotina de relacionamento foram associados os arquivos padronizados a partir dos parâmetros de blocagem e pareamento previamente definidos, tendo como arquivo de comparação os bancos de dados do SINASC por apresentar o maior número de registros e como arquivo de referência o banco de dados do SIM. O processo de relacionamento foi iniciado pela chave de blocagem mais específica passando para as mais sensíveis nos passos subsequentes.

Foram também calculados os escores para estimar a probabilidade de identificação de pares. Criou-se um arquivo de configuração (cln) que continha, inicialmente, os parâmetros sugeridos por Camargo e Coeli (2000). Utilizou-se uma fração amostral de 10% para estimar a

probabilidade de identificar um par como verdadeiro quando ele é falso e para estimar a probabilidade de identificar um par como verdadeiro quando ele é realmente verdadeiro por meio do programa *CalcParms* que disponibiliza rotinas de estimação (algoritmo *Expectation Maximisation* - EM). Após a estimação desses parâmetros foram alteradas as configurações dos campos de comparação.

Por fim foi executada a operação de combinação de arquivos, na qual os pares verdadeiros identificados em cada uma das estratégias de relacionamento foram salvos em um arquivo. Consideraram-se pares apenas os que apresentaram todas as variáveis coincidentes, sendo ainda realizada uma revisão manual de todos os identificados.

Ao final desse processo os arquivos resultantes das etapas determinística e probabilística foram unificados, seguindo-se com o preenchimento dos campos incompletos no SIM e no SINASC.

As informações definidas como incompletas foram aquelas cujos campos não estavam preenchidos ou com código de ignorado. Para cada variável comum aos sistemas procedeu-se a análise do preenchimento antes e depois do *linkage*, categorizando-as de acordo com os critérios de incompletude propostos por Romero e Cunha (2007): excelente (<5%); bom (5 a 9,9%); regular (10 a 19,9%); ruim (20 a 49,9%) e muito ruim ($\geq 50\%$).

Analysaram-se também as características de cada variável pré e pós relacionamento entre as bases de dados a fim de observar possíveis alterações de perfil. Para tanto as informações das capitais foram agregadas em suas macrorregiões, sendo calculada a distribuição proporcional das categorias de cada variável antes e depois do emprego do *linkage*, realizando-se o teste de quiquadrado (χ^2) para comparação das proporções e verificando-se a respectiva significância.

Além desses aspectos, considerando o pressuposto de que quanto melhor a qualidade da informação maior a chance de êxito do *linkage*, verificou-se a associação entre o pareamento do SIM e o SINASC, a capital de residência da criança e o componente da mortalidade infantil. Este último, expressa os subgrupos de idade do óbito de menores de um ano, sendo classificados como neonatal (ocorridos de 0 a 27 dias de vida) e o pós-neonatal (a partir 28 dias a um ano de vida).

Para tanto, consideraram-se casos os óbitos infantis não pareados à sua respectiva DNV e os controles aqueles cujos registros de nascimento e morte foram concatenados. Foram calculadas as Odds Ratio (OR) a fim de verificar a associação entre o não pareamento

(desfecho) entre os sistemas e as variáveis independentes (capital e componente do óbito infantil). Verificou-se a significância das diferenças entre a proporção de pares e não pares resultantes do relacionamento das bases de dados, utilizando-se o teste de quiquadrado (χ^2) com cálculo da respectiva significância estatística. Foram considerados significantes valores de $p < 0,05$.

7.3 Resultados

Dos 9.001 óbitos de menores de um ano registrados nas capitais brasileiras no ano de 2012, foi possível relacionar 90,8% das declarações de óbito (DO) à sua respectiva declaração de nascido vivo (DNV) (Tabela 20).

As cidades de Porto Alegre, Curitiba e Campo Grande apresentaram o maior percentual de óbitos pareados. Ainda nas cidades de Vitória e Recife a proporção de registros associados foi expressiva, ultrapassando 97%. Enquanto que os menores percentuais de sucesso do *linkage* foram observados em Belém, Brasília, Boa Vista e Natal. Em média as capitais das Regiões Sul e Sudeste apresentaram melhores resultados no relacionamento das bases de dados enquanto que nas capitais do norte esse resultado foi inferior (Tabela 20).

Apesar das variações dos resultados do *linkage* entre as cidades e as regiões, em todas as unidades de análise o percentual de sucesso do relacionamento das bases de dados foi superior a 80%.

No que se refere ao tipo de *linkage*, a maior parte dos pares foi obtida por meio do método determinístico (69,2%), enquanto que o relacionamento probabilístico resultou em 21,7% de registros concatenados (Tabela 20).

Enquanto que em Rio Branco, Palmas, Belo Horizonte, Maceió e Goiânia verificou-se um predomínio do número de registros pareados por meio do *linkage* probabilístico. Destaca-se a capital do Acre na qual 92,4% dos óbitos foram relacionados de forma probabilística. Em Campo Grande, Porto Alegre e São Paulo, não houve contribuição desse método (Tabela 20).

Em 22 capitais observou-se uma maior contribuição do método determinístico para o pareamento dos dados de óbitos e nascimentos. Em cidades como Porto Alegre, Curitiba, Campo Grande, São Paulo e Aracaju os resultados do *linkage* ultrapassam 90% de pareamento, chegando a mais de 98% nas três primeiras (Tabela 20).

Tabela 20 - Número absoluto e percentual dos óbitos infantis registrados no SIM pareados com o SINASC segundo tipo de *linkage*, capital e média das macrorregiões. 2012.

Cidade	Total de Óbitos		Pares - Tipo de <i>linkage</i>				
	> 1 ano	Óbitos Pareados		Determinístico		Probabilístico	
		N	%	n	%	n	%
Belém	366	295	80,6	208	56,8	87	23,8
Boa Vista	90	77	85,6	50	55,6	27	30,0
Macapá	201	182	90,5	128	63,7	54	26,9
Manaus	560	497	88,8	420	75,0	77	13,8
Palmas	44	40	90,9	13	29,5	27	61,4
Porto Velho	128	112	87,5	63	49,2	49	38,3
Rio Branco	79	73	92,4	0	0,0	73	92,4
<i>Norte</i>	<i>1468</i>	<i>1276</i>	<i>86,9</i>	<i>882</i>	<i>69,1</i>	<i>394</i>	<i>30,9</i>
Aracaju	144	138	95,8	137	95,1	1	0,7
Fortaleza	420	373	88,8	227	54,0	146	34,8
João Pessoa	159	152	95,6	126	79,2	26	16,4
Maceió	229	209	91,3	83	36,2	126	55,0
Natal	154	132	85,7	79	51,3	53	34,4
Recife	275	267	97,1	245	89,1	22	8,0
Salvador	620	543	87,6	321	51,8	222	35,8
São Luís	275	239	86,9	176	64,0	63	22,9
Teresina	224	199	88,8	101	45,1	98	43,8
<i>Nordeste</i>	<i>2500</i>	<i>2252</i>	<i>90,1</i>	<i>1495</i>	<i>66,4</i>	<i>757</i>	<i>33,6</i>
Belo Horizonte	343	308	89,8	108	31,5	200	58,3
Rio de Janeiro	1120	1039	92,8	730	65,2	309	27,6
São Paulo	2024	1897	93,7	1897	93,7	0	0,0
Vitória	43	42	97,7	38	88,4	4	9,3
<i>Sudeste</i>	<i>3530</i>	<i>3286</i>	<i>93,1</i>	<i>2773</i>	<i>84,4</i>	<i>513</i>	<i>15,6</i>
Curitiba	238	234	98,3	225	94,5	9	3,8
Florianópolis	50	47	94,0	38	76,0	9	18,0
Porto Alegre	180	177	98,3	177	98,3	0	0,0
<i>Sul</i>	<i>468</i>	<i>458</i>	<i>97,9</i>	<i>440</i>	<i>96,1</i>	<i>18</i>	<i>3,9</i>
Brasília	506	428	84,6	298	58,9	130	25,7
Campo Grande	117	115	98,3	115	98,3	0	0,0
Cuiabá	137	122	89,1	119	86,9	3	2,2
Goiânia	275	240	87,3	104	37,8	136	49,5
<i>Centro Oeste</i>	<i>1035</i>	<i>905</i>	<i>87,4</i>	<i>636</i>	<i>70,3</i>	<i>269</i>	<i>29,7</i>
Total	9001	8177	90,8	6226	69,2	1951	21,7

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

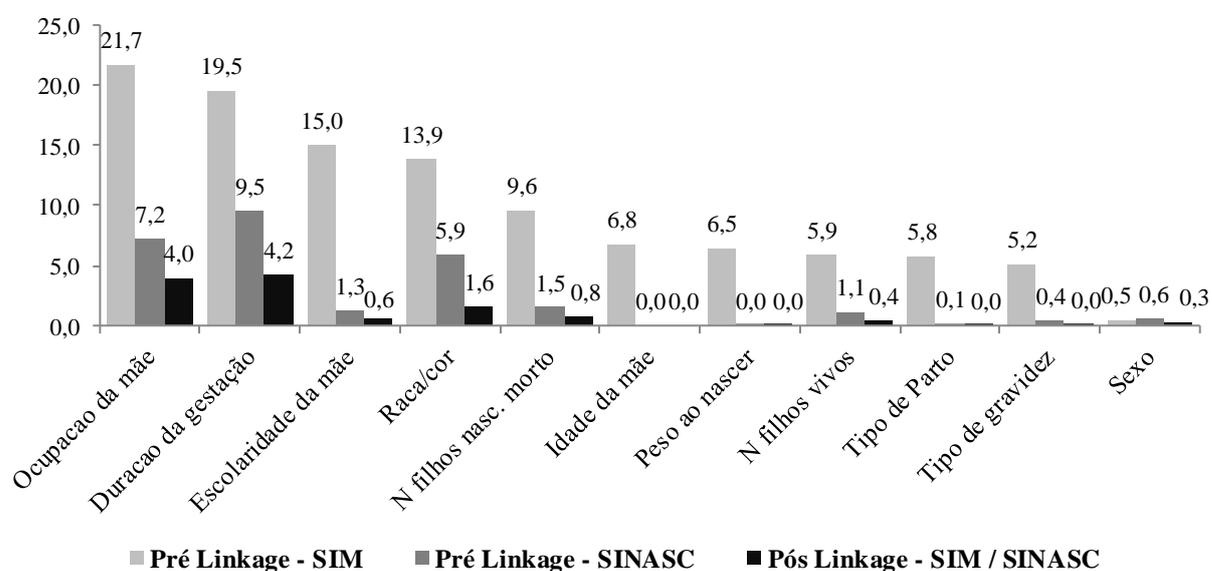
Na análise de completude das onze variáveis comuns aos sistemas analisados, no conjunto das capitais brasileiras, constatou-se a existência de 11.278 campos ignorados ou não preenchidos, sendo 9.016 (79,9%) no SIM e 2.262 (20,1%) no SINASC. Após o *linkage* foi possível recuperar 10.307 registros, restando apenas 971 campos incompletos, uma redução de

91,4%. Esse incremento na completude das informações dessas variáveis foi mais expressivo para o SIM, que passou de uma média de 10% de incompletude para 1,1%.

Ainda para o conjunto das capitais, quanto à categorização da completude das variáveis estudadas antes do pareamento, no SIM, se observou 01 variável excelente, 06 boas, 03 regulares e 01 ruim. Enquanto que no SINASC 08 eram excelentes e 03 boas. Após o *linkage* todas apresentaram preenchimento excelente (Figura 28).

Dentre essas variáveis destaca-se ainda o sexo da criança com excelente completude em ambos os sistemas. A ocupação materna foi a que apresentou pior qualidade, com 21,7% de informações ignoradas no SIM, seguida da duração da gestação, escolaridade da mãe e raça/cor. No SINASC a duração da gravidez, a ocupação materna e a raça/cor, também apresentaram menores percentuais de completude, ainda assim em nenhuma dessas, a proporção de campos sem preenchimento ultrapassou 10% (Figura 28).

Figura 28 - Percentual de incompletude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, pré e pós *linkage* dos bancos de dados nas capitais brasileiras e no Distrito Federal. 2012



Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

No SIM a variável sexo da criança teve preenchimento excelente em todas as capitais mesmo antes do *linkage*. O número de filhos vivos também foi classificado como excelente em 17 cidades, dentre as quais se destacam Porto Alegre, Recife, Rio Branco, São Paulo e Campo Grande, com menos de 1% de ignorados (Tabela 21).

As variáveis: ocupação materna, duração da gestação, escolaridade da mãe e raça/cor foram categorizadas como regular, ruim ou muito ruim em mais da metade das cidades estudadas. A ocupação da mãe foi classificada como muito ruim em 04 capitais e como ruim em outras 09 cidades. A duração da gestação apresentou 94,5% de incompletude em Rio Branco e em 11 capitais esse percentual ficou entre 20 e 40%. A escolaridade da mãe teve 57,1% de ausência de preenchimento em Porto Velho e foi identificada como ruim em mais 08 cidades. A variável raça/cor teve completude ruim em 06 cidades, dentre as quais se destaca Fortaleza com 40,2% (Tabela 21).

Após o relacionamento das bases de dados 06 variáveis passaram a ser consideradas excelentes em todas as cidades no SIM, sendo elas: idade da mãe, escolaridade da mãe, número de filhos nascidos vivos, tipo de gravidez, tipo de parto e peso ao nascer. A variável número de filhos nascidos mortos foi excelente em 26 capitais à exceção de Palmas. Também passou a esse status a variável raça/cor em 24 cidades e a ocupação da mãe e duração da gestação em 20. Nenhuma variável foi categorizada como ruim ou muito ruim nas cidades estudadas após o *linkage* (Tabela 21).

Quanto ao SINASC, antes do relacionamento das bases de dados, 05 variáveis foram consideradas de completude excelente em todas as capitais: sexo da criança, idade da mãe, tipo de gravidez, tipo de parto e peso ao nascer. Também foram classificadas como excelente a escolaridade da mãe e o número de filhos nascidos vivos em 25 cidades e número de nascidos mortos em 24 capitais (Tabela 22).

A raça/cor foi a variável que se apresentou como ruim no maior número de cidades, dentre as quais destaca-se São Luiz onde a incompletude chegou a 36,8%. A duração da gestação foi categorizada como ruim em São Luiz, Teresina e Porto Velho, e ainda regular em outras 06 cidades. A ocupação materna teve completude ruim em Belo Horizonte e Natal, e regular em mais 06 cidades (Tabela 22).

Após o *linkage* 07 variáveis foram identificadas com completude excelente em todas as cidades no SINASC, com exceção de raça/cor, ocupação materna, número de filhos nascidos mortos e duração da gestação. Ao final do relacionamento das bases de dados nenhuma variável foi categorizada como ruim ou muito ruim nas capitais (Tabela 22).

Quando analisada a completude das variáveis de acordo com as capitais observa-se que 02 cidades apresentaram todas as variáveis categorizadas como excelente tanto para o SIM como para o SINASC mesmo antes do *linkage* (Campo Grande e Cuiabá). Além dessas, outras

04 capitais apresentaram as 11 variáveis excelentes no SINASC antes do relacionamento das bases de dados, passando para 14 em ambos os sistemas após o pareamento (Tabelas 21 e 22).

As capitais com melhor qualidade no preenchimento das informações no SIM, previamente ao *linkage*, com mais de 09 variáveis classificadas como excelentes foram: Campo Grande, Cuiabá, Porto Alegre, Recife, Vitória e São Paulo. No SINASC 22 cidades apresentaram mais de 80% das variáveis excelentes, dentre essas se destacam Campo Grande, Cuiabá, Porto Alegre, Recife, João Pessoa e Boa Vista por apresentarem a totalidade das variáveis nessa categoria (Tabelas 21 e 22).

Salvador, São Luiz, Fortaleza, Rio Branco, Macapá, Natal e Teresina, capitais das regiões norte e nordeste, foram as que apresentaram maiores percentuais de incompletude das informações, mesmo após a aplicação do *linkage* (Tabelas 21 e 22).

Tabela 21 - Percentual de incompletude no **SIM** das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, antes e após o *linkage* dos bancos de dados segundo capitais brasileiras. 2012.

Cidade	Sexo ¹		Raça ²		Idade ³		Esc. Mãe ⁴		Ocup. Mãe ⁵		F. vivos ⁶		F. morto ⁷		Gravidez ⁸		Gestação ⁹		Parto ¹⁰		Peso ¹¹	
	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós
Aracaju	1,4	1,4	31,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	10,1	4,3	3,6	0,0	7,2	0,0	0,0	0,0	2,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Belém	0,1	0,7	0,7	0,0	5,4	0,0	10,5	0,3	6,4	0,0	5,4	0,3	7,8	0,3	3,1	0,0	20,7	2,0	5,8	0,0	6,8	0,0
Belo Horizonte	0,3	0,3	6,5	0,0	4,2	0,0	5,8	0,0	15,9	5,5	2,6	0,0	4,2	0,0	4,5	0,0	14,6	0,0	6,2	0,0	2,6	0,0
Boa Vista	0,0	0,0	18,2	0,0	6,5	0,0	15,6	0,0	23,4	0,0	11,7	0,0	26,0	0,0	9,1	0,0	29,9	0,0	9,1	0,0	13,0	0,0
Brasília	0,2	0,2	3,0	1,2	1,2	0,0	18,9	0,5	31,8	7,7	15,2	3,0	27,8	4,2	8,6	0,0	14,5	0,5	11,0	0,0	11,0	0,0
Campo Grande	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0	1,7	0,0	0,9	0,0	0,9	0,0	0,9	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0
Cuiabá	0,0	0,0	0,8	0,0	1,6	0,0	3,3	0,0	0,8	0,0	1,6	0,0	2,5	0,0	3,3	0,0	3,3	0,8	2,5	0,0	1,6	0,0
Curitiba	0,9	0,9	15,4	0,0	1,3	0,0	0,9	0,0	2,1	0,0	2,1	0,0	8,1	0,0	1,3	0,0	8,5	1,3	0,9	0,0	0,9	0,0
Florianópolis	0,0	0,0	2,1	0,0	4,3	0,0	10,6	0,0	6,4	0,0	10,6	0,0	14,9	0,0	2,1	0,0	10,6	4,3	2,1	0,0	2,1	0,0
Fortaleza	1,3	1,3	40,2	11,5	10,2	0,0	29,8	1,9	36,5	2,1	7,2	0,0	11,3	0,0	9,1	0,3	23,3	5,4	8,6	0,0	8,3	0,0
Goânia	0,8	0,8	18,8	4,6	15,8	0,0	26,7	1,3	59,6	6,7	4,2	0,0	3,8	0,0	10,8	0,0	17,1	1,7	12,9	0,0	12,1	0,0
João Pessoa	1,3	0,7	11,2	0,0	3,3	0,0	8,6	0,0	13,2	2,6	0,7	0,0	2,0	0,0	4,6	0,0	11,8	0,0	5,3	0,0	7,9	0,0
Macapá	0,0	0,0	19,8	2,7	13,2	0,0	31,9	1,1	47,8	16,5	23,6	0,0	35,7	0,0	13,7	0,0	39,6	4,9	14,8	0,0	14,8	0,0
Maceió	0,0	0,0	14,8	0,5	16,3	0,0	26,3	0,0	36,4	1,9	4,8	0,0	7,7	0,0	10,5	0,0	25,8	1,4	12,4	0,0	16,7	0,0
Manaus	0,8	0,4	10,9	0,2	6,2	0,0	14,5	0,2	12,1	1,6	3,8	0,0	6,2	0,0	5,2	0,0	13,7	3,4	5,2	0,0	6,6	0,2
Natal	0,0	0,0	22,0	0,0	27,3	0,0	35,6	1,5	56,8	19,7	3,8	0,0	6,8	0,0	21,2	0,0	32,6	2,3	22,0	0,0	25,0	0,0
Palmas	0,0	0,0	2,5	0,0	15,0	0,0	15,0	0,0	35,0	0,0	2,5	0,0	17,5	5,0	10,0	0,0	20,0	0,0	15,0	0,0	17,5	0,0
Porto Alegre	0,6	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0	2,8	1,1	2,3	0,0	0,0	0,0	0,6	0,6	0,0	0,0	9,6	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0
Porto Velho	0,9	0,0	16,1	1,8	25,9	0,0	57,1	2,7	52,7	6,3	17,9	0,0	20,5	0,0	15,2	0,0	34,8	9,8	13,4	0,0	14,3	0,0
Recife	0,4	0,4	5,2	0,0	0,7	0,0	1,1	0,4	2,2	0,0	0,0	0,0	4,9	0,0	0,4	0,0	2,2	0,0	0,7	0,0	0,4	0,0
Rio Branco	0,0	0,0	32,9	8,2	4,1	0,0	31,5	0,0	21,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,1	0,0	94,5	15,1	4,1	0,0	4,1	0,0
Rio de Janeiro	0,0	0,0	8,2	0,1	9,0	0,0	20,2	0,6	27,3	3,6	8,9	0,7	12,6	1,6	7,0	0,0	14,6	1,3	7,7	0,1	10,2	0,0
Salvador	1,8	0,7	34,3	1,7	14,7	0,0	33,7	0,2	69,2	11,8	18,6	2,0	26,5	4,2	11,2	0,2	20,4	5,7	12,9	0,0	13,4	0,0
São Luís	0,8	0,0	33,9	16,3	7,1	0,0	16,7	0,0	15,5	2,5	3,8	0,0	12,1	0,0	2,9	0,0	19,2	7,1	2,9	0,0	5,0	0,0
São Paulo	0,0	0,0	10,5	0,0	0,3	0,0	4,3	0,2	3,5	2,7	0,8	0,0	1,0	0,0	0,1	0,1	24,4	9,1	0,2	0,0	0,1	0,1
Teresina	0,0	0,0	16,1	0,3	11,1	0,0	16,6	1,5	33,2	3,5	5,0	0,0	13,6	0,0	5,0	0,0	38,7	10,6	5,5	0,0	8,5	0,0
Vitória	0,0	0,0	2,4	0,0	4,8	0,0	7,1	0,0	7,1	0,0	2,4	0,0	2,4	0,0	2,4	0,0	4,8	0,0	2,4	0,0	2,4	0,0

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

Legenda: ¹Sexo da criança; ²Raça/cor da criança; ³Idade da mãe; ⁴Escolaridade da mãe; ⁵Ocupação da mãe; ⁶Número de filhos nascidos vivos; ⁷Número de filhos nascidos mortos; ⁸Tipo de Gravidez; ⁹Duração da Gestação; ¹⁰Tipo de Parto; ¹¹Peso ao nascer

Tabela 22 - Percentual de incompletude no **SINASC** das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, antes e após o *linkage* dos bancos de dados segundo capitais brasileiras. 2012.

Cidade	Sexo ¹		Raça ²		Idade ³		Esc. Mãe ⁴		Ocup. Mãe ⁵		F. vivos ⁶		F. morto ⁷		Gravidez ⁸		Gestação ⁹		Parto ¹⁰		Peso ¹¹	
	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós
Aracaju	1,4	1,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	8,7	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Belém	1,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	0,3	0,0	0,0	1,7	0,3	2,0	0,3	0,0	0,0	5,1	2,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Belo Horizonte	0,3	0,3	1,0	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0	24,0	5,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Boa Vista	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Brasília	0,7	0,2	24,5	1,2	0,0	0,0	3,5	0,5	18,5	7,7	5,8	3,0	7,2	4,2	0,5	0,0	6,1	0,5	0,5	0,0	0,0	0,0
Campo Grande	0,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Cuiabá	0,0	0,0	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,5	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
Curitiba	0,9	0,9	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,0	17,9	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0
Florianópolis	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	6,4	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0
Fortaleza	1,3	1,3	26,0	11,5	0,0	0,0	2,9	1,9	3,8	2,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	0,3	17,7	5,4	0,0	0,0	0,0	0,0
Goiânia	1,7	0,8	18,8	4,6	0,0	0,0	2,1	1,3	12,1	6,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	15,0	1,7	0,8	0,0	0,0	0,0
João Pessoa	0,7	0,7	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	3,3	2,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Macapá	1,1	0,0	3,8	2,7	0,0	0,0	1,1	1,1	18,1	16,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	9,9	4,9	0,0	0,0	0,0	0,0
Maceió	0,5	0,0	2,9	0,5	0,0	0,0	0,5	0,0	2,9	1,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,3	1,4	0,5	0,0	0,0	0,0
Manaus	0,4	0,4	2,0	0,2	0,0	0,0	0,8	0,2	4,8	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,9	3,4	0,0	0,0	0,2	0,2
Natal	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	5,3	1,5	22,0	19,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	8,3	2,3	0,0	0,0	0,0	0,0
Palmas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,0	0,0	2,5	0,0	7,5	5,0	0,0	0,0	7,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Porto Alegre	0,6	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0	1,1	1,1	1,1	0,0	0,0	0,0	0,6	0,6	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Porto Velho	0,0	0,0	7,1	1,8	0,0	0,0	3,6	2,7	7,1	6,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0	22,3	9,8	0,9	0,0	0,0	0,0
Recife	1,1	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Rio Branco	0,0	0,0	20,5	8,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	15,1	15,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Rio de Janeiro	0,3	0,0	1,5	0,1	0,0	0,0	2,2	0,6	7,0	3,6	3,0	0,7	4,1	1,6	0,4	0,0	4,3	1,3	0,2	0,1	0,0	0,0
Salvador	0,9	0,7	5,7	1,7	0,0	0,0	2,4	2,0	14,5	11,8	5,5	2,0	7,4	4,2	1,7	0,2	14,0	5,7	0,4	0,0	0,0	0,0
São Luís	0,8	0,0	36,8	16,3	0,0	0,0	0,4	0,0	10,0	2,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,0	28,0	7,1	0,0	0,0	0,0	0,0
São Paulo	0,5	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2	0,2	3,6	2,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	9,6	9,1	0,0	0,0	0,1	0,1
Teresina	0,0	0,0	22,1	3,0	0,0	0,0	5,0	1,5	9,5	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	3,5	0,0	24,1	10,6	1,0	0,0	0,0	0,0
Vitória	0,0	0,0	2,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	11,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

Legenda: ¹Sexo da criança; ²Raça/cor da criança; ³Idade da mãe; ⁴Escolaridade da mãe; ⁵Ocupação da mãe; ⁶Número de filhos nascidos vivos; ⁷Número de filhos nascidos mortos; ⁸Tipo de Gravidez; ⁹Duração da Gestação; ¹⁰Tipo de Parto; ¹¹Peso ao nascer

Na análise comparativa do perfil das onze variáveis comuns ao SIM e ao SINASC antes e após o *linkage* verificou-se que no SINASC, mesmo após o resgate das informações ignoradas não houve mudança significativa na distribuição percentual de nenhuma dessas variáveis. Tanto na análise agregada das 27 capitais, como em suas macrorregiões, os valores dos testes de qui-quadrado não apontaram significância estatística ($p > 0,05$) (Tabela 23).

Já em relação ao SIM se verificou diferenças estatisticamente significativas em três variáveis no conjunto das capitais brasileiras e nas da região Nordeste. Nas regiões Norte e Sudeste observou-se que apenas uma variável apresentou mudança importante no perfil após o *linkage*. Nas capitais do Sul e do Centro-Oeste não se percebeu alteração significativa em nenhuma variável (Tabela 24).

As proporções dos óbitos infantis segundo raça/cor demonstraram modificação significativa na média das capitais e na região Nordeste. O mesmo foi observado nas informações de peso ao nascer (Tabela 24).

A idade gestacional da criança foi a variável que demonstrou maior diferença, sendo verificadas alterações nos percentuais nas categorias pré-termo e a termo após o resgate das informações incompletas na análise agregada das capitais do país, bem como nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste (Tabela 24).

Tabela 23 – Análise comparativa da distribuição proporcional das variáveis do **SINASC** comuns aos dois sistemas¹ antes e após o *linkage* dos bancos de dados, com valor do teste de quiquadrado (χ^2) e respectiva significância estatística² segundo capitais brasileiras agregadas em macrorregiões. 2012.

Variáveis	27 Capitais			Norte			Nordeste			Sul			Sudeste			Centro Oeste			
	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	
Idade da Mãe	10 a 19 anos	21,3	21,3		26,8	26,8		21,5	21,5		18,1	18,1		19,5	19,5		21,0	21,0	
	20 a 34 anos	63,8	63,8	0,00	63,4	63,4	0,00	64,5	64,5	0,00	64,8	64,8	0,00	63,3	63,3	0,00	64,3	64,3	0,00
	35 e mais	14,9	14,9		9,8	9,8		14,0	14,0		17,0	17,0		17,2	17,2		14,7	14,7	
Escolaridade	< 8 anos	24,7	25,0		29,6	29,6		27,0	27,6	0,08	22,3	22,3		23,1	23,2		19,4	20,2	0,06
	8 e mais	74,0	74,2	0,06	69,5	69,8	0,00	71,0	71,3		77,3	77,3	0,00	76,1	76,2	0,01	78,3	79,2	
Ocupação	Com ocupação	35,8	37,8		24,8	25,9		31,0	32,8	0,36	52,6	52,6		39,7	40,7		40,9	44,1	0,01
	Sem ocupação	56,9	58,1	0,88	69,8	70,5	0,13	60,5	61,5		46,7	47,2	0,00	53,5	54,6	0,01	47,2	50,5	
Nº Filhos Vivos	0	49,1	49,2		44,5	44,7		50,3	50,6		56,6	56,6		48,8	48,9		49,7	49,8	
	1	25,1	25,5	0,11	26,0	26,3	0,01	26,0	26,4	0,03	20,7	20,7	0,00	24,7	25,0	0,04	25,3	26,2	0,08
	2 e mais	24,7	24,8		29,0	29,0		22,4	22,5		22,7	22,7		25,5	25,7		22,2	22,5	
Nº Filhos Mortos	0	75,2	75,7		76,2	76,6		72,8	73,6		79,7	79,7		75,4	75,9		76,4	77,5	
	1	17,2	17,3	0,01	18,0	18,1	0,00	17,9	17,9	0,02	14,8	14,8	0,00	17,4	17,4	0,00	14,9	15,1	0,00
	2 e mais	6,1	6,1		5,1	5,1		7,5	7,5		5,2	5,2		5,8	5,9		5,3	5,4	
Sexo	Feminino	45,3	45,5		46,8	46,9		45,6	45,9		44,5	44,5		45,3	45,4		43,1	43,4	
	Masculino	54,1	54,2	0,00	52,7	52,8	0,00	53,5	53,6	0,00	54,8	54,8	0,00	54,3	54,5	0,00	56	56,2	0,00
Raça Cor	Branca	30,3	32		11,8	12,4		14,5	16,7	0,74	79,9	80,3		42,4	42,5		26,9	35,1	2,22
	Não Branca	63,8	66,4	0,19	85,1	86,5	0,09	73,6	79,3		19,7	19,7	0,00	57,0	57,2	0,00	56,4	63,1	
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	50,6	50,6		44,5	44,5		55,2	55,2		52,4	52,4		49,9	49,9		49,2	49,2	
	Baixo Peso	18,0	18,0	0,00	21,0	21,0	0,00	15,9	15,9	0,00	17,9	17,9	0,00	17,7	17,7	0,00	19,9	19,9	0,00
	Normal	31,4	31,4		34,4	34,4		28,9	28,9		29,7	29,7		32,4	32,4		30,9	30,9	
Idade Gestacional	<37	60,9	64,8		57,0	62,4		60,1	67,0	0,72	63,3	67,5		62,6	63,5		61,3	66,2	0,01
	37 e mais	29,6	31,0	0,021	31,6	33,4	0,17	27,4	28,8		26,6	31,4	0,48	30,3	30,9	0,00	30,9	33	
Tipo de Gravidez	Única	60,9	64,8		92,4	92,4		90,2	90,9	0,01	86,9	87,1		90,5	90,5		88,5	88,8	0,00
	Dupla / Múltipla	29,6	31,0	0,14	7,5	7,6	0,00	8,9	9,0		12,9	12,9	0,00	9,3	9,3	0,00	11,0	11,2	
Tipo de Parto	Cesário	49,3	49,4		48,3	48,4		45,6	45,7		56,8	56,8		49,8	49,8		54,3	54,7	0,01
	Vaginal	50,6	50,6	0,00	51,6	51,6	0,00	54,2	54,3	0,00	43,2	43,2	0,00	50,2	50,2	0,00	45,3	45,3	

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

Nota¹ SIM e SINASC

² Os valores do quiquadrado (χ^2) que apresentaram significância estatística (p-valor <0,005) foram sinalizados com *

Tabela 24 – Análise comparativa da distribuição proporcional das variáveis do **SIM** comuns aos dois sistemas¹ antes e após o *linkage* dos bancos de dados, com valor do teste de quiquadrado (χ^2) e respectiva significância estatística² segundo capitais brasileiras agregadas em macrorregiões. 2012.

Variáveis	Geral			Norte			Nordeste			Sul			Sudeste			Centro Oeste			
	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	Pré	Pós	χ^2	
Idade da Mãe	10 a 19 anos	19,7	21,0		24,7	27,0		19,0	21,0		17,5	17,5		18,7	19,3		19,2	20,3	
	20 a 34 anos	59,5	64,1	0,08	57,1	62,9	0,04	58,2	65,0	0,01	65,3	65,7	0,04	61,2	63,5	0,03	57,5	64,8	0,27
	35 e mais	14,0	14,9		9,3	10,0		12,5	13,9		16,2	16,8		16,6	17,3		13,5	14,9	
Escolaridade	< 8 anos	26,0	30,5		30,7	37,3		27,0	33,7		26,6	27,1		24,3	27,3		22,3	26,1	
	8 e mais	59,0	68,9	0,02	48,4	62,1	0,40	51,5	65,2	0,04	70,7	72,5	0,00	66,2	72,4	0,18	61,0	73,4	0,07
Ocupação	Com ocupação	30,3	37,4		18,1	24,3		21,7	32,5		50,7	52,0		37,7	41,8		32,0	44,9	
	Sem ocupação	47,7	58,2	0,10	60,3	72,0	1,38	42,5	61,8	0,21	44,8	46,1	0,00	49,7	54,5	0,05	36,9	49,7	0,13
Nº Filhos Vivos	0	29,8	32,8		28,7	33,0		25,8	30,0		5,0	6,8		37,6	39,2		25,1	26,1	
	1	30,8	32,0	2,90	26,9	28,4	0,80	34,9	36,3	2,62	49,6	49,8	1,08	27,7	28,4	0,15	28,3	30,2	0,07
	2 e mais	33,5	34,9		36,0	38,5		31,8	33,2		43,2	43,4		31,1	32,2		38,0	39,3	
Nº Filhos Mortos	0	68,8	76,0		67,2	77,7		64,1	73,9		72,1	68,8		73,3	76,9		65,1	75,7	
	1	16,0	17,3	0,56	15,4	17,4	0,06	16,3	18,0	0,57	15,9	16,6	0,63	16,1	16,9	0,06	15,4	17,0	0,27
	2 e mais	5,6	5,9		4,2	4,7		6,6	7,1		6,1	6,6		5,6	5,7		5,0	5,3	
Sexo	Feminino	45,3	45,4		46,6	46,7		45,6	45,9		44,1	44,1		45,5	45,5		42,3	42,3	
	Masculino	54,3	54,3	0,00	52,8	53,0	0,00	53,4	53,5	0,00	55,2	55,2	0,00	54,4	54,4	0,00	57,3	57,3	0,00
Raça Cor	Branca	40,2	43,4		23,0	24,1		18,6	21,0		79,0	85,6		54,0	58,3		48,4	49,9	
	Não Branca	45,9	55,1	10,44*	65,4	74,8	0,80	55,5	74,4	4,99*	12,7	14,4	0,07	36,7	41,7	1,06	45,1	48,3	0,15
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	50,1	51,4		44,1	45,2		54,4	56,4		52,2	52,4		49,5	50,3		48,8	51,4	
	Baixo Peso	16,8	18,0	9,48*	19,2	21,2	3,28	14,3	15,9	8,12*	18,8	18,8	0,01	17,1	17,6	1,00	17,9	19,7	1,04
	Normal	26,6	30,6		27,6	33,5		21,8	27,8		28,4	28,8		29,9	32,1		24,5	29,0	
Idade Gestacional	<37	59,1	66,9		53,0	64,5		62,0	69,5		62,7	67,9		57,3	64,5		65,0	71,4	
	37 e mais	21,4	28,9	23,15*	20,4	31,3	5,93*	18,2	26,2	11,77*	28,2	31,0	0,64	22,6	29,8	7,70*	23,0	27,8	0,80
Tipo de Gravidez	Única	85,5	90,2		85,2	92,0		83,7	90,7		86,5	87,3		87,8	90,3		81,7	88,0	
	Dupla / Múltipla	9,3	9,7	0,07	7,7	8,0	0,06	8,7	9,2	0,06	12,7	12,7	0,00	9,5	9,7	0,01	10,9	12,0	0,02
Tipo de Parto	Cesário	46,1	49,0		43,6	47,4		40,7	44,7		56,6	57,0		48,1	49,7		51,0	55,8	
	Vaginal	48,1	51,0	0,00	48,5	52,6	0,00	51,1	55,3	0,06	42,6	43,0	0,00	48,8	50,3	0,00	40,0	44,2	0,01

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

Nota¹ SIM e SINASC

² Os valores do quiquadrado (χ^2) que apresentaram significância estatística (p-valor <0,005) foram sinalizados com *

Foi verificada uma associação significativa entre a cidade de nascimento da criança, o componente do óbito infantil e o sucesso do relacionamento entre as bases de dados (Tabela 25).

Tomando-se o conjunto das capitais como referência, observa-se que em 15 cidades essa associação apresentou significância estatística ($p < 0,05$), sendo em 07 destas constatada uma maior chance de não pareamento entre o SIM e o SINASC, dentre as quais destacam-se Belém, Brasília, Natal, Boa Vista, Salvador e São Luís, com os maiores valores da OR. De maneira oposta em oito capitais verificou-se menores chances de não relacionamento dos registros significativas, com valores da odds inferiores a 1,00 ressaltando-se Campo Grande, Porto Alegre, Curitiba e Recife (Tabela 25).

Ressalta-se ainda que na análise agregada das capitais por macrorregião, as Regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram maior chance de não pareamento. No norte brasileiro em 04 das 07 capitais contatou-se maior chance de não relacionamento entre as bases de dados. Nas Regiões Sul e Sudeste verificou-se menores chances de insucesso do linkage com valores da OR menores do que 1,00 com significância estatística. Apenas para o Nordeste essa associação não foi significativa, aproximando-se da média das capitais (Tabela 25).

Quanto ao componente do óbito, contatou-se que, para o conjunto das capitais, os óbitos ocorridos no período pós-neonatal apresentaram maior chance de não pareamento dos registros da DO à respectiva DNV, quando comparados às mortes neonatais (Tabela 25).

Tabela 25 - Número absoluto, percentual, Odds Ratio (OR) e respectivo IC 95% dos óbitos infantis registrados segundo pareamento entre o SIM e o SINASC por capital brasileira e média das macrorregiões. 2012.

Variável	Não par		Par		OR	IC 95%	χ^2	p-valor
	n	%	n	%				
Cidade								
Belém	71	19,4	295	80,6	2,39	1,82 - 3,12	41,53	<0,001
Boa Vista	13	14,4	77	85,6	1,67	0,93 - 3,03	2,38	0,061
Macapá	19	9,5	182	90,5	1,04	0,64 - 1,67	0,00	0,491
Manaus	63	11,3	497	88,8	1,26	0,96 - 1,65	2,51	0,056
Palmas	4	9,1	40	90,9	0,99	0,35 - 2,78	0,06	0,402
Porto Velho	16	12,5	112	87,5	1,42	0,83 - 2,40	1,31	0,097
Rio Branco	6	7,6	73	92,4	0,81	0,35 - 1,88	0,08	0,388
Região Norte	192	13,1	1276	86,9	1,49	1,26 - 1,77	21,7	<0,001
Aracaju	6	4,2	138	95,8	0,43	0,19 - 0,98	3,69	0,027
Fortaleza	47	11,2	373	88,8	1,25	0,91 - 1,71	1,78	0,093
João Pessoa	7	4,4	152	95,6	0,46	0,21 - 0,98	3,72	0,003
Maceió	20	8,7	209	91,3	0,95	0,59 - 1,51	0,10	0,459
Natal	22	14,3	132	85,7	1,65	1,05 - 2,61	4,16	0,021
Recife	8	2,9	267	97,1	0,30	0,15 - 0,60	11,9	0,002
Salvador	77	12,4	543	87,6	1,41	1,09 - 1,80	6,90	0,004
São Luís	36	13,1	239	86,9	1,50	1,04 - 2,14	4,46	0,017
Teresina	25	11,2	199	88,8	1,25	0,82 - 1,90	0,83	0,182
Região Nordeste	248	9,9	2252	90,1	1,09	0,94 - 1,27	1,27	0,131
Belo Horizonte	35	10,2	308	89,8	1,13	0,79 - 1,61	0,32	0,286
Rio de Janeiro	81	7,2	1039	92,8	0,77	0,61 - 0,98	4,52	0,017
São Paulo	127	6,3	1897	93,7	0,66	0,55 - 0,81	17,02	<0,001
Vitória	1	2,3	42	97,7	0,24	0,03 - 1,72	1,65	0,099
Região Sudeste	244	6,9	3286	93,1	0,74	0,63 - 0,85	16,1	<0,001
Curitiba	4	1,7	234	98,3	0,17	0,06 - 0,46	14,9	<0,001
Florianópolis	3	6,0	47	94,0	0,63	0,197-2,04	0,28	0,299
Porto Alegre	3	1,7	177	98,3	0,17	0,05 - 0,53	11,18	<0,001
Região Sul	10	2,1	458	97,9	0,22	0,11 - 0,40	26,41	<0,001
Brasília	78	15,4	428	84,6	1,81	1,41 - 2,33	21,14	<0,001
Campo Grande	2	1,7	115	98,3	0,17	0,04 - 0,69	6,89	0,004
Cuiabá	15	10,9	122	89,1	1,22	0,71 - 2,10	0,33	0,283
Goiânia	35	12,7	240	87,3	1,45	1,01 - 2,08	3,64	0,028
Região Centro-Oeste	130	12,6	905	87,4	1,42	1,17 - 1,74	12,1	<0,001
Total	824	9,2	8177	90,8	1,00	-	-	-
Componentes								
Neonatal	395	6,4	5805	93,6	1,00	-	-	-
Pós Neonatal	429	15,3	2372	84,7	2,66	2,30 - 3,07	184,5	<0,001
Total	824		8177					

Fonte: Elaborada pela autora a partir de dados do SIM/SINASC – SVS/MS

7.4 Discussão

O alto percentual de sucesso do *linkage* entre o SIM e o SINASC para o total das capitais brasileiras demonstra a qualidade das informações desses sistemas. Embora com diferenças regionais, onde, na maior parte, as capitais das Regiões Sul e Sudeste apresentaram melhores desfechos enquanto que nas do Norte a proporção de pareamento foi inferior. Em cidades como Porto Alegre, Curitiba, Campo Grande, Vitória e Recife a proporção de registros pareados ultrapassou 97%. Os menores percentuais foram constatados em Belém, Brasília, Boa Vista e Natal, ainda assim com valores superiores a 80%.

Esses resultados corroboram com os achados de outros estudos (MAIA, SOUZA, MENDES, 2015; MARQUES; OLIVEIRA; BONFIM, 2016; MENDES et al, 2012) e foram superiores quando comparados a pesquisas anteriores, cujo relacionamento das bases de dados de nascimentos e óbitos resultou em percentuais de pares que variaram de 40% a cerca 70% (COSTA; FRIAS, 2009; NASCIMENTO et al, 2008).

Destaca-se também o predomínio do método determinístico para a obtenção de registros pareados em 22 capitais, um dado relacionado à qualidade da informação do SIM e do SINASC por depender do preenchimento do número da DNV, variável unívoca a ambos os sistemas e de preenchimento obrigatório para os óbitos de menores de um ano. Em cidades como Porto Alegre, Curitiba e Campo Grande os resultados do *linkage* determinístico chegaram a mais de 98%. Em oposição ressalta-se Rio Branco, que por apresentar expressivo déficit de preenchimento do número da DNV no SIM não foi possível resgatar nenhum registro de forma determinística, sendo realizado o relacionamento dos dados apenas pelo método probabilístico.

Resultados semelhantes foram constatados em um estudo que analisou a contribuição do relacionamento entre o SIM e o SINASC em cinco cidades brasileiras, demonstrando o predomínio do método determinístico (MAIA; SOUZA; MENDES, 2012). Mendes et al (2012) também discutem a relação entre o tipo de *linkage* e a qualidade da informação, verificando que quanto maior o município, maiores são os percentuais de registros pareados deterministicamente e menor a ocorrência de não pares, e inversamente, quanto menor o município, maior é a contribuição do método probabilístico e um número maior de registros não são pareados.

A avaliação da completude permite a mensuração da frequência de informação “ignorada” ou em “branco”. Variáveis ignoradas (não se conhece a informação) são produtos

de uma série de deficiências como a ausência de informação nos prontuários e o desconhecimento de certas informações pelos acompanhantes da mulher, enquanto variáveis em branco (não preenchidas) são reflexo da falta de cuidado e de importância dada ao preenchimento das informações pelo profissional responsável (COSTA; FRIAS, 2009).

Dentre os resultados desse estudo, no que se refere à análise de completude das onze variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, ressalta-se o expressivo número de campos ignorados ou não preenchidos recuperados após o emprego do *linkage*. Observou-se ainda que, para o conjunto das 27 capitais, essa contribuição foi maior para o SIM, que antes do relacionamento apresentava apenas uma variável excelente, passando para a totalidade das variáveis ao status de excelência após a aplicação dessa técnica.

Pesquisas que empregaram o relacionamento entre esses sistemas de informação também apontam um aporte de dados mais expressivo do SINASC para o SIM (MAIA, SOUZA, MENDES, 2015; MARQUES; OLIVEIRA; BONFIM, 2016; MENDES et al., 2012). Isso se dá uma vez que, em geral, o SINASC ainda apresenta qualidade superior aos dados de óbito registrados no SIM, tanto no que se refere à cobertura quanto à completude e confiabilidade das informações (FRIAS et al., 2010; FRIAS; SZWARCOWALD; LIRA, 2014; MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007; MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2010).

O SINASC apresentou, mesmo antes do *linkage*, de bom a excelente preenchimento para a maioria das variáveis no conjunto das capitais brasileiras. Estudo que analisou a completude da informação nas DNV e DO neonatal precoce e fetal, da região de Ribeirão Preto - São Paulo observou menos de 10% de DNV com campos sem informação durante o período de 2000 a 2007, detectando ainda uma tendência de aumento da qualidade do preenchimento (BARBUSCIA, RODRIGUES-JÚNIOR, 2011). Achados semelhantes às pesquisas realizadas no Nordeste e em Pernambuco (RAMALHO et al., 2015; SILVA et al., 2013).

Em relação ao SIM o estudo constatou elevados percentuais de incompletude. Apenas a variável sexo da criança foi considerada excelente antes do *linkage* na análise agregada das capitais. Essas deficiências no preenchimento de variáveis importantes implicam em limitações da potencialidade de utilização do sistema para estudos epidemiológicos (SILVA et al., 2009).

Dentre as variáveis estudadas, destacam-se a ocupação materna, escolaridade da mãe, raça/cor da criança e duração da gestação, como menor qualidade de preenchimento, sendo categorizadas como regular, ruim ou muito ruim em mais da metade das capitais brasileiras,

com percentuais de incompletude mais expressivos no SIM. Esses achados corroboram com o que tem sido verificado na literatura (BARBUSCIA; RODRIGUES-JÚNIOR, 2011; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; PEDRAZA, 2012; SILVA et al., 2013).

As variáveis maternas como escolaridade, ocupação e idade da mãe, além da raça/cor do recém-nascido são consideradas como importantes indicadores das condições socioeconômicas da mulher. Além de problemas relacionados à clareza metodológica das instruções de coleta e preenchimento desses campos, Romero e Cunha (2007) também apontam para a existência da correlação entre a completude com indicadores de pobreza, desigualdade econômica e recursos humanos em saúde. Ademais, a omissão dos dados sobre essas variáveis compromete estudos sobre as disparidades sociais e mortalidade infantil (PEDRAZA, 2012).

Ressalta-se ainda o alto percentual de incompletude da duração da gestação no SIM, uma importante variável preditora do óbito infantil (MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; MARTINS; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, 2004; NASCIMENTO et al., 2008). Em onze capitais estudadas essa variável foi categorizada como ruim, destacando a capital do Acre onde a proporção de campos sem preenchimento chegou a 94,5%. A aplicação do linkage possibilitou o resgate das informações, passando a contar com apenas duas cidades com completude regular, e ao status de excelente ou boa nas demais capitais.

O número de filhos nascidos vivos e o número de filhos nascidos mortos, variáveis relativas à paridade materna apresentaram-se com completude boa no SIM e excelente no SINASC para o conjunto das capitais. Esses resultados diferem da pesquisa que avaliou a qualidade das informações do SINASC nas Unidades da Federação do país apontando que as variáveis de paridade figuravam entre as que demonstraram maior incompletude e menor consistência (ROMERO; CUNHA, 2007).

As informações relacionadas ao recém-nascido como sexo e peso ao nascer, além do tipo de gravidez e tipo de parto apresentaram frequência muito baixa de informação ignorada tanto para o SIM como para o SINASC, corroborando com os achados de outras pesquisas (COSTA; FRIAS, 2009; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; ROMERO; CUNHA, 2007; SILVA et al., 2013).

Os óbitos ocorridos no período pós-neonatal apresentaram maior chance de não pareamento entre o SIM e o SINASC no agregado das capitais brasileiras, reforçando o preceito de que a investigação do óbito infantil é mais oportuna e robusta quanto mais próximos os eventos nascimento e morte, além da elevada ocorrência dos óbitos neonatais em ambiente

hospitalar, corroborando com achados de pesquisas realizadas em Pernambuco e em cinco cidades do país (MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; MENDES et al., 2012).

Foi possível ainda identificar diferenciais na qualidade das informações entre as capitais brasileiras, tanto quanto à completude das variáveis, quanto aos resultados do relacionamento entre as bases de dados, embora com realidades heterogêneas dentro das regiões.

Em capitais do Norte e do Nordeste brasileiro como Salvador, São Luiz, Fortaleza, Rio Branco, Macapá, Natal e Teresina, constatou-se os maiores percentuais de incompletude das informações, mesmo após a aplicação do pareamento. Ademais, no conjunto das capitais, as Regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram chances de sucesso do *linkage* inferior às demais capitais, com significância estatística.

A qualidade dos registros relaciona-se com as condições de desenvolvimento humano e tecnológico de cada região (SILVA et al., 2009), sendo considerada também uma forma de expressar iniquidades na assistência à saúde de grupos mais vulneráveis, particularmente as barreiras de acesso aos serviços (VANDERLEI; NAVARRETE, 2013). Revela ainda entraves na geração e consolidação das informações em saúde tais como: pouca importância dada ao preenchimento adequado das informações pelos médicos e pessoal administrativo, problemas relativos à clareza nas instruções de preenchimento preconizadas pelo Ministério da Saúde, falhas na digitação dos dados para o sistema e deficiências nas correções da base de dados do SIM após o processo de investigação do óbito (HARAKI; GOTLIEB; LAURENTI, 2005; PEDRAZA, 2012; RAMALHO et al, 2015; ROMERO; CUNHA, 2007).

Considerando que, apesar dos avanços na cobertura e qualidade dos sistemas de informação de nascimentos e óbitos ocorridos nas últimas décadas, os resultados deste trabalho reforçam a existência de limitações, em especial, do SIM relacionadas ao preenchimento da DO e à completude das variáveis, restringindo a realização de pesquisas sobre os fatores de risco para os óbitos infantis. O presente estudo demonstrou a contribuição do método de relacionamento entre o SIM e o SINASC como estratégia para a qualificação das bases de dados, viabilizando a recuperação de informações não preenchidas/ignoradas de variáveis importantes à análise da mortalidade infantil.

Em função da factibilidade de replicação dessa técnica por seu baixo custo operacional e facilidade de execução, recomenda-se a incorporação do *linkage* aliada à vigilância do óbito infantil na rotina da gestão do SUS em suas diferentes esferas, com vistas ao aprimoramento

das informações em saúde, compreendidas como elemento estratégico à análise de situação de saúde e consequente tomada de decisão.

O estudo aponta ainda para a necessidade de investigações a respeito dos outros aspectos da qualidade das estatísticas vitais, tais como a presença de erros de preenchimento, identificação de inconsistências e análise de concordância entre os registros do mesmo indivíduo presente nos diferentes sistemas de informação.

Referências

ALMEIDA, M. F.; JORGE, M. H. M. O uso da técnica de "Linkage" de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.30, p.141-7, 1996.

BARBUSCIA, D. M; RODRIGUES-JÚNIOR, A. L. Completude da informação nas Declarações de Nascido Vivo e nas Declarações de Óbito, neonatal precoce e fetal, da região de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil, 2000-2007. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 6, p. 1192-1200, 2011.

CAMARGO JR., K. R.; COELI, C. M. Reclink: aplicativo para o relacionamento de bases de dados, implementando o método probabilistic record linkage. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, n. 2, p.439-447, 2000.

COSTA, J. M. B. S; FRIAS, P. G. Avaliação da completude das variáveis da Declaração de Nascido Vivo de residentes em Pernambuco, Brasil, 1996 a 2005. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro; v. 25, n. 3, p.613-624, 2009.

FRIAS, P. G. et al. Avaliação da adequação das informações de mortalidade e nascidos vivos no Estado de Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 4, p. 671-81, 2010.

FRIAS, P. G.; SZWARCOWALD, C. L; LIRA, P. I. C. Avaliação dos sistemas de informações sobre nascidos vivos e óbitos no Brasil na década de 2000. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 10, p. 2068–2080, 2014.

HARAKI, C. A. C; GOTLIEB, S. L. D; LAURENTI, R. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Mortalidade em município do sul do Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 8, n. 1, p. 19-24, 2005.

MACHADO, C. J. A literature review of record linkage procedures focusing on infant health outcomes. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 362-371, 2004.

MAIA, L. T. S; SOUZA, W. V., MENDES, A. C. G. A contribuição do *linkage* entre o SIM e SINASC para a melhoria das informações da mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v.15, n. 1, p. 57-66, 2015.

MAIA, L. T. S; SOUZA, W. V.; MENDES, A. D. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 11, p. 2163-2176, 2012.

MARQUES, L. J. P.; OLIVEIRA, C. M; BONFIM, C. V. Avaliação da completude e da concordância das variáveis dos Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos e sobre Mortalidade no Recife-PE, 2010-2012. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 25, n. 4, p. 849-854, 2016.

MARTINS, E. F; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 4, n. 4, p. 405-12, 2004.

MELLO JORGE, M. H. P; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. **Ciência & Saúde Coletiva.**, Rio de Janeiro, v.12, n.3, p.643-654, 2007.

MELLO JORGE, M. H. P; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. Avaliação dos sistemas de informação em saúde no Brasil. **Cadernos de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p. 07-18, 2010.

MENDES, A. C. G. et al. Uso da metodologia de relacionamento de bases de dados para qualificação da informação sobre mortalidade infantil nos municípios de Pernambuco. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 12, n. 3, p. 243-249, 2012.

NASCIMENTO, E. M. R. et al. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 11, p. 2593-2602, 2008.

PEDRAZA, D. F. Qualidade do Sistema de informações sobre Nascidos Vivos (SINASC): análise crítica da literatura. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 10, p. 2729-2737, 2012.

RAMALHO, M. O. A. et al. Avaliação da incompletude de óbitos de menores de um ano em Pernambuco, Brasil, 1999-2011. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 9, p. 2891-2898, 2015.

ROMERO, D. E.; CUNHA, C. B. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.23, p.701-714, 2007

SILVA, L. P. et al. Avaliação da qualidade dos dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e do Sistema de Informações sobre Mortalidade no período neonatal, Espírito Santo, Brasil, de 2007 a 2009. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v.19, n.7, p.2011-2020, 2014.

SILVA, R. S. et al. Avaliação da completude das variáveis do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – Sinasc - nos Estados da região Nordeste do Brasil, 2000 e 2009. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 22, n. 2, p. 347-352, 2013.

VANDERLEI, L. C. M.; NAVARRETE, M. L. V. Mortalidade infantil evitável e barreiras de acesso à atenção básica no Recife, Brasil. **Revista Saúde Pública**, São Paulo, v. 47, n. 2, p. 379-389, 2013.

8 DETERMINANTES INDIVIDUAIS E CONTEXTUAIS ASSOCIADOS À MORTALIDADE INFANTIL

8.1 Introdução

O estudo dos fatores de risco dos óbitos em menores de um ano, compreendidos como indicadores de várias dimensões das condições de vida, possibilita elucidar elementos da cadeia de eventos determinantes, identificar grupos expostos a diferentes fatores e detectar diferenciadas necessidades de saúde em subgrupos populacionais, subsidiando as intervenções voltadas à redução dos óbitos infantis (HARTZ et al., 1996)

Portanto, ao se pretender analisar os fatores associados à ocorrência da mortalidade infantil, deve-se considerar a complexidade da dimensão de causalidade existente entre o risco de morte em menores de um ano e a condição de vida da população.

Nessa perspectiva os modelos multiníveis surgem como uma alternativa aos modelos multivariados tradicionais por considerar a natureza hierárquica intrínseca aos dados e analisar a autocorrelação entre os fatores de risco nos níveis de agregação (GOLDSTEIN, 2003; PUENTE-PALACIOS; LAROS, 2009).

O desenho multinível é uma proposição teórica para a compreensão de fenômenos cujo foco principal está voltado para o reconhecimento da contribuição de variáveis preditoras em diversos níveis. A utilização desses modelos é pertinente para o entendimento do contexto em que se insere o objeto de investigação, ou seja, os modelos multinível destacam o efeito do contexto sobre o comportamento do desfecho estudado (PUENTE-PALACIOS; LAROS, 2009).

Este capítulo apresenta os fatores individuais e contextuais da assistência à saúde, suas interações e diferenciais regionais na determinação da mortalidade infantil nas capitais do país em 2012.

8.2. Métodos

Realizou-se um estudo de caso-controle com abordagem multinível no qual se buscou verificar a associação entre a mortalidade infantil e a exposição a fatores de risco nos diferentes contextos (individual e da assistência à saúde). O trabalho pretendeu ainda aferir as interações

entre variáveis preditoras e verificar as diferenças regionais nos determinantes do óbito infantil.

Os modelos multiníveis possibilitam examinar grupos e indivíduos dentro desses grupos, simultaneamente, considerando a variável resposta medida no nível individual e as variáveis explicativas, que podem ser medidas no nível dos indivíduos e/ou dos agregados aos quais pertencem. Permitindo ainda estimar os efeitos intragrupo e entre grupos, modelando a estrutura de variância em cada um dos níveis (GOLDSTEIN, 2003).

Nesta pesquisa foram analisados os óbitos de menores de um ano ocorridos entre 1º de janeiro a 31 de dezembro de 2012 registrados no SIM e os nascidos vivos entre 1º de janeiro de 2011 e 31 de dezembro de 2012 contidos no SINASC, ambos de residentes nas capitais brasileiras. Selecionaram-se dois anos para os dados de nascimentos, visando garantir o resgate das Declarações de Nascidos Vivos (DNV) referentes aos óbitos infantis do ano de 2012, sendo necessária a inclusão dos nascimentos no ano anterior ao óbito (2011).

Foram considerados como casos os óbitos infantis pareados à respectiva DNV através do *linkage* entre o SIM e o SINASC. Os controles foram obtidos mediante a uma amostra dos nascidos vivos que não foram a óbito, logo não concatenados à declaração de óbito (DO).

O tamanho da amostra foi calculado para permitir detectar significância de uma razão chance de exposição ou *odds ratio* maior que 1,5 a 2,0, considerando um poder do estudo (1- β) de 80%, uma confiança de 95% e uma frequência relativa de 20% de um dado fator de exposição entre os controles. Sendo necessária a proporção de 03 controles para cada caso (3:1). Para garantir que os controles fossem selecionados da mesma população dos casos, adotou-se como critério a capital de residência da criança.

Foram excluídos os casos e os controles com peso ao nascer inferior a 500g visando evitar possível superestimação dos valores da *odds ratio*, uma vez que, segundo Castro et al. (2011), os nascidos vivos nessa condição são extremamente imaturos, praticamente sem nenhuma chance de sobrevivência livre de sequelas. Esse critério também foi adotado por outros autores em estudos relativos ao tema (AQUINO et al., 2003; NASCIMENTO et al., 2012; RIBEIRO et al., 2009).

Estabelecida a definição dos casos e dos controles da pesquisa, seguiu-se com o emprego da técnica de *linkage* (determinístico e probabilístico) entre as bases de dados do SIM e do SINASC, cujo processamento foi detalhado no capítulo anterior.

O relacionamento entre o SIM e o SINASC consistiu em uma estratégia metodológica essencial ao desenvolvimento do estudo, sendo o pareamento do óbito à respectiva DNV um critério de definição dos casos e de seleção da amostra dos controles. Ademais possibilitou resgatar as informações das variáveis independentes referentes ao nível do indivíduo, tanto para qualificação das informações comuns aos dois bancos de dados sob o aspecto da completude, como para a inclusão de variáveis potencialmente preditoras da mortalidade infantil presentes apenas no SINASC.

Segundo dados da Rede Interagencial de Informações (2012), no Brasil mais de 98% dos nascimentos ocorrem dentro de uma instituição de saúde, sendo esse percentual ainda maior (cerca de 99%) nas capitais brasileiras. Nesse sentido, para o nível da assistência à saúde materno-infantil, foram consideradas as informações relativas à unidade de saúde de nascimento da criança, disponíveis no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES).

Portanto, uma vez concluída a etapa do *linkage* sucedeu-se a verificação do estabelecimento de saúde de nascimento da criança com base do código do CNES registrado no SINASC (CODESTAB). A partir da identificação dos estabelecimentos de nascimento da população do estudo, consultou-se a base de dados do CNES (TabCNES) para tabulação e análise das informações referentes às variáveis do nível da assistência.

Os registros de óbitos e nascimentos para os quais a unidade de saúde de nascimento não foi localizada foram excluídos do estudo.

No que se refere às variáveis da pesquisa, considerou-se como variável dependente (desfecho) o óbito de menor de um ano e as independentes foram alocadas em dois níveis: individual e relativos à assistência à saúde.

As variáveis do nível individual consistiram nos dados disponibilizados pelo SINASC para cada nascido vivo. Sendo utilizadas as informações maternas (idade, escolaridade, ocupação, estado civil, raça/cor e paridade – número de filhos vivos e mortos), relativas à criança (sexo, presença de malformação congênita, peso ao nascer, idade gestacional e índice de apgar no primeiro minuto) e relacionadas à gravidez e ao parto (número de consultas de pré-natal, tipo da gravidez e tipo de parto).

O quadro abaixo apresenta as variáveis independentes do nível individual com a respectiva categorização e descrição.

Quadro 1 - Variáveis independentes do nível individual com a respectiva categorização, descrição e indicação do nível de referência.

Variáveis	Categorização	Codificação Logística*	Descrição	
Maternas	Idade da Mãe	< 20 anos	2	Faixa etária da mãe em anos
		20 a 34 anos	0	
		35 e mais	1	
	Estado Civil	Casada, União Estável	0	Estado civil da mãe declarado na DN
		Solteira, Separada, Viúva	1	
	Escolaridade	< 8 anos	1	Anos de estudo da mãe declarado na DN
		8 e mais	0	
	Ocupação	Com ocupação remunerada	0	Grupo de ocupação de 011-999
		Sem ocupação remunerada	1	Grupo sem classificação (001-008)
	Raça Cor	Branca	0	Raça/Cor da criança (Não Branca inclui parda, preta, amarela e indígena)
		Não Branca	1	
	Nº Filhos Vivos	0	1	Número de filhos tidos nascidos vivos
		1	0	
2 e mais		2		
Nº Filhos Mortos	0	0	Número de filhos tidos nascidos mortos	
	1	1		
	2 e mais	2		
Criança	Sexo	Feminino	0	Sexo da criança
		Masculino	1	
	Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso (até 1499g)	2	Peso da criança ao nascer (Em gramas)
		Baixo Peso (1500g-2499g)	1	
		Normal (2500 e mais)	0	
	Malformação Congênita	Sim	1	Presença de anomalias/malformações congênicas
		Não	0	
	Apgar 1º minuto	0 a 4 (asfixia grave a moderada)	2	Classificação do índice de apgar no 1º minuto
		5 a 7 (asfixia leve)	1	
		8 a 10 (sem asfixia)	0	
	Idade Gestacional	Pré-termo (<37 semanas)	1	Duração da gestação (Em semanas)
A termo (37 semanas e mais)		0		
Gravidez e Parto	Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	2	Número de consultas de pré-natal realizadas durante a gestação
		4 a 6	1	
		7 e mais	0	
	Tipo de Gravidez	Única	0	Tipo de gravidez - número de filhos na gestação
		Dupla / Múltipla	1	
	Tipo de Parto	Cesário	1	Tipo de parto
		Vaginal	0	

Fonte: Elaborado pela autora

Nota *Codificação das variáveis categóricas para a regressão logística, sendo “0” o nível de referência.

Quanto às variáveis contextuais referentes à atenção à saúde, para cada um dos estabelecimentos foram analisadas as informações, tomando como referência o Índice de Completude da Qualidade da Assistência Hospitalar Materna e Neonatal proposto por Silva et

al. (2014), que objetivou avaliar a assistência hospitalar materna e neonatal no Sistema Único de Saúde.

O indicador composto elaborado por Silva et al. (2014) avaliou as subdimensões: porte hospitalar, complexidade, prática assistencial ao parto, práticas hospitalares recomendáveis e práticas epidemiológicas. Sendo desenvolvido para avaliação de hospitais da rede SUS a partir de dados do CNES e do Sistema de Informações Hospitalares (SIH-SUS).

Para o presente estudo foi necessário adaptar a proposta dos autores supracitados, uma vez que aqui foram incluídos os nascimentos que ocorreram tanto na rede pública como na rede privada, não sendo possível a análise das variáveis cuja fonte de informação era o SIH por não dispor de dados referentes aos estabelecimentos privados. Por tanto a pesquisa restringiu-se apenas aos dados disponibilizados pelo CNES tendo como referência o mês de dezembro de 2012.

Assim, foram analisadas 19 variáveis agregadas em 04 subdimensões, a saber:

I – *Porte*: Número de leitos obstétricos e neonatais

II - *Complexidade*: Número de leitos UTI (adulto, pediátrica e neonatal), Incubadora, Habilitação alto risco, nutrição enteral, atendimento fissura labiopalatal, tratamento do hipotireoidismo congênito, fenilcetonúria, hemoglobinopatias e fibrose cística

III - *Práticas Obstétricas e Neonatais*: Alojamento conjunto, banco de leite, Hospital Amigo da Criança, atendimento à AIDS, cuidados intermediários neonatais, laqueadura, busca ativa de órgãos

IV - *Práticas Epidemiológicas*: Comissão de investigação de óbitos, Comissão de notificação e investigação de doenças

Do conjunto dos indicadores avaliados, 13 são compostos por respostas categóricas dicotômicas, sendo atribuído zero para não e um para sim. Os seis demais são expressos em frequências numéricas, para os quais foram estabelecidas faixas de pontuação, a partir da análise das respectivas medidas de tendência central (valores mínimos, máximos, média e desvio padrão).

A definição das faixas de pontuação levou em consideração a distribuição de cada uma das variáveis analisadas e o que foi apresentado por Silva et al. (2014). Visto que as frequências observadas no presente estudo em muito se assemelharam ao verificado pelos autores referidos, foram adotadas as mesmas faixas de pontuação, conforme disposto no quadro 2.

Quadro 2 – Faixas de pontuação dos indicadores simples referentes ao estabelecimento de nascimento da criança, dezembro de 2012.

Indicadores		Faixa de Pontuação					
		0	0,2	0,4	0,6	0,8	1
Porte	Nº de Leitos Obstétricos	0	1 a 9	10 a 29	30 a 49	50 a 69	≥70
	Nº de Leitos Neonatais	0	1 a 4	5 a 9	10 a 19	20 a 29	≥30
Complexidade	Nº de Leitos de UTI Adulto	0	1 a 5	6 a 10	11 a 20	21 a 30	≥31
	Nº de Leitos de UTI pediátrica	0	1 a 5	6 a 10	11 a 15	16 a 20	≥21
	Nº de Leitos de UTI neonatal	0	1 a 5	6 a 10	11 a 15	16 a 20	≥21
	Nº de Incubadoras	0	1 a 5	6 a 10	11 a 15	16 a 20	≥21
	Habilitação para Alto Risco	Não	-	-	-	-	Sim
	Habilitação para Nutrição Enteral	Não	-	-	-	-	Sim
	Atendimento de Fissura Labiopalatal	Não	-	-	-	-	Sim
	Centro de Tratamento do hipotireoidismo congênito, fenilcetonúria, hemoglobinopatias e fibrose cística	Não	-	-	-	-	Sim
	Práticas Obstétricas e Neonatais	Leitos de Alojamento Conjunto	Não	-	-	-	-
Banco de Leite		Não	-	-	-	-	Sim
Habilitação Hospital Amigo da Criança		Não	-	-	-	-	Sim
Atendimento à AIDS		Não	-	-	-	-	Sim
Cuidados intermediários neonatais		Não	-	-	-	-	Sim
Laqueadura		Não	-	-	-	-	Sim
Busca ativa de órgãos		Não	-	-	-	-	Sim
Práticas Epidemiológicas	Comissão de Análise de Óbitos	Não	-	-	-	-	Sim
	Comissão de notificação e investigação de doenças	Não	-	-	-	-	Sim

Fonte: Adaptado de Silva et al (2014).

Uma vez atribuída a pontuação a cada indicador, realizou-se o somatório dos valores dos indicadores simples correspondentes a cada subdimensão e o somatório destas compôs o Indicador Sintético de Completude (ISC).

Para definição das categorias de completude dos estabelecimentos de nascimento da população do estudo, empregou-se o método de *K-means*, geralmente utilizado para criação de agrupamentos automáticos de dados segundo seu grau de semelhança (clusters), particionando um conjunto de informações em k grupos (JAIN, 2010).

Com auxílio do software SPSS 22.0 *for Windows* as unidades de saúde de nascimento das crianças foram agrupadas pelo método *K-means*, segundo o ISC, em 3 clusters – Alta, Intermediária e Baixa completude.

Ainda em relação ao estabelecimento de nascimento, adicionalmente à completude, foi analisada a variável natureza da unidade, a partir das informações disponibilizadas no CNES.

Para definição dessa categoria foram consideradas: a natureza jurídica da unidade (administração pública, entidades empresariais e entidades sem fins lucrativos), se realiza atendimento pelo SUS (sim ou não) e se possui leitos obstétricos e neonatais credenciados ao SUS (sim ou não).

A variável natureza foi classificada em três tipos: pública, conveniada ao SUS e privada, de acordo com os critérios e categorias apresentadas no quadro 3:

Quadro 3 – Classificação da Natureza do estabelecimento de nascimento da criança, dezembro de 2012.

Natureza Jurídica	Atende SUS		Leitos Obstétricos e Neonatais SUS		Natureza da Unidade
	Sim	Não	Sim	Não	
Administração Pública	x	x	x	X	Pública
Entidades Empresariais ou Entidades Sem Fins Lucrativos		x			Privada
	x		x		Conveniada ao SUS
	x			X	Privada

Fonte: Elaborado pela autora.

Assim para as variáveis contextuais relativas à assistência à saúde foram atribuídas as seguintes codificações na análise multinível logística: *I – Completude*: Alta - 0 (referência), Intermediária - 1, Baixa - 2; *II – Natureza*: Público - 0 (referência), Conveniado - 1, Privado - 2.

Por fim, como variável explicativa para o contexto das capitais brasileiras considerou-se ainda o IDH do ano de 2010, cujos valores estão expressos na tabela 1 apresentada na sessão de metodologia geral do estudo.

As capitais foram agregadas de acordo com o IDH, também pelo método *K-means*, em três categorias: IDH Alto (0,805-0,847), IDH Intermediário (0,763-0,799) e IDH Baixo (0,721-0,759), cujo detalhamento é apresentado no Apêndice D.

Entretanto, ressalta-se que, uma vez que a capital de nascimento da criança foi tomada como critério de seleção na amostra de controles, mantendo a proporção de 3 controles para 1 caso em cada uma das cidades, a relação entre essa variável e o óbito infantil só foi explorada na análise de interação.

Os modelos multivariados para cada capital foram experimentados, porém em função da desagregação das informações para cada cidade e ainda do número de categorias das variáveis independentes, os resultados demonstraram pouca precisão nas estimativas expressos por intervalos de confiança de grande amplitude.

Desta forma optou-se pela agregação das capitais em suas respectivas macrorregiões, resultando em seis modelos, incluindo um modelo para o conjunto das 27 cidades.

A primeira etapa analítica correspondeu à análise bivariada na qual se buscou verificar a associação entre o desfecho e cada variável independente, tendo sido construídas tabelas de distribuição de frequência, tabulação cruzada entre variáveis, cálculo de odds ratio (OR) bruta e seus respectivos intervalos de confiança de 95% (IC 95%) e significância estatística (p-valor).

As variáveis independentes que apresentaram significância estatística (p-valor) abaixo de 20% ($p < 0,20$) na bivariada foram incluídas para a análise multivariada.

O modelo multinível foi ajustado usando modelos GLLAMM (generalized linear latent and mixed models), considerando as informações referentes aos indivíduos como primeiro nível, a unidade de nascimento da criança como segundo nível e realizando ainda o ajuste pela cidade (terceiro nível).

Nessa etapa o modelo foi ajustado seguindo o método *stepwise*, iniciando com todas as variáveis significativas na bivariada e, em seguida, retirando aquelas cuja significância estatística apresentou valores acima de 10% ($p > 0,10$) (processo backward).

Para avaliar a qualidade dos modelos de regressão, foram utilizados o critério de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC), em cada passo da análise multivariada. Sendo considerados os melhores modelos aqueles que resultaram em menores valores de AIC e BIC.

O modelo logístico multinível de três níveis (individual, dos serviços e das cidades), permitiu estimar as medidas de associação entre exposições e desfecho considerando que observações (indivíduos) tomadas dentro de um mesmo grupo (contextos) não são independentes.

Um dos diferenciais da análise multinível é a possibilidade de testar as interações entre níveis, permitindo que seja investigado não apenas o papel preditivo das variáveis inseridas no modelo, mas também verificar se existem interações significativas do conjunto de variáveis preditoras dos diferentes níveis sobre o desfecho (PUENTE-PALACIOS; LAROS, 2009).

Nesse sentido, ainda como desdobramento do modelo multinível, buscou-se testar o efeito de interação entre variáveis explicativas do nível contextual sobre o individual. Tais modelos servem para estimar a força da associação de variáveis desse nível com o desfecho, considerando a interação em relação ao outro nível, produzindo valores de OR relativizados.

Considerando a relevância dos aspectos relativos à assistência à saúde materno-infantil na determinação do óbito de menores de um ano, dentre os quais os estudos apontam reiteradamente a associação entre o acesso às consultas de pré-natal e a mortalidade infantil (ALMEIDA; BARROS, 2004; RIBEIRO et al., 2009; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012), optou-se por sua inclusão como variável explicativa do nível individual para análise de interação com as variáveis contextuais relativas à unidade de nascimento da criança.

Foram investigadas as interações entre consultas de pré-natal e as variáveis completude e natureza da unidade para as capitais agregadas nas respectivas macrorregiões e para o conjunto das 27 capitais. Adicionalmente, no modelo agregado de todas as cidades testou-se a interação entre o número de consultas de pré-natal e o IDH.

O modelo com interação buscou responder às seguintes questões:

- Ter um baixo número de consultas de pré-natal representa risco estatisticamente diferente quando considerados os nascimentos em unidades de alta, intermediária ou baixa completude?
- Ter um baixo número de consultas de pré-natal representa risco estatisticamente diferente quando considerados os nascimentos em serviços públicos, conveniados ou privados?
- Ter um baixo número de consultas de pré-natal representa risco estatisticamente diferente quando considerados os nascimentos em cidades de IDH alto, intermediário ou baixo?

Os níveis de referência das variáveis supracitadas, adotados na análise de interação foram os mesmos empregados nos modelos multiníveis, a saber: completude alta, natureza pública e IDH alto.

Para tanto se adicionou o termo de interação ao modelo logito de interceptação aleatória de três níveis executado pelo GLLAMM através do STATA (Data Analysis and Statistical Software) versão 12.0.

Os valores da Odds Ratio (OR) ajustadas e seus respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância (p-valor), bem como a variância ajustada pelo nível 2 (estabelecimento) e nível 3 (cidade), foram analisados e comparados aos resultados obtidos antes da análise de interação.

8.3 Resultados

8.3.1 Sobre a população do estudo

A população do estudo foi então composta por 9.001 óbitos de menores de um ano e 1.424.691 nascidos vivos no total das capitais brasileiras no período analisado (Tabela 26 e Figura 29).

Na primeira etapa do processamento (*linkage*) foi possível relacionar 90,8% das DO à sua respectiva DNV, representando de 9,2% no número total de óbitos, porém com diferentes resultados entre as capitais e regiões. Os resultados dessa etapa foram detalhados no capítulo anterior. Após a aplicação do linkage o estudo passou a contar com 8.177 casos e foram selecionados 25.531 controles do universo de sobreviventes para o conjunto das capitais (Tabela 26 e Figura 29).

Na etapa seguinte, que correspondeu à verificação do estabelecimento de saúde de nascimento da criança a partir do código do CNES, identificou-se a ausência no preenchimento do código da unidade de nascimento em 107 (1,3%) casos e 99 (0,4%) controles, sendo computados como perdas do estudo (Figura 29).

Para os registros cuja variável CODESTAB estava preenchida foram detectados 721 estabelecimentos de saúde com ocorrência de nascimentos nas capitais brasileiras no ano de 2012. Porém 19 não foram localizados ou embora fosse identificado o código da unidade de saúde não haviam dados referentes à mesma no sistema (Figura 29).

As unidades de saúde de nascimento das crianças não localizadas resultaram em uma perda total de 1,9% de casos e 0,9% dos controles. Destaca-se a cidade de Porto Velho que registrou um decréscimo de 16,1% dos casos, seguido por Recife com 6,0%, ambas em um

estabelecimento não localizado na cidade. No Rio de Janeiro o percentual de perdas entre o grupo de casos foi de 3,3% com cinco unidades não identificadas (Tabela 26).

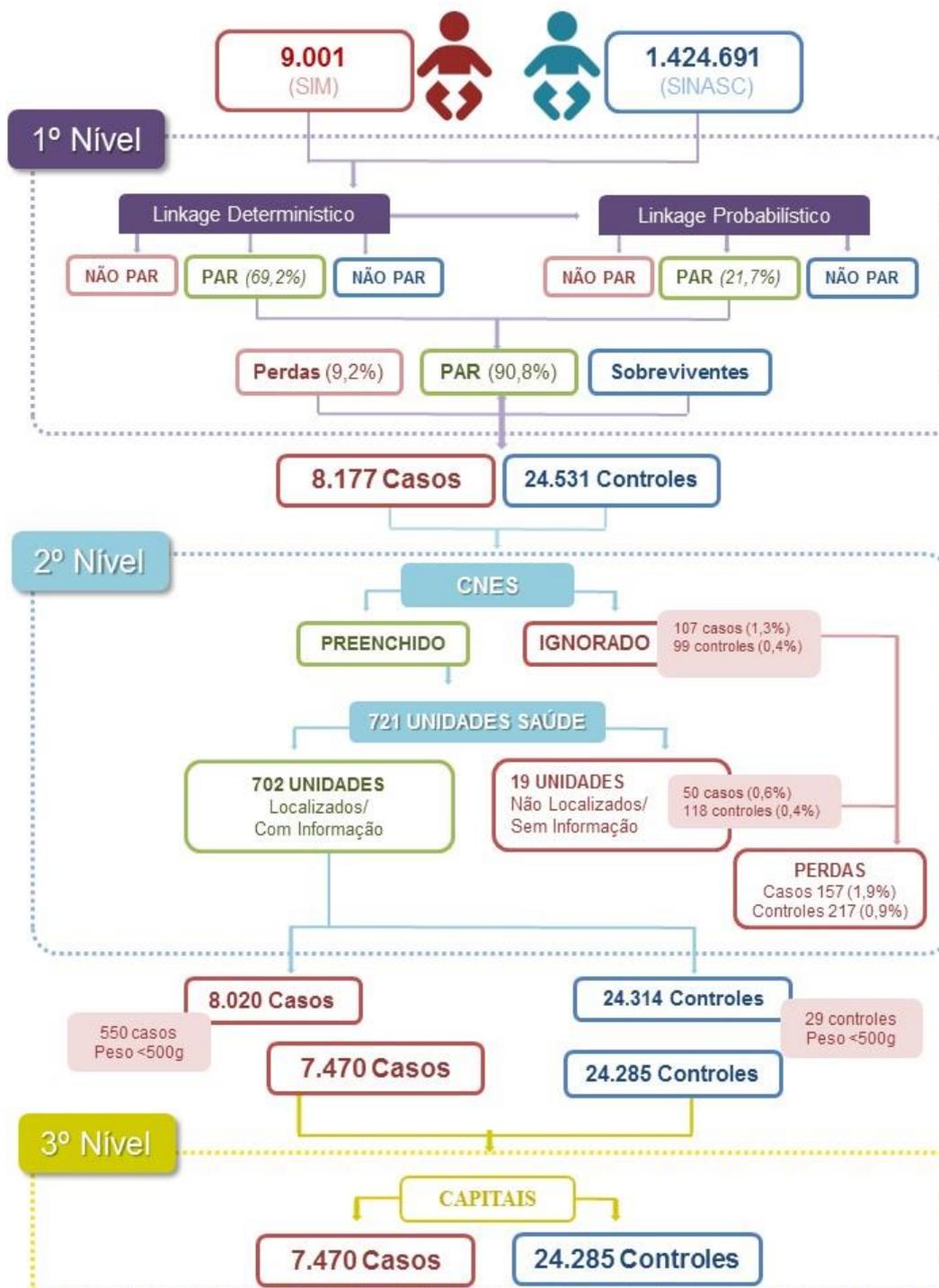
As regiões Norte e Sudeste apresentaram maiores proporções de perdas no grupo de casos em função dos problemas de identificação dos estabelecimentos de nascimento (2,4%). O menor percentual foi observado na região Sul (0,9%). Nas cidades de Palmas, Rio Branco, João Pessoa e Cuiabá, não houve nenhuma ausência de informação referente a essa fase nem para o grupo de casos nem para os controles (Tabela 26).

Após essa etapa o estudo passou a contar com um total de 8.020 casos e 24.314 controles, dentre os quais foram identificados 550 óbitos e 29 sobreviventes com peso ao nascer inferior a 500 gramas, sendo excluídos da análise. No grupo de casos as crianças com peso inferior a 500 gramas representaram 6,9% no conjunto das capitais, enquanto que no grupo de controles essa proporção foi de apenas 0,1% (Figura 29).

Por fim a população total do estudo foi composta por 7.470 casos e 24.285 controles nascidos em 702 serviços de saúde.

A figura 29 sistematiza as etapas de processamento para a definição dos grupos de casos e controles para as capitais brasileiras. E as informações quanto ao universo inicial dos óbitos e nascidos vivos e o número de casos e controles resultantes de processo detalhado por capital e seus agregados nas respectivas macrorregiões, são apresentadas na tabela 26.

Figura 29 - Consolidado das etapas de processamento (*Linkage* e identificação dos estabelecimentos de nascimento das crianças) para a definição dos grupos de casos e controles no conjunto das capitais brasileiras. 2012.



Fonte: Elaborado pela autora

Tabela 26 - Número de nascidos vivos, óbitos infantis, casos e controles resultantes de cada uma das etapas do processamento segundo capitais brasileiras e seus agregados nas respectivas macrorregiões.

Capitais/ Macrorregiões	Nº Óbitos ¹	Nº NV ²	1º Nível - Linkage ³		2º Nível - CNES ⁴		3º Nível - Capitais ⁵		
			Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Total
Belém	366	43352	295	885	290	871	285	870	1155
Boa Vista	90	12611	77	231	75	229	74	229	303
Macapá	201	18397	182	546	178	538	161	538	699
Manaus	560	81619	497	1491	496	1481	479	1481	1960
Palmas	44	9386	40	120	40	120	39	120	159
Porto Velho	128	17683	112	336	94	336	93	335	428
Rio Branco	79	13433	73	219	73	219	72	219	291
Norte	1468	196481	1276	3828	1246	3794	1203	3792	4995
Aracaju	144	19117	138	414	135	414	110	412	522
Fortaleza	420	75088	373	1119	367	1113	317	1112	1429
João Pessoa	159	22943	152	456	152	456	147	456	603
Maceió	229	30339	209	627	208	626	198	625	823
Natal	154	24410	132	396	130	396	115	396	511
Recife	275	44851	267	801	251	773	221	770	991
Salvador	620	74556	543	1629	539	1622	484	1621	2105
São Luís	275	36375	239	717	239	711	217	707	924
Teresina	224	27749	199	597	197	596	190	595	785
Nordeste	2500	355428	2252	6756	2218	6707	1999	6694	8693
Belo Horizonte	343	63649	308	924	302	920	276	919	1195
Rio de Janeiro	1120	172681	1039	3117	1005	3052	951	3047	3998
São Paulo	2024	352391	1897	5691	1859	5654	1743	5651	7394
Vitória	43	9095	42	126	41	126	38	126	164
Sudeste	3530	597816	3286	9858	3207	9752	3008	9743	12751
Curitiba	238	50328	234	702	232	700	212	699	911
Florianópolis	50	10945	47	141	47	140	44	140	184
Porto Alegre	180	38389	177	531	175	527	169	527	696
Sul	468	99662	458	1374	454	1367	425	1366	1791
Brasília	506	86962	428	1284	423	1266	380	1262	1642
Campo Grande	117	26584	115	345	112	342	109	342	451
Cuiabá	137	19745	122	366	122	366	117	366	483
Goiânia	275	42013	240	720	238	720	229	720	949
Centro-Oeste	1035	175304	905	2715	895	2694	835	2690	3525
TOTAL	9001	1424691	8177	24531	8020	24314	7470	24285	31755

Fonte: Elaborado pela autora.

Legenda: ¹ Total de óbitos de menores de um ano registrados no SIM em 2012; ² Total de Nascidos Vivos registrados no SINASC em 2011 e 2012; ³ N° de casos e controles resultantes do linkage; ⁴ N° de casos e controles resultantes da etapa de identificação do estabelecimento de nascimento da criança (CNES); ⁵ N° Final de casos e controles da pesquisa

8.3.2 Sobre as unidades de nascimento da população do estudo

As 702 unidades de saúde onde nasceram os casos e controles desta pesquisa foram analisadas no que diz respeito à completude da assistência e à natureza do estabelecimento.

No que se refere à completude, aqui mensurada com base no ISC, observou-se que os resultados desse indicador variaram de 0 (mínimo) a 14,6 (máximo) num total de 19 pontos possíveis, com uma média de 4,83 e desvio padrão 2,72.

Do total dos estabelecimentos, 90 foram categorizados como de alta completude, 242 de completude intermediária e a maior parte das unidades foram agrupadas no estrato de baixa completude. Os valores mínimos, máximos e as médias para cada uma das categorias do ISC são apresentados na tabela 27.

Tabela 27 – Frequências absolutas e relativas dos estabelecimentos de nascimento da criança e valores mínimos, máximos e média do Indicador Sintético de Completude (ISC) segundo categoria de Completude, dezembro de 2012.

Completude	Estabelecimentos de Nascimento		Valores (Distribuição) ISC		
	Nº	%	Mínimo	Máximo	Média
Alta	90	12,8	8,2	14,6	10,0
Intermediária	242	34,5	4,6	8,0	6,0
Baixa	370	52,7	0,0	4,4	2,8
Total	702	100,0	0,0	14,6	4,83

Fonte: Elaborado pela autora.

Porto Alegre e Belo Horizonte foram as capitais com maior proporção de unidades categorizadas como de alta completude. Enquanto que em Aracaju, Palmas, Manaus e Macapá nenhum estabelecimento foi registrado nessa categoria. As regiões Sul e Sudeste apresentaram maiores percentuais de unidades com elevados valores do ISC (Tabela 28).

Destacam-se também as cidades de Porto Velho e São Luís, onde as unidades de baixa completude ultrapassam 80%. As regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste foram as que concentraram os mais altos percentuais de estabelecimentos de baixa completude (Tabela 28).

Quanto à natureza do estabelecimento de nascimento das crianças nas capitais brasileiras, percebe-se que 39,7% são públicos, 38,3% privados e 21,9% conveniados ao SUS. A maior proporção de unidades públicas é observada na região Nordeste (48,0%), dentre as cidades destaca-se Teresina onde 77,8% dos estabelecimentos estão na rede pública, já o menor percentual é observado em Porto Alegre (17,6%) (Tabela 28).

A região Sul apresenta o maior percentual de estabelecimentos conveniados ao SUS (40,4%) destacando-se Porto Alegre com a maior proporção dentre todas as capitais do país (58,8%). As unidades privadas com registro de nascimento concentram-se na região Centro-Oeste (47,5%) (Tabela 28).

Tabela 28 – Número estabelecimentos de nascimento da criança e respectivos percentuais de acordo com a natureza e a completude da unidade segundo capital e conjunto das capitais por macrorregiões. Dezembro/2012.

Capitais/ Macrorregiões	Nº de Estabelecimentos de Saúde	Completude			Natureza		
		Alta	Intermediária	Baixa	Público	Conveniado	Privado
Belém	26	3,8	23,1	73,1	23,1	46,2	30,8
Boa Vista	4	25,0	0,0	75,0	50,0	0,0	50,0
Macapá	4	0,0	50,0	50,0	50,0	25,0	25,0
Manaus	26	0,0	30,8	69,2	50,0	11,5	38,5
Palmas	6	0,0	33,3	66,7	33,3	33,3	33,3
Porto Velho	15	6,7	6,7	86,7	46,7	0,0	53,3
Rio Branco	3	33,3	0,0	66,7	66,7	33,3	0,0
Norte	84	4,8	22,6	72,6	40,5	22,6	36,9
Aracaju	8	0,0	37,5	62,5	25,0	37,5	37,5
Fortaleza	31	9,7	32,3	58,1	38,7	41,9	19,4
João Pessoa	14	7,1	42,9	50,0	57,1	14,3	28,6
Maceió	15	6,7	20,0	73,3	26,7	46,7	26,7
Natal	13	15,4	15,4	69,2	76,9	0,0	23,1
Recife	32	15,6	25,0	59,4	40,6	28,1	31,3
Salvador	25	12,0	36,0	52,0	56,0	16,0	28,0
São Luís	26	7,7	7,7	84,6	50,0	15,4	34,6
Teresina	9	11,1	22,2	66,7	77,8	0,0	22,2
Nordeste	173	10,4	26,0	63,6	48,0	24,3	27,7
Belo Horizonte	23	26,1	39,1	34,8	30,4	21,7	47,8
Rio de Janeiro	81	8,6	48,1	43,2	45,7	11,1	43,2
São Paulo	157	21,0	45,9	33,1	38,9	18,5	42,7
Vitória	14	7,1	21,4	71,4	21,4	28,6	50,0
Sudeste	275	17,1	44,7	38,2	39,3	17,1	43,6
Curitiba	23	17,4	43,5	39,1	43,5	30,4	26,1
Florianópolis	12	16,7	33,3	50,0	33,3	33,3	33,3
Porto Alegre	17	35,3	41,2	23,5	17,6	58,8	23,5
Sul	52	23,1	40,4	36,5	32,7	40,4	26,9
Brasília	40	10,0	45,0	45,0	40,0	10,0	50,0
Campo Grande	14	21,4	28,6	50,0	28,6	35,7	35,7
Cuiabá	20	5,0	20,0	75,0	25,0	35,0	40,0
Goiânia	44	2,3	18,2	79,5	27,3	20,5	52,3
Centro-Oeste	118	7,6	28,8	63,6	31,4	21,2	47,5
Total	702	12,8	34,5	52,7	39,7	21,9	38,3

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CNES – Datasus/MS

Quando observada a distribuição dos nascimentos segundo as características da unidade observa-se que no total, esses partos ocorreram em sua maioria em serviços de completude intermediária (44,5%) e na rede pública (54,1%) (Tabela 29).

Os nascimentos ocorridos em unidades de alta completude apresentaram maior proporção na região Sul (44,8%), enquanto que os de completude baixa concentraram-se nas regiões Norte (35,6%) e Nordeste (35%) (Tabela 29).

Tabela 29 – Número de nascimentos e respectivos percentuais de acordo com a natureza e a completude da unidade segundo capital e conjunto das capitais por macrorregiões. Dezembro/2012.

Cidade	Nº Nascimentos*	Completude			Natureza		
		Alta	Intermediária	Baixa	Público	Conveniado	Privado
Belém	1155	21,0	23,1	55,9	30,7	49,4	19,8
Boa Vista	303	90,4	0,0	9,6	90,8	0,0	9,2
Macapá	699	0,0	94,4	5,6	66,0	29,8	4,3
Manaus	1960	0,0	64,7	35,3	78,1	0,4	21,6
Palmas	159	0,0	74,8	25,2	73,6	1,9	24,5
Porto velho	428	3,0	51,6	45,3	57,7	0,9	41,4
Rio Branco	291	51,5	0,0	48,5	51,9	48,1	0,0
Norte	4995	13,6	50,8	35,6	62,8	18,7	18,5
Aracaju	522	0,0	71,1	28,9	23,6	48,1	28,4
Fortaleza	1429	28,9	28,9	42,2	69,6	23,6	6,8
João Pessoa	603	5,3	70,8	23,9	75,8	0,5	23,7
Maceió	823	11,5	20,3	68,2	34,9	53,5	11,7
Natal	511	40,1	2,2	57,7	71,8	0,0	28,2
Recife	991	38,2	43,1	18,7	50,8	22,9	26,3
Salvador	2105	36,5	45,1	18,4	65,8	15,5	18,7
São Luís	924	40,6	15,4	44,0	57,3	24,6	18,2
Teresina	785	52,5	7,9	39,6	77,8	0,0	22,2
Nordeste	8693	30,8	34,2	35,0	60,5	20,8	18,7
Belo Horizonte	1195	51,1	37,3	11,5	30,5	27,0	42,5
Rio de Janeiro	3998	24,6	55,6	19,9	66,0	2,6	31,5
São Paulo	7394	40,8	48,9	10,3	50,9	13,0	36,0
Vitória	164	16,5	11,6	72,0	17,7	41,5	40,9
Sudeste	12751	36,4	49,4	14,2	53,3	11,4	35,3
Curitiba	911	24,9	52,3	22,8	32,2	26,0	41,8
Florianópolis	184	42,9	26,1	31,0	66,8	2,2	31,0
Porto Alegre	696	71,4	26,1	2,4	6,9	65,9	27,2
Sul	1791	44,8	39,4	15,7	25,9	39,1	35,0
Brasília	1642	37,5	49,5	13,0	67,4	8,8	23,8
Campo Grande	451	45,0	46,8	8,2	17,3	73,6	9,1
Cuiabá	483	14,9	59,4	25,7	8,5	67,7	23,8
Goiânia	949	10,9	33,3	55,8	31,7	25,5	42,8
Centro Oeste	3525	28,2	46,1	25,7	43,3	29,7	27,0
Total	31755	30,8	44,5	24,6	54,1	18,7	27,2

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CNES – Datasus/MS

No que se refere à natureza, observou-se o predomínio dos nascimentos em unidades públicas nas regiões Nordeste (60,5%) e Norte (60,2%), chegando a representar 90,8% na capital do estado de Roraima. A região Sul, por sua vez, demonstrou maior proporção de partos

na rede conveniada (39,1%) e nas capitais do Sudeste os mais altos percentuais de nascimentos foram verificados em unidades privadas (Tabela 29).

Na análise comparativa das duas variáveis contextuais referente ao nível da assistência, observou-se que uma expressiva parcela das unidades com alta completude (74,4%) se concentram na Rede Pública, enquanto apenas 2,2% estão em unidades privadas. Já as de baixa completude apresentam maiores percentuais em estabelecimentos privados (47,6%), essas diferenças são estatisticamente significantes (p-valor<0,001) (Tabela 30).

Tabela 30 – Completude segundo natureza dos estabelecimentos de nascimento da criança. Capitais brasileiras, dezembro/2012.

Completude	Natureza						Total	
	Público		Conveniada		Privado			
	N	%	N	%	N	%	N	%
Baixa	114	30,8	80	21,6	176	47,6	370	100,0
Intermediária	98	40,5	53	21,9	91	37,6	242	100,0
Alta	67	74,4	21	23,3	2	2,2	90	100,0
Total	279	39,7	154	21,9	269	38,3	702	100,0

$\chi^2 = 73,72$ p-valor<0,001

Fonte: Elaborado pela autora.

O detalhamento dos 702 estabelecimentos de nascimento das crianças segundo capital com as respectivas informações do ISC, categoria de completude e da natureza da unidade é apresentado no Apêndice E.

8.3.3 Fatores de Risco para a Mortalidade Infantil

Na análise dos fatores de risco associados à mortalidade infantil desenvolvida nessa pesquisa foram selecionadas 17 variáveis explicativas, sendo 07 relativas às características maternas, 05 relacionadas à criança, 03 referentes à gravidez e ao parto e 02 variáveis contextuais concernentes às unidades de nascimento da criança.

As tabelas 31 e 32 apresentam a distribuição das frequências absolutas e relativas das variáveis independentes para casos e controles nas capitais brasileiras agregadas em suas respectivas macrorregiões e para o conjunto dessas cidades.

No tocante às variáveis maternas observa-se que os nascidos vivos são, predominantemente, de mães com idade entre 20 a 34 anos. Percebe-se ainda que a proporção

de mães adolescentes foi maior no grupo de casos em todas as regiões, sendo mais alta no Nordeste (26,9%) e mais baixa no Sul (18,4%). Entre as crianças que foram a óbito observou-se maiores percentuais de mães solteiras, separadas e viúvas, chegando a 60,3% nas capitais do Sudeste (Tabelas 31 e 32).

Quanto à escolaridade, entre 70% a 80% das mães possuem mais de 8 anos de estudo, porém em todas as regiões esse percentual é inferior no grupo de casos, à exceção do Centro Oeste. Entre os casos também prevaleceram mães sem ocupação remunerada, chegando a 70,5% no Norte e 61,9% no Nordeste (Tabelas 31 e 32).

Em todas as regiões houve um predomínio de mães de raça/cor não branca, com mais altos percentuais entre os casos. Na região Sul, porém, a maioria dos nascidos vivos eram de mães brancas (Tabelas 31 e 32).

Percebeu-se ainda um maior número de primíparas tanto no grupo de casos como no de controles, porém essa proporção foi ainda mais alta entre os óbitos. A região Norte demonstrou maior percentual de mães com dois ou mais filhos vivos (Tabelas 31 e 32).

Também em relação à paridade materna os resultados demonstram que a maioria das mães não tiveram nenhum filho nascido morto. Dentre aquelas que tiveram 1 ou mais filhos mortos, os mais altos percentuais foram verificados no grupo de casos. Ressalta-se que essa variável apresentou elevada proporção de registros ignorados na região Norte (34,2%) impossibilitando a sua inclusão na análise dos fatores de risco (Tabelas 31 e 32).

No que diz respeito às características das crianças percebeu-se um predomínio de recém-nascidos do sexo masculino. Em relação ao peso ao nascer, mais de 90% dos sobreviventes apresentaram peso maior que 2.500g. No conjunto das capitais a prevalência de baixo peso entre os controles foi 8,8%, já entre os casos foi de 66,1%, sendo 46,7% com peso inferior a 1.500g. No Nordeste mais da metade das crianças que foram a óbito apresentaram muito baixo peso. Semelhantemente, a prevalência de prematuridade entre os controles nas 27 capitais foi de 11,1% enquanto que nos casos foi de 63,5%, com resultados similares em todas as regiões (Tabelas 31 e 32).

No conjunto das capitais a proporção de nascidos vivos que apresentaram asfixia grave a moderada no 1º minuto (apgar 0 a 4) foi de 2,2% entre os sobreviventes e de 34,9% nos casos, chegando a 38,8% na região Sudeste. Quanto às malformações congênitas, a prevalência nos controles foi de 0,8% e de 18,4% nas crianças que foram a óbito. Esse percentual, no grupo de casos, foi ainda maior no Sudeste (26,4%) e no Sul (22,4%) (Tabelas 31 e 32).

No que se refere às variáveis relacionadas à gestação e ao parto, verificou-se preponderância das gestações únicas. No grupo de controles a proporção de gestações duplas e múltiplas foi de 2,2% e nos casos foi de 8,8%, sendo ainda maior no Sudeste (12,5%) e no Sul (10,3%). Em geral a maior parte nascidos vivos foram de partos cesáreos nos dois grupos analisados, embora com percentuais menores nos casos em todas as regiões à exceção da região Sul (Tabelas 31 e 32).

Quanto ao pré-natal observaram-se diferenças importantes no número de consultas realizadas nos grupos de casos e de controles. No agregado das capitais constatou-se que a maior parte das mães dos sobreviventes realizaram mais de sete consultas (61,1%), enquanto que nos casos foram apenas 31,3%. Nas regiões Norte e Nordeste a proporção de nascidos vivos de mães com número adequado de consultas foi abaixo de 47% nos controles e entre os casos foi menor que 24%. Em contrapartida na região Sul 78,5% dos controles e 43,3% dos casos foram de mães que realizaram sete e mais consultas (Tabelas 31 e 32).

No que diz respeito às duas variáveis contextuais, observou-se um predomínio de nascidos vivos em unidades de saúde de completude intermediária nos dois grupos estudados e em todas as regiões, exceto no Sul onde se verificaram maiores proporções de nascimentos em unidades de alta completude. Destaca-se ainda que em todas as regiões o percentual de nascimentos em estabelecimentos de alta completude foi maior no grupo de casos (Tabelas 31 e 32).

Em relação à natureza do estabelecimento, constataram-se maiores proporções de nascimentos em unidades públicas no conjunto das capitais e em todas as regiões, exceto no Sul onde se observou maior percentual de casos em unidades conveniadas e de controles em estabelecimentos privados. Nas regiões Norte e Nordeste mais de 70% dos casos e de 50% dos controles nasceram em unidades de saúde públicas (Tabelas 31 e 32).

Tabela 31 – Número de casos e controles segundo as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012

(Continua)

VARIÁVEIS		Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste		27 Capitais			
		Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles		
INDIVIDUAIS	Materas	Idade da Mãe	< 20 anos	324	814	430	1180	597	1367	78	197	171	389	1600	3947
			20 a 34 anos	759	2651	1281	4756	1900	6859	273	937	540	1949	4753	17152
			35 e mais	120	327	288	758	511	1517	74	232	124	352	1117	3186
		Estado Civil	Casada, União Estável	560	1877	1116	3709	1181	4270	192	617	474	1594	3523	12067
			Solteira, Separada, Viúva	636	1868	843	2902	1815	5428	230	741	346	1056	3870	11995
		Escolaridade	< 8 anos	360	993	553	1756	695	1807	92	248	164	481	1871	5285
			8 e mais	838	2756	1426	4862	2296	7904	325	1115	667	2149	5552	18786
		Ocupação	Com ocupação	315	1719	646	4057	1245	6607	223	827	375	1094	2804	13804
			Sem ocupação	848	1882	1238	1958	1659	2243	201	520	418	1343	4364	8446
	Raça Cor	Branca	144	608	328	1489	1260	5020	338	1163	294	1123	2364	9403	
		Não Branca	1046	3184	1598	5205	1738	4723	87	203	526	1567	4995	14882	
	Nº Filhos Vivos	0	533	921	996	2520	1459	4640	238	684	408	989	3634	9754	
		1	320	1095	531	2003	756	2894	88	242	223	793	1918	7209	
		2 e mais	349	1045	461	1352	780	1992	99	255	191	646	1880	5291	
	Nº Filhos Mortos	0	925	1858*	1476	4220	2280	7927	342	1194	653	1857	5676	17056	
		1	219	502*	358	921	527	1157	62	135	121	356	1285	3071	
		2 e mais	56	137*	143	287	177	294	20	32	43	86	439	836	
	Criança	Sexo	Feminino	553	1894	906	3241	1340	4688	185	655	359	1331	3340	11809
Masculino			647	1898	1084	3452	1664	5054	237	711	476	1359	4108	12474	
Peso ao Nascer		Muito Baixo Peso	511	43	1003	74	1392	122	208	17	378	29	3492	285	
		Baixo Peso	262	262	353	529	570	780	81	99	178	181	1444	1851	
		Normal	430	3487	643	6091	1046	8841	136	1250	279	2480	2534	22149	

Tabela 31 – Número de casos e controles segundo as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012

(Conclusão)

VARIÁVEIS			Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste		27 Capitais	
			Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles
Criança	Idade Gestacional	Pré-termo	753	445	1277	763	1895	1076	278	141	535	284	4738	2699
		A termo	420	3083	652	5470	1098	8624	144	1211	294	2298	2608	20753
	Apgar 1º minuto	0 a 4	342	50	755	168	1068	233	165	47	277	45	2607	543
		5 a 7	280	287	503	671	795	930	103	126	244	278	1925	2292
		8 a 10	485	3404	607	5789	1018	8559	144	1193	286	2344	2540	21289
	Malformação Congênita	Sim	135	16	239	43	794	111	95	14	111	13	1374	197
Não		991	3605	1592	6295	2176	9518	316	1344	660	2549	5735	23311	
Gravidez e Parto	Tipo de Gravidez	Única	1119	3710	1833	6513	2750	9514	372	1331	749	2598	6823	23666
		Dupla/ Múltipla	84	78	164	134	255	223	53	35	86	76	642	546
	Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	478	688	752	949	770	634	101	76	206	238	2307	2585
		4 a 6	388	1315	714	2538	1034	1869	125	209	303	551	2564	6482
		7 e mais	266	1659	467	3091	1112	7139	184	1072	312	1878	2341	14839
	Tipo de Parto	Cesário	601	2070	981	3759	1562	5372	247	788	484	1670	3875	13659
Vaginal		602	1719	1018	2915	1444	4367	178	577	351	1009	3593	10587	
CONTEXTUAIS Assistência	Compleitude	Alta	261	418	933	1746	1213	3427	247	556	344	650	2998	6797
		Intermediária	658	1878	634	2335	1400	4900	118	588	343	1283	3153	10984
		Baixa	284	1496	432	2613	395	1416	60	222	148	757	1319	6504
	Natureza	Publico	924	2212	1458	3799	1912	4886	117	347	440	1087	4851	12331
		Conveniado	122	811	259	1553	349	1106	204	496	212	834	1146	4800
		Privado	157	769	282	1342	747	3751	104	523	183	769	1473	7154
Total			1203	3792	1999	6694	3008	9743	425	1366	835	2690	7470	24285

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Tabela 32 – Proporção de casos e controles segundo as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012

(Continua)

VARIÁVEIS			Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste		27 Capitais		
			Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	
INDIVIDUAIS	Maternas	Idade da Mãe	< 20 anos	26,9	21,5	21,5	17,6	19,8	14,0	18,4	14,4	20,5	14,5	21,4	16,3
			20 a 34 anos	63,1	69,9	64,1	71,0	63,2	70,4	64,2	68,6	64,7	72,5	63,6	70,6
			35 e mais	10,0	8,6	14,4	11,3	17,0	15,6	17,4	17,0	14,9	13,1	15,0	13,1
		Estado Civil	Casada, União Estável	46,6	49,5	55,8	55,4	39,3	43,8	45,2	45,2	56,8	59,3	47,2	49,7
			Solteira, Separada, Viúva	52,9	49,3	42,2	43,4	60,3	55,7	54,1	54,2	41,4	39,3	51,8	49,4
		Escolaridade	< 8 anos	29,9	26,2	27,7	26,2	23,1	18,5	21,6	18,2	19,6	17,9	25,0	21,8
			8 e mais	69,7	72,7	71,3	72,6	76,3	81,1	76,5	81,6	79,9	79,9	74,3	77,4
		Ocupação	Com ocupação	26,2	45,3	32,3	60,6	41,4	67,8	52,5	60,5	44,9	40,7	37,5	56,8
			Sem ocupação	70,5	49,6	61,9	29,2	55,2	23,0	47,3	30,1	50,1	49,9	58,4	34,8
	Raça Cor	Branca	12,0	16,0	16,4	22,2	41,9	51,5	79,5	85,1	35,2	41,7	31,6	38,7	
		Não Branca	86,9	84,0	79,9	77,8	57,8	48,5	20,5	14,9	63,0	58,3	66,9	61,3	
	Nº Filhos Vivos	0	44,3	24,3	49,8	37,6	48,5	47,6	56,0	50,1	48,9	36,8	48,6	40,2	
		1	26,6	28,9	26,6	29,9	25,1	29,7	20,7	17,7	26,7	29,5	25,7	29,7	
		2 e mais	29,0	27,6	23,1	20,2	25,9	20,4	23,3	18,7	22,9	24,0	25,2	21,8	
	Nº Filhos Mortos	0	76,9	49,9*	73,8	63,0	75,8	81,4	80,5	87,4	78,2	69,0	76,0	70,2	
		1	18,2	13,2*	17,9	13,8	17,5	11,9	14,6	9,9	14,5	13,2	17,2	12,6	
		2 e mais	4,7	3,6*	7,2	4,3	5,9	3,0	4,7	2,3	5,1	3,2	5,9	3,4	
	Criança	Sexo	Feminino	46,0	49,9	45,3	48,4	44,5	48,1	43,5	48,0	43,0	49,5	44,7	48,6
Masculino			53,8	50,1	54,2	51,6	55,3	51,9	55,8	52,0	57,0	50,5	55,0	51,4	
Peso ao Nascer		Muito Baixo Peso	42,5	1,1	50,2	1,1	46,3	1,3	48,9	1,2	45,3	1,1	46,7	1,2	
		Baixo Peso	21,8	6,9	17,7	7,9	18,9	8,0	19,1	7,2	21,3	6,7	19,3	7,6	
		Normal	35,7	92,0	32,2	91,0	34,8	90,7	32,0	91,5	33,4	92,2	33,9	91,2	

Tabela 32 – Proporção de casos e controles segundo as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012

(Conclusão)

VARIÁVEIS			Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste		27 Capitais		
			Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	Casos	Controles	
CONTEXTOUAIS	Criança	Idade Pré-termo	62,6	11,7	63,9	11,4	63,0	11,0	65,4	10,3	64,1	10,6	63,4	11,1	
		Gestacional A termo	34,9	81,3	32,6	81,7	36,5	88,5	33,9	88,7	35,2	85,4	34,9	85,5	
		Apgar 1º minuto	0 a 4	28,4	1,3	37,8	2,5	35,5	2,4	38,8	3,4	33,2	1,7	34,9	2,2
			5 a 7	23,3	7,6	25,2	10,0	26,4	9,5	24,2	9,2	29,2	10,3	25,8	9,4
			8 a 10	40,3	89,8	30,4	86,5	33,8	87,8	33,9	87,3	34,3	87,1	34,0	87,7
		Malformação Congênita	Sim	11,2	0,4	12,0	0,6	26,4	1,1	22,4	1,0	13,3	0,5	18,4	0,8
	Não		82,4	95,1	79,6	94,0	72,3	97,7	74,4	98,4	79,0	94,8	76,8	96,0	
	Gravidez e Parto	Tipo de Gravidez	Única	93,0	97,8	91,7	97,3	91,4	97,6	87,5	97,4	89,7	96,6	91,3	97,5
			Dupla/ Múltipla	7,0	2,1	8,2	2,0	8,5	2,3	12,5	2,6	10,3	2,8	8,6	2,2
		Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	39,7	18,1	37,6	14,2	25,6	6,5	23,8	5,6	24,7	8,8	30,9	10,6
			4 a 6	32,3	34,7	35,7	37,9	34,4	19,2	29,4	15,3	36,3	20,5	34,3	26,7
			7 e mais	22,1	43,8	23,4	46,2	37,0	73,3	43,3	78,5	37,4	69,8	31,3	61,1
		Tipo de Parto	Cesário	50,0	54,6	49,1	56,2	51,9	55,1	58,1	57,7	58,0	62,1	51,9	56,2
	Vaginal		50,0	45,3	50,9	43,5	48,0	44,8	41,9	42,2	42,0	37,5	48,1	43,6	
Assistência	Compleitude	Alta	21,7	11,0	46,7	26,1	40,3	35,2	58,1	40,7	41,2	24,2	40,1	28,0	
		Intermediária	54,7	49,5	31,7	34,9	46,5	50,3	27,8	43,0	41,1	47,7	42,2	45,2	
		Baixa	23,6	39,5	21,6	39,0	13,1	14,5	14,1	16,3	17,7	28,1	17,7	26,8	
	Natureza	Publico	76,8	58,3	72,9	56,8	63,6	50,1	27,5	25,4	52,7	40,4	64,9	50,8	
		Privado	10,1	21,4	13,0	23,2	11,6	11,4	48,0	36,3	25,4	31,0	15,3	19,8	
Total			100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0		

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Os percentuais calculados para cada variável tem como denominador ao número total de óbitos e de nascidos vivos em cada região, incluindo os dados ignorados/não preenchidos.

²Apresentaram percentuais de incompletude entre 10 a 20% no grupo de controles as variáveis: Ocupação materna (10,1% - Norte); Número de filhos vivos (19,3% - Norte; 12,2% - Nordeste; 13,3% - Sul); Número de Filhos Mortos (34,2% - Norte; 18,9% - Nordeste; 14,4% - Centro-Oeste; 13,7% - 27 capitais).

³No grupo de casos nenhuma variável apresentou percentual de incompletude entre 10 a 20%

A tabela 33 apresenta os valores da odds ratio bruta (OR) e dos respectivos valores da significância estatística resultantes da análise bivariada entre o óbito infantil e as variáveis independentes do estudo para o conjunto das capitais brasileiras e seus agregados nas respectivas macrorregiões.

As variáveis explicativas que demonstraram p-valor inferior a 20% nessa análise foram consideradas significativas e selecionadas para inclusão no modelo multinível logístico.

A idade da mãe foi um fator materno que se apresentou significativamente associado com o desfecho em todas as regiões. Nos nascidos vivos de mães adolescentes verificou-se maior valor da OR nas regiões Centro Oeste (1,59) e Sudeste (1,58). E dentre as mães com 35 anos e mais a OR mais alta foi observada nas capitais do Nordeste (Tabela 33).

O estado civil da mãe apresentou associação significativa com o óbito infantil no conjunto das capitais e nas regiões Norte e Sudeste, com maior valor da OR nesta última (1,21). A escolaridade materna só não esteve associada ao desfecho nas regiões Nordeste e Centro Oeste. Nas capitais do Sudeste a chance de ser nascido vivo de mães com menos de oito anos de estudo foi 1,32 vezes maior entre os casos do que para o grupo de controles (Tabela 33).

A ocupação materna também esteve significativamente associada com a mortalidade infantil em todas as regiões, exceto no Centro Oeste. O maior valor da OR relativo às mães sem ocupação remunerada foi constatado na região Nordeste (3,97). Com relação à raça/cor, a chance de ser filho vivo de mães não brancas foi maior entre o grupo de casos em comparação ao dos controles em todas as regiões do estudo, com os maiores valores da OR verificados no Sul (1,48) e no Sudeste (1,47) (Tabela 33).

Quanto à paridade, as variáveis número de filhos nascidos vivos e mortos estiveram associadas ao desfecho com significância estatística em todas as regiões. Apenas no Norte as informações relativas aos filhos mortos não foram analisadas pelo alto percentual de ignorados (Tabela 33).

No tocante às variáveis relacionadas à criança constatou-se que todas apresentaram significância estatística ao nível de 20% em todas as capitais e regiões estudadas (Tabela 33).

O sexo da criança esteve associado ao desfecho em todas as regiões, destacando-se a região Centro Oeste onde a OR no sexo masculino foi 1,31 vezes maior no grupo de casos do que entre os controles. (Tabela 33).

O baixo peso e o muito baixo peso ao nascer estiveram fortemente associados à mortalidade infantil em todas as regiões, com altos valores da OR. Na região Nordeste o muito

baixo peso representou uma chance de exposição 128,40 vezes maior entre casos do que entre os controles. Os nascidos com peso entre 1.500 a 2.499 gramas expressaram uma OR de 8,74 nos casos no Centro Oeste (Tabela 33).

A prematuridade também foi um fator de exposição significativo em todas as regiões com elevados valores da OR. No Sul verificou-se uma chance de exposição 16,58 vezes maior entre os casos (Tabela 33).

Valores de apgar no 1º minuto inferiores a 8 resultaram em fortes associações com o desfecho. A chance de asfixia grave a moderada foi 40,24 vezes maior nos casos do que nos controles para o conjunto dos capitais. No Centro Oeste a OR para essa categoria chegou a 50,45. Os nascidos vivos com asfixia leve demonstraram uma OR 7,04 vezes maior nos casos nas capitais do país, com maiores valores da OR nas regiões Centro Oeste e Sudeste (Tabela 33).

A presença de malformações congênicas esteve associada à mortalidade infantil em todas as regiões com significância estatística, sendo percebidas as OR mais altas nas regiões Centro Oeste, Sudeste (Tabela 33).

No que diz respeito às informações relativas à gestação e ao parto as variáveis tipo de gravidez e número de consultas de pré-natal demonstraram associação significativa com o desfecho em todas as regiões. As gestações dupla e múltipla constituíram maiores chances de exposição entre os casos, ressaltando a OR observada na região Sul (5,42). Também demonstraram maiores chances de exposição a realização de menos de 7 consultas de pré-natal, com maiores valores da OR observados dentre os nascidos de mães que realizaram de 0 a 3 consultas. O parto cesáreo por sua vez apresentou resultados da OR menor que 1, indicando fator de proteção com significância estatística em todas as regiões, exceto no Sul (Tabela 33).

Quanto às variáveis contextuais, observou-se que as unidades de completude baixa e intermediária demonstraram valores da OR menor que 1 em todas as regiões com significância estatística. Em relação à natureza observou-se que as unidades conveniadas e privadas também apresentaram OR menor que 1. No conjunto das capitais e nas regiões Sudeste e Centro Oeste as unidades privadas exibiram os menores valores da OR, enquanto que no Norte e no Nordeste as mais baixas OR foram encontradas nas conveniadas. Cabe ainda ressaltar que apenas nas capitais do Sul as unidades conveniadas apresentaram maior OR maior que 1 (OR=1,22) (Tabela 33).

Tabela 33 – Odds Ratio bruta (OR_{bruta}) e respectivos valores da significância estatística (p-valor) resultantes da análise bivariada entre o óbito infantil e as variáveis independentes individuais e contextuais para as capitais brasileiras agregadas nas respectivas macrorregiões. 2012

(Conclusão)

VARIÁVEIS			Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste		27 Capitais		
			OR_{bruta}	p-valor	OR_{bruta}	p-valor	OR_{bruta}	p-valor	OR_{bruta}	p-valor	OR_{bruta}	p-valor	OR_{bruta}	p-valor	
Criança	Idade Gestacional	Pré-termo	12,42		10,68		13,85		16,58		10,44		13,97		
		A termo	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	
	Apgar 1º minuto	0 a 4	48,01		42,86		38,54		29,09		50,45		40,24		
		5 a 7	6,85	0,000	7,15	0,000	7,19	0,000	6,77	0,000	7,19	0,000	7,04	0,000	
		8 a 10	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		
	Malformação Congênita	Sim	30,69		21,98		31,29		28,86		32,98		28,35		
		Não	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	
	Gravidez e Parto	Tipo de Gravidez	Única	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000	1,00	0,000
Dupla/ Múltipla			3,57		4,35		3,96		5,42		3,93		4,08		
Nº Consultas Pré-natal		0 a 3	4,33		5,25		7,80		7,74		5,21		5,66		
		4 a 6	1,84	0,000	1,86	0,000	3,55	0,000	3,49	0,000	3,31	0,000	2,51	0,000	
		7 e mais	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		
Tipo de Parto		Cesário	0,83		0,75		0,88		1,02		0,83		0,84		
	Vaginal	1,00	0,005	1,00	0,000	1,00	0,002	1,00	0,887	1,00	0,024	1,00	0,000		
CONTEXTUAIS	Assistência	Compleitude	Alta	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
			Intermediária	0,56	0,000	0,51	0,000	0,81	0,000	0,45	0,000	0,05	0,000	0,65	0,000
			Baixa	0,30		0,31		0,79		0,61		0,37		0,46	
	Natureza	Publico	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		1,00		
		Conveniado	0,36	0,000	0,44	0,000	0,81	0,000	1,22	0,000	0,63	0,000	0,61	0,000	
		Privado	0,49		0,55		0,51		0,59		0,59		0,52		

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

As tabelas 34 a 39 apresentam as estimativas ajustadas resultantes do Modelo Multinível final para cada uma das macrorregiões e para o conjunto das 27 capitais. Cabe ressaltar que permaneceram no modelo final as variáveis com significância estatística inferior a 10% e aquelas que embora apresentem valores de p maiores que 10% foram mantidas por força do critério de ajuste do modelo (AIC e BIC).

Compuseram o modelo final da região Norte doze variáveis verificando-se um predomínio dos fatores relacionados à mãe e à criança. O baixo número de consultas de pré-natal e a natureza da unidade de nascimento no recém-nascido também permaneceram no modelo final das capitais dessa região (Tabela 34).

Tabela 34 - Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Norte, 2012.

	Variáveis	OR ajustada	IC	p-valor	Erro Padrão	z
Idade da Mãe	< 20 anos	1,55	1,11 – 2,15	0,009	0,14	-1,49
	20 a 34 anos	1,00	-	-	-	-
	35 e mais	1,23	0,78-1,76	0,457	0,29	0,89
Estado Civil	Casada, União Estável	1,00	-	-	-	-
	Solteira, Separada, Viúva	1,25	0,95-1,63	0,107	0,13	1,61
Escolaridade	> 8 anos	1,22	0,93-1,62	0,151	0,17	1,44
	8 e mais	1,00	-	-	-	-
Ocupação	Com ocupação	1,00	-	-	-	-
	Sem ocupação	2,06	1,14-4,37	0,002	5,23	4,81
Nº Filhos Vivos	0	0,80	0,59-1,09	0,167	0,13	-1,38
	1	1,00	-	-	-	-
	2 e mais	1,14	0,83-1,55	0,410	0,18	0,82
Sexo	Feminino	1,00	-	-	-	-
	Masculino	1,25	0,99-1,58	0,063	0,15	1,86
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	46,12	24,54-86,68	0,000	14,85	11,9
	Baixo Peso	5,27	3,70-7,48	0,000	0,95	0
	Normal	1,00	-	-	-	-
Idade Gestacional	Pré-termo	2,29	0,93-3,78	0,000	0,21	1,16
	A termo	1,00	-	-	-	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	14,83	8,84-24,88	0,000	3,92	10,21
	5 a 7	3,97	2,84-5,56	0,000	0,68	8,04
	8 a 10	1,00	-	-	-	-
Malformação Congênita	Sim	27,51	12,62-59,93	0,000	10,93	8,34
	Não	1,00	-	-	-	-
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	1,70	1,22-2,37	0,002	0,29	3,12
	4 a 6	1,17	0,88-1,57	0,280	1,75	1,08
	7 e mais	1,00	-	-	-	-
Natureza	Publico	1,00	-	-	-	-
	Conveniado	0,95	0,56-1,60	0,846	0,25	-0,19
	Privado	0,64	0,41-1,00	0,051	0,15	-1,95

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Todas as variáveis foram incluídas no modelo inicial por apresentar $p < 0,20$ na análise bivariada, exceto a variável número de filhos mortos por apresentar percentual de ignorados superior a 20%.

² N° de unidades no nível 1: 4.995; N° de unidades no nível 2: 84; N° de unidades no nível 3: 7

³ Ajuste do Modelo: AIC 1951,819 / BIC 2088,866 ⁴ Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,11654487 (0,07966821) / Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,39564475 (0,2596284)

Em relação às capitais no Nordeste, o modelo final foi composto por nove variáveis, dentre as quais a maior parte está relacionada às características maternas e da criança. Dentre os fatores relativos à gestação e ao parto apenas o baixo número de consultas de pré-natal consistiu como fator de risco. Ressalta-se ainda que não permaneceram no modelo dessa região nenhuma variável contextual.

A tabela 35 apresenta as estimativas ajustadas dos fatores de risco para a mortalidade infantil resultantes do modelo multinível das capitais nordestinas.

Tabela 35 - Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Nordeste, 2012.

Variáveis	OR ajustada	IC	p-valor	Erro Padrão	z	
Idade da Mãe	< 20 anos	1,54	1,17-2,02	0,002	0,213	3,12
	20 a 34 anos	1,00	-	-	-	-
	35 e mais	1,06	0,79-1,41	0,712	0,16	0,37
Ocupação	Com ocupação	1,00	-	-	-	-
	Sem ocupação	2,83	1,39-4,71	0,000	2,60	9,76
Raça Cor	Branca	1,00	-	-	-	-
	Não Branca	1,44	1,10-1,88	0,008	0,20	2,64
Nº Filhos Vivos	0	0,87	0,69-1,10	0,249	0,10	-1,11
	1	1,00	-	-	-	-
	2 e mais	1,37	1,05-1,79	0,020	1,88	2,32
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	103,75	65,53-164,26	0,000	24,32	19,8
	Baixo Peso	5,36	4,02-7,14	0,000	0,79	11,45
	Normal	1,00	-	-	-	-
Idade Gestacional	Pré-termo	3,77	1,59-5,21	0,000	0,90	4,95
	A termo	1,00	-	-	-	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	13,09	9,54-17,96	0,000	2,11	15,95
	5 a 7	2,97	2,33-3,78	0,000	0,37	8,77
	8 a 10	1,00	-	-	-	-
Malformação Congênita	Sim	27,74	15,97-48,18	0,000	7,81	11,8
	Não	1,00	-	-	-	-
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	1,43	1,07-1,91	0,015	0,21	2,43
	4 a 6	1,02	0,81-1,28	0,884	0,12	0,15
	7 e mais	1,00	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Não foram incluídas no modelo inicial por apresentar $p > 0,20$ na análise bivariada as variáveis: escolaridade materna e estado civil da mãe

² N° de unidades no nível 1: 8.693; N° de unidades no nível 2: 173; N° de unidades no nível 3: 9

³ Ajuste do Modelo: AIC 3158,71 / BIC 3297,145

⁴ Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,42584847 (0,1324203); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,55863323 (0,30268624)

Compuseram o modelo final da região Sudeste doze variáveis explicativas, incluindo todos os fatores de risco relacionados às condições das crianças e 05 variáveis relacionadas às características maternas. As consultas de pré-natal e o tipo de gravidez também foram fatores relativos à gestação e ao parto que integraram o modelo (Tabela 36).

As estimativas ajustadas dos fatores de risco associados ao óbito infantil no Sudeste são apresentadas na tabela abaixo.

Tabela 36 - Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Sudeste, 2012.

	Variáveis	OR ajustada	IC	p-valor	Erro Padrão	z
Idade da Mãe	< 20 anos	1,24	1,00-1,54	0,047	0,14	1,99
	20 a 34 anos	1,00	-	-	-	-
	35 e mais	0,91	0,74-1,13	0,415	0,09	-0,82
Estado Civil	Casada, União Estável	1,00	-	-	-	-
	Solteira, Separada, Viúva	1,46	1,24-1,72	0,000	0,12	4,53
Ocupação	Com ocupação	1,00	-	-	-	-
	Sem ocupação	1,29	0,83-1,98	0,253	0,28	1,14
Raça Cor	Branca	1,00	-	-	-	-
	Não Branca	1,11	0,95-1,30	0,199	0,09	1,28
Nº Filhos Vivos	0	0,85	0,71-1,02	0,076	0,08	-1,77
	1	1,00	-	-	-	-
	2 e mais	1,36	1,11-1,68	0,003	0,15	2,92
Sexo	Feminino	1,00	-	-	-	-
	Masculino	1,12	0,96-1,29	0,141	0,08	1,47
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	76,27	53,20-109,34	0,000	14,02	23,59
	Baixo Peso	4,82	3,90-5,97	0,000	0,53	14,46
	Normal	1,00	-	-	-	-
Idade Gestacional	Pré-termo	8,62	5,36 – 11,17	0,000	1,21	15,76
	A termo	1,00	-	-	-	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	10,72	8,24-13,93	0,000	1,43	17,72
	5 a 7	2,50	2,07-3,03	0,000	0,24	9,47
	8 a 10	1,00	-	-	-	-
Malformação Congênita	Sim	37,48	27,87-50,42	0,000	5,67	23,96
	Não	1,00	-	-	-	-
Tipo de Gravidez	Única	1,00	-	-	-	-
	Dupla / Múltipla	1,33	0,91-1,93	0,142	0,25	1,47
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	1,76	1,83-2,25	0,000	0,22	4,53
	4 a 6	1,37	1,15-1,63	0,000	0,12	3,55
	7 e mais	1,00	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Todas as variáveis foram incluídas no modelo inicial por apresentar $p < 0,20$ na análise bivariada.

² N° de unidades no nível 1: 12751; N° de unidades no nível 2: 275; N° de unidades no nível 3: 4

³ Ajuste do Modelo: AIC 5162,108 / BIC 5309,04

⁴ Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,10882201 (0,0440365); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,00248253 (0,01431209)

No tocante à região Sul, permaneceram no modelo final sete variáveis, com predomínio daquelas relativas às condições do recém-nascido (Tabela 37).

Das variáveis maternas apenas a escolaridade da mãe ficou na modelo e o número de consultas de pré-natal dentre os fatores relacionados à gestação. Entretanto nessa região a variável contextual natureza da unidade de saúde de nascimento da criança permaneceu no modelo final (Tabela 37).

A tabela abaixo exhibe as estimativas ajustadas dos fatores de risco para a mortalidade infantil resultantes do modelo multinível das capitais do Sul.

Tabela 37 - Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Sul, 2012.

Variáveis		OR ajustada	IC	p-valor	Erro Padrão	z
Escolaridade	> 8 anos	1,85	1,09-3,12	0,022	0,49	2,29
	8 e mais	1,00	-	-	-	-
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	73,69	27,91-194,55	0,000	36,5	8,68
	Baixo Peso	7,52	3,91-14,46	0,000	2,51	6,05
	Normal	1,00	-	-	-	-
Idade Gestacional	Pré-termo	13,83	10,41 – 18,49	0,000	4,84	6,87
	A termo	1,00	-	-	-	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	5,81	2,85-11,88	0,000	2,12	4,83
	5 a 7	2,31	1,31-4,04	0,004	0,66	2,92
	8 a 10	1,00	-	-	-	-
Malformação Congênita	Sim	33,42	13,56-82,39	0,000	15,39	7,62
	Não	1,00	-	-	-	-
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	3,32	1,73-6,35	0,000	1,10	3,63
	4 a 6	1,38	0,76-2,47	0,285	0,41	1,07
	7 e mais	1,00	-	-	-	-
Natureza	Publico	1,00	-	-	-	-
	Conveniado	1,13	0,68-1,85	0,289	0,37	1,02
	Privado	0,49	0,20-1,19	0,114	0,22	-1,58

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Não foram incluídas no modelo inicial por apresentar $p > 0,20$ na análise bivariada as variáveis: estado civil da mãe e tipo de parto

² N° de unidades no nível 1: 1791; N° de unidades no nível 2: 52; N° de unidades no nível 3: 3

³ Ajuste do Modelo: AIC 671,707 / BIC 757,3961

⁴ Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,03995209 (0,13437628); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 3,6044215 (3,5387643)

Como resultado da análise multinível das capitais da região Centro-Oeste, integraram o modelo final dessa região dez variáveis, sendo cinco relacionados às características da criança (Tabela 38).

Ressalta-se ainda a permanência da completude do estabelecimento de nascimento da criança na composição do modelo (Tabela 38).

Apresenta-se abaixo as estimativas ajustadas dos fatores de risco para a mortalidade infantil da região Centro Oeste.

Tabela 38 - Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Capitais da região Centro Oeste, 2012.

Variáveis		OR ajustada	IC	p-valor	Erro Padrão	Z
Idade da Mãe	< 20 anos	3,58	2,02-6,34	0,000	1,04	4,37
	20 a 34 anos	1,00	-	-	-	-
	35 e mais	1,23	0,77-1,96	0,393	0,29	0,85
Raça Cor	Branca	1,00	-	-	-	-
	Não Branca	1,47	0,97-2,24	0,069	0,32	1,82
Nº Filhos Mortos	0	1,00	-	-	-	-
	1	0,90	0,54-1,50	0,689	0,23	-0,4
	2 e mais	2,43	1,16-5,11	0,019	0,92	2,35
Sexo	Feminino	1,00	-	-	-	-
	Masculino	1,44	1,01-2,05	0,041	0,26	2,04
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	212,77	85,13-531,77	0,000	99,44	11,47
	Baixo Peso	9,99	5,79-17,25	0,000	2,783	8,27
	Normal	1,00	-	-	-	-
Idade Gestacional	Pré-termo	6,64	5,56 – 7,92	0,000	2,20	5,35
	A termo	1,00	-	-	-	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	18,70	9,21-38,01	0,000	6,77	8,1
	5 a 7	2,98	1,86-4,75	0,000	0,71	4,57
	8 a 10	1,00	-	-	-	-
Malformação Congênita	Sim	21,80	7,94-59,81	0,000	11,23	5,99
	Não	1,00	-	-	-	-
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	2,89	1,67-4,99	0,000	0,80	3,81
	4 a 6	1,93	1,26-2,97	0,003	0,42	3,01
	7 e mais	1,00	-	-	-	-
Completude	Alta	1,00	-	-	-	-
	Intermediária	0,27	0,06-1,13	0,073	0,20	-1,79
	Baixa	0,19	0,4-0,87	0,031	0,15	-2,16

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Não foram incluídas no modelo inicial por apresentar $p > 0,20$ na análise bivariada as variáveis: estado civil, escolaridade e ocupação da mãe.

² N° de unidades no nível 1: 3525; N° de unidades no nível 2: 118; N° de unidades no nível 3: 4

³ Ajuste do Modelo: AIC 1058,492 / BIC 1172,759

⁴ Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 2,3135363 (0,73140467); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 6,0256696 (6,7930071)

No tocante à análise agregada das 27 capitais brasileiras, a análise multinível resultou em um modelo composto por treze fatores de risco (Tabela 39).

Das variáveis explicativas testadas apenas o número de filhos nascidos mortos, o tipo de parto e as duas variáveis contextuais (completude e natureza) não integraram o modelo final (Tabela 39).

As estimativas ajustadas dos fatores de risco associados ao óbito infantil para o conjunto das capitais do país são apresentadas na tabela abaixo.

Tabela 39 - Estimativas resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais. Conjunto das 27 capitais, 2012.

	Variáveis	OR ajustada	IC	p-valor	Erro Padrão	z
Idade da Mãe	< 20 anos	1,43	1,24-1,64	0,000	0,10	4,97
	20 a 34 anos	1,00	-	-	-	-
	35 e mais	0,98	0,85-1,13	0,764	0,72	-0,3
Estado Civil	Casada, União Estável	1,00	-	-	-	-
	Solteira, Separada, Viúva	1,24	1,11-1,38	0,000	0,07	3,93
Escolaridade	< 8 anos	1,09	0,97-1,23	0,158	0,66	1,41
	8 e mais	1,00	-	-	-	-
Ocupação	Com ocupação	1,00	-	-	-	-
	Sem ocupação	1,74	1,19-2,45	0,001	1,07	4,12
Raça Cor	Branca	1,00	-	-	-	-
	Não Branca	1,16	1,03-1,31	0,011	0,07	2,54
Nº Filhos Vivos	0	0,86	0,76-0,97	0,013	0,05	-2,48
	1	1,00	-	-	-	-
	2 e mais	1,28	1,12-1,46	0,000	0,88	3,59
Sexo	Feminino	1,00	-	-	-	-
	Masculino	1,15	1,04-1,26	0,005	0,06	2,82
Peso ao Nascer	Muito Baixo Peso	80,20	63,36-101,53	0,000	9,65	36,44
	Baixo Peso	5,26	4,57-6,06	0,000	0,38	23,01
	Normal	1,00	-	-	-	-
Idade Gestacional	Pré-termo	7,52	5,56 – 9,92	0,000	1,79	10,45
	A termo	1,00	-	-	-	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	11,54	9,70-13,72	0,000	1,02	27,69
	5 a 7	2,82	2,48-3,19	0,000	0,18	16,15
	8 a 10	1,00	-	-	-	-
Malformação Congênita	Sim	35,61	28,24-44,90	0,000	4,21	30,21
	Não	1,00	-	-	-	-
Tipo de Gravidez	Única	1,00	-	-	-	-
	Dupla / Múltipla	1,07	0,82-1,40	0,628	0,15	0,48
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	1,80	1,55-2,09	0,000	0,14	7,8
	4 a 6	1,28	1,14-1,44	0,000	0,08	4,22
	7 e mais	1,00	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Todas as variáveis foram incluídas no modelo inicial por apresentar $p < 0,20$ na análise bivariada.

² N° de unidades no nível 1: 31.755; N° de unidades no nível 2: 702; N° de unidades no nível 3: 27

³ Ajuste do Modelo: AIC 12099,76 / BIC 12273,16

⁴ Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,26936676 (0,05132081); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 1,1229798 (0,40503521)

A tabela 40 apresenta um consolidado dos fatores de risco associados à mortalidade infantil e seus respectivos valores da Odds Ratio e p-valor ajustados pelo modelo multinível para o conjunto das capitais brasileiras e agregadas em suas macrorregiões.

Percebe-se que o modelo final do conjunto das capitais é integrado pelo maior número de variáveis explicativas (13), seguido do modelo da região Sudeste. Já a região Sul é a que apresenta menor número de fatores de risco na composição do seu modelo final (7) (Tabela 40).

A variável tipo de parto foi a única a não permanecer em nenhum modelo final resultante da análise multinível (Tabela 40).

Dentre os fatores de risco relacionados às características maternas observou-se que a idade da mãe esteve associada ao óbito infantil em todas as regiões exceto no Sul. Os nascidos vivos de mães adolescentes foram os que apresentaram maiores chances de exposição, com OR chegando a 3,58 no Centro Oeste (Tabela 40).

Ser filho de mãe solteira, separada ou viúva representou fator de risco para o óbito infantil no conjunto das capitais brasileiras e nas regiões Norte e Sudeste, com maior valor da OR nesta última (1,46) (Tabela 40).

A escolaridade materna apresentou associação significativa com o desfecho nas regiões Norte, Sul e no agregado das capitais. Na região Sul a chance de ser nascido vivo de mãe com menos de 8 anos de estudo foi 1,85 vezes maior nos casos em relação aos controles (Tabela 40).

A ocupação materna só não esteve associada à mortalidade infantil nos modelos finais das regiões Sul e Centro Oeste. Nas demais, a chance de ser filho de mães sem ocupação remunerada foi maior entre os casos, com maior valor da OR observado na região Nordeste (2,83) (Tabela 40).

A raça/cor da mãe também só não esteve associada ao desfecho nas capitais das regiões Norte e Sul, nas outras regiões ser filho de mãe não branca consistiu em fator de risco para a mortalidade infantil (Tabela 40).

Também nas regiões Sul e Centro Oeste a variável número de filhos nascidos vivos não esteve associada ao desfecho. Nas demais regiões as mães primíparas apresentaram valores da OR inferiores a 1, enquanto que as que tiveram mais de 2 filhos representaram fator de risco para o óbito infantil (Tabela 40).

Ainda em relação à paridade da mãe, a variável número de filhos nascidos mortos permaneceu no modelo final apenas das capitais da região Centro Oeste, na qual a chance de

ser nascido vivo de mães que tiveram 2 e mais filhos mortos foi 2,43 vezes maior entre o grupo de casos (Tabela 40).

Os fatores de risco relacionados às condições do recém-nascido foram os que se apresentaram mais fortemente associados à mortalidade infantil. Dentre esses destacam-se o peso ao nascer (baixo e muito baixo peso), a prematuridade, os baixos valores do índice de apgar no primeiro minuto e a presença de malformações congênicas que apresentaram elevados valores da OR ajustada permanecendo no modelo multinível final de todas as regiões (Tabela 40).

O sexo da criança só não compôs o modelo final nas regiões Nordeste e Sul, nas demais os recém-nascidos do sexo masculino apresentaram maior chance de exposição entre os casos (Tabela 40).

No que concerne aos fatores relativos à gestação e ao parto, o baixo número de consultas de pré-natal foi o fator mais fortemente associado ao óbito infantil integrando o modelo de risco em todas as regiões. Entre os nascidos vivos de mães que realizaram de 0 a 3 consultas de pré-natal o maior valor da OR foi observado na região Sul (3,32) e entre as que tiveram 4 a 6 consultas as capitais do Centro Oeste apresentaram a OR mais alta (1,93) (Tabela 40).

As gestações duplas e múltiplas compuseram o modelo de risco para a mortalidade infantil apenas no conjunto das capitais e na região Sudeste (Tabela 40).

Por fim, no tocante às variáveis contextuais referentes às unidades de nascimento das crianças, a completude permaneceu no modelo final apenas da região Sudeste, na qual os nascimentos em estabelecimentos de baixa e intermediária completude representaram fator de proteção ao óbito infantil (Tabela 40).

A natureza da unidade de saúde esteve associada à mortalidade infantil apenas nas capitais das regiões Norte e Sul. Os estabelecimentos privados apresentaram OR menor que 1 em ambas as regiões, já no Sul os nascimentos em unidades conveniadas consistiram em fator de risco para óbito de menores de um ano (Tabela 40).

Tabela 40 – Valores da Odds Ratio Ajustada (OR_{ajust}) e respectiva significância estatística (p-valor) resultantes do Modelo Multinível para associação entre a mortalidade infantil e os determinantes individuais e contextuais para o conjunto das 27 capitais e seus agregados nas respectivas macrorregiões, 2012.

(Conclusão)

Variáveis	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro Oeste		27 Capitais		
	OR_{ajust}	p-valor	OR_{ajust}	p-valor	OR_{ajust}	p-valor	OR_{ajust}	p-valor	OR_{ajust}	p-valor	OR_{ajust}	p-valor	
Idade Gestacional	> 37 semanas	2,29	0,000	3,77	0,000	8,62	0,000	13,83	0,000	6,64	0,000	7,52	0,000
	37 e mais	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-
Apgar 1º minuto	0 a 4	14,83	0,000	13,09	0,000	10,72	0,000	5,81	0,000	18,70	0,000	11,54	0,000
	5 a 7	3,97	0,000	2,97	0,000	2,50	0,000	2,31	0,004	2,98	0,000	2,82	0,000
	8 a 10	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-
Malformação Congênita	Sim	27,51	0,000	27,74	0,000	37,48	0,000	33,42	0,000	21,80	0,000	35,61	0,000
	Não	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-
Tipo de Gravidez	Única					1,00	-					1,00	-
	Dupla / Múltipla					1,33	0,142					1,07	0,628
Nº Consultas Pré-natal	0 a 3	1,70	0,002	1,43	0,015	1,76	0,000	3,32	0,000	2,89	0,000	1,80	0,000
	4 a 6	1,17	0,280	1,02	0,884	1,37	0,000	1,38	0,285	1,93	0,003	1,28	0,000
	7 e mais	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-
Compleitude	Alta									1,00	-		
	Intermediária									0,27	0,073		
	Baixa									0,19	0,031		
Natureza	Publico	1,00	-					1,00	-				
	Conveniado	0,95	0,846					1,13	0,289				
	Privado	0,64	0,051					0,49	0,114				

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

As tabelas 41 a 46 exibem os resultados da análise da interação entre o número de consultas de pré-natal, uma variável do nível individual fortemente associada à mortalidade infantil presente em todos os modelos finais aqui apresentados, e as variáveis contextuais referentes à assistência à saúde (completude e natureza). Para o conjunto das capitais incluiu-se ainda a interação entre o pré-natal e o IDH.

Nas capitais do Norte a análise de interação evidencia que o baixo número de consultas de pré-natal esteve relacionado ao óbito infantil independentemente do nível de completude ou da natureza do estabelecimento de nascimento da criança, exceto no estrato de mães realizaram entre 0 a 3 consultas e cujos partos ocorreram em serviços conveniados, observando-se uma OR < 1 com significância estatística (p-valor < 0,10) indicando menor risco quando comparadas às unidades públicas (Tabela 41).

Tabela 41 - Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Norte. 2012

Variáveis	OR	IC 95%	p-valor
Consultas de Pré-Natal X Completude			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	4,06	2,62 - 6,29	0,000
4 a 6 Consultas	2,08	2,36 - 13,18	0,001
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Completude Alta	1,00	-	-
Completude Intermediária	0,62	0,33 - 1,15	0,130
Completude Baixa	0,45	0,24 - 0,83	0,011
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Completude Intermediária	1,12	0,67 - 1,86	0,672
0 a 3 consultas X Completude Baixa	0,72	0,41 - 1,28	0,263
4 a 6 consultas X Completude Intermediária	0,84	0,51 - 1,38	0,481
4 a 6 consultas X Completude Baixa	0,79	0,47 - 1,35	0,395
Consultas de Pré-Natal X Natureza			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	4,34	3,44 - 5,47	0,000
4 a 6 Consultas	1,8	1,43 - 2,27	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Público	1,00	-	-
Conveniado	0,63	0,32 - 1,26	0,195
Privado	0,73	0,48 - 1,12	0,153
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Conveniado	0,59	0,33 - 1,08	0,087
0 a 3 consultas X Privado	0,80	0,47 - 1,37	0,420
4 a 6 consultas X Conveniado	0,78	0,47 - 1,30	0,346
4 a 6 consultas X Privado	1,38	0,68 - 1,89	0,615

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Completude: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,16627451 (0,650506); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 1,12030019 (7,70300011) - ²Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Natureza: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,18108467 (0,8137744); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,00253546 (0,03222096)

Resultados semelhantes foram observados na região Nordeste, na qual foi evidenciada a associação entre menos de sete consultas de pré-natal e a mortalidade infantil, em geral, sem diferenças significantes com os níveis de completude ou da natureza da unidade de nascimento (Tabela 42).

Porém observou-se interação estatisticamente significativa entre as crianças cujas mães realizaram entre 4 a 6 consultas de pré-natal e nasceram em unidades privadas, expressando um aumento no risco, com uma OR de 2,21. Também em relação aos serviços privados verificou-se uma OR de 1,51 no estrato de 0 a 3 consultas, porém sem significância estatística o que pode estar relacionado ao tamanho da amostra (Tabela 42).

Tabela 42 - Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Nordeste. 2012

Variáveis	OR	IC 95%	p-valor
Consultas de Pré-Natal X Completude			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	4,55	3,59 - 5,77	0,000
4 a 6 Consultas	1,91	1,52 - 2,39	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Completude Alta	1,00	-	-
Completude Intermediária	0,66	0,44 - 0,99	0,044
Completude Baixa	0,49	0,33 - ,072	0,000
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Completude Intermediária	1,32	0,92 - 1,90	0,135
0 a 3 consultas X Completude Baixa	1,09	0,73 - 1,62	0,665
4 a 6 consultas X Completude Intermediária	1,18	0,85 - 1,10	0,325
4 a 6 consultas X Completude Baixa	0,86	0,60 - 1,25	0,437
Consultas de Pré-Natal X Natureza			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	4,93	4,10 - 5,93	0,000
4 a 6 Consultas	1,87	1,57 - 2,22	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Público	1,00	-	-
Conveniado	0,68	0,40 - 1,16	0,160
Privado	0,97	0,63 - 1,51	0,911
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Conveniado	0,82	0,53 - 1,26	0,363
0 a 3 consultas X Privado	1,51	0,87 - 2,60	0,380
4 a 6 consultas X Conveniado	0,74	0,50 - 1,10	0,137
4 a 6 consultas X Privado	2,21	1,49 - 3,28	0,000

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota:¹Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Completude: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,58701576 (0,12291005); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,2375024 (0,03614717) - ²Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Natureza: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,69136876 (0,13603321); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,0330374 (0,4463877)

Dentre as capitais da região Sudeste verificou-se que o baixo número de consultas de pré-natal manteve-se associado ao óbito infantil indiferentemente do nível de completude do estabelecimento de nascimento (Tabela 43).

Entretanto na interação com a natureza da unidade constatou-se associação significativa entre as crianças cujas mães realizaram menos de 7 consultas e tiveram seu nascimento em unidades privadas, observando-se maior risco de óbito ($OR > 1$) nessas unidades. Também apresentou significância estatística a interação entre o estrato de 4 a 6 consultas de pré-natal e a ocorrência dos nascimentos em serviços conveniados ao SUS, indicando menor risco em unidades conveniadas do que nas públicas ($OR = 0,66$) (Tabela 43).

Tabela 43 - Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Sudeste. 2012

Variáveis	OR	IC 95%	p-valor
Consultas de Pré-Natal X Completude			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	7,2	5,91 - 8,83	0,000
4 a 6 Consultas	3,4	2,89 - 4,02	0,000
7 e mais Consultas	1,0	-	-
Completude Alta	1,0	-	-
Completude Intermediária	0,8	0,59 - 0,98	0,032
Completude Baixa	0,8	0,57 - 1,04	0,086
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Completude Intermediária	1,25	0,95 - 1,66	0,114
0 a 3 consultas X Completude Baixa	1,48	0,92 - 2,38	0,108
4 a 6 consultas X Completude Intermediária	1,11	0,88 - 1,39	0,367
4 a 6 consultas X Completude Baixa	1,10	0,79 - 1,52	0,568
Consultas de Pré-Natal X Natureza			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	7,60	6,50 - 8,89	0,000
4 a 6 Consultas	3,16	2,76 - 3,62	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Público	1,00	-	-
Conveniado	1,04	0,74 - 1,46	0,812
Privado	0,69	0,55 - 0,86	0,001
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Conveniado	0,74	0,50 - 1,11	0,152
0 a 3 consultas X Privado	1,76	1,14 - 2,70	0,010
4 a 6 consultas X Conveniado	0,66	0,48 - 0,91	0,012
4 a 6 consultas X Privado	2,02	1,58 - 2,59	0,000

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota:¹Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Completude: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,24244059 (0,04379712); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 1,0410015 (3,27900009) - ²Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Natureza: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,023621074 (0,04345141); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 8,49500015 (1,00500008)

Quanto às capitais da região Sul verificou-se que os nascidos vivos de mães que realizaram entre 4 e 6 consultas de pré-natal e nasceram em serviços de baixa completude e privados apresentaram maior risco para a mortalidade infantil, expressando elevados valores da OR com significância estatística (Tabela 44).

Ressaltam-se ainda que algumas outras interações demonstraram altos valores da OR tanto para completude quanto para a natureza do serviço, porém sem significância (p-valor >0,10), provavelmente em virtude do tamanho da amostra (Tabela 44).

Tabela 44 - Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Sul. 2012

Variáveis	OR	IC 95%	p-valor
Consultas de Pré-Natal X Completude			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	7,97	5,06 - 12,56	0,000
4 a 6 Consultas	2,87	1,89 - 4,35	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Completude Alta	1,00	-	-
Completude Intermediária	0,67	0,29 - 1,57	0,357
Completude Baixa	0,48	0,17 - 1,40	0,181
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Completude Intermediária	1,08	0,36 - 3,22	0,892
0 a 3 consultas X Completude Baixa	2,90	0,38 - 22,22	0,306
4 a 6 consultas X Completude Intermediária	1,55	2,78 - 3,08	0,207
4 a 6 consultas X Completude Baixa	4,96	1,79 - 13,70	0,002
Consultas de Pré-Natal X Natureza			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	7,59	3,42 - 16,84	0,000
4 a 6 Consultas	3,65	2,05 - 6,50	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Público	1,00	-	-
Conveniado	1,17	0,47 - 2,92	0,739
Privado	0,56	0,22 - 1,41	0,219
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Conveniado	1,02	0,40 - 2,59	0,964
0 a 3 consultas X Privado	1,49	0,17 - 13,16	0,718
4 a 6 consultas X Conveniado	0,68	0,33 - 1,42	0,307
4 a 6 consultas X Privado	3,05	1,30 - 7,15	0,010

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota:¹Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Completude: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,8774731 (0,38175092); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 6,38400013 (3,45300007)

²Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Natureza: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,83485635 (0,33553967); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 5,17700017 (2,89700009)

Na região Centro Oeste não foi identificada interação significativa entre o número de consultas e a completude da unidade de nascimento da criança, permanecendo o maior risco entre os nascidos vivos de mães que realizaram menos de sete consultas de pré-natal indiferentemente do ISC (Tabela 45).

Todavia, constatou-se uma associação significativa com aumento no risco para a mortalidade infantil entre as crianças cujas mães realizaram de 0 a 3 consultas e tiveram seu nascimento em unidades conveniadas e aquelas que fizeram 4 a 6 consultas de pré-natal e cujos partos ocorreram em serviços privados e conveniados ao SUS (Tabela 45).

Tabela 45 - Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças). Capitais da região Centro Oeste. 2012

Variáveis	OR	IC 95%	p-valor
Consultas de Pré-Natal X Completude			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	5,27	3,57 - 7,77	0,000
4 a 6 Consultas	3,27	3,34 - 4,59	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Completude Alta	1,00	-	-
Completude Intermediária	0,51	0,27 - 0,95	0,034
Completude Baixa	0,36	1,19 - 0,67	0,002
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Completude Intermediária	1,17	0,67 - 2,03	0,578
0 a 3 consultas X Completude Baixa	0,85	0,44 - 1,65	0,639
4 a 6 consultas X Completude Intermediária	1,03	0,65 - 1,63	0,906
4 a 6 consultas X Completude Baixa	1,09	0,62 - 1,93	0,751
Consultas de Pré-Natal X Natureza			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	4,62	3,33 - 6,40	0,000
4 a 6 Consultas	2,56	1,92 - 3,41	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Público	1,00	-	-
Conveniado	0,54	0,29 - 1,01	0,054
Privado	0,74	0,44 - 1,26	0,274
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Conveniado	2,19	1,19 - 4,02	0,011
0 a 3 consultas X Privado	0,71	0,37 - 1,37	0,310
4 a 6 consultas X Conveniado	1,80	1,12 - 2,90	0,015
4 a 6 consultas X Privado	1,89	1,09 - 3,28	0,024

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota:¹Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Completude: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,50065335(0,14532047); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 6,25300013 (3,61200007)

²Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Natureza: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,5971503 (0,16732333); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 8,36200015 (2,54000008)

Por fim, na análise do conjunto das 27 capitais, constatou-se que o baixo número de consultas de pré-natal esteve fortemente associado ao óbito infantil em todas os cenários.

Verificou-se uma associação significativa entre as crianças cujas mães realizaram 0 a 3 consultas de pré-natal e nasceram em unidades de completude intermediária e também entre aquelas que fizeram de 4 a 6 consultas e cujos nascimentos ocorreram em unidades de baixa completude, porém nesta última com efeito protetor ($OR < 1$) (Tabela 46).

Os resultados da interação demonstram ainda relação estatisticamente significativa para a mortalidade infantil, entre os recém-nascidos de mães que alcançaram de 4 a 6 consultas de pré-natal e que nasceram em serviços privados (Tabela 46).

Quanto ao IDH, foram observadas associações com significância estatística entre mães que realizaram em de 0 a 3 consultas de pré-natal e residem em cidades de baixo IDH e entre aquelas que concluíram de 4 a 6 consultas e vivem em capitais de IDH baixo e intermediário. Entretanto essas interações resultaram em valores da OR menor que 1 (Tabela 46).

Esses achados demonstram que apesar do baixo número de consultas de pré-natal representar maior risco para o óbito de menores de um ano em qualquer situação, em cidades de IDH mais baixo e intermediário, essa condição representa um risco menor, quando comparado ao de ter realizado número insuficiente de consultas de pré-natal em capitais de IDH alto.

Isso se dá porque, segundo resultados da análise bivariada realizada para esta variável (pré-natal) e estratificada por nível do IDH, entre as mães que realizara 0 a 3 consultas e residiam em cidades de baixo IDH a OR foi de 4,34 (p -valor=0,000) enquanto que nessa mesma categoria de consultas em cidades de alto IDH a OR foi de 7,75 (p -valor=0,000).

Resultado semelhante foi observado entre as mães que realizaram 4 a 6 consultas e viviam em capitais de IDH baixo ($OR=1,61$ e p -valor=0,000) e entre aquelas situadas em cidades de IDH alto ($OR=3,62$ e p -valor=0,000).

Demonstrando que mesmo o baixo número de consultas durante a gestação sendo um fator de risco para a mortalidade infantil nas cidades com diferentes níveis de IDH, as capitais com IDH mais alto apresentaram também os maiores valores da OR.

Tabela 46 - Estimativas da Odds Ratio (OR), respectivos Intervalos de Confiança (IC 95%) e significância estatística (p-valor) resultantes do modelo multinível para interação entre o número de consultas de pré-natal, as variáveis contextuais (completude e natureza do estabelecimento de nascimento das crianças) e IDH. 27 Capitais brasileiras. 2012

Variáveis	OR	IC 95%	p-valor
Consultas de Pré-Natal X Completude			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	6,12	5,38 - 6,97	0,000
4 a 6 Consultas	2,83	2,53 - 3,18	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Completude Alta	1,00	-	-
Completude Intermediária	0,66	0,53 - 0,81	0,000
Completude Baixa	0,52	0,41 - 0,65	0,000
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Completude Intermediária	1,17	0,98 - 1,40	0,087
0 a 3 consultas X Completude Baixa	0,86	0,68 - 1,08	0,190
4 a 6 consultas X Completude Intermediária	0,06	0,90 - 1,24	0,465
4 a 6 consultas X Completude Baixa	0,85	0,70 - 1,03	0,098
Consultas de Pré-Natal X Natureza			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	6,02	5,45 - 6,65	0,000
4 a 6 Consultas	2,50	2,28 - 2,74	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
Público	1,00	-	-
Conveniado	0,77	0,60 - 0,97	0,031
Privado	0,73	0,60 - 0,87	0,001
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X Conveniado	0,93	0,75 - 1,16	0,522
0 a 3 consultas X Privado	1,21	0,93 - 1,56	0,147
4 a 6 consultas X Conveniado	0,86	0,71 - 1,04	0,128
4 a 6 consultas X Privado	2,08	1,74 - 2,48	0,000
Consultas de Pré-Natal X IDH			
<i>Modelo sem interação</i>			
0 a 3 Consultas	8,25	7,18 - 9,47	0,000
4 a 6 Consultas	3,75	3,36 - 4,17	0,000
7 e mais Consultas	1,00	-	-
IDH Alto	1,00	-	-
IDH Intermediário	0,82	0,64 - 1,06	0,134
IDH Baixo	0,99	0,76 - 1,29	0,961
<i>Modelo com interação</i>			
0 a 3 consultas X IDH Intermediário	0,85	0,69 - 1,04	0,125
0 a 3 consultas X IDH Baixo	0,49	0,41 - 0,60	0,000
4 a 6 consultas X IDH Intermediário	0,79	0,67 - 0,94	0,008
4 a 6 consultas X IDH Baixo	0,45	0,38 - 0,54	0,000

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC – SVS/MS

Nota: ¹Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Completude: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,42015577(0,04725237); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,01274927 (0,01679953)

²Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e Natureza: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,45847234 (0,05068625); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,05661404 (0,032214)

³Variâncias Interação entre N° de Consultas Pré-Natal e IDH: Nível 2 (ajustado pelo estabelecimento de saúde) Variância: 0,4607299 (0,04983024); Nível 3 (ajustado pelo estabelecimento de saúde e pela capital) Variância: 0,01653845 (0,01743121)

8.4 Discussão

Os resultados do presente estudo evidenciam alguns dos fatores de risco implicados na determinação da mortalidade infantil nas capitais brasileiras, tendo por base as informações disponibilizadas no SINASC.

A composição dos modelos finais de risco para a mortalidade infantil resultante desta pesquisa evidencia um predomínio dos fatores biológicos na determinação das mortes em menores de um ano. Observou-se que condições como baixo peso ao nascer, prematuridade, presença de malformações congênitas e de asfixia no nascimento (apgar de 0 a 7 no 1º minuto) representaram risco para o óbito infantil em todas as capitais do país.

A literatura científica aponta reiteradamente a forte relação estatística do baixo peso ao nascer e da prematuridade com a mortalidade infantil, especialmente no componente neonatal (BARROS; VICTORA, 1991; CURRIE; LIN, 2007; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; MARKOVITZ et al.; 2005; RIBEIRO et al., 2004; VASCONCELOS; PORTO, 2010; VICTORA; CESAR, 2003).

Segundo a OMS (2003) o baixo peso ao nascer é o fator individual de maior influência na saúde e sobrevivência do recém-nascido, e sua ocorrência apresenta uma relação intrínseca com a prematuridade. As pesquisas identificam como fatores associados a essas condições: extremos de idade materna, presença de malformações congênitas, história prévia de natimorto, tabagismo na gravidez, baixa escolaridade da mãe, ganho de peso materno insuficiente, hipertensão arterial, sangramento vaginal, infecção do trato geniturinário e baixa qualidade da assistência pré-natal (BARROS et al., 2005; GIGLIO et al., 2005; NASCIMENTO, 2001; VILLAR et al., 2007).

Não obstante, Lansky, França e Leal (2002), destacam a importância de se considerar os óbitos ocorridos entre crianças com peso igual ou superior a 2.500g como evento-sentinelas por sua relação com a qualidade do cuidado no pré-natal, no parto e na assistência ao recém-nascido.

A presença de anomalias congênitas no nascimento demonstrou forte associação com a mortalidade infantil nas capitais do país, corroborando com achados de outros estudos (ALMEIDA et al, 2002; JOBIN; AERTS, 2008; MAIA; SOUZA; MENDES; 2012; ZANINI et al, 2011).

Os óbitos decorrentes de malformações congênitas são considerados de difícil redução, pois suas causas são, em sua maioria, desconhecidas. Porém, ações desenvolvidas no planejamento familiar e no pré-natal, como a suplementação vitamínica e com ácido fólico e o

controle do diabetes materno podem colaborar na sua prevenção (AMORIM et al., 2006). Gomes e Costa (2012) reforçam a importância da detecção das anomalias malformação congênita durante o pré-natal e a garantia do acompanhamento em serviços especializados, da programação do parto e do atendimento ao recém-nascido como estratégias para reduzir as mortes infantis por essa causa.

O índice de Apgar, utilizado largamente na mensuração da vitalidade do nascido vivo, que aliado a outras variáveis, integra o indicador denominado *near miss neonatal*, objetiva identificar preditores de morte e o risco para a morbimortalidade perinatal (AVENANT, 2009; KILSZTAJN et al., 2007; LEAL et al., 2012). Embora a aferição desse índice tanto no 1º como no 5º minuto consista em um bom instrumento para a previsão de mortalidade, na presente análise optou-se por incluir o escore no 1ª minuto como variável explicativa dada sua importância no prognóstico do óbito infantil (APGAR, 1953; CASY; MCINTIRE; LEVENO, 2001).

Os resultados deste estudo demonstram que os nascimentos com asfixia no 1º minuto, constituíram-se como fator de risco no modelo final de determinação da mortalidade infantil em todas as regiões, corroborando com achados de outras pesquisas (AQUINO et al., 2007; D'ORSI; CARVALHO; CRUZ, 2005; MACHADO; HILL, 2005; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; SARINHO et al., 2001; SILVA et al., 2006; ZANINI et al., 2011). Zanini et al. (2011) em trabalho sobre os determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul observaram que índices de Apgar menores ou iguais a oito colocam o recém-nascido em situação de maior vulnerabilidade.

O sexo da criança foi uma variável individual associada ao óbito infantil na maioria dos modelos finais, exceto nas regiões Nordeste e Sul. Observou-se risco de morte em recém-nascidos do sexo masculino, o que pode estar relacionado, de acordo com Nascimento et al. (2102) ao amadurecimento do pulmão, que ocorre mais tardiamente nesse grupo, resultando em uma maior incidência de problemas respiratórios e maior frequência de hospitalização.

Essa determinação da mortalidade infantil fortemente associada aos fatores biológicos do recém-nascido assume ainda mais relevância diante da importância crescente do componente neonatal, do aumento na proporção de nascimentos prematuros, de baixo peso e com anomalias congênitas, e do incremento das mortes relacionadas à prematuridade, às malformações congênitas, às infecções perinatais e à asfixia/hipóxia (BRASIL, 2012; FRANÇA et al. 2012; MATIJASEVICH et al., 2013; ; MENDES, 2015; PEREIRA et al., 2014).

Entretanto os fatores de risco relacionados às características maternas, que expressam as condições socioeconômicas das mães e, conseqüentemente, do recém-nascido, também se demonstraram consideravelmente associados ao desfecho estudado. Nos seis modelos finais aqui apresentados, a idade da mãe esteve presente em 5, a ocupação materna, o número de filhos vivos e a raça/cor da mãe permaneceram em 4 modelos e as variáveis estado civil e escolaridade da mãe representaram fator de risco em 3 modelos finais. Ratificando a determinação social do óbito infantil.

Os nascidos vivos de mães com idades consideradas extremas (inferior a 20 anos e 35 anos e mais) demonstraram maior risco para a mortalidade infantil, sendo ainda mais significativo em mães adolescentes, semelhantemente ao apresentado em outras pesquisas (JOBIN; AERTS, 2008; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; RIBEIRO, 2004; TESFAYE et al., 2017). Segundo o Ministério da Saúde (2015) a gravidez na adolescência apresenta um caráter social, expondo a necessidade do fortalecimento das ações de planejamento familiar preconizadas pela atenção primária à saúde.

Ser filho de mãe solteira, separada ou viúva consistiu em fator de risco para o óbito infantil no conjunto das capitais brasileiras e nas regiões Norte e Sudeste. Achados semelhantes foram descritos em outros estudos (FRANÇA et al., 2001; JOBIN; AERTS, 2008; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012). De acordo com Jobin e Aerts (2008) a ausência de companheiro pode indicar uma maior vulnerabilidade social, uma lacuna no suporte emocional e econômico para a família.

Estudos têm demonstrado que as populações com baixa inserção socioeconômica e pouca escolaridade têm coeficientes de mortalidade infantil mais altos (AWITI, 2014; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; MENEZES et al., 1998; MORAIS NETO; BARROS, 2000; SILVA et al., 2006) o que corrobora com os resultados deste trabalho, no qual o baixo nível de instrução da mãe esteve associado ao desfecho no agregado das 27 capitais e nas regiões Norte e Sul.

A escolaridade materna é considerada como um marcador da condição socioeconômica da mãe e de sua família, relacionando-se com o perfil cultural e comportamental ligados aos cuidados de saúde, além de resultar em menor acesso ao pré-natal e ao adequado cuidado com a saúde no período gestacional (BARROS, 2000; BARROS; VICTORA, 2008; MORAIS NETO; SANTOS et al., 2012).

Os nascidos vivos de mães sem ocupação remunerada apresentaram risco significativo para o óbito infantil em todos os modelos finais, exceto nas capitais das regiões Sul e Centro Oeste. Esses achados divergem de outros estudos nos quais a associação entre a ocupação

materna e a mortalidade infantil não foi significativa (MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; NASCIMENTO et al., 2012; SILVA et al., 2006; ZANINI et al., 2011). Diferem ainda do que foi demonstrado por França et al. (2001) ao investigar os determinantes da mortalidade infantil pós-neonatal por diarreia, pneumonia e desnutrição na região metropolitana de Belo Horizonte em 1991 e 1992, que observaram maior risco no grupo de mães que trabalhavam fora de casa.

Nascimento et al. (2008) constataram que mães empregadas domésticas constituíram risco para o óbito infantil, o que poderia ser explicado pelas dificuldades de acesso ao pré-natal em decorrência da jornada de trabalho e da precariedade do vínculo empregatício.

Os resultados do presente estudo, porém, podem estar relacionados às questões de vulnerabilidade social em que se inserem essas mulheres, considerando a interação entre os níveis de escolaridade, o acesso ao emprego e à idade da mãe. Segundo o IBGE (2013) a maternidade é o principal responsável pelo afastamento das mulheres escola. De acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2012, apenas 28,5% das mães com idades entre 15 a 17 anos estudavam e entre as mulheres que tiveram filhos com idades entre 18 a 24 anos, apenas 10,0% permaneciam estudando, das que não estudavam 33,3% tinham pelo menos o ensino médio completo. Esses dados evidenciam a dificuldade de conciliar a maternidade e estudo, e conseqüentemente, os entraves vivenciados por essas mães para o ingresso ou retorno ao mercado de trabalho.

Nessa perspectiva cabe mencionar o trabalho desenvolvido por Barbosa et al (2014) que investigou os determinantes da mortalidade infantil nos municípios do Vale do Jequitinhonha (MG) e observou que embora a ocupação materna e dos chefes de família não tenha se associado ao óbito, foi indicada uma maior chance de mortalidade naquelas famílias que não eram beneficiadas pelo Programa Bolsa Família. Esses dados reiteram as conclusões apresentadas por Rasella et al. (2013) que o aumento da renda, devido à transferência de benefícios contribuem para diminuição das mortes entre crianças.

A raça/cor da mãe também foi uma variável associada significativamente à mortalidade infantil na maioria dos modelos finais, à exceção das capitais das regiões Norte e Sul. Neste estudo, os filhos de mães não brancas apresentaram maior risco de morte em menores de um ano. Resultado semelhante ao apresentado por Santos e Moura (2001) que ao investigar os determinantes das mortes infantis no nordeste brasileiro constataram o fator protetor entre recém-nascidos de mães de raça branca ou asiática. Porém pesquisa desenvolvida por Nascimento et al. (2012) na capital do Ceará registrou valores da OR inferior a 1 entre os filhos de mães não brancas.

A análise das características raciais e étnicas das mães também permitem realizar uma aproximação com o contexto socioeconômico dessas mulheres e de seus filhos. De acordo com Simões (2002), o cenário de disparidades no qual a mortalidade infantil se insere incluem as desigualdades raciais, pois crianças negras e índias são mais vulneráveis à morte antes de um ano de vida.

A paridade materna, descrita como fator determinante para a morbimortalidade infantil e associado ao nível socioeconômico da família (ALMEIDA et al. 2004), demonstrou relação com o óbito de menor de um ano neste estudo. O número de filhos nascidos vivos foi um fator de risco que compôs a maioria dos modelos finais apresentados, excetuando-se os das regiões Sul e Centro-Oeste. Já o número de filhos mortos permaneceu no modelo de risco apenas das capitais do Centro Oeste.

A multiparidade consistiu em fator de risco associado ao desfecho na maior parte das capitais brasileiras, corroborando com os achados de outros estudos (DUARTE; MENDONÇA, 2005; KAYODE et al., 2014; SCHOEPS et al., 2007). Pesquisa realizada em Gana, para investigar os fatores individuais e comunitários da mortalidade neonatal, identificou que lactentes de grandes múltiparas (mulheres com cinco filhos vivos e mais) estavam mais propensos a morrer durante a vida neonatal.

A alta paridade pode estar relacionada, sobretudo nos países em desenvolvimento, ao baixo nível socioeconômico, às desigualdades de oportunidades educacionais, ao acesso e utilização de métodos contraceptivos para planejamento familiar, tornando as mulheres desse grupo mais vulneráveis a resultados adversos em suas gestações (RAYAMAJHI; THAPA; PANDE, 2006).

Por outro lado, os achados do presente trabalho apontam os nascimentos de mães primíparas consistiram em fator de proteção ($OR < 1$) para o óbito infantil. Resultados que coadunam com o contexto demográfico de redução da fecundidade verificado no país. Segundo dados do IBGE (2013) em 2012 40,5% das mulheres de 15 a 49 anos de idade não tinham filho nascido vivo. Silva et al. (2016) relatam a postergação do nascimento do primeiro filho no Brasil com um aumento de mais de 100% de mulheres que se tornaram mães com 40 anos e mais de idade no período de 1999 a 2013. Lima (2013) ressalta que primíparas com idade materna avançada tendem a demonstrar características positivas de conduta com a saúde pré-natal como a suspensão do uso de tabaco e álcool, adoção de dieta balanceada, e as maiores chances de condições socioeconômicas e psicológicas favoráveis habilitando essas mães a experimentar em gravidezes com resultados obstétricos favoráveis.

Nas capitais do Centro Oeste ser mãe de mais de dois filhos nascidos mortos constituiu-se como fator de risco para as mortes em menores de um ano. Os trabalhos de Ribeiro et al (2004) e Jobim e Aerts (2008) corroboram com os achados deste estudo, identificando um maior risco para as mães com pelo menos um natimorto prévio.

A literatura ressalta também a importância dos fatores relacionados à atenção à saúde materno-infantil, como número de consultas de pré-natal, tipo de parto, local de ocorrência do nascimento e do óbito, entre outros (AQUINO et al., 2003; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; MORAIS NETO; BARROS, 2000; MOSLEY; CHEN, 1984; RIBEIRO et al., 2009;).

Neste estudo o tipo de parto foi a única variável a não permanecer em nenhum dos seis modelos de risco para a mortalidade infantil nas capitais brasileiras de modo semelhante ao verificado em outras pesquisas no país, nas quais não se observou associação significativa entre a via de parto e o óbito infantil (MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; NASCIMENTO et al., 2008; NASCIMENTO et al., 2012; SILVA et al., 2006).

Jobim e Aerts (2008) observaram maior risco para óbito em menores de um ano entre os nascidos vivos de parto cesáreo na capital do Rio Grande do Sul. Já outros trabalhos apontam para o efeito protetor das cesarianas (MORAIS NETO; BARROS, 2000; SILVA et al., 2014; ZANINI et al., 2011).

O parto operatório, quando corretamente indicado, a exemplo das gestações de alto risco, de sofrimento fetal, de falta de progresso no trabalho de parto e de pré-eclâmpsia é considerado um procedimento relevante para a redução dos riscos perinatais, aumentando a sobrevivência dos recém-nascidos (ZIGHELBOIM et al., 2007). Entretanto a literatura sugere a existência do componente socioeconômico na determinação da via de parto, verificando-se maiores taxas de cesarianas em hospitais privados e em mulheres de maior renda familiar (MORAIS NETO; BARROS, 2000; OLIVEIRA et al., 2016).

Quanto ao tipo de gravidez, os resultados deste trabalho indicam que, embora a gestação dupla e múltipla tenha demonstrado forte associação com o óbito infantil na análise bivariada para todas as capitais, ela só permaneceu no modelo final do conjunto das capitais brasileiras e na região Sudeste. Segundo Martins e Velásquez-Meléndez (2004) a associação entre gravidez múltipla e mortalidade infantil pode ter sido esvaziada na análise multivariada, provavelmente em virtude do fato da prematuridade e do baixo peso ao nascer, muito prevalentes entre os gemelares, serem variáveis independentes mais fortemente associadas ao desfecho.

O local do parto não foi uma variável independente considerada no presente estudo uma vez que em todas as capitais os partos ocorreram, quase que em sua totalidade (99,6%) em

hospitais e unidades de saúde. Conclusão semelhante apresentou o estudo de Jobin e Aerts (2008), que não encontrou associação entre o local de nascimento e os óbitos evitáveis em Porto Alegre, possivelmente pelo pequeno número de nascimentos ocorridos fora do ambiente hospitalar.

Dentre as variáveis relativas à assistência à saúde, o baixo número de consultas de pré-natal foi o fator de risco mais expressivo, estando presente em todos os modelos finais aqui apresentados. A frequência às consultas de pré-natal tem sido demonstrada por vários estudos como uma das variáveis mais importantes relacionadas à gestação e ao parto na prevenção da morbimortalidade infantil (ARAUJO et al. 2000; AWITI, 2014; KILSZTAJN et al. 2000; MAIA; SOUZA; MENDES, 2012; MARTINS; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, 2004; NASCIMENTO et al. 2008; SILVA et al. 2006; SILVA et al., 2014; VICTORA, 2001; RIBEIRO et al. 2004; ZANINI et al, 2011).

De acordo com Villa et al. (2008) e Barros et al. (2010) a assistência pré-natal tem um papel fundamental na proteção da vida e da saúde da gestante e do recém-nascido, uma vez que, garantido o acesso e a qualidade dos cuidados pré-natais, eles podem contornar problemas obstétricos, prevenir danos, reduzir a ocorrência de prematuridade e do baixo peso ao nascer, além de assegurar partos e nascimentos saudáveis. Em países com baixas taxas de mortalidade infantil, a atenção pré-natal de boa qualidade foi um dos mais importantes investimentos para redução dessas mortes, sobretudo no que diz respeito ao componente neonatal, mesmo entre grupos populacionais com condições socioeconômicas mais desfavoráveis (JOHNSON; WICHERN, 2014).

No Brasil, o Ministério da Saúde define como padrão de adequação do pré-natal os critérios estabelecidos pelo Programa de Humanização no Pré-Natal e Nascimento (PHPN) que incluem a realização da primeira consulta até o quarto mês de gestação, e o número mínimo de seis consultas e uma consulta de puerpério até 42 dias após o nascimento (BRASIL, 2000). Nos países desenvolvidos, preconiza-se uma quantidade de consultas em torno de sete a quatorze atendimentos, que variam de acordo com a paridade materna e com as necessidades de intervenções específicas para cada gestante (KIRKHAM; HARRIS; GRZYBOWSK, 2000; NICE, 2008).

Os resultados desta pesquisa demonstraram elevado risco de mortalidade infantil entre os nascidos vivos de mães que realizaram até 3 consultas de pré-natal em todas as capitais e risco significativo entre aquelas que fizeram de 4 a 6 consultas no agregado das 27 capitais e nas regiões Sudeste e Centro Oeste.

O estudo desenvolvido por Villar et al (2008) concluiu que, para gestantes de baixo risco, a realização de quatro consultas de pré-natal e uma de puerpério seria ideal, sem levar ao aumento de resultados adversos para a mãe e para o bebê, suscitando o debate sobre o aspecto da qualidade da assistência.

Nessa perspectiva, pesquisas realizadas por Polgliane et al. (2014) na cidade de Vitória (ES) e por Leal et al. (2015) nos 252 municípios prioritários para a redução da mortalidade infantil na Amazônia Legal e Nordeste, apontam para níveis muito baixos de adequação da atenção ao pré-natal. Em Vitória, no período de 1999 a 2010, o processo de assistência pré-natal foi inadequado para a totalidade das gestantes segundo os padrões da OMS, e para mais de 95% das gestantes, segundo os parâmetros do PHPN, levando à conclusão de que a quantidade de consultas e a frequência de realização dos procedimentos não asseguram a adequação da assistência prestada.

Ressalta-se ainda que tanto o acesso ao pré-natal como a qualidade da assistência prestada são influenciados pela condição socioeconômica da mulher, constatando-se um cenário de iniquidades nos quais as gestantes do Norte e do Nordeste brasileiro e de baixa condição social realizam menor número de consultas e de pior qualidade, enquanto que as mulheres pertencentes às classes mais privilegiadas podem ser mais saudáveis durante a gravidez, utilizar os serviços antenatais, enfim ter mais recursos para gerar e manter os filhos mais saudáveis (LEAL et al., 2015; POLGLIANE et al., 2014; SANTOS; MOURA, 2001).

Ainda no que se refere à assistência à saúde, esta pesquisa considerou como variáveis contextuais a completude e a natureza do serviço de nascimento das crianças, que apresentaram associação significativa para a mortalidade infantil em todas as capitais na análise bivariada, mas não permaneceram na maior parte dos modelos finais.

A completude da unidade integrou o modelo de risco apenas das capitais da região Sudeste, no qual os nascimentos ocorridos em serviços de baixa e intermediária completude representaram fator de proteção para o óbito infantil.

Já a natureza do estabelecimento de nascimento da criança permaneceu no modelo final das capitais das regiões Norte e Sul. Em ambas as regiões os partos ocorridos em serviços privados tiveram um efeito protetor para a mortalidade de menores de um ano. O mesmo foi verificado para os serviços conveniados ao SUS na região Norte, porém nas capitais do Sul do país, os nascimentos ocorridos em unidades conveniadas representaram maior risco para o desfecho.

Essas variáveis além de permitirem uma aproximação com as condições socioeconômicas refletem algumas questões macroestruturais da atenção materno-infantil.

Silva et al (2014), ao desenvolver o índice de completude da qualidade da assistência materna e neonatal na rede hospitalar do SUS do país, apontou que essa rede é predominantemente de pequeno porte, baixa complexidade, com insuficiente desempenho das práticas assistenciais ao parto e baixo desenvolvimento das práticas recomendáveis e epidemiológicas. Evidenciando dificuldades na oferta de atendimento à população com o mínimo de incorporação tecnológica na assistência.

Essa rede assistencial apresentou número além do esperado nos níveis de baixíssima e baixa complexidade, com grande número de unidades hospitalares sem nenhuma complexidade, comprometendo a assistência ao parto de baixo risco, além da inadequada quantidade de hospitais com maior agregação tecnológica para a atenção aos casos mais graves. Os autores ressaltam ainda a concentração dos serviços com a melhor qualidade nas regiões mais desenvolvidas (Sudeste e Sul), expressando desigualdades no acesso da gestante e recém-nascido aos estabelecimentos de atenção obstétrica em tempo oportuno (SILVA et al., 2014).

Quanto à organização da oferta de assistência ao parto e ao recém-nascido, os dados aqui apresentados revelam que expressiva parcela dos serviços de alta completude integram a rede pública, enquanto que os de baixa completude são, em sua maioria, privados. Silva et al. (2010) ao analisar a mortalidade neonatal precoce segundo a complexidade e a natureza dos hospitais da região metropolitana de São Paulo, constatam que a rede SUS responde por 2/3 dos serviços, mostrando que, mesmo na região mais rica do país, o SUS é o principal financiador da assistência obstétrica.

Esses autores relatam ainda que a rede SUS tem maior proporção de hospitais de alta complexidade na atenção ao parto e ao recém-nascido. Os estabelecimentos que disponibilizam leitos de UTI neonatal eram duas vezes mais frequentes na rede SUS, contando também com maior participação de serviços com médio e alto volume de partos/ano e concentração de atividades de ensino, sugerindo que, nesses locais, profissionais experientes prestam atendimento, fornecendo potencialmente adequada atenção ao parto e ao recém-nascido (SILVA et al., 2010).

Deve-se pôr em destaque a representação da ocorrência dos nascimentos em estabelecimentos privados como fator de proteção e por consequência maior risco dos partos que ocorreram em unidades públicas verificados neste trabalho. Esses achados vão ao encontro dos resultados demonstrados por Nascimento et al (2008) que verificou associação entre parto

em hospitais públicos e óbitos de menores de um ano, sugerindo a existência de deficiências na assistência a recém-nascidos de risco na população usuária dessas unidades de saúde, além da influência das condições socioeconômicas dos usuários desses serviços, evidenciando uma maior vulnerabilidade da população mais pobre.

Estudos realizados no país referem maior risco social para as mulheres que deram à luz nos hospitais do SUS, verificando que essas mães são proporcionalmente mais jovens, sem companheiro, menos escolarizadas, com menor nível socioeconômico e têm menos acesso ao pré-natal (ALMEIDA et al., 2002; LEAL et al., 2004; SILVA et al., 2010). Silva et al. (2010) relatam ainda que dentre as gestantes atendidas em serviços públicos, as mulheres de maior risco social concentram-se nos hospitais de menor complexidade.

Já na rede não-SUS percebe-se que hospitais de maior complexidade atendem pessoas com maior nível de renda e de escolaridade, com maiores proporções de mães com 35 anos, um perfil que se intensifica conforme aumenta o grau de complexidade dos hospitais, podendo expressar também um gradiente do poder aquisitivo de suas usuárias (SILVA et al., 2010).

Tais considerações permitem pressupor que o fator protetor observado no presente estudo para os serviços de baixa/intermediária completude e privados/conveniados ao SUS pode estar relacionado fato das unidades públicas e de alta completude atenderem em sua maioria, gestantes e recém-nascidos de maior risco social e com piores condições de saúde.

Nesse sentido a análise de interação desenvolvida neste estudo entre o número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais relativas ao serviço de saúde de nascimento da criança apresentam importantes elementos para ampliar a compreensão das interrelações entre os fatores implicados na determinação do óbito infantil.

Quando analisadas as consultas de pré-natal nos modelos sem interação verificou-se que a realização de um baixo número de atendimentos é, incontestavelmente, fator de risco para as mortes de menores de um ano.

Do ponto de vista da completude, o que chamou atenção foi que ter realizado um baixo número de consultas de pré-natal representou um risco relativamente maior quando considerados os nascimentos ocorridos em serviços de completude intermediária (conjunto das 27 capitais) e baixa (Sul), em comparação com aqueles que nasceram em estabelecimentos de alta completude.

No que se refere à natureza da unidade, destacam-se os achados que demonstraram que a realização de um baixo número de consultas pré-natais significou um risco maior nos

nascimentos que aconteceram em serviços privados, comparativamente aos que se deram em unidades públicas.

Cabe ainda destacar as diferenças importantes, e até mesmo simbólicas, entre os resultados dos modelos de interação observados nas regiões Norte e Sul. Nas capitais do Norte a realização de um insuficiente número de consultas de pré-natal foi fator de risco para a mortalidade infantil independentemente da completude ou da natureza em que a criança nasceu, o que leva a postular sobre uma possível “homogeneidade” em níveis baixos de qualidade da assistência à saúde nessa região.

Já nas capitais do Sul do país, verificaram-se desfechos próximos aos esperados, nos quais ter realizado uma baixa quantidade de atendimentos pré-natais e nascer em serviços de baixa completude representou um risco relativamente maior para a mortalidade infantil, do que quando comparados às unidades de alta completude. O mesmo se observou entre os nascimentos que ocorreram em serviços privados, na comparação com os estabelecimentos públicos.

Esses resultados sugerem que, se observadas isoladamente as estimativas dos modelos finais, os dados levariam a concluir que os nascimentos em serviços públicos e de alta completude consistiriam, em absoluto, risco para a mortalidade infantil. Entretanto a análise da interação permitiu identificar diferentes nuances dessa associação.

Na análise da interação realizada entre o baixo número de consultas de pré-natal e o IDH no conjunto das 27 capitais brasileiras, os achados apontam para uma relevante e aparentemente paradoxal situação, na qual ter realizado um baixo número de consultas pré-natais e nascer em cidades de alto IDH representaram risco relativamente maior quando comparados aos que nasceram em capitais de baixo IDH.

Estudo realizado em Recife (PE) em 2003 detectou uma relação inversa entre a condição de vida e a magnitude da mortalidade infantil, revelando desigualdades encobertas nos indicadores médios de saúde. Simões (2002), corrobora essa informação ao afirmar que aspectos importantes da mortalidade infantil podem ficar ocultos nas grandes cidades, especialmente nas regiões mais desenvolvidas, como as cidades das regiões Sul e Sudeste, onde a taxa média mascara as desigualdades existentes.

Ademais, pode-se inferir por meio desses resultados, que as grandes cidades, podem produzir consideráveis desigualdades e até mesmo maiores níveis de exclusão e marginalização da população mais pobre. Carvalho e Buss (2012) relatam que em países com alto grau de iniquidades de renda, mesmo grupos populacionais de renda média apresentam uma situação

de saúde pior do que grupos de renda inferior, mas que vivem em uma sociedade mais equitativa.

De modo geral, os resultados demonstram que, embora se verifique um certo consenso entre os fatores determinantes da mortalidade infantil entre as capitais, alguns diferenciais podem ser constatados, especialmente a partir da compreensão dos diferentes perfis da mortalidade infantil observados. O modelo final do conjunto das capitais foi o mais robusto sendo composto pelo maior número de variáveis explicativas, seguido do modelo da região Sudeste. Nas regiões do Norte, Sudeste e Nordeste é possível identificar a relevância das características maternas que expressam as condições socioeconômicas das gestantes e dos recém-nascidos. Já no centro-sul do país essas associações tendem a ser menores.

Os modelos explicativos sobre os possíveis determinantes da mortalidade infantil vão ao encontro da tese da importância de ações intersetoriais na busca de uma melhor condição de saúde para as populações. Mesmo ficando claro o resultado dos esforços empreendidos pelo setor saúde, é inquestionável a necessidade da parceria dos demais setores na construção de uma sociedade mais equânime e saudável (BEZERRA FILHO et al., 2007).

Cabe também ressaltar a relevância da utilização do método multinível no estudo dos determinantes da mortalidade infantil por permitir considerar o contexto e a relação entre as exposições intra e entre grupos. Segundo Goldstein (2003) muitos processos em saúde resultam de fatores que sofrem influências de diferentes níveis, porque compartilham do mesmo ambiente ou apresentam características semelhantes. Assim, os indivíduos envolvidos podem estar correlacionados, e a violação da suposição de independência entre as observações pode produzir estimativas viesadas na utilização das técnicas de regressão clássicas.

Pesquisa que investigou os determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul comparando os resultados do modelo logístico hierarquizado e do modelo multinível, observou que os modelos multiníveis não necessariamente produzirão resultados diferentes dos procedimentos tradicionais de análise estatística, mas as estimativas tendem a ser mais acuradas, sendo capaz de capturar efeitos significativos em cada nível (ZANINI et al, 2011).

Ximenes et al. (2009) relatam a importância do método multinível para o aprofundamento da compreensão sobre os determinantes sociais e para fundamentar o planejamento das intervenções de saúde pública e das decisões políticas.

Também quanto às estratégias metodológicas adotadas neste trabalho cabe destacar a importância da técnica de linkage por viabilizar o resgate das variáveis preditoras da

mortalidade infantil a partir do SINASC, tornando viável a realização de estudos analíticos longitudinais.

Por fim, entre as limitações da pesquisa registram-se possíveis vieses de aferição em virtude da qualidade das informações pelo uso de dados secundários e a impossibilidade de inclusão de outros possíveis determinantes da mortalidade infantil, o que circunscreveu esta análise às variáveis preditoras presentes no SINASC.

Referências

ALMEIDA, M. F. et al. Mortalidade neonatal no Município de São Paulo: influência do peso ao nascer e fatores sócio-demográficos e assistenciais. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, p. 93-107, 2002.

ALMEIDA, S. D. M; BARROS, M. B. A. Atenção à saúde e mortalidade neonatal: estudo caso-controle realizado em Campinas, SP. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, Rio de Janeiro, v.7, p. 22-35. 2004

AMORIM, M. M. R. et al. Impacto das malformações congênitas na mortalidade perinatal e neonatal em uma maternidade-escola do Recife. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 6, Supl.1, p.19-25, 2006.

APGAR, V. A proposal for a new method of evaluation of the newborn infant. **Classic Papers in Critical Care**, Springer, v. 32, n. 449, p. 97, 1952.

AQUINO T. A. et al. Fatores de risco para a mortalidade perinatal no Recife, Pernambuco, Brasil, 2003. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.23, n. 12, p. 2853-2861, 2007.

ARAÚJO, B. F. et al. Mortalidade neonatal no município de Caxias de Sul: um estudo de coorte. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v. 76, p. 200-6, 2000.

AVENANT, T. Neonatal near miss: a measure of the quality of obstetric care. **Best Practice & Research Clinical Obstetrics & Gynaecology**, London, v. 23, p. 369-74, 2009.

AWITI, J. O. A multilevel analysis of prenatal care and birth weight in Kenya. **Health economics review**, Heidelberg, v. 4, n. 1, p. 33, 2014.

BARBOSA, T. A. G. S. et al. Determinantes da mortalidade infantil em municípios do Vale do Jequitinhonha, Minas Gerais, Brasil. **Revista Mineira de Enfermagem**, Belo Horizonte, v. 18, n. 4, p. 907-922, 2014.

BARROS, F. C. et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. **The Lancet**, London, v. 365, n. 9462, p. 847-854, 2005.

BARROS, F. C., VICTORA, C. G., editores. Epidemiologia da saúde infantil: um manual para diagnósticos comunitários. In: UNICEF. **Saúde em Debate**. Hucitec: São Paulo, 1991.

BARROS, F. C. et al. Global report on preterm and stillbirth (3 of 7): evidence for effectiveness of interventions. **BMC Pregnancy and Childbirth**, London, v. 10, n. 1, Suppl. 1, p. S3. 2010.

BARROS, F. C, VICTORA, C. G. Maternal-child health in Pelotas, Rio Grande do Sul State, Brazil: major conclusions from comparisons of the 1982, 1993, and 2004 birth cohorts. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, Suppl 3, p. S461-467, 2008.

BEZERRA FILHO, J. G. et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 5, p. 1173-1185, 2007.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Brasil 2014: uma análise da situação de saúde e das causas externas**. Brasília: Ministério da Saúde, 2015. 462 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Programa de humanização no pré-natal e nascimento: informações para gestores e técnicos**. Brasília, 2000. 28 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher**. Brasília, 2012. 444 p.

CARVALHO, A. I.; BUSS, P. M. Determinantes Sociais na saúde, na doença e na intervenção. In: GIOVANELLA, L. (org). **Políticas e Sistemas de Saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Fiocruz, 2012. p. 121-142.

CASY, B. M.; MCINTIRE, D. D.; LEVENO, K. J. The continuing value of the Apgar score for the assessment of newborn infants. **New England Journal of Medicine**, Boston, v. 344, n. 7, p. 467-471, 2001.

CURRIE, J.; LIN, W. Chipping away at health: more on the relationship between income and child health. **Health Affairs**, Millwood, v. 26, p. 331-344, 2007

D'ORSI, E.; CARVALHO, M. S; CRUZ, O. G. Similarity between neonatal profile and socioeconomic index: a spatial approach. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, p. 786-794, 2005.

DUARTE, J. L. M. B; MENDONÇA, G. A. S. Fatores associados à morte neonatal em recém-nascidos de muito baixo peso em quatro maternidades no Município do Rio de Janeiro, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, p.181-91, 2005.

FRANCA, E. et al. Mudança do perfil de causas de mortalidade infantil no Brasil entre 1996 e 2010: porque avaliar listas de classificação das causas perinatais. In: CONGRESO DA ASOCIACION LATINOAMERICANA DE POBLACION, 5., 2012, Montevideo. **Anais...** Montevideo: ALAP, 2012. p. 1-18.

FRANÇA, E. et al. Associação entre fatores sócio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 6, p. 1437-1447, 2001.

GIGLIO, M. R. P. et al. Baixo peso ao nascer em coorte de recém-nascidos em Goiânia-Brasil no ano de 2000. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 3, p. 130-136, 2005.

GOLDSTEIN, H. **Multilevel statistical models**. 3. ed. London: Edward Arnold, 2003.

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. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 21, n. 1, p. 119-128, 2012.

GUIMARÃES, M. J. B. et al. Condições de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 5, p.1413-1424, 2003.

HARTZ, Z. M. A. et al. Mortalidade infantil “evitável” em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador de qualidade do sistema local de saúde. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 30, n.4. p. 310-318, 1996.

IBGE. **Síntese de Indicadores Sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira: 2012**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. 266 p.

JAIN, A. K. Data clustering: 50 years beyond K-means. **Pattern recognition letters**, New York, v. 31, n. 8, p. 651-666, 2010.

JOBIM, R; AERTS, D. Mortalidade infantil evitável e fatores associados em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, 2000-2003. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, p.179-187, 2008.

JOHNSON, R. A; WICHERN, D. W. Applied multivariate statistical analysis. 5 Ed. New Jersey: **Prentice Hall**, 2014. 455p.

KILSZTAJN, S. et al. Vitalidade do recém-nascido por tipo de parto no Estado de São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, p.1886-1892, 2007.

KIRKHAM, C.; HARRIS, S.; GRZYBOWSK, S. Evidence-Based Prenatal Care: Part I. General Prenatal Care and Counseling Issues. **American Family Physician**; Kansas City, v. 71, n. 7, p. 1307-1316. 2000.

LANSKY, S.; FRANÇA, E.; LEAL, M. C. Mortalidade perinatal e evitabilidade: revisão da literatura. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 36, p.759-772, 2002.

LEAL, M. C. et al. Atenção ao pré-natal e parto em mulheres usuárias do sistema público de saúde residentes na Amazônia Legal e no Nordeste, Brasil 2010. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 15, n. 1, p. 91-104. 2015.

LEAL, M. C. et al. Birth in Brazil: national survey into labour and birth. **Reproductive health**, London, v. 9, n. 1, p.9-15, 2012.

LEAL, M. C. et al. Fatores associados à morbi-mortalidade perinatal em uma amostra de maternidades públicas e privadas do Município do Rio de Janeiro, 1999-2001. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, n. 20, Supl. 1, p. S20-S33, 2004.

LIMA, L. C. Idade materna e mortalidade infantil: efeitos nulos, biológicos ou socioeconômicos? **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 1, p. 211-226, 2013.

MACHADO, C. J.; HILL, K. Maternal, neonatal and community factors influencing neonatal mortality in Brazil. **Journal of biosocial Science**, Cambridge, v.37, n. 2, p. 193-208, 2005.

MAIA, L. T. S.; SOUZA, W. V.; MENDES, A. D. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 11, p. 2163-2176, 2012.

MARKOVITZ, B. P. et al. Socioeconomic factors and adolescent pregnancy outcomes: distinctions between neonatal and post-neonatal deaths. **BMC Public Health**, London, v.5, n.1, p.79-85, 2005.

MARTINS, E. F.; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 4, n. 4, p. 405-12, 2004.

MATIJASEVICH, A. et al. Estimativas corrigidas da prevalência de nascimentos pré-termo no Brasil, 2000 a 2011. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 22, n. 4, p. 557-564, 2013.

MENDES, C. Q. S. et al. Prevalência de nascidos vivos com anomalias congênitas no município de São Paulo. **Revista da Sociedade Brasileira de Enfermeiros Pediatras**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 7-12, 2015.

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. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.16, n.2, p.477-485, 2000.

MOSLEY, W. H.; CHEN, L. C. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. **Population and development review**, New York, v. 10, Supl., p. 25-45, 1984.

NASCIMENTO, E. M. R. et al. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 11, p. 2593-2602, 2008.

NASCIMENTO, L. F. C. Epidemiology of preterm deliveries in Southeast Brazil: a hospital-based study. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 1, n. 3, p.263-268, 2001.

NASCIMENTO, R. M. et al. Determinantes da mortalidade neonatal: estudo caso-controle em Fortaleza, Ceará, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 3, p.559-572, 2012.

NICE, G. **Antenatal Care** - Routine care for the healthy pregnant woman. London: National Collaborating Centre for Women's and Children's Health, London: Clinical Guideline CG62, 2008.

OLIVEIRA, R. R., et al. Fatores associados ao parto cesáreo nos sistemas público e privado de atenção à saúde. **Revista da Escola de Enfermagem da USP**, São Paulo, v. 50, n. 5, p. 734-741, 2016.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Promoción del desarrollo fetal óptimo** - Informe de una reunión consultativa técnica. Geneva: OMS, 2003

PEREIRA, A. P. E. et al. Determinação da idade gestacional com base em informações do estudo Nascer no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 30, n. supl. 1, p. S59-S70, 2014.

POLGLIANE, R. B. S. et al. Adequação do processo de assistência pré-natal segundo critérios do Programa de Humanização do Pré-natal e Nascimento e da Organização Mundial de Saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 7, p. 1999-2010, 2014.

PUENTE-PALACIOS, K. E; LAROS, J. A. Análise multinível: contribuições para estudos sobre efeito do contexto social no comportamento individual. **Estudos de Psicologia**, Campinas, v. 26, n.3, p.349-361, 2009.

RASELLA, D. et al. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**, London, v. 382, n. 9886, p.57-64, 2013.

RAYAMAJHI, R.; THAPA, M.; PANDE, S. The challenge of grandmultiparity in obstetric practice. **Kathmandu University Medical Journal**, Kathmandu, v. 4, n. 1, p. 70-74, 2006.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil** – 2012. Disponível em: < <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/matriz.htm>>. Acesso em: 12 ab. 2016.

RIBEIRO, A. M. et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal em crianças com baixo peso ao nascer. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 43, n. 2, p. 246-255, 2009.

RIBEIRO, V.S., et al. Infant mortality: comparison between two birth cohorts from Southeast and Northeast, Brazil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 38, n. 6, p. 773-779, 2004.

SANTOS, H. G. et al. Risk factors for infant mortality in a municipality in southern Brazil: a comparison of two cohorts using hierarchical analysis. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 10, p. 1915-1926, 2012.

SANTOS, T. F.; MOURA, F. A. Os determinantes da mortalidade infantil no Nordeste: aplicação de modelos hierárquicos. **Bahia Analise e Dados**, Salvador, v. 10, n. 4, p. 122-128, 2001.

SARINHO, Sílvia W. et al. Fatores de risco para óbitos neonatais no Recife: um estudo caso-controle. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v. 77, n. 4, p. 294-298, 2001.

SCHOEPS, D., et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal precoce. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 41, n. 6, p. 1013-1022, 2007.

SILVA, A. L. A., et al. Assistência ao parto no Brasil: uma situação crítica ainda não superada. 1999-2013. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 16, n. 2, p. 129-137, 2016.

SILVA, A. L. A., et al. Avaliação da assistência hospitalar materna e neonatal: índice de completude da qualidade. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 48, n. 4, p. 682-691, 2014.

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. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, Rio de Janeiro, v. 9, p. 69-80, 2006.

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. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 355-368, 2014.

SILVA, Z. P. et al. Morte neonatal precoce segundo complexidade hospitalar e rede SUS e não-SUS na Região Metropolitana de São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 1, p. 123-134, 2010.

SIMÕES, C. C. S. **Perfil de saúde e de mortalidade no Brasil**: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2002.

TESFAYE, B., et al. Determinants and development of a web-based child mortality prediction model in resource-limited settings: A data mining approach. **Computer Methods and Programs in Biomedicine**, Amsterdam, v. 140, p. 45-51, 2017

VASCONCELOS, A. M. N, PORTO, D. L. Saúde reprodutiva: como nascem os brasileiros. In: Ministério da Saúde (Brasil). **Saúde Brasil 2009**: uma análise da situação de saúde e da agenda nacional e internacional de prioridades em saúde. Brasília, 2010. p: 21-43.

VICTORA, C. G.; CESAR, A. J. Saúde materno-infantil no Brasil- padrões de morbimortalidade e possíveis intervenções. In: ROUQUAYROL; M. Z.; ALMEIDA FILHO, N. **Epidemiologia & Saúde**. 6 ed. Rio de Janeiro: MEDSI, 2003. p 738

VILLAR, J. et al. Maternal and neonatal individual risks and benefits associated with caesarean delivery: multicentre prospective study. **BMJ**, London, v. 335, n. 7628, p. 1-11, 2007.

VILLAR, J. et al. Patterns of Routine Antenatal care for lowrisk pregnancy. **Cochrane database of systematic review**, Oxford, v. 4, n. 4, 2001.

XIMENES, R. A. A. et al. Is it better to be rich in a poor area or poor in a rich area? A multilevel analysis of a case-control study of social determinants of

tuberculosis. **International Journal of Epidemiology**, London, v. 38, n. 5, p. 1285-1296, 2009.

ZANINI, R. R. et al. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 45, n. 1, p. 79-89, 2011.

ZIGHELBOIM, I. et al. Cesárea una panacea?. **Obstetricia y Ginecología de Venezuela**, Caracas, v. 67, n. 4, p. 217-221, 2007.

9 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa reuniu diferentes estratégias analíticas para o estudo do tema da mortalidade infantil abrangendo aspectos da epidemiologia descritiva, como a caracterização dos nascimentos e dos óbitos de menores de um ano e a análise da série temporal da TMI e seus componentes nas capitais brasileiras num período de quinze anos.

Realizou ainda uma análise da qualidade das informações das estatísticas vitais a partir do aspecto da completude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, bem como demonstrou o potencial da aplicação do linkage entre essas bases de dados na melhoria das informações. Por fim, apresentou os determinantes do óbito infantil considerando a perspectiva do contexto da assistência à saúde, fundamentado na abordagem multinível.

Os resultados aqui apresentados permitiram concluir que:

- a) Nas capitais brasileiras entre os anos de 2000 a 2014 a mortalidade infantil apresentou tendência declinante, porém partindo de diferentes patamares e com distintas velocidades de redução entre as regiões do país. Apesar dessa diminuição, as taxas observadas ainda podem ser consideradas altas se comparadas com as de países desenvolvidos e mesmo de alguns países em desenvolvimento.
- b) As regiões Norte e Nordeste apresentaram maior velocidade de declínio das taxas, ainda assim mantiveram os mais altos níveis de mortalidade em todo o período. A TMI média dessas regiões quando comparadas ao sul do país chega a ser 68% maior.
- c) Os óbitos neonatais responderam por mais de 2/3 das mortes infantis e embora os achados desta pesquisa indiquem uma maior redução desse componente, essa queda ainda é lenta. A importância da mortalidade neonatal repercutiu no perfil de causas de óbito, constatando-se o aumento das mortes por prematuridade, malformações congênicas e elevados níveis de mortalidade por fatores ligados à gestação e ao parto.
- d) Algumas questões como a manutenção de altas taxas de mortalidade neonatal, o aumento de nascimentos com condições como a prematuridade e malformações, o perfil das causas de morte com incremento daquelas relacionadas à prematuridade, anomalias congênicas e os fatores maternos persistem. Além disso, constatam-se altos níveis de mortes infantis evitáveis com o crescimento dos óbitos associados à inadequada atenção à mulher na gestação e parto. Esses achados evidenciam que, apesar da cobertura quase

universal das consultas pré-natais, ainda existem sérios problemas de acesso aos serviços de saúde e de qualidade da assistência prestada.

- e) Não obstante os avanços na cobertura e qualidade dos sistemas de informação de nascimentos e óbitos, ainda são identificados problemas de completude das variáveis, em especial no SIM. Nessa perspectiva, o emprego do *linkage* apresenta-se como estratégia importante na recuperação de informações não preenchidas/ignoradas, qualificando variáveis importantes para análise das mortes de menores de um ano.
- f) Os modelos de risco para a mortalidade infantil são compostos predominantemente pelos fatores biológicos, nos quais as condições como baixo peso ao nascer, prematuridade, presença de malformações congênicas e de asfixia no nascimento representaram risco para o óbito infantil em todas as capitais do país. Entretanto esses fatores, em sua maioria, resultam das características socioeconômicas das mães, aqui representados pela a idade materna, escolaridade, ocupação, estado civil, raça/cor e paridade. Ressalta-se ainda a importância dos fatores relacionados à atenção à saúde materno-infantil, em especial o baixo número de consultas de pré-natal, um fator de risco expressivo, presente em todos os modelos finais aqui apresentados.
- g) Esses achados evidenciam o peso da assistência materno-infantil na determinação dos óbitos de menores de um ano impondo ao setor saúde a necessidade de qualificação dos processos assistenciais, em especial nos serviços de pré-natal e na atenção ao parto. Ademais, os resultados expressam ainda a importância dos determinantes sociais, inclusive na mediação do acesso e da qualidade à atenção à saúde.
- h) A investigação das variáveis contextuais da assistência à saúde, aqui representada pela completude e pela natureza dos estabelecimentos de nascimento das crianças, revelam maior risco para o óbito infantil nos serviços de saúde públicos e de maior complexidade, que em geral, atendem gestantes e recém-nascidos de maior risco social e com piores condições de saúde.
- i) A análise de interação entre o baixo número de consultas de pré-natal e as variáveis contextuais, por sua vez, demonstrou que o acesso a um número insuficiente de consultas de pré-natal consistiu em fator de risco para o óbito infantil, na maior parte das vezes, independentemente da completude ou da natureza do serviço de nascimento da criança. Já em relação ao IDH, verificou-se uma importante e aparentemente paradoxal situação, na qual filhos de mães que realizaram baixo número de consultas

- pré-natais e nasceram em cidades de alto IDH apresentaram risco relativamente maior quando comparados aos que nasceram em capitais de baixo IDH.
- j) O método multinível empregado neste estudo possibilitou considerar o contexto e a relação entre as exposições intra e entre grupos, além de produzir estimativas mais robustas, oportunizando a discussão sobre as implicações dos determinantes sociais e daqueles relativos à assistência à saúde para a mortalidade infantil.
 - k) Se por um lado esta pesquisa apresentou limitações por tomar como base de análise, os dados secundários disponibilizados no SIM e no SINASC seja por problemas de qualidade das variáveis ou por restringir os fatores preditores estudados, por outro, essa opção também pode representar um potencial viabilizando a realização de estudos longitudinais com baixo custo operacional.
 - l) Cabe ainda destacar a centralidade do tema das desigualdades territoriais da mortalidade infantil, que perpassou todos os resultados desta tese, expondo, a partir das capitais brasileiras, o retrato de um Brasil dividido e descompassado. Em geral as capitais do Norte e Nordeste do país evidenciaram os piores resultados quase que na totalidade dos aspectos observados – TMI, características dos nascimentos e óbitos, condições socioeconômicas e acesso aos serviços de saúde. Ao passo que as capitais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste, regiões menos carenciadas e com condições assistenciais mais razoáveis, lograram melhores resultados.
 - m) Vale considerar que este quadro de discrepâncias regionais retratado na análise das capitais brasileiras, ainda abriga diferenciais intraurbanos dentro de cada cidade, aqui não tratados, produzindo variados níveis de risco em distintos subgrupos populacionais.
 - n) É de fundamental importância a interpretação dos resultados destacados na alínea “i” pois, embora aparentemente contraditórios esses achados podem significar que as capitais mais desenvolvidas economicamente ocultam graves disparidades sociais representando altos níveis de privação e até mesmo exclusão das parcelas mais pobres da população.
 - o) Tal cenário de desigualdades impõe a necessidade de adoção de políticas públicas de redução da mortalidade infantil adequadas às diferentes realidades e demandas territoriais. Exige ainda uma reflexão ética sobre esse cenário iníquo de produção de diferenciais de risco e, em última instância, de mortes prematuras, e em sua maioria evitáveis e injustas.

Por último é indispensável refletir sobre os achados aqui apresentados e mais do que isso, humanizá-los, afinal são crianças cujo direito fundamental à vida foi negado, na maioria das vezes, em decorrência das precárias condições de vida ou pela falta de acesso à assistência à saúde adequada.

Nessa perspectiva é preciso reconhecer os velhos e novos desafios do país para a redução do óbito infantil, que vão desde o aperfeiçoamento da vigilância em saúde e da organização de redes de cuidado à gestante e à criança, à compreensão do atual cenário político, social e epidemiológico brasileiro.

Por um lado, presencia-se uma crescente complexidade do quadro sanitário do país com o aumento das doenças não transmissíveis, dos agravos decorrentes das causas externas e a recente tríplice epidemia das arboviroses. Mais especificamente, observa-se o aumento das malformações e mortes decorrentes das infecções pelo Zika vírus e Chikungunya, além da ampliação dos casos de sífilis congênita, o que pode resultar no curto prazo, no incremento da mortalidade infantil, em especial nas regiões mais carentes.

Por outro, testemunha-se uma disputa pelo modelo do Estado brasileiro que tem resultado na imposição de uma agenda de políticas econômicas neoliberais, com repercussões negativas importantes no setor saúde. O SUS têm experimentado um processo de corrosão, sobretudo pelo subfinanciamento crônico, que tenderá a ser ainda mais agravado com a promulgação da Emenda Constitucional 95, e com as medidas de privatização dos serviços. Esse cenário de desfiguração e expropriação das políticas públicas pode resultar na ampliação do inaceitável fosso social já existente e de uma cidadania restrita.

Ao compreender que saúde é, ao mesmo tempo, condição e consequência do desenvolvimento socioeconômico de uma nação, reitera-se que a redução da mortalidade infantil e da melhoria das condições de vida e saúde da população brasileira passam necessariamente pelo fortalecimento do SUS, enquanto política de Estado orientada pelos valores de igualdade, justiça e solidariedade e pelos princípios da universalidade, equidade e integralidade, capaz de superar as desigualdades no acesso aos serviços e reduzir as iniquidades sociais.

Apêndice A – Artigo aceito para publicação na Revista de Saúde Pública

Revista de Saúde Pública



Uso do Linkage para a melhoria da completude do SIM e do SINASC nas capitais brasileiras

Journal:	<i>Revista de Saúde Pública</i>
Manuscript ID	RSP-2016-0431.R1
Manuscript Type:	Original Article
Keyword - Go to DeCS to find your keywords.:	Mortalidade infantil, Sistemas de informação, Vigilância Epidemiológica

SCHOLARONE™
Manuscripts

View Only

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

MAN 0431**Uso do *linkage* para a melhoria da completude do SIM e do SINASC nas capitais brasileiras****Use of Linkage to improve the completeness of SIM and SINASC information in Brazilian capitals****TITULO RESUMIDO: Melhorias do SIM e do SINASC com o Linkage****RESUMO**

OBJETIVO: Analisar a aplicação do *linkage* entre os bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis para a melhoria da completude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC nas capitais brasileiras no ano de 2012. **MÉTODOS:** Foram estudados 9.001 óbitos de menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) no ano de 2012 e 1.424.691 nascidos vivos em 2011 e 2012 contidos no Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC). As bases de dados foram relacionadas através do *linkage* em duas etapas – determinística e probabilística. Calculou-se o percentual de incompletude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC antes e após o emprego da técnica. **RESULTADOS:** Foi possível relacionar 90,8% dos óbitos à sua respectiva declaração de nascido vivo, a maioria pareada deterministicamente. Constatou-se maior percentual de pares em Porto Alegre, Curitiba e Campo Grande. Nas capitais do Norte a média de pares foi de 84,2% à medida que no Sul esse resultado chegou a 97,9%. As 11 variáveis comuns ao SIM e ao SINASC apresentavam 11.278 campos incompletos cumulativamente, sendo possível recuperar 91,4% das informações após o emprego do *linkage*. Cinco variáveis apresentavam completude excelente no SINASC em todas as capitais brasileiras e apenas uma no SIM antes do relacionamento. Após a aplicação dessa técnica todas as 11 variáveis do SINASC passaram ao status de excelência, enquanto o mesmo ocorreu em sete no SIM. Verificou-se uma associação significativa entre a capital de nascimento e o componente do óbito na qualidade da informação. **CONCLUSÕES:** Identificaram-se diferenciais na qualidade das informações entre as capitais brasileiras, tanto quanto à completude das variáveis, quanto aos resultados do relacionamento. A utilização dessa técnica possibilitou

1
2
3 qualificar as estatísticas vitais e demonstrou potencial de aplicação dessa estratégia na
4 vigilância do óbito infantil nos serviços de saúde.
5
6
7
8

9
10 **ABSTRACT**

11
12
13 **OBJECTIVE:** To analyze the linkage between live births and infant deaths databases to
14 improve the completeness of the variables common to SIM and SINASC in Brazilian
15 capitals in 2012. **METHODS:** A total of 9.001 deaths were studied for children under
16 one year of age Registered in the Mortality Information System (SIM) in the year 2012
17 and 1.424.691 live births in 2011 and 2012 contained in the Information System on Live
18 Births (SINASC). The databases were related through linkage in two steps -
19 deterministic and probabilistic. The percentage of incompleteness of the variables
20 common to SIM and SINASC before and after the use of the technique was calculated.
21 **RESULTS:** It was possible to relate 90,8% of the deaths to their respective declaration
22 of live birth, most of them paired deterministically. It was observed a higher percentage
23 of pairs in Porto Alegre, Curitiba and Campo Grande. In the northern capitals, the
24 average number of pairs was 84,2%, while in the South this result reached 97,9%. The
25 11 variables common to SIM and SINASC had 11.278 incomplete fields cumulatively,
26 and it was possible to recover 91,4% of the information after the linkage was used. Five
27 variables presented excellent completeness in SINASC in all Brazilian capitals and only
28 one in SIM before the relationship. After the application of this technique all 11
29 variables of the SINASC passed to the status of excellence, while the same occurred in
30 seven in the SIM. There was a significant association between the capital of birth and
31 the death component in the quality of the information. **CONCLUSIONS:** We identified
32 differences in the quality of information among Brazilian capitals, as well as the
33 completeness of the variables, as well as the results of the relationship. The use of this
34 technique made it possible to qualify the vital statistics and demonstrated the potential
35 of applying this strategy in the surveillance of infant death in health services.
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

INTRODUÇÃO

O óbito infantil constitui-se num importante indicador da saúde materno-infantil, sendo considerado um evento sentinela, dada a sua evitabilidade por adequadas condições de vida, acesso e qualidade na atenção à gestante, ao parto e ao recém-nascido¹.

A despeito dos avanços contemporâneos, a mortalidade infantil (MI) persiste como problema de saúde pública no mundo, especialmente em países e regiões mais pobres, o que levou a Organização das Nações Unidas a incluir a redução da mortalidade na infância em 2/3 como um dos oito objetivos de desenvolvimento do milênio¹.

O monitoramento e a avaliação do cumprimento das metas do milênio de redução da MI implica na disponibilidade e adequação das informações em saúde, ainda um desafio a ser enfrentado pelo setor nas Américas². No Brasil uma das maneiras de monitorar a MI é através dos dados produzidos pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e pelo Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), desenvolvidos pelo Ministério da Saúde diante da necessidade de conhecer a situação epidemiológica dos óbitos e nascimentos no país³.

Entretanto registram-se limitações da cobertura e da qualidade das informações produzidas por estes sistemas^{4,5}, diante das quais o Ministério da Saúde realizou investimentos que resultaram na melhoria acentuada do SIM e do SINASC, quer quanto à cobertura quer quanto à qualidade de seus dados nas últimas duas décadas^{3,6,7,8}. Contudo essa cobertura não é homogênea no país, apresentando grandes variações entre as Unidades da Federação, observando-se estados com baixos percentuais, particularmente aqueles localizadas nas regiões Norte e Nordeste do Brasil⁹.

A análise da situação de saúde e as ações de planejamento para reduzir a mortalidade infantil é propiciada pela disponibilidade de informações com qualidade adequada. O acesso a dados confiáveis permite verificar, com maior validade, as condições de nascimentos, óbitos e seus determinantes¹⁰.

Vários aspectos, dentre os quais destacam-se a completitude das variáveis, fidedignidade e consistência, precisam ser analisados na avaliação da qualidade das estatísticas vitais¹¹. O sub-registro e a presença de variáveis ignoradas ou não preenchidas ainda comprometem a confiabilidade dos dados, e conseqüentemente, a obtenção de dados reais sobre a mortalidade infantil no país¹².

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

Nessa perspectiva destaca-se a análise de completude das variáveis enquanto uma importante dimensão da avaliação da qualidade das informações, revelando a falta de cuidado e de importância dada ao preenchimento pelos profissionais de saúde, ausência de dados nos prontuários médicos e até o desconhecimento de certas informações pelos acompanhantes da mulher/criança¹³. Decorre ainda do acesso a serviços de saúde, de tecnologias para diagnósticos e da capacidade do profissional médico em reconhecer a dinâmica dos eventos que participaram da cadeia causal do óbito, além de seu comprometimento com a produção de estatísticas confiáveis¹⁴.

Diversos autores têm empregado o relacionamento de bases de dados (*linkage*) como uma estratégia para melhoria da qualidade das informações, permitindo a recuperação de registros incompletos ou inconsistentes, melhorando a completude e a confiabilidade das informações disponibilizadas pelo SINASC e pelo SIM^{15,16,17}. A utilização dessa técnica na construção e recuperação de dados possibilita a construção de bases de dados com informações mais confiáveis e de melhor completude. Por apresentar baixo custo operacional e facilidade em seu manejo, propicia a realização de análise de situação, facilita o planejamento e avaliação da saúde materno-infantil, além do monitoramento da prevalência dos fatores de risco e de sua magnitude na população de nascidos vivos^{18,19}.

Nessa perspectiva, o presente estudo teve como objetivo analisar a aplicação do *linkage* entre os bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis para a melhoria da completude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC nas capitais brasileiras no ano de 2012.

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

METODOLOGIA

Trata-se de um estudo observacional, descritivo e transversal, realizado nas 26 26 capitais brasileiras e no distrito federal, no qual foram analisadas as informações referentes aos 9.001 óbitos de menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) em 2012 e aos 1.424.691 nascidos vivos ocorridos nos anos de 2011 e 2012 contidos no Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC). Os documentos de entrada de dados para esses sistemas são a declaração de óbito (DO) e a declaração de nascido vivo (DNV).

Utilizou-se a técnica de *linkage* enquanto instrumento metodológico para o relacionamento das bases de dados, sendo aplicados os métodos determinístico e probabilístico.

A primeira etapa do *linkage* (determinístico) foi realizada a partir da identificação da variável unificadora comum aos dois sistemas, o número da DNV. Para tanto se empregou uma das funções de pesquisa e referência (PROCV) disponibilizada no software Microsoft Office Excel 2007.

Para os registros não pareados nessa fase recorreu-se ao *linkage* probabilístico utilizando rotinas automatizadas (padronização, relacionamento e combinação dos arquivos) para sua execução, baseando-se em campos comuns presentes em ambos os bancos de dados com o objetivo de identificar a probabilidade de um par de registros pertencer a um mesmo indivíduo.

A aplicação do método probabilístico se deu através da estratégia de múltiplos passos, associada a uma revisão manual dos pares duvidosos, buscando classificá-los como pares verdadeiros ou não pares. Os campos de bloqueio utilizados foram: *soundex* do primeiro nome da mãe, *soundex* do último nome da mãe, sexo da criança e idade da mãe. Para comparação se utilizou o nome da mãe e a data de nascimento da criança. As variáveis empregadas como critério de decisão, durante a inspeção manual dos pares, foram: endereço de residência da mãe, bairro de residência da mãe, complemento endereço de residência, idade da mãe, data do óbito da criança e ano de nascimento da criança.

Todo o processamento da etapa probabilística foi executado com auxílio do software *Reclink III*® versão 3.0.4.4005, um programa gratuito que permite associar arquivos com base no relacionamento probabilístico de registros. Ao final desse processo os arquivos resultantes das etapas determinística e probabilística foram

1
2
3 unificados, seguindo-se com o preenchimento dos campos incompletos no SIM e no
4
5 SINASC.

6
7 Foram selecionadas as variáveis comuns às duas bases de dados para análise do
8
9 percentual de completude, sendo elas: sexo e raça/cor da criança, idade da mãe,
10
11 escolaridade materna, ocupação da mãe, número de filhos nascidos vivos, número de
12
13 filhos nascidos mortos, tipo de gravidez, duração da gestação, peso ao nascer e tipo de
14
15 parto.

16
17 As informações definidas como incompletas foram aquelas cujos campos não
18
19 estavam preenchidos ou com código de ignorado. Para cada variável comum aos
20
21 sistemas procedeu-se a análise do preenchimento antes e depois do *linkage*,
22
23 categorizando-as de acordo com os critérios de incompletude propostos por Romero e
24
25 Cunha¹²: excelente (<5%); bom (5 a 9,9%); regular (10 a 19,9%); ruim (20 a 49,9%) e
26
27 muito ruim (≥50%).

28
29 Além do aspecto da completude das variáveis, considerando o pressuposto de
30
31 que quanto melhor a qualidade da informação maior a chance de êxito do *linkage*,
32
33 analisou-se a associação entre o pareamento do SIM e o SINASC, a capital de
34
35 residência da criança e o componente da mortalidade infantil. Este último, expressa os
36
37 subgrupos de idade do óbito de menores de um ano, sendo classificados como neonatal
38
39 (ocorridos de 0 a 27 dias de vida) e o pós-neonatal (a partir 28 dias a um ano de vida).

40
41 **Para tanto, consideraram-se casos os óbitos infantis não pareados à sua**
42
43 **respectiva DNV e os controles aqueles cujos registros de nascimento e morte foram**
44
45 **concatenados.** Foram calculadas as Odds Ratio (OR) a fim de verificar a associação
46
47 entre o não pareamento (desfecho) entre os sistemas e as variáveis independentes
48
49 (capital e componente do óbito infantil). Verificou-se a significância das diferenças
50
51 entre a proporção de pares e não pares resultantes do relacionamento das bases de
52
53 dados, utilizando-se o teste de quiquadrado (χ^2) com cálculo da respectiva significância
54
55 estatística ($p < 0,05$).

56
57 O presente estudo utilizou dados secundários do SIM e SINASC fornecidos pelo
58
59 Ministério da Saúde mediante parecer técnico da Secretaria de Vigilância em Saúde
60
(SVS/MS), termo de cessão e utilização dos bancos de dados, além da assinatura do
termo de responsabilidade pelos pesquisadores. Este trabalho integra a pesquisa
“Determinantes da mortalidade infantil nas capitais brasileiras: Uma análise multinível
nos contextos individual, da assistência à saúde e socioeconômico”, realizada dentro dos

1
2
3 padrões da ética científica, tendo sido submetida e aprovada pelo Comitê de Ética em
4 Pesquisa (Registro no CAAE – 35632414.5.0000.5190).
5
6

7 8 9 **RESULTADOS** 10

11
12 Dos 9.001 óbitos de menores de um ano registrados nas capitais brasileiras no
13 ano de 2012, foi possível relacionar 90,8% das declarações de óbito (DO) à sua
14 respectiva declaração de nascido vivo (DNV) (Tabela 1).
15

16
17 **As cidades de Porto Alegre, Curitiba e Campo Grande apresentaram o**
18 **maior percentual de óbitos pareados. Ainda nas cidades de Vitória e Recife a**
19 **proporção de registros associados foi expressiva, ultrapassando 97%. Enquanto**
20 **que os menores percentuais de sucesso do *linkage* foram observados em Belém,**
21 **Brasília, Boa Vista e Natal.** Em média as capitais das Regiões Sul e Sudeste
22 apresentaram melhores resultados no relacionamento das bases de dados à medida que
23 nas capitais do norte esse resultado foi inferior (Tabela 1).
24

25
26 Apesar das variações dos resultados do *linkage* entre as cidades e as regiões, em
27 todas as unidades de análise o percentual de sucesso do relacionamento das bases de
28 dados foi superior a 80% (Tabela 1).
29

30
31 No que se refere ao tipo de *linkage*, a maior parte dos pares foi obtida por meio
32 do método determinístico (69,2%), enquanto que o relacionamento probabilístico
33 resultou em 21,7% de registros concatenados (Tabela 1).
34

35
36 Em 22 capitais observou-se uma maior contribuição do método determinístico
37 para o pareamento dos dados de óbitos e nascimentos. Em cidades como Porto Alegre,
38 Curitiba, Campo Grande, São Paulo e Aracaju os resultados do *linkage* ultrapassam
39 90% de pareamento, chegando a mais de 98% nas três primeiras (Tabela 1).
40

41
42 Enquanto que em Rio Branco, Palmas, Belo Horizonte, Maceió e Goiânia
43 verificou-se um predomínio do número de registros pareados por meio do *linkage*
44 probabilístico. Destaca-se a capital do Acre na qual 92,4% dos óbitos foram
45 relacionados de forma probabilística. Em Campo Grande, Porto Alegre e São Paulo, não
46 houve contribuição desse método (Tabela 1).
47

48
49 Na média de todas as regiões observou-se um predomínio do relacionamento
50 determinístico, **sendo ainda mais expressivo na Região Sul.** Na Região Nordeste o
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

1
2
3 método probabilístico contribuiu com 30,3% dos pares, seguida pela Região Norte com
4 26,8% (Tabela 1).

5
6 Na análise de completude das onze variáveis comuns aos sistemas analisados, no
7 conjunto das capitais brasileiras, constatou-se a existência de 11.278 campos ignorados
8 ou não preenchidos, sendo 9.016 (79,9%) no SIM e 2.262 (20,1%) no SINASC. Após o
9 *linkage* foi possível recuperar 10.307 registros, restando apenas 971 campos
10 incompletos, uma redução de 91,4%. Esse incremento na completude das informações
11 dessas variáveis foi mais expressivo para o SIM, que passou de uma média de 10% de
12 incompletude para 1,1%.

13
14 Ainda para o conjunto das capitais, quanto à categorização da completude das
15 variáveis estudadas antes do pareamento, no SIM, se observou 01 variável excelente, 06
16 boas, 03 regulares e 01 ruim. Enquanto que no SINASC 08 eram excelentes e 03 boas.
17 Após o *linkage* todas apresentaram preenchimento excelente (Figura 1).

18
19 Dentre essas variáveis destaca-se o sexo da criança com excelente completude
20 em ambos os sistemas. A ocupação materna foi a que apresentou pior qualidade, com
21 21,7% de informações ignoradas no SIM, seguida da duração da gestação, escolaridade
22 da mãe e raça/cor. No SINASC a duração da gravidez, a ocupação materna e a raça/cor,
23 também apresentaram menores percentuais de completude, ainda assim em nenhuma
24 dessas, a proporção de campos sem preenchimento ultrapassou 10% (Figura 1).

25
26 No SIM a variável sexo da criança teve preenchimento excelente em todas as
27 capitais mesmo antes do *linkage*. O número de filhos nascidos vivos também foi
28 classificado como excelente em 17 cidades, dentre as quais se destacam Porto Alegre,
29 Recife, Rio Branco, São Paulo e Campo Grande, com menos de 1% de ignorados
30 (Tabela 2).

31
32 As variáveis: ocupação materna, duração da gestação, escolaridade da mãe e
33 raça/cor foram categorizadas como regular, ruim ou muito ruim em mais da metade das
34 cidades estudadas. A ocupação da mãe foi classificada como muito ruim em **04 capitais**
35 – **Salvador, Goiânia, Natal e Porto Velho, e como ruim em outras 09 cidades**. A
36 duração da gestação apresentou 94,5% de incompletude em Rio Branco e em 11 capitais
37 esse percentual ficou entre 20 e 40%. A escolaridade da mãe teve 57,1% de ausência de
38 preenchimento em Porto Velho e foi identificada como ruim em mais 08 cidades. A
39 variável raça/cor teve completude ruim em 06 cidades, dentre as quais se destaca
40 Fortaleza com 40,2% (Tabela 2).

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

Após o relacionamento das bases de dados 06 variáveis passaram a ser consideradas excelentes em todas as cidades no SIM, sendo elas: idade da mãe, escolaridade da mãe, número de filhos nascidos vivos, tipo de gravidez, tipo de parto e peso ao nascer. A variável número de filhos nascido morto foi excelente em 26 capitais à exceção de Palmas. Também passou a esse status a variável raça/cor em 24 cidades e a ocupação da mãe e duração da gestação em 20. Nenhuma variável foi categorizada como ruim ou muito ruim nas cidades estudadas após o *linkage* (Tabela 2).

Quanto ao SINASC, antes do relacionamento das bases de dados, 05 variáveis foram consideradas de completude excelente em todas as capitais: sexo da criança, idade da mãe, tipo de gravidez, tipo de parto e peso ao nascer. Também foram classificadas como excelente a escolaridade da mãe e o número de filhos nascidos vivos em 25 cidades e número de nascidos mortos em 24 capitais (Tabela 3).

A raça/cor foi a variável que se apresentou **como ruim no maior número de cidades, dentre as quais destaca-se São Luiz onde a incompletude chegou a 36,8%, seguida de Fortaleza, Brasília, Teresina e Rio Branco. A duração da gestação foi categorizada como ruim em São Luiz, Teresina e Porto Velho, e ainda regular em outras 06 cidades. A ocupação materna teve completude ruim em Belo Horizonte e Natal, e regular em mais 06 cidades (Tabela 3).**

Após o *linkage* 07 variáveis foram identificadas com completude excelente em todas as cidades no SINASC, com exceção de raça/cor, ocupação materna, número de filhos nascidos mortos e duração da gestação. A raça/cor passou de ruim a regular em São Luiz e Fortaleza. Ainda em relação ao status regular, a ocupação da mãe foi assim classificada em Natal, Macapá e Salvador. E a duração da gestação permaneceu com 15,1% de incompletude em Rio Branco e passou para 10,6% em Teresina. Ao final do relacionamento das bases de dados nenhuma variável foi categorizada como ruim ou muito ruim nas capitais (Tabela 3).

Quando analisada a completude das variáveis de acordo com as capitais observase 02 cidades apresentaram todas as variáveis categorizadas como excelente tanto para o SIM como para o SINASC mesmo antes do *linkage* (Campo Grande e Cuiabá). Além dessas, outras 04 capitais apresentaram as 11 variáveis excelentes no SINASC antes do relacionamento das bases de dados, passando para 14 em ambos os sistemas após o pareamento (Tabelas 2 e 3).

As capitais com melhor qualidade no preenchimento das informações no SIM, previamente ao *linkage*, com mais de 09 variáveis classificadas como excelentes foram:

1
2
3 Campo Grande, Cuiabá, Porto Alegre, Recife, Vitória e São Paulo. No SINASC 22
4 cidades apresentaram mais de 80% das variáveis excelentes, dentre essas se destacam
5 Campo Grande, Cuiabá, Porto Alegre, Recife, João Pessoa e Boa Vista por
6 apresentarem a totalidade das variáveis nessa categoria (Tabelas 2 e 3).
7

8
9 Salvador, São Luiz, Fortaleza, Rio Branco, Macapá, Natal e Teresina, capitais
10 das regiões norte e nordeste, foram as que apresentaram maiores percentuais de
11 incompletude das informações, mesmo após a aplicação do *linkage* (Tabelas 2 e 3).
12

13 Foi verificada uma associação significativa entre a cidade de nascimento da
14 criança, o componente do óbito infantil e o sucesso do relacionamento entre as bases de
15 dados (Tabela 4).
16

17 Tomando-se o conjunto das capitais como referência, observa-se que em 15
18 cidades essa associação apresentou significância estatística ($p > 0,05$), sendo em 07
19 **destas constatada uma maior chance de não pareamento entre o SIM e o SINASC,**
20 **dentre as quais destacam-se Belém, Brasília, Natal, Boa Vista, Salvador e São Luís,**
21 **com os maiores valores da OR. De maneira oposta em oito capitais verificou-se**
22 **menores chances de não relacionamento dos registros significativas, com valores**
23 **da odds inferiores a 1,00 ressaltando-se Campo Grande, Porto Alegre, Curitiba e**
24 **Recife (Tabela 4).**
25

26 Ressalta-se ainda que na análise agregada das capitais por macrorregião, as
27 Regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram maior probabilidade de não pareamento.
28 **No norte brasileiro em 04 das 07 capitais constatou-se maior probabilidade de não**
29 **relacionamento entre as bases de dados. Nas Regiões Sul e Sudeste verificou-se**
30 **menores chances insucesso do linkage com valores da OR menores do que 1,00**
31 **com significância estatística. Apenas para o Nordeste essa associação não foi**
32 **significativa, aproximando-se da média das capitais (Tabela 4).**
33

34 Quanto ao componente do óbito, constatou-se que, para o conjunto das capitais,
35 os óbitos ocorridos no período pós-neonatal apresentaram maior chance de não
36 pareamento dos registros da DO à respectiva DNV, **quando comparados às mortes**
37 **neonatais (Tabela 4).**
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

DISCUSSÃO

O alto percentual de sucesso do *linkage* entre o SIM e o SINASC para o total das capitais brasileiras demonstra a qualidade das informações desses sistemas. Embora com diferenciais regionais, onde, na maior parte, as capitais das Regiões Sul e Sudeste apresentaram melhores desfechos enquanto que nas do Norte a proporção de pareamento foi inferior. Em cidades como Porto Alegre, Curitiba, Campo Grande, Vitória e Recife a proporção de registros pareados ultrapassou 97%. Os menores percentuais foram constatados em Belém, Brasília, Boa Vista e Natal, ainda assim com valores superiores a 80%.

Esses resultados corroboram com os achados de outros estudos^{15, 16,17} e foram superiores quando comparados a pesquisas anteriores, cujo relacionamento das bases de dados de nascimentos e óbitos resultou em percentuais de pares que variaram de 40% a cerca 70%^{20,22}.

Destaca-se também o predomínio do método determinístico para a obtenção de registros pareados em 22 capitais, um dado relacionado à qualidade da informação do SIM e do SINASC por depender do preenchimento do número da DNV, variável unívoca a ambos os sistemas e de preenchimento obrigatório para os óbitos de menores de um ano. Em cidades como Porto Alegre, Curitiba e Campo Grande os resultados do *linkage* determinístico chegaram a mais de 98%. Em oposição ressalta-se Rio Branco, que por apresentar expressivo déficit de preenchimento do número da DNV no SIM não foi possível resgatar nenhum registro de forma determinística, sendo realizado o relacionamento dos dados apenas pelo método probabilístico.

Resultados semelhantes foram constatados em um estudo que analisou a contribuição do relacionamento entre o SIM e o SINASC em cinco cidades brasileiras, demonstrando o predomínio do método determinístico¹⁹. Mendes et al (2012) também discutem a relação entre o tipo de *linkage* e a qualidade da informação, verificando que quanto maior o município, maiores são os registros pareados deterministicamente e menor a ocorrência de não pares, e inversamente, quanto menor o município, maior é a contribuição do método probabilístico e um número maior de registros não são pareados.

A avaliação da completitude permite a mensuração da frequência de informação “ignorada” ou em “branco”. Variáveis ignoradas (não se conhece a informação) são

1
2
3 produtos de uma série de deficiências como a ausência de informação nos prontuários e
4 o desconhecimento de certas informações pelos acompanhantes da mulher, enquanto
5 variáveis em branco (não preenchidas) são reflexo da falta de cuidado e de importância
6 dada ao preenchimento das informações pelo profissional responsável²².

7
8
9 Dentre os resultados desse estudo, no que se refere à análise de completude das
10 onze variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, ressalta-se o expressivo número de
11 campos ignorados ou não preenchidos recuperados após o emprego do *linkage*.
12 Observou-se ainda que, para o conjunto das 27 capitais, essa contribuição foi maior para
13 o SIM, que antes do relacionamento apresentava apenas uma variável excelente,
14 passando para a totalidade das variáveis ao status de excelência após a aplicação dessa
15 técnica.
16
17

18
19
20 Pesquisas que empregaram o relacionamento entre esses sistemas de informação
21 também apontam um aporte de dados mais expressivo do SINASC para o SIM^{15, 16,17}.
22 Isso se dá uma vez que, em geral, o SINASC ainda apresenta qualidade superior aos
23 dados de óbito registrados no SIM, tanto no que se refere à cobertura quanto à
24 completude e confiabilidade das informações^{3, 7,8,14}.

25
26
27 O SINASC apresentou, mesmo antes do *linkage*, de bom a excelente
28 preenchimento para a maioria das variáveis no conjunto das capitais brasileiras. Estudo
29 que analisou a completude da informação nas DNV e DO neonatal precoce e fetal, da
30 região de Ribeirão Preto - São Paulo observou menos de 10% de DNV com campos sem
31 informação durante o período de 2000 a 2007, detectando ainda uma tendência de
32 aumento da qualidade do preenchimento¹⁸. Achados semelhantes às pesquisas realizadas
33 no Nordeste e em Pernambuco^{11, 23}.

34
35
36 Em relação ao SIM o estudo constatou elevados percentuais de incompletude.
37 Apenas a variável sexo da criança foi considerada excelente antes do *linkage* na análise
38 agregada das capitais. Essas deficiências no preenchimento de variáveis importantes
39 implicam em limitações da potencialidade de utilização do sistema para estudos
40 epidemiológicos²⁴.

41
42
43 Dentre as variáveis estudadas, destacam-se a ocupação materna, escolaridade da
44 mãe, raça/cor da criança e duração da gestação, como menor qualidade de
45 preenchimento, sendo categorizadas como regular, ruim ou muito ruim em mais da
46 metade das capitais brasileiras, com percentuais de incompletude mais expressivos no
47 SIM. Esses achados corroboram com o que tem sido verificado na literatura^{6, 11,15,18}.

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

As variáveis maternas como escolaridade, ocupação e idade da mãe, além da raça/cor do recém-nascido são consideradas como importantes indicadores das condições socioeconômicas da mulher. Além de problemas relacionados à clareza metodológica das instruções de coleta e preenchimento desses campos, Romero e Cunha (2007) também apontam para a existência da correlação entre a completude com indicadores de pobreza, desigualdade econômica e recursos humanos em saúde. Ademais, a omissão dados sobre essas variáveis compromete estudos sobre as disparidades sociais e mortalidade infantil⁶.

Ressalta-se ainda o alto percentual de incompletude da duração da gestação no SIM, uma importante variável preditora do óbito infantil^{19, 20,21}. Em onze capitais estudadas essa variável foi categorizada como ruim, destacando a capital do Acre onde a proporção de campos sem preenchimento chegou a 94,5%. A aplicação do linkage possibilitou o resgate das informações, passando a contar com apenas duas cidades com completude regular, e ao status de excelente ou boa nas demais capitais.

O número de filhos nascidos vivos e o número de filhos nascidos mortos, variáveis relativas à paridade materna apresentaram-se com completude boa no SIM e excelente no SINASC para o conjunto das capitais. Esses resultados diferem da pesquisa que avaliou a qualidade das informações do SINASC nas Unidades da Federação do país apontando que as variáveis de paridade figuravam entre as que demonstraram maior incompletude e menor consistência¹².

As informações relacionadas ao recém-nascido como sexo e peso ao nascer, além do tipo de gravidez e tipo de parto apresentaram frequência muito baixa de informação ignorada tanto para o SIM como para o SINASC, corroborando com os achados de outras pesquisas^{11,12,15,22}.

Os óbitos ocorridos no período pós-neonatal apresentaram maior chance de não pareamento entre o SIM e o SINASC no agregado das capitais brasileiras, reforçando o preceito de que a investigação do óbito infantil é mais oportuna e robusta quanto mais próximos os eventos nascimento e morte, além da elevada ocorrência dos óbitos neonatais em ambiente hospitalar, corroborando com achados de pesquisas realizadas em Pernambuco e em cinco cidades do país^{15,16}.

Foi possível ainda identificar diferenciais na qualidade das informações entre as capitais brasileiras, tanto quanto à completude das variáveis, quanto aos resultados do relacionamento entre as bases de dados, embora com realidades heterogêneas dentro das regiões.

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

Em capitais do Norte e do Nordeste brasileiro como Salvador, São Luiz, Fortaleza, Rio Branco, Macapá, Natal e Teresina, constatou-se os maiores percentuais de incompletude das informações, mesmo após a aplicação do pareamento. Ademais, no conjunto das capitais, as Regiões Norte e Centro-Oeste apresentaram chances de sucesso do *linkage* inferior às demais capitais, com significância estatística.

A qualidade dos registros relaciona-se com as condições de desenvolvimento humano e tecnológico de cada região²⁴, sendo considerada também uma forma de expressar iniquidades na assistência à saúde de grupos mais vulneráveis, particularmente as barreiras de acesso aos serviços²⁵. **Revela ainda entraves na geração e consolidação das informações em saúde tais como: pouca importância dada ao preenchimento adequado das informações pelos médicos e pessoal administrativo, problemas relativos à clareza nas instruções de preenchimento preconizadas pelo Ministério da Saúde, falhas na digitação dos dados para o sistema e deficiências nas correções da base de dados do SIM após o processo de investigação do óbito**^{6,12,23,26}.

Considerando que, apesar dos avanços na cobertura e qualidade dos sistemas de informação de nascimentos e óbitos ocorridos nas últimas décadas, os resultados deste trabalho reforçam a existência de limitações, em especial, do SIM relacionadas ao preenchimento da DO e à completude das variáveis, restringindo a realização de pesquisas sobre os fatores de risco para os óbitos infantis. O presente estudo demonstrou a contribuição do método de relacionamento entre o SIM e o SINASC como estratégia para a qualificação das bases de dados, viabilizando a recuperação de informações não preenchidas/ignoradas de variáveis importantes à análise da mortalidade infantil.

Em função da factibilidade de replicação dessa técnica por seu baixo custo operacional e facilidade de execução, recomenda-se a incorporação do *linkage* aliada à vigilância do óbito infantil na rotina da gestão do SUS em suas diferentes esferas, com vistas ao aprimoramento das informações em saúde, compreendidas como elemento estratégico à análise de situação de saúde e consequente tomada de decisão.

O estudo aponta ainda para a necessidade de investigações a respeito dos outros aspectos da qualidade das estatísticas vitais, tais como a presença de erros de preenchimento, identificação de inconsistências e análise de concordância entre os registros do mesmo indivíduo presente nos diferentes sistemas de informação.

REFERÊNCIAS

1. Victora CG, Aquino EML, Leal MC, Monteiro CA, Barros FC, Szwarcwald CL. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet*. 2011; 377(9780):1863-76.
2. Barros FC, Matijasevich A, Requejo JH, Giugliani E, Maranhão AG, Monteiro CA, et al. 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):1877-89.
3. Mello Jorge MHP, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Ciência Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.12, n.3, p.643-654, 2007.
4. Frias PG, et al. Sistema de Informações sobre Mortalidade: estudo de caso em municípios com precariedade dos dados. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.24, n.10, p.2257-2266, 2008.
5. Szwarcwald CL, et al. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações de óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.18, n.6, p.1725-1736, 2002.
6. Pedraza DF. Qualidade do Sistema de informações sobre Nascidos Vivos (SINASC): análise crítica da literatura. *Ciência Saúde Coletiva*. 2012 out;17(10):2729-37.
7. Frias PG, Pereira PMH, Andrade CLT, Lira PIC, Szwarcwald CL. Avaliação da adequação das informações de mortalidade e nascidos vivos no Estado de Pernambuco, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*. 2010;26(4):671-81.
8. Frias PG, Szwarcwald CL, Lira PIC. Avaliação dos sistemas de informações sobre nascidos vivos e óbitos no Brasil na década de 2000. *Cadernos de Saúde Pública* 2014 out;30(10):2068-80.
9. Andrade CLT, Szwarcwald CL. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.23, n.5, p.1207-1216, 2007.
10. Marques LJ, Oliveira CM, Bonfim CV. Avaliação da completude e da concordância das variáveis dos Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos e sobre Mortalidade no Recife-PE, 2010-2012. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*. 2016 Dec;25(4):849-54.
11. Silva RS, Oliveira CM, Ferreira DK, Bonfim CV. Avaliação da completude das variáveis do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – Sinasc - nos Estados da região Nordeste do Brasil, 2000 e 2009. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*. 2013 Jun;22(2):347-52.
12. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. *Cadernos de Saúde Pública*. 2007;23:701-14.

13. Hofvendahl EA. Smoking in pregnancy as a risk factor for long-term mortality in the offspring. *Paediatric and perinatal epidemiology*. 1995 Oct 1;9(4):381-90.
14. Mello Jorge MH, Laurenti R, Gotlieb SL. Avaliação dos sistemas de informação em saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Coletiva* 2010;18(1):07-18.
15. Maia LTS, Souza WV, Mendes ACG. A contribuição do *linkage* entre o SIM e SINASC para a melhoria das informações da mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*. 2015 jan-mar;15(1):57-66.
16. Mendes ACG, de Lima MM, Sá DA, Oliveira LCS, Maia LTS. Uso da metodologia de relacionamento de bases de dados para qualificação da informação sobre mortalidade infantil nos municípios de Pernambuco. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*. 2012 Jul 1;12(3).
17. Marques LJ, Oliveira CM, Bonfim CV. Avaliação da completude e da concordância das variáveis dos Sistemas de Informações sobre Nascidos Vivos e sobre Mortalidade no Recife-PE, 2010-2012. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*. 2016 Dec;25(4):849-54.
18. Barbuscia DM, Rodrigues-Júnior AL. Completude da informação nas Declarações de Nascido Vivo e nas Declarações de Óbito, neonatal precoce e fetal, da região de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil, 2000-2007. *Cadernos de Saúde Pública*. 2011;27(6):1192-200.
19. Maia LTS, Souza WV, Mendes AD. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. *Cadernos de Saúde Pública*. 2012 Nov;28(11):2163-76.
20. Martins EF, Velásquez-Meléndez G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*. 2004; 4 (4): 405-12.
21. Nascimento EMR, Costa MCN, Mota ELA, Paim JS. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. *Cadernos de Saúde Pública*. 2008; 24 (11): 2593-602.
22. Costa JMBS, Frias PG. Avaliação da completude das variáveis da Declaração de Nascido Vivo de residentes em Pernambuco, Brasil, 1996 a 2005. *Cadernos de Saúde Pública* 2009; 25(3):613-624
23. Ramalho MOA, Frias PG, Vanderlei LCM, Macedo VC, Lira PIC. Avaliação da incompletude de óbitos de menores de um ano em Pernambuco, Brasil, 1999-2011. *Ciência e Saúde Coletiva*. 2015 set;20(9):2891-8.
24. Silva LP, Moreira CM, Amorim MH, Castro DS, Zandonade E. Avaliação da qualidade dos dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e do Sistema de Informações sobre Mortalidade no período neonatal, Espírito Santo, Brasil, de 2007 a 2009. *Ciência e Saúde Colet*. 2014 Jul 1;19(7):2011-20.

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

25. Vanderlei LCM, Navarrete MLV. Mortalidade infantil evitável e barreiras de acesso à atenção básica no Recife, Brasil. Revista Saúde Publica 2013; 47(2):379-389.

26. Haraki CAC, Gotlieb SLD, Laurenti R. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Mortalidade em município do sul do Estado de São Paulo. Revista brasileira de epidemiologia 2005; 8(1):19-24

For Review Only

Tabela 1 - Número absoluto e percentual dos óbitos infantis registrados no SIM pareados com o SINASC segundo tipo de *linkage*, capital e média das macrorregiões. 2012.

Cidade	Total de Óbitos > 1 ano	Óbitos Pareados		Pares - Tipo de <i>linkage</i>			
				Determinístico		Probabilístico	
		n	%	n	%	n	%
Aracaju	144	138	95,83	137	95,1	1	0,7
Belém	366	295	80,6	208	56,8	87	23,8
Belo Horizonte	343	308	89,8	108	31,5	200	58,3
Boa Vista	90	77	85,6	50	55,6	27	30,0
Brasília	506	428	84,6	298	58,9	130	25,7
Campo Grande	117	115	98,3	115	98,3	0	0,0
Cuiabá	137	122	89,1	119	86,9	3	2,2
Curitiba	238	234	98,3	225	94,5	9	3,8
Florianópolis	50	47	94,0	38	76,0	9	18,0
Fortaleza	420	373	88,8	227	54,0	146	34,8
Goiânia	275	240	87,3	104	37,8	136	49,5
João Pessoa	159	152	95,6	126	79,2	26	16,4
Macapá	201	182	90,5	128	63,7	54	26,9
Maceió	229	209	91,3	83	36,2	126	55,0
Manaus	560	497	88,8	420	75,0	77	13,8
Natal	154	132	85,7	79	51,3	53	34,4
Palmas	44	40	90,9	13	29,5	27	61,4
Porto Alegre	180	177	98,3	177	98,3	0	0,0
Porto Velho	128	112	87,5	63	49,2	49	38,3
Recife	275	267	97,1	245	89,1	22	8,0
Rio Branco	79	73	92,4	0	0,0	73	92,4
Rio de Janeiro	1120	1039	92,8	730	65,2	309	27,6
Salvador	620	543	87,6	321	51,8	222	35,8
São Luís	275	239	86,9	176	64,0	63	22,9
São Paulo	2024	1897	93,7	1897	93,7	0	0,0
Teresina	224	199	88,8	101	45,1	98	43,8
Vitória	43	42	97,7	38	88,4	4	9,3
Total	9001	8177	90,8	6226	69,2	1951	21,7

Fonte: SIM/SINASC – SVS/MS

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60

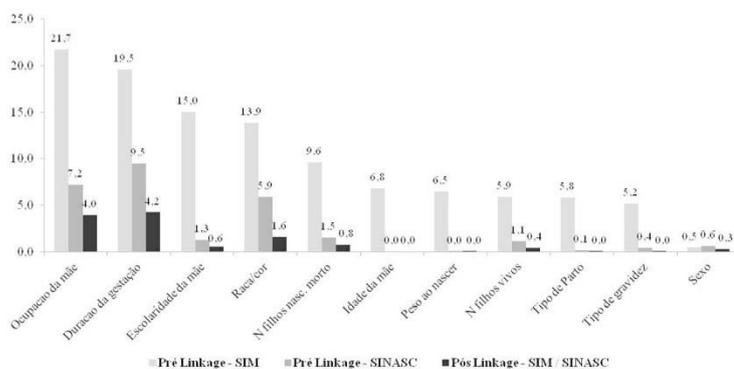


Figura 1 - Percentual de incompletude das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, pré e pós linkage dos bancos de dados nas capitais brasileiras e no Distrito Federal. 2012

Figura 1
209x105mm (150 x 150 DPI)

Tabela 2 - Percentual de incompletude no SIM das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, antes e após o *linkage* dos bancos de dados segundo capitais brasileiras, 2012.

Cidade	Sexo ¹		Raça ²		Idade ³		Esc. Mãe ⁴		Ocup. Mãe ⁵		F. vivos ⁶		F. morto ⁷		Gravidez ⁸		Cestação ⁹		Parto ¹⁰		Peso ¹¹	
	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós
Araçaju	1,4	1,4	31,2	0,0	0,0	0,0	0,0	10,1	4,3	3,6	0,0	7,2	0,0	0,0	0,0	2,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Belém	0,1	0,7	0,7	0,0	5,4	0,0	10,5	10,3	6,4	0,0	5,4	10,3	7,8	0,3	3,1	0,0	20,7	2,0	5,8	0,0	6,8	0,0
Belo Horizonte	0,3	0,3	6,5	0,0	4,2	0,0	5,8	0,0	15,9	5,5	2,6	0,0	4,2	0,0	4,5	0,0	14,6	0,0	6,2	0,0	2,6	0,0
Boa Vista	0,0	0,0	18,2	0,0	6,5	0,0	15,6	0,0	23,4	0,0	11,7	0,0	26,0	0,0	9,1	0,0	29,9	0,0	9,1	0,0	13,0	0,0
Brasília	0,2	0,2	3,0	1,2	1,2	0,0	18,9	0,5	31,8	7,7	15,2	3,0	27,8	4,2	8,6	0,0	14,5	0,5	11,0	0,0	11,0	0,0
Campo Grande	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0	1,7	0,0	0,9	0,0	0,9	0,0	0,9	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0
Cuiabá	0,0	0,0	0,8	0,0	1,6	0,0	3,3	0,0	0,8	0,0	1,6	0,0	2,5	0,0	3,3	0,0	3,3	0,8	2,5	0,0	1,6	0,0
Curitiba	0,9	0,9	15,4	0,0	1,3	0,0	0,9	0,0	2,1	0,0	2,1	0,0	8,1	0,0	1,3	0,0	8,5	1,3	0,9	0,0	0,9	0,0
Florianópolis	0,0	0,0	2,1	0,0	4,3	0,0	10,6	0,0	6,4	0,0	10,6	0,0	14,9	0,0	2,1	0,0	10,6	4,3	2,1	0,0	2,1	0,0
Fortaleza	1,3	1,3	40,2	11,5	10,2	0,0	29,8	1,9	36,5	2,1	7,2	0,0	11,3	0,0	9,1	0,3	23,3	5,4	8,6	0,0	8,3	0,0
Goiania	0,8	0,8	18,8	4,6	15,8	0,0	26,7	1,3	59,6	6,7	4,2	0,0	3,8	0,0	10,8	0,0	17,1	1,7	12,9	0,0	12,1	0,0
João Pessoa	1,3	0,7	11,2	0,0	3,3	0,0	8,6	0,0	13,2	2,6	0,7	0,0	2,0	0,0	4,6	0,0	11,8	0,0	5,3	0,0	7,9	0,0
Macapá	0,0	0,0	19,8	2,7	13,2	0,0	31,9	1,1	47,8	16,5	23,6	0,0	35,7	0,0	13,7	0,0	39,6	4,9	14,8	0,0	14,8	0,0
Maceió	0,0	0,0	14,8	0,5	16,3	0,0	26,3	0,0	36,4	1,9	4,8	0,0	7,7	0,0	10,5	0,0	25,8	1,4	12,4	0,0	16,7	0,0
Manaus	0,8	0,4	10,9	0,2	6,2	0,0	14,5	10,2	12,1	1,6	3,8	0,0	6,2	0,0	5,2	0,0	13,7	3,4	5,2	0,0	6,6	0,2
Natal	0,0	0,0	22,0	0,0	27,3	0,0	35,6	1,5	56,8	19,7	3,8	0,0	6,8	0,0	21,2	0,0	32,6	2,3	22,0	0,0	25,0	0,0
Palmas	0,0	0,0	2,5	0,0	15,0	0,0	15,0	0,0	35,0	0,0	2,5	0,0	17,5	5,0	10,0	0,0	20,0	0,0	15,0	0,0	17,5	0,0
Porto Alegre	0,6	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0	2,8	1,1	2,3	0,0	0,0	0,0	0,6	0,6	0,0	0,0	9,6	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0
Porto Velho	0,9	0,0	16,1	1,8	25,9	0,0	57,1	12,7	52,7	6,3	17,9	0,0	20,5	0,0	15,2	0,0	34,8	9,8	13,4	0,0	14,3	0,0
Recife	0,4	0,4	5,2	0,0	0,7	0,0	1,1	10,4	2,2	0,0	0,0	0,0	4,9	0,0	0,4	0,0	2,2	0,0	0,7	0,0	0,4	0,0
Rio Branco	0,0	0,0	32,9	8,2	4,1	0,0	31,5	0,0	21,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,1	0,0	94,5	15,1	4,1	0,0	4,1	0,0
Rio de Janeiro	0,0	0,0	8,2	0,1	9,0	0,0	20,2	0,6	27,3	3,6	8,9	0,7	12,6	1,6	7,0	0,0	14,6	1,3	7,7	0,1	10,2	0,0
Salvador	1,8	0,7	34,3	1,7	14,7	0,0	33,7	10,2	69,2	11,8	18,6	2,0	26,5	4,2	11,2	0,2	20,4	5,7	12,9	0,0	13,4	0,0
São Luis	0,8	0,0	33,9	16,3	7,1	0,0	16,7	0,0	15,5	2,5	3,8	0,0	12,1	0,0	2,9	0,0	19,2	7,1	2,9	0,0	5,0	0,0
São Paulo	0,0	0,0	10,5	0,0	0,3	0,0	4,3	0,2	3,5	2,7	0,8	0,0	1,0	0,0	0,1	0,1	24,4	9,1	0,2	0,0	0,1	0,1
Terresina	0,0	0,0	16,1	0,3	11,1	0,0	16,6	11,5	33,2	3,5	5,0	0,0	13,6	0,0	5,0	0,0	38,7	10,6	5,5	0,0	8,5	0,0
Vitória	0,0	0,0	2,4	0,0	4,8	0,0	7,1	0,0	7,1	0,0	2,4	0,0	2,4	0,0	2,4	0,0	4,8	0,0	2,4	0,0	2,4	0,0

Fonte: SIM/SINASC – SVS/MS

Legenda: ¹ Sexo da criança; ² Raça/cor da criança; ³ Idade da mãe; ⁴ Escolaridade da mãe; ⁵ Ocupação da mãe; ⁶ Número de filhos nascidos vivos; ⁷ Número de filhos nascidos mortos; ⁸ Tipo de Gravidez; ⁹ Duração da Gestação; ¹⁰ Tipo de Parto; ¹¹ Peso ao nascer

Tabela 3 - Percentual de incompletude no SINASC das variáveis comuns ao SIM e ao SINASC, antes e após o *linkage* dos bancos de dados segundo capitais brasileiros, 2012.

Cidade	Sexo ¹		Raça ²		Idade ³		Esc. Mãe ⁴		Ocup. Mãe ⁵		F. vivos ⁶		F. morto ⁷		Gravidez ⁸		Gestação ⁹		Parto ¹⁰		Peso ¹¹	
	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós	Pré	Pós
Araçaju	1,4	1,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	8,7	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Belém	1,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	0,3	0,0	0,0	1,7	0,3	2,0	0,3	0,0	0,0	5,1	2,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Belo Horizonte	0,3	0,3	1,0	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0	24,0	5,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Boa Vista	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Brasília	0,7	0,2	24,5	1,2	0,0	0,0	3,5	0,5	18,5	7,7	5,8	3,0	7,2	4,2	0,5	0,0	6,1	0,5	0,5	0,0	0,0	0,0
Campo Grande	0,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Cuiabá	0,0	0,0	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,5	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
Curitiba	0,9	0,9	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,0	17,9	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0
Florianópolis	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	6,4	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0
Fortaleza	1,3	1,3	26,0	11,5	0,0	0,0	2,9	1,9	3,8	2,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	0,3	17,7	5,4	0,0	0,0	0,0	0,0
Goiânia	1,7	0,8	18,8	4,6	0,0	0,0	2,1	1,3	12,1	6,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	15,0	1,7	0,8	0,0	0,0	0,0
João Pessoa	0,7	0,7	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	3,3	2,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Macapá	1,1	0,0	3,8	2,7	0,0	0,0	1,1	1,1	18,1	16,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	9,9	4,9	0,0	0,0	0,0	0,0
Maceió	0,5	0,0	2,9	0,5	0,0	0,0	0,5	0,0	2,9	1,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,3	1,4	0,5	0,0	0,0	0,0
Manaus	0,4	0,4	2,0	0,2	0,0	0,0	0,8	0,2	4,8	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,9	3,4	0,0	0,0	0,2	0,2
Natal	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	5,3	1,5	22,0	19,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	8,3	2,3	0,0	0,0	0,0	0,0
Palmas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,0	0,0	2,5	0,0	7,5	5,0	0,0	0,0	7,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Porto Alegre	0,6	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0	1,1	1,1	1,1	0,0	0,0	0,0	0,6	0,6	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Porto Velho	0,0	0,0	7,1	1,8	0,0	0,0	3,6	2,7	7,1	6,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0	22,3	9,8	0,9	0,0	0,0	0,0
Recife	1,1	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Rio Branco	0,0	0,0	20,5	8,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	15,1	15,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Rio de Janeiro	0,3	0,0	1,5	0,1	0,0	0,0	2,2	0,6	7,0	3,6	3,0	0,7	4,1	1,6	0,4	0,0	4,3	1,3	0,2	0,1	0,0	0,0
Salvador	0,9	0,7	5,7	1,7	0,0	0,0	2,4	2,0	14,5	11,8	5,5	2,0	7,4	4,2	1,7	0,2	14,0	5,7	0,4	0,0	0,0	0,0
São Luis	0,8	0,0	36,8	16,3	0,0	0,0	0,4	0,0	10,0	2,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,0	28,0	7,1	0,0	0,0	0,0	0,0
São Paulo	0,5	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2	0,2	3,6	2,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	9,6	9,1	0,0	0,0	0,1	0,1
Terestina	0,0	0,0	22,1	3,0	0,0	0,0	5,0	1,5	9,5	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	3,5	0,0	24,1	10,6	1,0	0,0	0,0	0,0
Vitória	0,0	0,0	2,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	11,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: SIM/SINASC – SVS/MS

Legenda: ¹Sexo da criança; ²Raça cor da criança; ³Idade da mãe; ⁴Escolaridade da mãe; ⁵Ocupação da mãe; ⁶Número de filhos nascidos vivos; ⁷Número de filhos nascidos mortos; ⁸ Tipo de Gravidez; ⁹Duração da Gestação; ¹⁰ Tipo de Parto; ¹¹ Peso ao nascer

Tabela 4 - Número absoluto, percentual, Odds Ratio (OR) e respectivo IC 95% dos óbitos infantis registrados segundo parâmetro entre o SIM e o SINASC por capital brasileira e média das macrorregiões. 2012.

Variável	Não par		Par		OR	IC 95%	χ^2	p-valor
	n	%	n	%				
Cidade								
Belém	71	19,4	295	80,6	2,39	1,82 - 3,12	41,53	<0,001
Boa Vista	13	14,4	77	85,6	1,67	0,93 - 3,03	2,38	0,061
Macapá	19	9,5	182	90,5	1,04	0,64 - 1,67	0,00	0,491
Manaus	63	11,3	497	88,8	1,26	0,96 - 1,65	2,51	0,056
Palmas	4	9,1	40	90,9	0,99	0,35 - 2,78	0,06	0,402
Porto Velho	16	12,5	112	87,5	1,42	0,83 - 2,40	1,31	0,097
Rio Branco	6	7,6	73	92,4	0,81	0,35 - 1,88	0,08	0,388
Região Norte	192	13,1	1276	86,9	1,49	1,26 - 1,77	21,7	<0,001
Aracaju	6	4,2	138	95,8	0,43	0,19 - 0,98	3,69	0,027
Fortaleza	47	11,2	373	88,8	1,25	0,91 - 1,71	1,78	0,093
João Pessoa	7	4,4	152	95,6	0,46	0,21 - 0,98	3,72	0,003
Maceió	20	8,7	209	91,3	0,95	0,59 - 1,51	0,10	0,459
Natal	22	14,3	132	85,7	1,65	1,05 - 2,61	4,16	0,021
Recife	8	2,9	267	97,1	0,30	0,15 - 0,60	11,9	0,002
Salvador	77	12,4	543	87,6	1,41	1,09 - 1,80	6,90	0,004
São Luis	36	13,1	239	86,9	1,50	1,04 - 2,14	4,46	0,017
Teresina	25	11,2	199	88,8	1,25	0,82 - 1,90	0,83	0,182
Região Nordeste	248	9,9	2252	90,1	1,09	0,94 - 1,27	1,27	0,131
Belo Horizonte	35	10,2	308	89,8	1,13	0,79 - 1,61	0,32	0,286
Rio de Janeiro	81	7,2	1039	92,8	0,77	0,61 - 0,98	4,52	0,017
São Paulo	127	6,3	1897	93,7	0,66	0,55 - 0,81	17,02	<0,001
Vitória	1	2,3	42	97,7	0,24	0,03 - 1,72	1,65	0,099
Região Sudeste	244	6,9	3286	93,1	0,74	0,63 - 0,85	16,1	<0,001
Curitiba	4	1,7	234	98,3	0,17	0,06 - 0,46	14,9	<0,001
Florianópolis	3	6,0	47	94,0	0,63	0,197-2,04	0,28	0,299
Porto Alegre	3	1,7	177	98,3	0,17	0,05 - 0,53	11,18	<0,001
Região Sul	10	2,1	458	97,9	0,22	0,11 - 0,40	26,41	<0,001
Brasília	78	15,4	428	84,6	1,81	1,41 - 2,33	21,14	<0,001
Campo Grande	2	1,7	115	98,3	0,17	0,04 - 0,69	6,89	0,004
Cuiabá	15	10,9	122	89,1	1,22	0,71 - 2,10	0,33	0,283
Goiânia	35	12,7	240	87,3	1,45	1,01 - 2,08	3,64	0,028
Região Centro-Oeste	130	12,6	905	87,4	1,42	1,17 - 1,74	12,1	<0,001
Total	824	9,2	8177	90,8	1,00	-	-	-
Componentes								
Neonatal	395	6,4	5805	93,6	1,00	-	-	-
Pós Neonatal	429	15,3	2372	84,7	2,66	2,30 - 3,07	184,5	<0,001
Total	824		8177					

Fonte: SIM/SINASC – SVS/MS

Apêndice B – Taxas de mortalidade infantil e por componentes nas capitais brasileiras de 2000 a 2014.

Taxa de mortalidade infantil por 1.000 nascidos vivos segundo as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Aracaju	29,9	30,1	28,7	22,5	22,9	22,4	20,0	16,5	17,2	16,9	17,8	14,0	15,4	14,9	17,8
Belém	27,7	28,2	21,9	23,0	20,9	20,0	19,0	17,5	16,7	16,2	17,6	16,9	17,1	18,0	15,4
Belo Horizonte	17,0	14,4	13,6	15,5	13,5	14,5	12,8	11,7	11,7	11,0	11,4	10,4	10,7	9,6	10,0
Boa Vista	16,8	17,5	10,0	12,0	15,0	14,3	13,6	13,6	13,7	13,4	11,9	10,2	14,2	12,0	13,8
Brasília	14,4	15,2	13,6	13,3	13,9	13,6	12,8	11,1	11,9	11,9	12,6	11,5	11,6	12,7	11,4
Campo Grande	16,3	15,7	13,8	13,9	14,1	13,6	14,0	14,1	13,3	12,4	13,2	10,2	8,6	9,3	8,0
Cuiabá	21,6	21,8	16,5	17,0	18,3	17,3	13,8	15,6	16,9	15,6	13,2	12,2	14,0	15,3	14,0
Curitiba	15,0	13,6	11,8	12,4	11,2	11,9	10,5	10,5	9,9	9,0	9,1	8,8	9,5	8,8	7,7
Florianópolis	9,7	11,8	9,8	12,1	8,1	8,9	9,5	8,0	9,9	9,0	9,1	8,4	9,1	5,2	11,0
Fortaleza	23,3	16,9	24,8	23,1	21,0	20,6	17,4	15,6	14,8	15,6	11,9	12,8	11,2	11,8	11,4
Goânia	15,5	14,8	13,9	15,4	13,6	13,7	13,6	13,3	13,9	13,6	12,6	12,3	12,9	12,6	10,7
João Pessoa	19,9	16,4	15,7	16,0	17,5	17,5	15,5	14,9	13,3	14,4	12,4	12,4	14,1	12,3	13,3
Macapá	24,0	24,8	25,8	23,9	24,4	20,1	23,0	24,1	24,9	25,4	20,3	20,4	22,4	22,1	19,3
Maceió	32,3	28,8	23,3	19,4	19,2	20,7	18,0	19,3	19,4	16,5	16,1	15,1	15,4	14,3	14,4
Manaus	30,1	25,7	22,8	21,2	17,0	17,7	16,9	15,8	15,8	14,9	13,7	13,4	13,6	15,3	13,9
Natal	20,0	19,4	23,7	16,3	18,0	16,4	18,0	19,9	16,6	12,5	12,5	10,2	12,6	12,8	12,1
Palmas	21,7	16,4	16,5	14,3	15,1	14,9	12,9	12,1	14,7	13,8	11,0	13,9	9,3	10,1	9,5
Porto Alegre	14,8	14,2	14,0	13,3	12,2	12,9	12,1	11,9	11,6	9,8	10,5	9,2	9,2	9,3	9,7
Porto Velho	35,2	28,5	35,3	33,8	27,5	25,6	22,8	22,5	16,7	19,7	21,8	12,7	14,3	13,9	13,3
Recife	20,4	18,1	18,5	15,5	16,2	16,6	14,4	12,7	12,2	13,8	12,9	12,6	12,2	12,4	12,0
Rio Branco	28,0	23,6	20,9	22,3	22,6	20,4	18,4	21,9	17,7	17,7	18,2	13,0	12,1	13,4	15,3
Rio de Janeiro	16,8	15,4	15,5	15,7	15,4	13,9	13,7	13,1	13,7	13,9	13,2	12,6	12,9	12,7	11,4
Salvador	27,5	27,2	28,0	24,4	21,7	21,8	21,7	19,9	17,9	16,5	16,9	16,2	16,7	17,6	15,9
São Luís	21,7	20,4	23,6	20,5	17,4	17,7	16,7	16,8	16,5	15,5	16,0	16,3	15,2	16,9	17,1
São Paulo	16,1	15,7	15,3	14,6	14,2	12,9	12,9	12,6	12,1	12,0	11,5	11,4	11,5	11,2	11,1
Teresina	22,2	20,1	20,3	21,2	19,4	19,9	19,4	17,9	17,8	15,8	16,6	16,1	16,2	14,7	15,1
Vitória	15,3	11,9	8,3	14,8	12,9	13,6	14,5	11,5	11,2	11,5	10,1	9,6	9,5	10,3	9,8
Total	19,7	18,3	17,9	17,2	16,2	15,7	15,0	14,3	14,0	13,6	13,1	12,5	12,6	12,7	12,1

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

Taxa de mortalidade neonatal por 1.000 nascidos vivos segundo as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Aracaju	22,8	23,6	22,0	16,6	17,5	17,7	15,7	12,3	12,8	13,7	13,0	10,5	12,2	11,3	13,2
Belém	21,7	21,0	16,5	17,8	15,9	14,1	13,9	12,7	11,6	12,2	11,9	11,8	12,0	12,9	11,4
Belo Horizonte	11,5	8,8	8,9	9,7	9,1	10,1	8,2	7,8	8,1	7,7	8,1	6,6	7,1	6,7	7,2
Boa Vista	11,2	11,6	6,8	7,7	9,9	9,7	9,3	9,3	9,6	7,8	8,8	8,2	9,3	7,6	9,0
Brasília	10,0	10,9	9,7	9,6	9,1	9,0	8,9	7,9	7,9	8,7	9,2	8,2	8,5	9,3	8,5
Campo Grande	11,7	10,7	10,0	9,4	8,7	9,9	8,7	9,7	8,4	7,7	8,6	7,7	5,8	6,3	5,2
Cuiabá	13,8	15,4	10,8	12,4	11,2	10,4	9,3	10,8	10,5	10,3	8,6	9,2	10,1	9,8	8,8
Curitiba	10,1	9,0	8,6	8,6	7,6	7,9	7,7	6,8	7,1	6,4	7,0	6,2	7,2	6,1	5,8
Florianópolis	5,9	7,7	6,1	8,0	5,0	6,9	6,3	6,0	7,9	7,3	6,6	5,5	6,2	2,7	8,4
Fortaleza	16,0	11,2	17,8	13,7	14,2	13,6	11,4	10,6	9,9	11,1	8,1	8,8	7,9	8,0	7,6
Goiânia	10,1	11,3	10,2	11,4	10,6	10,1	9,9	9,4	10,0	9,1	9,5	9,5	9,2	9,1	8,2
João Pessoa	14,4	12,2	11,3	12,1	12,4	12,3	11,3	11,7	8,9	10,9	9,0	7,5	9,6	9,0	10,1
Macapá	19,9	19,1	19,6	18,7	21,1	17,6	21,3	21,0	20,1	19,3	14,9	14,4	16,3	16,8	12,6
Maceió	23,9	21,2	16,7	13,1	13,8	14,4	12,6	13,7	14,2	11,7	10,7	11,4	11,1	10,3	10,1
Manaus	21,2	16,9	15,5	13,9	10,0	11,1	10,6	10,2	10,2	10,8	8,6	8,9	8,6	9,2	8,7
Natal	12,8	13,2	15,9	11,1	12,6	12,0	12,0	14,0	11,8	8,6	8,1	6,3	8,9	8,0	7,9
Palmas	14,4	12,3	12,7	8,4	9,9	10,2	8,3	8,8	9,1	7,4	7,9	7,5	5,1	6,4	6,4
Porto Alegre	8,4	8,6	7,2	7,4	7,5	7,2	7,1	6,3	7,6	6,0	6,8	5,9	5,8	5,8	6,6
Porto Velho	26,3	19,6	24,4	24,7	19,7	18,4	17,0	14,2	11,0	12,8	14,8	8,2	8,4	8,6	8,0
Recife	15,0	13,2	13,0	10,7	11,2	11,7	10,3	8,7	8,6	9,6	9,0	8,9	8,7	9,0	8,5
Rio Branco	18,2	16,1	14,8	15,5	14,7	12,5	11,4	14,6	11,2	10,9	12,0	9,0	8,0	9,4	9,8
Rio de Janeiro	11,2	10,5	10,6	10,6	10,3	9,3	9,0	8,2	8,7	8,8	8,5	7,7	8,3	8,4	7,5
Salvador	20,6	20,9	21,1	18,8	15,7	16,8	16,4	15,4	13,3	11,2	12,5	11,8	11,9	13,1	11,5
São Luís	13,6	13,3	15,5	13,2	11,2	11,3	10,8	10,8	12,1	10,5	10,6	11,7	11,4	12,5	12,4
São Paulo	10,5	10,3	10,2	9,8	9,4	8,5	8,3	8,2	8,1	8,1	7,7	7,6	7,7	7,5	7,4
Teresina	16,6	15,2	15,0	15,7	14,4	14,0	15,0	13,4	13,7	11,7	12,2	11,9	11,6	10,9	10,6
Vitória	10,0	6,4	7,0	10,7	9,5	9,5	9,1	8,3	7,3	7,0	7,2	6,8	6,7	6,7	5,8
Total	13,6	12,7	12,5	11,8	11,0	10,7	10,2	9,7	9,6	9,3	9,0	8,5	8,6	8,7	8,3

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

Taxa de mortalidade pós-neonatal por 1.000 nascidos vivos segundo as capitais brasileiras. 2000 a 2014.

Capital	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Aracaju	7,1	6,5	6,6	5,9	5,4	4,7	4,2	4,2	4,5	3,2	4,8	3,5	3,2	3,6	4,6
Belém	6,0	7,2	5,4	5,2	5,1	5,9	5,1	4,9	5,1	4,0	5,7	5,1	5,1	5,2	4,0
Belo Horizonte	5,5	5,6	4,7	5,8	4,4	4,5	4,7	3,9	3,6	3,3	3,2	3,8	3,5	2,9	2,7
Boa Vista	5,6	5,9	3,3	4,3	5,2	4,7	4,3	4,3	4,1	5,4	3,1	2,1	4,9	4,4	4,7
Brasília	4,3	4,3	3,9	3,7	4,8	4,6	3,9	3,2	4,0	3,2	3,4	3,3	3,1	3,5	2,9
Campo Grande	4,6	5,1	3,7	4,6	5,4	3,7	5,3	4,4	4,8	4,7	4,6	2,5	2,8	3,0	2,7
Cuiabá	7,8	6,4	5,7	4,7	7,2	6,9	4,5	4,8	6,4	5,3	4,6	2,9	3,9	5,5	5,2
Curitiba	5,0	4,6	3,2	3,7	3,6	4,0	2,8	3,7	2,8	2,6	2,1	2,6	2,3	2,7	1,9
Florianópolis	3,8	4,1	3,6	4,0	3,1	2,0	3,2	2,0	2,1	1,7	2,5	2,9	2,9	2,5	2,6
Fortaleza	6,8	5,7	6,8	7,8	6,7	7,0	6,0	5,0	4,8	4,6	3,8	4,0	3,2	3,8	3,7
Goiânia	5,4	3,5	3,6	4,0	3,0	3,5	3,7	3,8	4,0	4,5	3,0	2,8	3,7	3,5	2,5
João Pessoa	5,5	4,3	4,4	3,9	5,1	5,2	4,2	3,2	4,3	3,5	3,5	4,9	4,4	3,3	3,2
Macapá	4,1	5,7	6,2	5,2	3,3	2,5	1,6	3,2	4,8	6,1	5,4	6,1	6,0	5,3	6,7
Maceió	8,4	7,6	6,6	6,3	5,4	6,4	5,4	5,6	5,2	4,7	5,4	3,7	4,3	4,0	4,3
Manaus	9,0	8,8	7,2	7,3	7,0	6,6	6,3	5,6	5,6	4,1	5,1	4,6	5,0	6,1	5,1
Natal	7,2	6,2	7,8	5,1	5,4	4,4	6,0	5,9	4,7	3,9	4,3	3,9	3,7	4,7	4,2
Palmas	7,3	4,1	3,8	5,8	5,2	4,7	4,6	3,3	5,5	6,4	3,1	6,4	4,2	3,7	3,1
Porto Alegre	6,5	5,7	6,8	5,9	4,8	5,6	5,0	5,6	4,0	3,8	3,7	3,4	3,5	3,5	3,2
Porto Velho	8,9	8,9	10,8	8,2	7,5	7,2	5,7	8,3	5,7	6,9	6,8	4,5	5,9	5,3	5,3
Recife	5,4	4,9	5,4	4,8	5,1	4,9	4,2	4,0	3,6	4,2	3,9	3,7	3,4	3,4	3,5
Rio Branco	9,8	7,6	6,1	6,8	7,9	8,0	6,9	7,4	6,5	6,7	6,2	4,1	4,1	3,9	5,4
Rio de Janeiro	5,5	4,9	4,9	5,2	5,2	4,6	4,7	4,9	5,0	5,1	4,7	4,9	4,7	4,3	3,8
Salvador	6,9	6,3	6,1	5,7	6,0	5,0	5,3	4,5	4,6	5,4	4,4	4,3	4,8	4,4	4,4
São Luís	8,1	7,1	8,1	7,3	6,2	6,4	5,9	6,0	4,4	5,1	5,4	4,6	3,9	4,4	4,7
São Paulo	5,6	5,4	5,1	4,8	4,8	4,4	4,6	4,4	4,0	3,8	3,8	3,8	3,9	3,7	3,7
Teresina	5,6	5,0	5,3	5,4	5,1	5,9	4,4	4,5	4,1	4,1	4,3	4,2	4,6	3,8	4,5
Vitória	5,3	5,5	1,4	4,1	3,4	4,2	5,4	3,2	3,9	4,5	2,8	2,8	2,9	3,7	4,0
TOTAL	6,1	5,7	5,4	5,3	5,2	5,0	4,8	4,6	4,4	4,2	4,1	4,0	4,0	4,0	3,8

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do SIM e SINASC / DATASUS - MS

Apêndice C - Memória de cálculo dos indicadores utilizados na análise descritiva da natalidade e da mortalidade infantil

Indicadores	Memória de Cálculo
Referentes à Natalidade	
1. Taxa bruta de natalidade	Número de nascidos vivos dividido pela população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 1.000
2. Proporção (%) de nascidos vivos segundo idade da mãe	Número de nascidos vivos por faixa etária da mãe (10 a 19; 20 a 34 e 35 e mais) dividido pelo total de nascidos vivos em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
3. Proporção (%) de nascidos vivos cuja mãe realizou 07 e mais consultas de pré-natal	Número de nascidos vivos cuja mãe realizou 07 e mais consultas de pré-natal dividido pelo total de nascidos vivos em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
3.1. Proporção (%) de nascidos vivos cuja mãe realizou 07 e mais consultas de pré-natal segundo escolaridade materna	Número de nascidos vivos cuja mãe realizou 07 e mais consultas de pré-natal para as categorias de escolaridade materna (menos de 4 anos de estudo, 4 a 7, 8 e mais) pelo total de nascidos vivos cuja mãe realizou 07 e mais consultas de pré-natal em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
4. Proporção (%) de nascimentos segundo tipo de parto	Número de nascidos vivos por parto vaginal e por parto cesáreo dividido pelo total de nascidos vivos em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
5. Proporção (%) de nascidos vivos com baixo peso ao nascer	Número de nascidos vivos com menos de 2.500 gramas pelo total de nascidos vivos em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
6. Proporção (%) de nascidos vivos com prematuridade	Número de nascidos vivos com menos de 37 semanas pelo total de nascidos vivos em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
7. Proporção (%) de nascidos vivos com malformação congênita	Número de nascidos vivos com malformação congênita pelo total de nascidos vivos em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
Referentes à mortalidade infantil:	
8. Taxa de mortalidade infantil (TMI)	Número de óbitos de menores de um ano de idade, dividido pelo total de nascidos vivos, em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 1000.
9. Taxa de mortalidade neonatal	Número de óbitos de crianças com 0 a 27 dias completos, dividido pelo total de nascidos vivos, em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 1000.
10. Mortalidade infantil proporcional segundo grupo de causa (capítulo CID 10)	Número de óbitos de menores de 1 ano por categoria de causa CID 10, conforme lista proposta por França et al (2012), dividido pelo total de óbitos de menores de um ano, em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
11. Mortalidade infantil proporcional segundo causas evitáveis	Número de óbitos de menores de 1 ano por categoria de causa CID 10, conforme lista proposta por Malta et al (2007), dividido pelo total de óbitos de menores de um ano, em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.
12. Proporção (%) dos óbitos infantis com causas mal definidas	Número de óbitos por causas mal definidas (códigos R-00-R99, exceto R95), dividido pelo total de óbitos de menores de um ano, em determinado espaço geográfico, no ano considerado, multiplicado por 100.

Fonte: REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE (2008)

Apêndice D – Capitais brasileiras segundo IDH - 2010

Capital	IDH	IDH - Categorização
Maceió	0,721	Baixo
Rio Branco	0,727	Baixo
Macapá	0,733	Baixo
Porto Velho	0,736	Baixo
Manaus	0,737	Baixo
Belém	0,746	Baixo
Teresina	0,751	Baixo
Boa Vista	0,752	Baixo
Fortaleza	0,754	Baixo
Salvador	0,759	Baixo
João Pessoa	0,763	Intermediário
Natal	0,763	Intermediário
São Luís	0,768	Intermediário
Aracaju	0,770	Intermediário
Recife	0,772	Intermediário
Campo Grande	0,784	Intermediário
Cuiabá	0,785	Intermediário
Palmas	0,788	Intermediário
Goiânia	0,799	Intermediário
Rio de Janeiro	0,799	Intermediário
Porto Alegre	0,805	Alto
São Paulo	0,805	Alto
Belo Horizonte	0,810	Alto
Curitiba	0,823	Alto
Brasília	0,824	Alto
Vitória	0,845	Alto
Florianópolis	0,847	Alto

Fonte: PNUD (2010)

Apêndice E - Relação dos estabelecimentos de nascimento da criança, segundo Índice Sintético de Completude (ISC), Completude e Natureza. Capitais brasileiras, dezembro/2012.

REGIÃO	UF	CAPITAL	ESTABELECIMENTO	ISC	COMPLETUDE	NATUREZA
Norte	PA	Belém	HOSPITAL VIDA MAMARAY	1,8	Baixa	Privado
	PA	Belém	CLINICA DO BEBE	2,0	Baixa	Privado
	PA	Belém	SANTA IZABEL HOSPITAIS	2,4	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL AMAZONIA	2,4	Baixa	Privado
	PA	Belém	HOSPITAL MODELO DE ANANINDEUA	2,4	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	CLISA	2,4	Baixa	Privado
	PA	Belém	MATERNIDADE SAUDE DA CRIANCA	2,6	Baixa	Privado
	PA	Belém	HOSPITAL NAVAL DE BELEM	2,6	Baixa	Publico
	PA	Belém	HOSPITAL FRANCISCO MAGALHAES	2,6	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	MATERNIDADE DO POVO FILIAL	2,6	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL ABELARDO SANTOS	2,8	Baixa	Publico
	PA	Belém	HOSPEMAT DR HELIO ALVES	2,8	Baixa	Privado
	PA	Belém	MATERNIDADE DO POVO MATRIZ	2,8	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL MUNICIPAL DE MOSQUEIRO	2,8	Baixa	Publico
	PA	Belém	HOSPITAL SANTA CLARA	3,0	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL LAYR MAIA	3,0	Baixa	Privado
	PA	Belém	HPSM DR HUMBERTO MARADEI PEREIRA	3,4	Baixa	Publico
	PA	Belém	HOSPITAL SAMARITANO	3,6	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL ANITA GEROSA	3,6	Baixa	Conveniado
	PA	Belém	MATERNIDADE SAUDE DA CRIANCA	4,6	Intermediaria	Privado
	PA	Belém	HOSPITAL DA DIVINA PROVIDENCIA	5,0	Intermediaria	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL ORDEM TERCEIRA	5,4	Intermediaria	Conveniado
	PA	Belém	HOSPITAL DE CLINICAS GASPAR VIANA	5,4	Intermediaria	Publico
	PA	Belém	HOSPITAL D LUIZ I	7,0	Intermediaria	Conveniado

PA	Belém	HOSPITAL SANTO ANTONIO MARIA ZACCARIA	7,2	Intermediaria	Conveniado
PA	Belém	SANTA CASA DE MISERICORDIA DO PARA	10,8	Alta	Publico
RR	Boa Vista	POLICLINICA COSME E SILVA	0,0	Baixa	Publico
RR	Boa Vista	HOSPITAL UNIMED DE BOA VISTA	1,2	Baixa	Privado
RR	Boa Vista	HOSPITAL DA MULHER	2,2	Baixa	Privado
RR	Boa Vista	HOSPITAL MATERNO INFANTIL N SRA DE NAZARETH	8,4	Alta	Publico
AP	Macapá	SES AP HOSPITAL ESTADUAL DE SANTANA	2,6	Baixa	Publico
AP	Macapá	HOSPITAL UNIMED	2,8	Baixa	Privado
AP	Macapá	HOSPITAL SAO CAMILO E SAO LUIS	5,2	Intermediaria	Conveniado
AP	Macapá	SES AP HOSPITAL DA MULHER	6,8	Intermediaria	Publico
AM	Manaus	CLINICA DA MULHER	0,2	Baixa	Privado
AM	Manaus	CLINICA DR LISBOA	1,2	Baixa	Privado
AM	Manaus	CLINICA SAO LUCAS	1,4	Baixa	Privado
AM	Manaus	HOSPITAL GERAL JOSE MENDES	1,6	Baixa	Publico
AM	Manaus	HOSPITAL GERAL DE MANACAPURU	1,8	Baixa	Publico
AM	Manaus	HOSPITAL REGIONAL DE TEFE	2,0	Baixa	Publico
AM	Manaus	UNIDADE HOSPITALAR DE IRANDUBA	2,2	Baixa	Publico
AM	Manaus	HOSPITAL NILTON LINS	2,4	Baixa	Privado
AM	Manaus	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTO ALBERTO LTDA	2,4	Baixa	Privado
AM	Manaus	HOSPITAL DA AERONAUTICA DE MANAUS	2,6	Baixa	Publico
AM	Manaus	HOSPITAL PADRE COLOMBO	2,6	Baixa	Conveniado
AM	Manaus	SPA HOSPITAL E MATERNIDADE CHAPOT PREVOST	2,6	Baixa	Publico
AM	Manaus	SAMEL	2,8	Baixa	Privado
AM	Manaus	COMPLEXO HOSPITALAR FLEMING	3,0	Baixa	Conveniado
AM	Manaus	HOSPITAL MATERNIDADE UNIMED	3,2	Baixa	Privado
AM	Manaus	MATERNIDADE AZILDA DA SILVA MARREIROS	3,4	Baixa	Publico
AM	Manaus	MATERNIDADE DA ALVORADA	3,8	Baixa	Publico
AM	Manaus	HOSPITAL PORTUGUES	4,4	Baixa	Privado

AM	Manaus	HOSPITAL E MATERNIDADE SAGRADA FAMILIA	4,6	Intermediaria	Conveniado
AM	Manaus	MATERNIDADE CIDADE NOVA DONA NAZIRA DAOU	5,0	Intermediaria	Publico
AM	Manaus	HOSPITAL ADVENTISTA DE MANAUS	5,2	Intermediaria	Privado
AM	Manaus	HOSPITAL SANTA JULIA	5,2	Intermediaria	Privado
AM	Manaus	INSTITUTO DA MULHER DONA LINDU	5,2	Intermediaria	Publico
AM	Manaus	MATERNIDADE MUNICIPAL DR MOURA TAPAJUZ	5,8	Intermediaria	Publico
AM	Manaus	MATERNIDADE DE REFERENCIA ZONA LESTE ANA BRAGA	6,0	Intermediaria	Publico
AM	Manaus	MATERNIDADE BALBINA MESTRINHO	7,2	Intermediaria	Publico
TO	Palmas	CEACOP	1,2	Baixa	Privado
TO	Palmas	HOSPITAL E MATERNIDADE SAO SEBASTIAO LTDA VIANOPOLIS	2,4	Baixa	Conveniado
TO	Palmas	HOSPITAL MUNICIPAL ANTONIO PIRES	2,6	Baixa	Publico
TO	Palmas	HOSPITAL E MATERNIDADE CRISTO REI PALMAS	3,0	Baixa	Privado
TO	Palmas	HOSPITAL E MATERNIDADE DONA REGINA SIQUEIRA CAMPOS DE PALMAS	7,4	Intermediaria	Publico
TO	Palmas	HOSPITAL DOM ORIONE DE ARAGUAINA	8,0	Intermediaria	Conveniado
RO	Porto velho	UNIDADE DE SAUDE DA FAMILIA JACY PARANA	1,0	Baixa	Publico
RO	Porto velho	CLNICA JOSE AUGUSTO DE OLIVEIRA	1,2	Baixa	Privado
RO	Porto velho	HOSPITAL SAMARITANO	1,6	Baixa	Privado
RO	Porto velho	HOSPITAL DAS CLINICAS PORTO VELHO	2,4	Baixa	Privado
RO	Porto velho	UNIDADE MISTA ANTONIO L DE MACEDO NOVA MAMORE	2,4	Baixa	Publico
RO	Porto velho	HOSPITAL REGIONAL DE EXTREMA	2,4	Baixa	Publico
RO	Porto velho	CLINICA PRO LIFE	2,4	Baixa	Privado
RO	Porto velho	HOSPITAL REGIONAL DE BURITIS	2,6	Baixa	Publico
RO	Porto velho	HOSPITAL MUNICIPAL SANDOVAL DE ARAUJO DANTAS JARU	2,6	Baixa	Publico
RO	Porto velho	COMPLEXO HOSPITALAR CENTRAL	3,0	Baixa	Privado
RO	Porto velho	HOSPITAL 9 DE JULHO	3,0	Baixa	Privado
RO	Porto velho	CENTRO MATERNO INFANTIL REGINA PACIS PORTO VELHO	3,6	Baixa	Privado
RO	Porto velho	HOSPITAL UNIMED	4,0	Baixa	Privado
RO	Porto velho	HOSPITAL DE BASE PORTO VELHO	6,8	Intermediaria	Publico

	RO	Porto velho	HOSPITAL DAS CLINICAS DE BOTUCATU	11,0	Alta	Publico
	AC	Rio Branco	UNIDADE MISTA DE SAUDE DO MUNICIPIO DE RODRIGUES ALVES	1,2	Baixa	Publico
	AC	Rio Branco	HOSPITAL SANTA JULIANA	4,2	Baixa	Conveniado
	AC	Rio Branco	MATERNIDADE E CLINICAS DE MULHERES BARBARA HELIODORA	8,4	Alta	Publico
Nordeste	SE	Aracaju	CENTRO OBSTETRICO DR. LEONOR BARRETO FRANCO	1,4	Baixa	Publico
	SE	Aracaju	CENTRO MEDICO GABRIEL SOARES	1,8	Baixa	Privado
	SE	Aracaju	CLINICA RENASCENCA SA	3,0	Baixa	Privado
	SE	Aracaju	CLINICA SANTA HELENA	3,8	Baixa	Privado
	SE	Aracaju	HOSPITAL REGIONAL AMPARO DE MARIA	4,4	Baixa	Conveniado
	SE	Aracaju	HOSPITAL E MATERNIDADE SAO JOSE	5,8	Intermediaria	Conveniado
	SE	Aracaju	MATERNIDADE NOSSA SENHORA DE LOURDES	5,8	Intermediaria	Publico
	SE	Aracaju	HOSPITAL SANTA IZABEL	7,4	Intermediaria	Conveniado
	CE	Fortaleza	GASTROCENTRO	0,0	Baixa	Privado
	CE	Fortaleza	MATERNIDADE SRA JUVENAL DE CARVALHO	1,8	Baixa	Conveniado
	CE	Fortaleza	UNIDADE HOSPITALAR DE SANTA ISABEL DO RIO NEGRO	2,2	Baixa	Publico
	CE	Fortaleza	PRONTO SOCORRO PRONTOMEDICO	2,4	Baixa	Conveniado
	CE	Fortaleza	HOSPITAL ANA LIMA	2,6	Baixa	Conveniado
	CE	Fortaleza	CASA DE SAUDE NOSSA SENHORA DAS GRACAS	2,6	Baixa	Conveniado
	CE	Fortaleza	HOSP MUNIC DR AMADEU SA	2,6	Baixa	Publico
	CE	Fortaleza	HOSPITAL MENINO JESUS	2,8	Baixa	Conveniado
	CE	Fortaleza	HOSP MATERNIDADE SANTA TEREZINHA	2,8	Baixa	Publico
	CE	Fortaleza	HOSPITAL GENESIS	3,4	Baixa	Privado
	CE	Fortaleza	HOSP DEPUTADO MURILO AGUAI	3,6	Baixa	Conveniado
	CE	Fortaleza	HOSPITAL DISTRITAL GONZAGA MOTA JOSE WALTER	3,6	Baixa	Publico
CE	Fortaleza	HOSP MATERN MUNICIPAL	3,6	Baixa	Publico	
CE	Fortaleza	HOSPITAL REGIONAL DE IGUATU	3,6	Baixa	Publico	
CE	Fortaleza	ABEMP	3,8	Baixa	Conveniado	
CE	Fortaleza	HOSPITAL DISTRITAL GONZAGA MOTA BARRA DO CEARA	3,8	Baixa	Publico	
CE	Fortaleza	HOSPITAL E MATERNIDADE GASTROCLINICA	4,0	Baixa	Privado	

CE	Fortaleza	HOSP MATERN DR PAULO SARASATE	4,4	Baixa	Conveniado
CE	Fortaleza	HOSPITAL DISTRITAL NOSSA SENHORA DA CONCEICAO	4,8	Intermediaria	Publico
CE	Fortaleza	HOSPITAL DO CORACAO	5,0	Intermediaria	Privado
CE	Fortaleza	HOSPITAL ANTONIO PRUDENTE	5,6	Intermediaria	Privado
CE	Fortaleza	MATERNIDADE DR MARQUES BASTO E HOSP INF DR MIROCLES VERAS	5,6	Intermediaria	Conveniado
CE	Fortaleza	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA LUISA DE MARILLAC	5,6	Intermediaria	Conveniado
CE	Fortaleza	HOSPITAL CURA DARS	6,0	Intermediaria	Conveniado
CE	Fortaleza	HOSPITAL DISTRITAL GONZAGA MOTA MESSEJANA	6,2	Intermediaria	Publico
CE	Fortaleza	HOSPITAL E MATERNIDADE REGIONAL SAO FRANCISCO	7,0	Intermediaria	Conveniado
CE	Fortaleza	HOSPITAL MATERNIDADE SAO VICENTE DE PAULO	7,4	Intermediaria	Conveniado
CE	Fortaleza	HOSPITAL REGIONAL UNIMED	7,4	Intermediaria	Privado
CE	Fortaleza	HGF HOSPITAL GERAL DE FORTALEZA	9,0	Alta	Publico
CE	Fortaleza	HGCC HOSPITAL GERAL DR CESAR CALS	10,0	Alta	Publico
CE	Fortaleza	MATERNIDADE ESCOLA ASSIS CHATEAUBRIAND	11,4	Alta	Publico
PB	João Pessoa	HOSPITAL DISTRITAL DE ITAPORANGA DR JOSE GOMES DA SILVA	1,4	Baixa	Publico
PB	João Pessoa	CLIM	1,8	Baixa	Privado
PB	João Pessoa	HOSPITAL JOAO PAULO II	2,4	Baixa	Privado
PB	João Pessoa	HOSPITAL DE GUARNICAO DE JOAO PESSOA	2,4	Baixa	Publico
PB	João Pessoa	INSTITUTO DO CORACAO DO ESTADO DA PARAIBA	2,6	Baixa	Privado
PB	João Pessoa	HOSPITAL UNIMED JOAO PESSOA	4,2	Baixa	Privado
PB	João Pessoa	HOSPITAL MATERNO INFANTIL JOAO MARSICANO	4,4	Baixa	Publico
PB	João Pessoa	COMPLEXO DE SAUDE DO MUNICIPIO DE GUARABIRA	5,0	Intermediaria	Publico
PB	João Pessoa	HOSPITAL EDSON RAMALHO	5,6	Intermediaria	Publico
PB	João Pessoa	CLIPSI	6,0	Intermediaria	Conveniado
PB	João Pessoa	HOSPITAL E MATERNIDADE FLAVIO RIBEIRO COUTINHO	6,2	Intermediaria	Conveniado
PB	João Pessoa	MATERNIDADE FREI DAMIAO	7,4	Intermediaria	Publico
PB	João Pessoa	MATERNIDADE CANDIDA VARGAS	8,0	Intermediaria	Publico
PB	João Pessoa	HOSPITAL UNIVERSITARIO LAURO WANDERLEY	8,4	Alta	Publico
AL	Maceió	CASA DE SAUDE E MATERNIDADE NOSSA SR DE FATIMA	1,6	Baixa	Conveniado

AL	Maceió	CASA DE SAUDE SANTO ANTONIO	1,8	Baixa	Conveniado
AL	Maceió	HOSPITAL SAO RAFAEL	1,8	Baixa	Conveniado
AL	Maceió	HOSPITAL UNIMED	2,4	Baixa	Publico
AL	Maceió	HOSPITAL GERAL E MATERNIDADE ALERTA MEDICO	2,4	Baixa	Privado
AL	Maceió	CASA MATERNAL DENILMA BULHOES	2,6	Baixa	Publico
AL	Maceió	HOSPITAL DA MULHER UNIDADE AVANCADA PAULO NETO	2,8	Baixa	Conveniado
AL	Maceió	HOSPITAL MACEIO	3,4	Baixa	Privado
AL	Maceió	HOSPITAL NOSSA SENHORA DA GUIA	3,8	Baixa	Conveniado
AL	Maceió	HOSPITAL DO ACUCAR	4,2	Baixa	Conveniado
AL	Maceió	HOSPITAL MEMORIAL ARTHUR RAMOS	4,2	Baixa	Privado
AL	Maceió	HOSPITAL REGIONAL SANTA RITA E MATERNIDADE SANTA OLIMPIA	5,4	Intermediaria	Conveniado
AL	Maceió	SANTA CASA DE MISERICORDIA DE MACEIO	5,6	Intermediaria	Privado
AL	Maceió	MATERNIDADE ESCOLA SANTA MONICA	7,4	Intermediaria	Publico
AL	Maceió	HOSPITAL UNIVERSITARIO PROF ALBERTO ANTUNES	9,2	Alta	Publico
RN	Natal	MATERNIDADE PROFESSOR LEIDE MORAIS	1,6	Baixa	Publico
RN	Natal	HOSPITAL DE GUARNICAO DE NATAL	2,2	Baixa	Publico
RN	Natal	HOSPITAL MATERNIDADE DR LA VOISIER MAIA	2,2	Baixa	Publico
RN	Natal	UNIDADE MISTA DE FELIPE CAMARAO	2,4	Baixa	Publico
RN	Natal	MATERNIDADE DAS QUINTAS	2,4	Baixa	Publico
RN	Natal	HOSPITAL ANTONIO PRUDENTE	2,8	Baixa	Privado
RN	Natal	PAPI	3,4	Baixa	Privado
RN	Natal	UNIDADE MAT INFANTIL INTEGRADA DE SAO PAULO DO POTENGI	3,4	Baixa	Publico
RN	Natal	PROMATER	3,6	Baixa	Privado
RN	Natal	HOSP MATERNIDADE DR SADI MENDES MATERNIDADE DO DIVINO AMOR	6,0	Intermediaria	Publico
RN	Natal	HOSPITAL CENTRAL CORONEL PEDRO GERMANO	7,0	Intermediaria	Publico
RN	Natal	HOSPITAL DR JOSE PEDRO BEZERRA	8,2	Alta	Publico
RN	Natal	MATERNIDADE ESCOLA JANUARIO CICCO	9,4	Alta	Publico
PE	Recife	MATERNIDADE AMIGA DA FAMILIA DE CAMARAGIBE	1,6	Baixa	Publico
PE	Recife	HOSPITAL E MATERNIDADE DE ABREU E LIMA	1,8	Baixa	Publico

PE	Recife	HOSPITAL MEMORIAL DE PAULISTA	2,2	Baixa	Privado
PE	Recife	CLINICA SANTA TEREZINHA	2,6	Baixa	Conveniado
PE	Recife	CASA DE SAUDE E MATERNIDADE JOAO ALFREDO	2,6	Baixa	Conveniado
PE	Recife	CASA DE SAUDE E MATERNIDADE SANTA CLARA	2,6	Baixa	Conveniado
PE	Recife	HOSPITAL GERAL DA VITORIA	2,6	Baixa	Privado
PE	Recife	MATERNIDADE SANTA LUCIA	2,6	Baixa	Privado
PE	Recife	CIAM	2,6	Baixa	Privado
PE	Recife	HOSPITAL DR JOSE ALVENTINO LIMA	2,6	Baixa	Publico
PE	Recife	HOSPITAL JABOATAO PRAZERES	2,6	Baixa	Publico
PE	Recife	APAMI DE VITORIA DE SANTO ANTAO	2,8	Baixa	Conveniado
PE	Recife	HOSPITAL E MATERNIDADES PETRONILA CAMPOS	2,8	Baixa	Publico
PE	Recife	HOSPITAL MEMORIAL DO RECIFE	3,0	Baixa	Privado
PE	Recife	HOSPITAL CENTRAL DE PAULISTA	3,6	Baixa	Conveniado
PE	Recife	HOSPITAL DE AERONAUTICA DE RECIFE	3,8	Baixa	Publico
PE	Recife	HOSPITAL SANTA JOANA	4,2	Baixa	Privado
PE	Recife	HOSPITAL DO TRICENTENARIO	4,4	Baixa	Conveniado
PE	Recife	HOSPITAL SAO LUIZ	4,4	Baixa	Conveniado
PE	Recife	REAL HOSPITAL PORTUGUES	4,8	Intermediaria	Privado
PE	Recife	HOSPITAL MEMORIAL SAO JOSE	5,0	Intermediaria	Privado
PE	Recife	HOSPITAL DE AVILA	5,4	Intermediaria	Privado
PE	Recife	UNIDADE MISTA PROF BARROS LIMA	5,6	Intermediaria	Publico
PE	Recife	HOSPITAL ESPERANCA S A	5,8	Intermediaria	Privado
PE	Recife	MATERNIDADE BANDEIRA FILHO	5,8	Intermediaria	Publico
PE	Recife	POLICLINICA E MATERNIDADE ARNALDO MARQUES	6,0	Intermediaria	Publico
PE	Recife	HOSPITAL MEMORIAL GUARARAPES	7,8	Intermediaria	Conveniado
PE	Recife	CENTRO INTEGRADO DE SAUDE AMAURI DE MEDEIROS CISAM	8,8	Alta	Publico
PE	Recife	HOSPITAL DAS CLINICAS	9,6	Alta	Publico
PE	Recife	HOSPITAL AGAMENON MAGALHAES	11,4	Alta	Publico
PE	Recife	HOSPITAL BARAO DE LUCENA	11,6	Alta	Publico

PE	Recife	IMIP	14,6	Alta	Conveniado
BA	Salvador	SAMES	1,6	Baixa	Privado
BA	Salvador	DISTRITO SANITARIO SUBURBIO FERROVIARIO	2,0	Baixa	Publico
BA	Salvador	UNIDADE MISTA DR JOSE CARNEIRO DE CAMPOS	2,2	Baixa	Conveniado
BA	Salvador	HOSPITAL MUNICIPAL DE CANDEIAS	2,4	Baixa	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL SANTO AMARO	2,6	Baixa	Privado
BA	Salvador	HOSPITAL TERESA DE LISIEUX	3,0	Baixa	Privado
BA	Salvador	HOSPITAL NAVAL DE SALVADOR	3,4	Baixa	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL MUNICIPAL DE SIMOES FILHO	3,6	Baixa	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL GERAL JOAO BATISTA CARIBE	3,8	Baixa	Publico
BA	Salvador	MATERNIDADE MARIA LUIZA DIAS LAUDANO	3,8	Baixa	Conveniado
BA	Salvador	HOSPITAL MATERNIDADE DR JOAO CARLOS MEIRELES PAULILO	4,0	Baixa	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL GERAL DE CAMACARI	4,2	Baixa	Publico
BA	Salvador	MATERNIDADE ALBERT SABIN	4,4	Baixa	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL GERAL MENANDRO DE FARIA	4,6	Intermediaria	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL JORGE VALENTE	5,0	Intermediaria	Privado
BA	Salvador	HOSPITAL MATERNIDADE LUIZ ARGOLO	5,4	Intermediaria	Conveniado
BA	Salvador	HOSPITAL PORTUGUES	5,4	Intermediaria	Privado
BA	Salvador	MATERNIDADE TSYLLA BALBINO	6,0	Intermediaria	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL ESPANHOL	6,4	Intermediaria	Privado
BA	Salvador	MATERNIDADE CLIMERIO DE OLIVEIRA	6,6	Intermediaria	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL DA SAGRADA FAMILIA	7,0	Intermediaria	Conveniado
BA	Salvador	HOSPITAL ALIANCA	7,8	Intermediaria	Privado
BA	Salvador	INSTITUTO DE PERINATOLOGIA DA BAHIA	8,4	Alta	Publico
BA	Salvador	MATERNIDADE PROFESSOR JOSE MARIA DE MAGALHAES NETO	8,4	Alta	Publico
BA	Salvador	HOSPITAL GERAL ROBERTO SANTOS	9,2	Alta	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL MUNICIPAL DR AFONSO MATOS	1,2	Baixa	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL ADROALDO ALVES MATOS	1,2	Baixa	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL MUNICIPAL LUIGI MURARO	1,2	Baixa	Publico

MA	São Luís	HOSPITAL E MATERNIDADE IBIRAPUERA	1,4	Baixa	Privado
MA	São Luís	CLINICA ELDORADO	1,4	Baixa	Privado
MA	São Luís	UNIDADE MISTA JOSE MARIA SANTOS JACINTO	1,4	Baixa	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL GUARAS	1,4	Baixa	Privado
MA	São Luís	CLINICA LUIZA COELHO	1,6	Baixa	Privado
MA	São Luís	HOSPITAL PRESIDENTE VARGAS	2,0	Baixa	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL ALIANCA	2,2	Baixa	Privado
MA	São Luís	UNIDADE MISTA DE ROSARIO	2,2	Baixa	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL MUNICIPAL DE NOVA OLINDA DO MARANHAO	2,2	Baixa	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL ALIANCA	2,2	Baixa	Privado
MA	São Luís	SANTA CASA	2,4	Baixa	Conveniado
MA	São Luís	HOSPITAL MUNICIPAL KALLIL MOISES DA SILVA	2,4	Baixa	Publico
MA	São Luís	MATERNIDADE NAZIRA ASSUB	2,4	Baixa	Publico
MA	São Luís	CLINICA SAO JOSE	2,4	Baixa	Privado
MA	São Luís	HOSPITAL COMUNITARIO NOSSA SENHORA DA PENHA	2,6	Baixa	Conveniado
MA	São Luís	UDI HOSPITAL	3,2	Baixa	Privado
MA	São Luís	SANTA CASA	3,4	Baixa	Conveniado
MA	São Luís	MATERNIDADE MARIA DO AMPARO E AMB MARIA DA VITORIA	3,8	Baixa	Conveniado
MA	São Luís	CLINICA SAO MARCOS	4,4	Baixa	Privado
MA	São Luís	HOSPITAL E MATERNIDADE DE SAO JOSE DE RIBAMAR	4,8	Intermediaria	Publico
MA	São Luís	COMPLEXO HOSPITALAR MATERNO INFANTIL DO MARANHAO	6,0	Intermediaria	Publico
MA	São Luís	MATERNIDADE DA COHABMATERNIDADE MARLY SARNEY	10,0	Alta	Publico
MA	São Luís	HOSPITAL UNIVERSITARIO HUUFMA	11,2	Alta	Publico
PI	Teresina	HOSP LOCAL DE LUZILANDIA	2,4	Baixa	Publico
PI	Teresina	PRONTO SOCORRO GERAL DO PROMORAR	3,0	Baixa	Publico
PI	Teresina	CLINICA SANTA FE LTDA	3,2	Baixa	Privado
PI	Teresina	CASAMATER	3,4	Baixa	Privado
PI	Teresina	PRONTO SOCORRO GERAL DR LUIZ MILTON DE AREA LEAO	3,6	Baixa	Publico
PI	Teresina	PRONTO SOCORRO GERAL E MATERNIDADE DR ANTONIO P DE A MARTINS	4,4	Baixa	Publico

	PI	Teresina	MATERNIDADE MUNICIPAL PROF WALL FERRAZ	5,6	Intermediaria	Publico	
	PI	Teresina	MATERNIDADE CARMOSINA COUTINHO	6,8	Intermediaria	Publico	
	PI	Teresina	MATERNIDADE DONA EVANGELINA ROSA	10,0	Alta	Publico	
Sudeste	BH	Belo Horizonte	SOCOR	2,6	Baixa	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL DE SAO JOAO DE DEUS	2,6	Baixa	Conveniado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL ALBERT SABIN	3,2	Baixa	Privado	
	BH	Belo Horizonte	MATERNIDADE SANTA FE	3,4	Baixa	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL SAO JOSE	3,6	Baixa	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL MUNICIPAL SAO JUDAS TADEU	3,6	Baixa	Publico	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL SEMPER	4,2	Baixa	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL BELO HORIZONTE	4,4	Baixa	Privado	
	BH	Belo Horizonte	UNIMED BELO HORIZONTE COOPERATIVA DE TRABALHO MEDICO	4,6	Intermediaria	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL RISOLETA TOLENTINO NEVES	5,0	Intermediaria	Conveniado	
	BH	Belo Horizonte	MATERNIDADE E HOSPITAL OCTAVIANO NEVES	5,0	Intermediaria	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL DIA E MATERNIDADE UNIMED BH	5,4	Intermediaria	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL MATER DEI S A	5,6	Intermediaria	Privado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL IMACULADA CONCEICAO	6,2	Intermediaria	Conveniado	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL GOVERNADOR ISRAEL PINHEIRO	6,6	Intermediaria	Publico	
	BH	Belo Horizonte	NOVA LIMA HOSPITAL VILA DA SERRA	7,2	Intermediaria	Privado	
	BH	Belo Horizonte	MATERNIDADE MUNICIPAL DE CONTAGEM	7,4	Intermediaria	Publico	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL JULIA KUBITSCHK	8,8	Alta	Publico	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL SOFIA FELDMAN	9,0	Alta	Conveniado	
	BH	Belo Horizonte	MATERNIDADE ODETE VALADARES	10,0	Alta	Publico	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL DAS CLINICAS DA UFMG	11,6	Alta	Publico	
	BH	Belo Horizonte	HOSPITAL MUNICIPAL ODILON BHERENS	12,2	Alta	Publico	
	BH	Belo Horizonte	SANTA CASA DE BELO HORIZONTE	12,6	Alta	Conveniado	
		RJ	Rio de Janeiro	SMS UPA 24H VILA KENNEDY AP 51	0,0	Baixa	Publico
		RJ	Rio de Janeiro	SMS UPA 24H ROCINHA AP 21	0,0	Baixa	Publico
		RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL MEMORIAL	1,4	Baixa	Privado

RJ	Rio de Janeiro	URMED URGENCIAS MEDICAS	1,4	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL EVANGELICO DE PARACAMBI	1,8	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	CLINICA SANTA BARBARA	1,8	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAUDE NOSSA SENHORA DAS NEVES	2,4	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CEMOM	2,4	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	SMS CASA DE PARTO DAVID CAPISTRANO FILHO AP 51	2,4	Baixa	Publico
RJ	Rio de Janeiro	CLINICA DA PRIMEIRA IDADE	2,6	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL RONALDO GAZOLLA AP 33	2,8	Baixa	Publico
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL MUNICIPAL DE PIABETA	2,8	Baixa	Publico
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL DE CLINICAS DR ALOAN	2,8	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAUDE SAO JOSE	3,0	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL DI CAMP	3,2	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CLINICA OBSTETRICA SANTA MARIA MADALENA	3,4	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL MUNICIPAL VICTOR DE SOUZA BREVES	3,4	Baixa	Publico
RJ	Rio de Janeiro	CBMERJ HOSP ARISTARCHO PESSOA HOSP DO CORPO DE BOMBEIROS	3,6	Baixa	Publico
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL DE CLINICAS BELFORD ROXO	3,6	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAUDE E MATERNIDADE SAO JOSE	3,6	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL DE PRAIA BRAVA	3,8	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL DA MULHER MARISKA RIBEIRO AP 51	3,8	Baixa	Publico
RJ	Rio de Janeiro	ASSOCIACAO DE CARIDADE HOSPITAL SAO JOAO DE MERITI	3,8	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAUDE E MATERNIDADE MODELO	3,8	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	AMIU FREGUESIA JPA	3,8	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL REGIONAL DARCY VARGAS	4,0	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL UNIMED	4,0	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL BALBINO	4,2	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CLISSIL CLINICA SAO SILVESTRE LTDA	4,2	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAUDE E MATERNIDADE TEREZINHA DE JESUS LTDA	4,2	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL PEDRO II AP 53	4,2	Baixa	Publico

RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL GERAL	4,4	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL FEDERAL DO ANDARAÍ	4,4	Baixa	Público
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAÚDE E MATERNIDADE NOSSA SENHORA DA GLÓRIA	4,4	Baixa	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	MATERNIDADE SÃO FRANCISCO	4,4	Baixa	Privado
RJ	Rio de Janeiro	SMS MATERNIDADE MARIA AMÉLIA BUARQUE DE HOLLANDA AP 10	4,6	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL SANTA TERESA	4,6	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAÚDE PARACAMBI	4,6	Intermediária	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL PAULINO WERNECK AP 31	4,6	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL UNIVERSITÁRIO GAFFRÉE E GUINLE	4,6	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL DANIEL LIPP	4,8	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL ADVENTISTA SILVESTRE	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	PERINATAL LARANJEIRAS CASA DE SAÚDE LARANJEIRAS	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAÚDE E MATERNIDADE SANTA MARTHA	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAÚDE SANTA THEREZINHA	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL QUINTA DOR	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	CASA DE SAÚDE SENHORA DO CARMO	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	DOMINGOS LOURENÇO HOSPITAL E MATERNIDADE	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	SERV. BABY HOSPITAL MATERNO INFANTIL	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL MUNICIPAL MOACYR RODRIGUES DO CARMO	5,0	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL TIJUCA	5,0	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL DO AMPARO	5,2	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL PASTEUR	5,4	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	SES RJ HOSPITAL ESTADUAL VEREADOR MELCHIADES CALAZANS	5,4	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL MIGUEL COUTO AP 21	5,6	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL OESTE DOR	5,6	Intermediária	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL CENTRAL DA AERONÁUTICA HCA	5,8	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL NAVAL MARCÍLIO DIAS	5,8	Intermediária	Público
RJ	Rio de Janeiro	SSP HOSPITAL CENTRAL DA POLÍCIA MILITAR HCPM	6,0	Intermediária	Público

RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL MUNICIPAL SAO FRANCISCO XAVIER	6,2	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL RIO DE JANEIRO	6,2	Intermediaria	Privado
RJ	Rio de Janeiro	PERINATAL BARRA CASA DE SAUDE LARANJEIRAS	6,2	Intermediaria	Privado
RJ	Rio de Janeiro	HOSPITAL CEMERU	6,2	Intermediaria	Privado
RJ	Rio de Janeiro	APMIR	6,4	Intermediaria	Conveniado
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL LOURENCO JORGE AP 40	6,8	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SES RJ HOSPITAL ESTADUAL AZEVEDO LIMA	7,0	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMS MATERN ALEXANDER FLEMING AP 33	7,2	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL ALBERT SCHWEITZER AP 51	7,2	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	MS HOSPITAL GERAL DE BONSUCCESSO	7,4	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SES RJ HOSPITAL ESTADUAL ADAO PEREIRA NUNES	7,4	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MATERNIDADE HERCULANO PINHEIRO AP 33	7,6	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	UFRJ MATERNIDADE ESCOLA DA UFRJ	7,8	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SES RJ HOSPITAL DA MULHER HELONEIDA STUDART	7,8	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	IFF FIOCROUZ	8,0	Intermediaria	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMSDC RIO MATERNIDADE OSWALDO NAZARETH	9,0	Alta	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMS MATERNIDADE CARMELA DUTRA AP 32	9,2	Alta	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MUNICIPAL ROCHA FARIA AP 52	9,4	Alta	Publico
RJ	Rio de Janeiro	HGNI	9,6	Alta	Publico
RJ	Rio de Janeiro	SMS HOSPITAL MATERNIDADE FERNANDO MAGALHAES AP 10	9,8	Alta	Publico
RJ	Rio de Janeiro	MS HSE HOSPITAL FEDERAL DOS SERVIDORES DO ESTADO	9,8	Alta	Publico
RJ	Rio de Janeiro	UERJ HOSPITAL UNIV PEDRO ERNESTO	10,0	Alta	Publico
SP	São Paulo	AMA PARELHEIROS	0,0	Baixa	Publico
SP	São Paulo	UBS J CAICARA	1,0	Baixa	Publico
SP	São Paulo	AMA V MISSIONARIA	1,0	Baixa	Publico
SP	São Paulo	UBS J MACEDONIA	1,0	Baixa	Publico
SP	São Paulo	CASA DO PARTO DE SAPOPEMBA	1,2	Baixa	Publico
SP	São Paulo	HOSP SAO CARLOS	1,4	Baixa	Privado

SP	São Paulo	EMPRESA DE REPASSE MEDICO	1,4	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL IPIRANGA DE MOGI DAS CRUZES	1,4	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL VITORIA	1,6	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL SANTO ANTONIO	1,6	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL VERA CRUZ	1,8	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSP INDEPENDENCIA	1,8	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSP SACRECOEUR	2,0	Baixa	Privado
SP	São Paulo	EMPRESA DE REPASSE MEDICO	2,0	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSP MAT VIDAS	2,4	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL SAO VICENTE DE PAULO DE ABAETE	2,4	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	EMED HOSPITAL E MATERNIDADE	2,6	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	MATERNIDADE DE DR LUIZ LEITE	2,6	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL PORTUGUES HOSPITAL PADRE PAULO FELBER	2,6	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	HOSP REG DEOLINDO COUTO	2,6	Baixa	Publico
SP	São Paulo	MASTER CLIN	2,6	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL SANTA VIRGINIA	2,8	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE SAO MIGUEL	2,8	Baixa	Privado
SP	São Paulo	SANTA CASA DE MAUA	2,8	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	HOSP DE CLINICAS J HELENA	2,8	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL ADVENTISTA DE SAO PAULO	2,8	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSP MAT SAO LEOPOLDO	3,0	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL ALPHA MED CARAPICUIBA	3,0	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL E PRONTO SOCORRO PORTINARI	3,0	Baixa	Privado
SP	São Paulo	SANTA CASA DE ADAMANTINA	3,2	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL CENTRAL DE GUAIANASES	3,2	Baixa	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL NOVO ATIBAIA	3,4	Baixa	Privado
SP	São Paulo	SANTA CASA DE SANTA ISABEL	3,4	Baixa	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL SANTANA MOGI DAS CRUZES	3,4	Baixa	Privado

	SP	São Paulo	HOSPITAL SAO ROQUE CABREUVA	3,4	Baixa	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSP MAT 8 DE MAIO	3,6	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE BENEFICENCIA PORTUGUESA	3,8	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	MATERNIDADE MUNICIPAL ZORAIDE EVA DAS DORES	3,8	Baixa	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL DA LUZ	3,8	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSP ALBERT SABIN	4,0	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	CASA DE SAUDE STELLA MARIS	4,0	Baixa	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL ENF ANTONIO POLICARPO DE OLIVEIRA	4,0	Baixa	Publico
	SP	São Paulo	SANTA CASA DE MISERICORDIA DE GUAXUPE	4,0	Baixa	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL ABC UNIDADE MATERNO INFANTIL	4,0	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE RENASCENCA	4,2	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	UNIDADE MISTA E MATERNIDADE CENTRAL	4,2	Baixa	Publico
	SP	São Paulo	HOSP MUN V NHOCUNE ALEXANDRE ZAIO	4,2	Baixa	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL INFANTIL SABARA	4,2	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL CRUZEIRO DO SUL	4,4	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSP MUN J IVA BENEDITO MONTENEGRO	4,4	Baixa	Publico
	SP	São Paulo	CASA DE SAUDE SANTOS	4,4	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSP E MATERNIDADE DO BRAZ	4,4	Baixa	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL ISRAELITA ALBERT EINSTEIN	4,6	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL BARTIRA	4,6	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSP MAT SAO CRISTOVAO	4,6	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE MAIRIPORA	4,6	Intermediaria	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL MUNICIPAL DE BERTIOGA	4,6	Intermediaria	Publico
	SP	São Paulo	UNIMED DO ABC UNIDADE IV	4,6	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL UNIMED DE GUARULHOS UNIDADE II	4,6	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL AMPARO MATERNAL	4,8	Intermediaria	Conveniado
	SP	São Paulo	SANTA HELENA ASSISTENCIA MEDICA SA	4,8	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL AMA S A	4,8	Intermediaria	Privado

	SP	São Paulo	FAMILY HOSPITAL	5,0	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL BOM CLIMA	5,0	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	CEAM CENTRO MEDICO	5,0	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL SAN PAOLO	5,0	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSP BOSQUE DA SAUDE	5,0	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSP METROPOLITANO	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA JOANA	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE DR CHRISTOVAO DA GAMA	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL NOSSA SENHORA DE FATIMA	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSP MAT NSRA DO ROSARIO	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL NIPO BRASILEIRO	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL UNIMED DE BAURU	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSP DO SERV PUB MUNICIPAL HSPM	5,2	Intermediaria	Publico
	SP	São Paulo	UNIDADE MISTA DE TABOAO DA SERRA	5,2	Intermediaria	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL DE CLINICAS CAIEIRAS	5,2	Intermediaria	
	SP	São Paulo	HOSPITAL ASSUNCAO	5,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	INTERMEDICA HPS HOSPITAL PAULO SACRAMENTO	5,4	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	SANTA CASA DE SUZANO	5,4	Intermediaria	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE BRASIL	5,4	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL MUNICIPAL SAO LUIZ GONZAGA	5,4	Intermediaria	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL NOSSA SENHORA APARECIDA	5,6	Intermediaria	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL SAO LUCAS DE DIADEMA LTDA	5,8	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL MUNICIPAL PIMENTAS BONSUCESSO MANUEL DE PAIVA	5,8	Intermediaria	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL SAO CAMILO SANTANA	5,8	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA MARIA CRUZ AZUL	6,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL SANTA HELENA	6,2	Intermediaria	Privado
	SP	São Paulo	HOSPITAL FREI GALVAO	6,2	Intermediaria	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL SEPACO	6,4	Intermediaria	Privado

SP	São Paulo	HOSPITAL KATIA DE SOUZA RODRIGUES TAIPASSP SAO PAULO	6,4	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN CIDADE TIRADENTES CARMEN PRUDENTE	6,4	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL ESTADUAL DE DIADEMA HOSPITAL SERRARIA	6,6	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	SAO LUIZ UNIDADE ITAIM	6,6	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL CARLOS CHAGAS	6,6	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSP MUN PIRITUBA JOSE SOARES HUNGRIA	6,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	SANTA MARINA HOSPITAL GERAL E MATERNIDADE	6,8	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL SANTA MARCELINA DE ITAIM PAULISTA SAO PAULO	6,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN TIDE SETUBAL	6,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL DE CLINICAS DR RADAMES NARDINI	6,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE MOGI DOR	6,8	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSP SAMARITANO	6,8	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL MUNICIPAL DE DIADEMA HMD	6,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN DR IGNACIO PROENCA DE GOUVEA	6,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL SAO CAMILO POMPEIA	6,8	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE ITAQUAQUECETUBA	7,0	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	COMPLEXO HOSPITALAR MARCIA E MARIA BRAIDO	7,0	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL NEXT SANTO AMARO	7,0	Intermediaria	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL MUN DR MOYSES DEUTSCH M BOI MIRIM	7,0	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL DA MULHER MARIA JOSE DOS SANTOS STEIN	7,0	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL PIRAJUSSARA TABOAO DA SERRA	7,2	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL STELLA MARIS	7,4	Intermediaria	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL JESUS TEIXEIRA DA COSTA GUAIANASES SAO PAULO	7,4	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN DO TATUAPE CARMINO CARICCHIO	7,4	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP DO SERV PUB EST FCO MORATO DE OLIVEIRA SAO PAULO	7,6	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE SAO MATEUS SAO PAULO	7,6	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DO GRAJAU PROF LIBER JOHN ALPHONSE DI DIO SP	7,6	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL SANTA CATARINA	7,6	Intermediaria	Privado

SP	São Paulo	HOSPITAL DR OSIRIS FLORINDO COELHO FERRAZ DE VASCONCELOS	7,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP DA STA CASA DE STO AMARO	7,8	Intermediaria	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE PEDREIRA	7,8	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE MARIA AUXILIADORA	8,0	Intermediaria	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL REGIONAL DE COTIA	8,0	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE CARAPICUIBA	8,0	Intermediaria	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN J SARAH MARIO DEGNI	8,2	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN JABAQUARA ARTUR RIBEIRO DE SABOYA	8,4	Alta	Publico
SP	São Paulo	REDE DOR SAO LUIZ UNIDADE ANALIA FRANCO	8,4	Alta	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL SAO JOAQUIM BENEFICENCIA PORTUGUESA	8,6	Alta	Conveniado
SP	São Paulo	PRO MATRE PAULISTA	8,6	Alta	Privado
SP	São Paulo	HOSPITAL REGIONAL SUL SAO PAULO	8,8	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE JARAGUA	8,8	Alta	Conveniado
SP	São Paulo	HOSP MUN PLANALTO WALDOMIRO DE PAULA	8,8	Alta	Publico
SP	São Paulo	CAISM CENTRO DE ATENCAO INTEGRAL DE SAUDE DA MULHER CAMPINAS	9,0	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL ESTADUAL DE SAPOEMBA SAO PAULO	9,0	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN VER JOSE STOROPOLLI	9,0	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE GUARULHOS PROF DR WALDEMAR DE CARVALHO	9,2	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL MATERNIDADE AMADOR AGUIAR	9,4	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL ESTADUAL DE VILA ALPINA ORG SOCIAL SECONCI SAO PAUL	9,6	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSP MUN ERMELINO MATARAZZO ALIPIO CORREA NETTO	9,6	Alta	Publico
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE VILA PENTEADO DR JOSE PANGELLA SAO PAULO	9,6	Alta	Publico
SP	São Paulo	CONJUNTO HOSPITALAR DO MANDAQUI SAO PAULO	10,0	Alta	Publico
SP	São Paulo	SANTA CASA DE SAO PAULO HOSPITAL CENTRAL SAO PAULO	10,0	Alta	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL GERAL DE ITAPECERICA DA SERRA	10,0	Alta	Publico
SP	São Paulo	MATERNIDADE DE CAMPINAS	10,2	Alta	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL MATERNIDADE JESUS JOSE E MARIA	10,2	Alta	Conveniado
SP	São Paulo	HOSPITAL MATERNIDADE INTERLA GOS	10,2	Alta	Publico

	SP	São Paulo	HOSPITAL SAO PAULO HOSPITAL DE ENSINO DA UNIFESP SAO PAULO	10,2	Alta	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSPITAL E MATERNIDADE LEONOR MENDES DE BARROS SAO PAULO	10,4	Alta	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL MUNICIPAL UNIVERSITARIO	10,6	Alta	Publico
	SP	São Paulo	UNIDADE DE GESTAO ASSISTENCIAL II HOSPITAL IPIRANGA SP	10,8	Alta	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL UNIVERSITARIO DA USP SAO PAULO	10,8	Alta	Publico
	SP	São Paulo	HOSP STA MARCELINA SAO PAULO	11,2	Alta	Conveniado
	SP	São Paulo	HOSP MUN CAMPO LIMPO FERNANDO MAURO P DA ROCHA	11,4	Alta	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL MUNICIPAL DR JOSE DE CARVALHO FLORENCE	11,4	Alta	Publico
	SP	São Paulo	HOSP MUN MAT ESC DR MARIO DE MORAES A SILVA	11,8	Alta	Publico
	SP	São Paulo	HOSPITAL DE BASE DE SAO JOSE DO RIO PRETO	11,8	Alta	Conveniado
	SP	São Paulo	HC DA FMUSP HOSPITAL DAS CLINICAS SAO PAULO	14,4	Alta	Publico
	ES	Vitória	PRONTO ATENDIMENTO SAO PEDRO	0,0	Baixa	Publico
	ES	Vitória	MATERNIDADE SANTA PAULA LTDA	2,0	Baixa	Privado
	ES	Vitória	MATERNIDADE SANTA URSULA	2,4	Baixa	Privado
	ES	Vitória	FUNDACAO HOSPITAL MATERNIDADE SAO CAMILO	3,0	Baixa	Conveniado
	ES	Vitória	HSM LTDA	3,4	Baixa	Privado
	ES	Vitória	PRO MATRE	3,6	Baixa	Conveniado
	ES	Vitória	CENTRO MEDICO HOSPITAL DE VILA VELHA S A	3,8	Baixa	Privado
	ES	Vitória	HOSPITAL SANTA RITA DE CASSIA VITORIA	4,0	Baixa	Privado
	ES	Vitória	CENTRO HOSPITALAR GRANMATER LTDA	4,0	Baixa	Privado
	ES	Vitória	SANTA CASA DE MISERICORDIA DE CACHOEIRO DE ITAPEMIRIM	4,2	Baixa	Conveniado
	ES	Vitória	VITORIA APART HOSPITAL SA	5,8	Intermediaria	Privado
	ES	Vitória	HOSPITAL SANTA CASA DE VITORIA	6,6	Intermediaria	Conveniado
	ES	Vitória	HOSPITAL DORIO SILVA	6,8	Intermediaria	Publico
	ES	Vitória	HOSPITAL DAS CLINICAS	10,0	Alta	Publico
Sul	PR	Curitiba	NOVA CLINICA HOSPITAL E MATERNIDADE	0,0	Baixa	Privado
	PR	Curitiba	SEGUNDO CENTRO INT DEFESA AEREA E CONTROLE TRAFEGO AER	1,4	Baixa	Publico
	PR	Curitiba	HOSPITAL VITORIA	1,4	Baixa	Privado
	PR	Curitiba	FUNDACAO HOSPITALAR PINHAIS	2,6	Baixa	Conveniado

PR	Curitiba	HOSPITAL MUNICIPAL DE GUARATUBA	2,6	Baixa	Publico
PR	Curitiba	HOSPITAL GERAL DE CURITIBA	2,8	Baixa	Publico
PR	Curitiba	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA BRIGIDA	3,0	Baixa	Privado
PR	Curitiba	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA MADALENA SOFIA	3,2	Baixa	Publico
PR	Curitiba	MATERNIDADE CURITIBA	3,6	Baixa	Privado
PR	Curitiba	HOSPITAL SAO LUCAS	5,0	Intermediaria	Conveniado
PR	Curitiba	NOSSA SENHORA DE FATIMA HOSPITAL DA MULHER E MATERNIDADE	5,0	Intermediaria	Privado
PR	Curitiba	HOSPITAL MATERNIDADE ALTO MARACANA	5,0	Intermediaria	Conveniado
PR	Curitiba	HOSPITAL SANTA CRUZ	5,0	Intermediaria	Privado
PR	Curitiba	HOSPITAL MUNICIPAL DE ARAUCARIA	5,6	Intermediaria	Publico
PR	Curitiba	CENTRO MEDICO COMUNITARIO BAIRRO NOVO	6,0	Intermediaria	Publico
PR	Curitiba	HOSPITAL VITOR DO AMARAL	6,0	Intermediaria	Publico
PR	Curitiba	HOSPITAL E MATERNIDADE MUNICIPAL DE SAO JOSE DOS PINHAIS	6,0	Intermediaria	Publico
PR	Curitiba	HOSPITAL NOSSA SRA DAS GRACAS MATERNIDADE MATER DEI	6,6	Intermediaria	Conveniado
PR	Curitiba	HNSG	7,0	Intermediaria	Conveniado
PR	Curitiba	HOSPITAL DO ROCIO	8,8	Alta	Conveniado
PR	Curitiba	HOSPITAL DO TRABALHADOR	9,4	Alta	Publico
PR	Curitiba	HOSPITAL DE CLINICAS	11,2	Alta	Publico
PR	Curitiba	HEC HOSPITAL EVANGELICO DE CURITIBA	12,0	Alta	Conveniado
SC	Florianópolis	HOSPITAL DR AURELIO	2,2	Baixa	Publico
SC	Florianópolis	CASA DE CARIDADE DE ITAMONTE	2,4	Baixa	Conveniado
SC	Florianópolis	ILHA HOSPITAL E MATERNIDADE	2,8	Baixa	Privado
SC	Florianópolis	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA LUIZA	2,8	Baixa	Privado
SC	Florianópolis	SPDM PAIS HOSP REG DE ARARANGUA DEP AFONSO GUIZZO	4,0	Baixa	Conveniado
SC	Florianópolis	CLINICA SANTA HELENA	4,2	Baixa	Privado
SC	Florianópolis	HOSPITAL SANTA CATARINA	4,8	Intermediaria	Privado
SC	Florianópolis	HOSPITAL SAO JOSE	5,2	Intermediaria	Conveniado
SC	Florianópolis	HOSPITAL MATERNO INFANTIL DR JESER AMARANTE FARIA	6,6	Intermediaria	Conveniado
SC	Florianópolis	MATERNIDADE CARMELA DUTRA	7,6	Intermediaria	Publico

	SC	Florianópolis	HOSPITAL UNIVERSITARIO	8,4	Alta	Publico
	SC	Florianópolis	HOSPITAL REGIONAL DE SAO JOSE DRHOMERO MIRANDA GOMES	9,4	Alta	Publico
	RS	Porto Alegre	PRONTO ATENDIMENTO LOMBA DO PINHEIRO	2,4	Baixa	Publico
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL DE ALVORADA	3,4	Baixa	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL ERNESTO DORNELLES	4,0	Baixa	Privado
	RS	Porto Alegre	FUNDACAO HOSPITALAR DE SAPUCAIA DO SUL	4,4	Baixa	Publico
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL DIVINA PROVIDENCIA	5,0	Intermediaria	Privado
	RS	Porto Alegre	INSTITUTO DE CARDIOLOGIA	5,8	Intermediaria	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL MOINHOS DE VENTO	6,0	Intermediaria	Privado
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL PADRE JEREMIAS CACHOERINHA	6,4	Intermediaria	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL MAE DE DEUS	6,4	Intermediaria	Privado
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL DOM JOAO BECKER	7,2	Intermediaria	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL UNIVERSITARIO SAO FRANCISCO DE PAULA	7,6	Intermediaria	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL FEMINA SA	8,6	Alta	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL SAO LUCAS DA PUCRS	10,4	Alta	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL MATERNO INFANTIL PRESIDENTE VARGAS	10,4	Alta	Publico
	RS	Porto Alegre	IRMANDADE DA SANTA CASA DE MISERICORDIA DE PORTO ALEGRE	12,4	Alta	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL DE CLINICAS	13,0	Alta	Conveniada
	RS	Porto Alegre	HOSPITAL NOSSA SENHORA DA CONCEICAO SA	13,8	Alta	Conveniada
Centro-Oeste	DF	Brasília	CLINICA AMMA	0,0	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSP NOSSA SENHORA DE ABADIA	1,2	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL NOSSA SENHORA APARECIDA VALPARAISO	1,4	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL CEMEP	1,4	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA LUZIA	1,6	Baixa	Privado
	DF	Brasília	PRONTO SOCORRO DE FRATURAS	2,0	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL RENASCER	2,2	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL ALVORADA TAGUATINGA	2,4	Baixa	Privado
	DF	Brasília	SOCIEDADE DA UNIAO MEDICA DE LUZIANIA	2,4	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL MUN DOM LUIZ FERNANDES SANTO ANTONIO DO DESCOBERTO	2,4	Baixa	Publico

	DF	Brasília	INSTITUTO SAO VICENTE DE PAULO HOSPITAL LUCIANO CHAVES	2,4	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL LAGO SUL	2,8	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HFAB	3,2	Baixa	Publico
	DF	Brasília	HOSPITAL SAO FRANCISCO	3,2	Baixa	Conveniado
	DF	Brasília	HOSPITAL DR JUSCELINO KUBITSCHK	3,6	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL MARIA AUXILIADORA	3,6	Baixa	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL SANTA MARTA	4,0	Baixa	Conveniado
	DF	Brasília	CASA DE PARTO DE SAO SEBASTIAO	4,4	Baixa	Publico
	DF	Brasília	HOSPITAL SANTA HELENA	4,8	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HRSAM HOSPITAL REGIONAL DE SAMAMBAIA	5,2	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	INSTITUTO DE CARDIOLOGIA DO DISTRITO FEDERAL	5,2	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HRSM	5,4	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HOSPITAL SAO CAMILO DE FORMOSA	5,6	Intermediaria	Conveniado
	DF	Brasília	HOSPITAL ALVORADA DE BRASILIA	5,8	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL SANTA LUCIA	6,0	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL BRASILIA	6,2	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HOSPITAL SANTA LUZIA	6,4	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HRPL	6,6	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HRPA	6,6	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HFA	6,8	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HOSPITAL ANCHIETA LTDA	7,0	Intermediaria	Privado
	DF	Brasília	HRS	7,2	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HRBZ	7,2	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HRMI HOSPITAL REGIONAL MATERNO INFANTIL DE IMPERATRIZ	7,6	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HOSPITAL UNIVERSITARIO DE BRASILIA	7,6	Intermediaria	Conveniado
	DF	Brasília	HRAN	8,0	Intermediaria	Publico
	DF	Brasília	HRT HOSPITAL REGIONAL DE TAGUATINGA	9,2	Alta	Publico
	DF	Brasília	HRC CEILANDIA	9,4	Alta	Publico

DF	Brasília	HRG	9,6	Alta	Publico
DF	Brasília	HOSPITAL MATERNO INFANTIL DE BRASILIA HMIB	12,2	Alta	Publico
MS	Campo Grande	UPA DR ALESSANDRO MARTINS DE SOUZA E SILVA VILA ALMEIDA	1,8	Baixa	Publico
MS	Campo Grande	HOSPITAL UNIMED	2,4	Baixa	Privado
MS	Campo Grande	SANTA CASA DE BATAGUASSU	2,4	Baixa	Conveniado
MS	Campo Grande	CRS DR ENIO CUNHA GUANANDY	2,8	Baixa	Publico
MS	Campo Grande	HOSPITAL ADVENTISTA DO PENFIGO UNIDADE CENTRO	2,8	Baixa	Privado
MS	Campo Grande	HOSPITAL ADVENTISTA DO PENFIGO	2,8	Baixa	Privado
MS	Campo Grande	HOSPITAL DA MULHER VO HONORIA MARTINS PEREIRA	3,6	Baixa	Publico
MS	Campo Grande	POLICLINICA CASCAVEL	5,2	Intermediaria	Privado
MS	Campo Grande	HOSPITAL GERAL EL KADRI	5,6	Intermediaria	Privado
MS	Campo Grande	ASSOCIACAO DE AMPARO A MATERNIDADE E A INFANCIA AAMI	6,4	Intermediaria	Conveniado
MS	Campo Grande	HOSPITAL SAO VICENTE DE PAULO	8,0	Intermediaria	Conveniado
MS	Campo Grande	SANTA CASA	8,2	Alta	Conveniado
MS	Campo Grande	HOSPITAL UNIVERSITARIO MARIA APARECIDA PEDROSSIAN	8,6	Alta	Conveniado
MS	Campo Grande	HOSPITAL REGIONAL DE MATO GROSSO DO SUL	9,8	Alta	Publico
MT	Cuiabá	UNIDADE HOSPITAL FEMINA	0,0	Baixa	Privado
MT	Cuiabá	POLICLINICA PASCOAL RAMOS	1,0	Baixa	Publico
MT	Cuiabá	HOSPITAL SANTO ANTONIO	1,6	Baixa	Privado
MT	Cuiabá	HOSPITAL SAO JUDAS TADEU	2,2	Baixa	Privado
MT	Cuiabá	HOSPITAL MUNICIPAL DE JACIARA	2,4	Baixa	Publico
MT	Cuiabá	HOSPITAL AMPARO	2,6	Baixa	Conveniado
MT	Cuiabá	CLINICA SOUZA BRITO	2,8	Baixa	Privado
MT	Cuiabá	HOSPITAL E MATERNIDADE LIRIOS DO VALE	3,2	Baixa	Conveniado
MT	Cuiabá	HOSPITAL SANTA ROSA	3,4	Baixa	Privado
MT	Cuiabá	HOSPITAL JARDIM CUIABA	3,4	Baixa	Privado
MT	Cuiabá	HOSPITAL SAO LUCAS	3,4	Baixa	Conveniado
MT	Cuiabá	HOSPITAL CORACAO DE JESUS	3,4	Baixa	Publico

	MT	Cuiabá	HOSPITAL E MATERNIDADE BOM JESUS	3,6	Baixa	Conveniado
	MT	Cuiabá	FEMINA HOSPITAL INFANTIL E MATERNIDADE	3,8	Baixa	Privado
	MT	Cuiabá	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA RITA	3,8	Baixa	Privado
	MT	Cuiabá	HOSPITAL E PRONTO SOCORRO MUNICIPAL DE CUIABA	5,8	Intermediaria	Publico
	MT	Cuiabá	SANTA CASA	6,4	Intermediaria	Conveniado
	MT	Cuiabá	HOSPITAL SANTA HELENA	7,0	Intermediaria	Conveniado
	MT	Cuiabá	HOSPITAL UNIVERSITARIO JULIO MULLER	7,6	Intermediaria	Publico
	MT	Cuiabá	HOSPITAL GERAL UNIVERSITARIO	11,4	Alta	Conveniado
	GO	Goiânia	CIAMS URIAS MAGALHAES	0,0	Baixa	Publico
	GO	Goiânia	CIAMS NOVO HORIZONTE	1,0	Baixa	Publico
	GO	Goiânia	CENTRO DE SAUDE 24 HORAS DR SIZENANDO SILVA CAMPOS	1,0	Baixa	Publico
	GO	Goiânia	HOSPITAL ANGELICA	1,2	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	CLINICA MATERMARIA ANAPOLISGO	1,4	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	MATERNIDADE MODELO	1,6	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL AMPARO	1,6	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL E MATERNIDADE VILA NOVA LTDA	1,8	Baixa	Conveniado
	GO	Goiânia	HOSPITAL SAO LUCAS	2,0	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL RENAISSANCE LTDA	2,0	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	MATERNIDADE ELA	2,4	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL MUNICIPAL ADAILTON DO AMARAL	2,4	Baixa	Publico
	GO	Goiânia	CASA DE SAUDE SYLVIO DE MELLO	2,4	Baixa	Conveniado
	GO	Goiânia	HOSPITAL E MATERNIDADE DOM BOSCO	2,4	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	CLINICA AMPARHO	2,4	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL SAO CAMILO TRINDADE	2,4	Baixa	Conveniado
	GO	Goiânia	HOSPITAL SAO DOMINGOS	2,6	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL CORACAO DE JESUS	2,6	Baixa	Conveniado
	GO	Goiânia	HOSPITAL SAMARITANO	2,6	Baixa	Privado
	GO	Goiânia	HOSPITAL E MATERNIDADE JARDIM AMERICA	2,6	Baixa	Privado

GO	Goiânia	HOSPITAL BURITI	2,6	Baixa	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL DA MULHER	2,8	Baixa	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL MONTE SINAI	2,8	Baixa	Conveniado
GO	Goiânia	HOSPITAL SAO SALVADOR	2,8	Baixa	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL E MATERNIDADE DONA IRIS	3,0	Baixa	Publico
GO	Goiânia	HOSPITAL SANTA HELENA	3,2	Baixa	Privado
GO	Goiânia	AMPARO HOSPITAL E MATERNIDADE	3,2	Baixa	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL DA CRIANCA	3,6	Baixa	Privado
GO	Goiânia	MATERNIDADE NOSSA SENHORA DE LOURDES	3,6	Baixa	Publico
GO	Goiânia	HOSPITAL MUNICIPAL DE PORANGATU	3,6	Baixa	Publico
GO	Goiânia	HOSPITAL SANTA CATARINA	3,6	Baixa	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL GOIANIA LESTE	3,8	Baixa	Conveniado
GO	Goiânia	HOSPITAL CIDADE JARDIM	3,8	Baixa	Privado
GO	Goiânia	MATERNIDADE E HOSPITAL SAO JUDAS TADEU	4,4	Baixa	Conveniado
GO	Goiânia	HOSPITAL E MATERNIDADE MARLENE TEIXEIRA	4,4	Baixa	Publico
GO	Goiânia	HOSPITAL REGIONAL ADAMASTOR TEIXEIRA DE OLIVEIRA	4,6	Intermediaria	Publico
GO	Goiânia	SANTA CASA DE MISERICORDIA DE GOIANIA	4,6	Intermediaria	Conveniado
GO	Goiânia	MATERNIDADE NASCER CIDADAO	5,0	Intermediaria	Publico
GO	Goiânia	HOSPITAL GARAVELO	5,0	Intermediaria	Conveniado
GO	Goiânia	FEMINA MATERNIDADE	5,2	Intermediaria	Privado
GO	Goiânia	AMPARO MATERNIDADE	5,2	Intermediaria	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL E MATERNIDADE SANTA BARBARA	5,8	Intermediaria	Privado
GO	Goiânia	HOSPITAL DAS CLINICAS	7,2	Intermediaria	Publico
GO	Goiânia	HOSPITAL MATERNO INFANTIL	10,2	Alta	Publico

Anexo A – Carta de aceite do artigo “Uso do Linkage para a melhoria da completude do SIM e do SINASC nas capitais brasileiras” pela Revista de Saúde Pública – USP

Revista de Saúde Pública

Decision Letter (RSP-2016-0431.R1)

From: jalifesa@usp.br

To: livia_tsouza@yahoo.com.br, liviasouza.cav@gmail.com

CC:

Subject: Revista de Saúde Pública - Decision on Manuscript ID RSP-2016-0431.R1

Body: 27-Mar-2017

Dear Ms. Maia:

It is a pleasure to accept your manuscript entitled "Uso do Linkage para a melhoria da completude do SIM e do SINASC nas capitais brasileiras" in its current form for publication in the Revista de Saúde Pública. The comments of the reviewer(s) who reviewed your manuscript are included at the foot of this letter.

Thank you for your fine contribution. On behalf of the Editors of the Revista de Saúde Pública, we look forward to your continued contributions to the Journal.

Sincerely,
Dr. Jair Ferreira Santos
Associate Editor, Revista de Saúde Pública
jalifesa@usp.br

Associate Editor: 1
Comments to the Author:
Obrigado pelo atendimento às sugestões dos revisores. O artigo ganhou em consistência e qualidade.

Entire Scoresheet:

Date Sent: 27-Mar-2017

Anexo B – Parecer do Comitê de Ética em Pesquisas com Seres Humanos



CENTRO DE PESQUISAS
AGGEU MAGALHÃES/



PARECER CONSUBSTANCIADO DO CEP

DADOS DO PROJETO DE PESQUISA

Título da Pesquisa: Determinantes da mortalidade infantil nas capitais brasileiras ; Uma análise multinível nos contextos individual, da assistência à saúde e socioeconômico.

Pesquisador: Livia Teixeira de Souza Maia

Área Temática:

Versão: 1

CAAE: 35632414.5.0000.5190

Instituição Proponente: FUNDACAO OSWALDO CRUZ

Patrocinador Principal: Financiamento Próprio

DADOS DO PARECER

Número do Parecer: 822.069

Data da Relatoria: 01/10/2014

Apresentação do Projeto:

Trata-se de um projeto de Tese de Doutorado do Programa de Doutorado em Saúde Pública da Instituição, que irá identificar os determinantes da mortalidade infantil nos contextos individual, da assistência à saúde e socioeconômicos nas capitais brasileiras a partir de uma abordagem multinível. Para tanto, inicialmente, será realizado um estudo descritivo de corte transversal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras e no Distrito Federal, além de um estudo ecológico de série temporal, seguindo-se com um estudo caso-controle. Os dados terão três tipos de análises: 1) descritiva (descrição do perfil da mortalidade infantil e da série histórica), 2) univariada (para verificar a associação entre o desfecho e cada variável independente) e 3) multinível (análise dos fatores de risco nos três níveis de determinação).

Objetivo da Pesquisa:

Geral

Identificar os determinantes da mortalidade infantil nos contextos individual, da assistência à saúde e socioeconômicos nas capitais brasileiras a partir de uma abordagem multinível.

Específicos

- 1) Descrever o perfil da mortalidade infantil nas capitais brasileiras;
- 2) Descrever o perfil da natalidade nas capitais brasileira;

Endereço: Av. Prof. Moraes Rego, s/nº
Bairro: Cidade Universitária **CEP:** 50.670-420
UF: PE **Município:** RECIFE
Telefone: (81)2101-2639 **Fax:** (81)2101-2639 **E-mail:** comiteetica@cpqam.fiocruz.br



CENTRO DE PESQUISAS
AGGEU MAGALHÃES/



Continuação do Parecer: 822.069

- 3) Analisar a evolução temporal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras entre os anos de 1996 a 2010;
- 4) Identificar os fatores de risco associados à mortalidade infantil nos contextos individual, da assistência à saúde e socioeconômicos nas capitais brasileiras no ano de 2010;
- 5) Verificar a existência de diferenças regionais dos determinantes da mortalidade infantil no país.

Avaliação dos Riscos e Benefícios:

A pesquisa será realizada a partir de dados oriundos dos sistemas de informação em saúde, não oferecendo risco aos sujeitos da pesquisa. Para as etapas da pesquisa onde serão realizados o estudo descritivo de corte transversal e o estudo ecológico de série temporal, serão utilizados dados provenientes do SIM e SINASC obtidos a partir das bases disponibilizadas pelo Datasus (<http://www.datasus.gov.br>). Também, serão utilizadas estimativas populacionais disponibilizadas pelo IBGE. Todos os bancos de dados a serem coletados nesta etapa do estudo são de uso público e são disponibilizados sem variáveis de identificação dos casos. Para o estudo de caso-controle, as bases de dados completas referentes aos óbitos de menores de um ano de 2010 (SIM) e dos nascidos vivos de 2009 e 2010 (SINASC), serão disponibilizadas pela Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS/MS), uma vez preenchido e assinados os termos de responsabilidade de cessão e uso pelos pesquisadores, garantindo o sigilo das informações presentes nos bancos de dados.

Esse estudo trará como benefícios a compreensão dos fatores de risco nos três níveis de determinação relacionados à mortalidade infantil, identificando necessidades em diferentes grupos populacionais e contribuindo para planejamento das ações voltadas à melhoria da saúde infantil. Sua relevância reside no fato de que a Mortalidade Infantil é um importante indicador de saúde e de condições de vida revelando iniquidades no acesso e na qualidade da atenção à saúde materno-infantil, bem como nas condições socioeconômicas. Por se tratarem de dados secundários, não será necessária a utilização de Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

Comentários e Considerações sobre a Pesquisa:

Será realizado, inicialmente, um estudo descritivo de corte transversal da mortalidade infantil nas capitais brasileiras e no Distrito Federal, além de um estudo ecológico de série temporal. Seguindo-se com um estudo caso-controle, no qual serão considerados como casos os óbitos de menores de um ano ocorrido entre 1º de Janeiro a 31 de dezembro de 2010 registrados no SIM e como controles uma amostra dos nascidos vivos que não foram a óbito entre 1º de Janeiro de 2009 e 31 de dezembro de 2010 registrados no SINASC. Serão selecionados dois anos para os dados do SINASC, para que haja a possibilidade de resgatar todas as Declarações de Nascidos Vivos referentes aos óbitos infantis do ano de 2010, sendo necessária a inclusão dos nascimentos

Endereço: Av. Prof. Moraes Rego, s/nº	CEP: 50.670-420
Bairro: Cidade Universitária	
UF: PE	Município: RECIFE
Telefone: (81)2101-2639	Fax: (81)2101-2639
	E-mail: comiteetica@cpqam.fiocruz.br



CENTRO DE PESQUISAS
AGGEU MAGALHÃES/



Continuação do Parecer: 822.069

no ano anterior ao óbito (2009). As duas bases de dados (SIM e SINASC) serão relacionadas pelo linkage em duas etapas (linkage determinístico e probabilístico). Para análise das diferenças regionais será realizado um modelo agregando as cidades por macrorregião. Para análise dos dados, serão realizadas as análises: descritiva (descrição do perfil da mortalidade infantil e da série histórica), análise univariada (para verificar a associação entre o desfecho e cada variável independente) e a análise multinível (análise dos fatores de risco nos três níveis de determinação - individual, assistência à saúde e socioeconômico).

Considerações sobre os Termos de apresentação obrigatória:

O projeto está bem estruturado, apresentando cronograma, orçamento e detalhamento das atividades dos membros da equipe do projeto. A pesquisadora apresenta declaração de participação da equipe, declaração para envio de relatório, curriculum vitae e declaração de compromisso para envio da Carta de Anuência, visto que a SVS/MS só libera este documento após aprovação do CEP. Por se tratarem de dados secundários, não será necessária a utilização de Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

Recomendações:

Na página 15, quando aborda as Considerações Éticas, a pesquisadora faz menção à Resolução 196/96. Rever, se for o caso, indicando a atual Resolução 466/12, que regulamenta as pesquisas envolvendo seres humanos.

Conclusões ou Pendências e Lista de Inadequações:

O projeto apresentado está em conformidade com os preceitos éticos preconizados pela Resolução 466/12, atendendo as diretrizes e normas regulamentadoras de pesquisas envolvendo seres humanos.

Situação do Parecer:

Aprovado

Necessita Apreciação da CONEP:

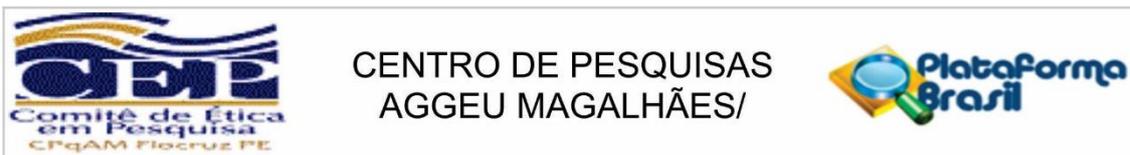
Não

Considerações Finais a critério do CEP:

O Comitê avaliou e considera que os procedimentos metodológicos do Projeto em questão estão condizentes com a conduta ética que deve nortear pesquisas envolvendo seres humanos, de acordo com o Código de Ética, Resolução 466/12 do Conselho Nacional de Saúde, de 12 de dezembro de 2012 e complementares.

O projeto está aprovado para ser realizado em sua última formatação apresentada ao CEP e este

Endereço: Av. Prof. Moraes Rego, s/nº	CEP: 50.670-420
Bairro: Cidade Universitária	
UF: PE	Município: RECIFE
Telefone: (81)2101-2639	Fax: (81)2101-2639
	E-mail: comiteetica@cpqam.fiocruz.br



Continuação do Parecer: 822.069

parecer tem validade até 01 de outubro de 2017. Em caso de necessidade de renovação do Parecer, encaminhar relatório e atualização do projeto.

RECIFE, 07 de Outubro de 2014

Assinado por:
Janaina Campos de Miranda
(Coordenador)

Endereço: Av. Prof. Moraes Rego, s/n°
Bairro: Cidade Universitária **CEP:** 50.670-420
UF: PE **Município:** RECIFE
Telefone: (81)2101-2639 **Fax:** (81)2101-2639 **E-mail:** comiteetica@cpqam.fiocruz.br

Anexo C – Parecer Técnico do Ministério da Saúde sobre Cessão dos Bancos de Dados**MINISTÉRIO DA SAÚDE
SECRETARIA DE VIGILÂNCIA EM SAÚDE****TERMO DE RESPONSABILIDADE DIANTE DA CESSÃO DAS BASES DE DADOS
NOMINAIS DE SISTEMAS DE INFORMAÇÃO GERENCIADOS PELA SECRETARIA DE
VIGILÂNCIA EM SAÚDE**

Pelo presente instrumento, na qualidade de responsáveis pela guarda e uso da(s) base(s) de dados do SIM e Sinasc, abaixo especificados, solicitados pelo Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães (CPqAM/Fiocruz) à Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde, assumimos as seguintes responsabilidades:

- a) Utilizar estas bases de dados única e exclusivamente para as finalidades descritas ao final deste documento;
- b) Guardar sigilo e zelar pela privacidade dos indivíduos relacionados/listados nestas bases de dados. Isto inclui comprometer-se a não realizar contatos ou visitas ao domicílio da família para qualquer tipo de complementação de informação usando a Declaração de nascido vivo ou a Declaração de Óbito ou registros do Sistema de Informações sobre Nascimento e Mortalidade como fonte da informação de endereço e outros dados sobre o nascimento ou óbito;
- c) Guardar sigilo sobre eventuais senhas fornecidas para acesso a estas bases de dados.
- d) Não disponibilizar, emprestar ou permitir a pessoas ou instituições não autorizadas pela Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde o acesso a estas bases de dados;
- e) Zelar para que a base de dados não seja acessada indevidamente na rede interna de computadores da instituição onde forem trabalhados.
- f) Não divulgar, por qualquer meio de divulgação, dados ou informações contendo o nome dos indivíduos ou outras variáveis que permitam a identificação do indivíduo e que afetem assim a confidencialidade dos dados contidos nestas bases de dados;
- g) Não praticar ou permitir qualquer ação que comprometa a integridade destas bases de dados;
- h) Não utilizar isoladamente as informações contidas nesta base de dados para tomar decisões sobre a identidade de pessoas falecidas/nascidas, para fins de suspensão

de benefícios ou outros tipos de atos punitivos, sem a devida certificação desta identidade em outras fontes.

- i) Evitar copiar os dados para outras mídias, ou disco rígido, e caso precise fazê-lo, apagar todas as cópias feitas, ao final da apuração dos resultados, usando métodos de eliminação que não permita a recuperação total ou parcial das informações.
- j) Inutilizar a mídia onde recebeu os dados gravados, após a sua utilização.
- k) Encaminhar para o Ministério da Saúde relatório da pesquisa, com as principais conclusões, logo que disponíveis.
- l) Informar limitações resultantes de problemas com a qualidade dos dados.
- m) Em caso de quebra de segurança da informação por meio de recursos de tecnologia da informação ou de outra forma, comunicar imediatamente à Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde.

Desta forma, o Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães (CPqAM/Fiocruz) assume total responsabilidade pelas conseqüências legais pela utilização indevida desta(s) bases de dados, por parte de servidores desta instituição ou por terceiros.

Base	Anos e abrangência territorial (UF - município)
1. Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) (Banco completo de óbitos de menores de 1 ano)	- 26 Capitais Brasileiras e Distrito Federal - Ano: 2010.
2. Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) (Banco completo de nascidos vivos)	- 26 Capitais Brasileiras e Distrito Federal - Anos: 2009 e 2010.

Declaramos que estas bases de dados serão usadas única e exclusivamente para as seguintes finalidades:

- Identificar os fatores de risco associados à mortalidade infantil nos contextos individual, da assistência à saúde e socioeconômicos nas capitais brasileiras no ano de 2010;
- Verificar a existência de diferenças regionais dos determinantes da mortalidade infantil no país.

Descrever aspectos metodológicos do trabalho a ser realizado com a base de dados que justifique a necessidade de informações de identificação individual:

Será realizado um estudo caso-controle, no qual serão considerados como casos os óbitos de menores de um ano ocorrido entre 1º de Janeiro a 31 de dezembro de 2010 registrados no SIM e como controles uma amostra dos nascidos vivos que não foram a óbito entre 1º de Janeiro de 2009 e 31 de dezembro de 2010 registrados no SINASC.

Serão selecionados dois anos para os dados do SINASC, para que haja a possibilidade de resgatar todas as Declarações de Nascidos Vivos referentes aos óbitos infantis do ano de 2010, sendo necessária a inclusão dos nascimentos no ano anterior ao óbito (2009).

As duas bases de dados (SIM e SINASC) serão relacionadas pelo do linkage em duas etapas (linkage determinístico e probabilístico).

O Linkage Determinístico será realizado por meio da variável unívoca constante nas duas bases de dados (SIM e SINASC), o número da declaração de nascido vivo (NUMERODN), uma vez que para os óbitos de menores de um ano, essa variável deve estar preenchida na declaração de óbito.

Os registros não pareados nessa etapa serão relacionados por meio do relacionamento probabilístico, cuja unificação dos bancos de dados se dará por meio de um programa usado para associar arquivos com base no relacionamento probabilístico de registros denominado Reclink III versão 3.0.4.4005, desenvolvido por Camargo Jr. e Coeli (2000), e que está disponível gratuitamente na internet.

O linkage será executado por meio de várias rotinas automáticas de processamento de arquivos, utilizando uma estratégia de múltiplos passos, associada, no final, a uma revisão manual dos pares duvidosos, visando classificá-los como pares verdadeiros ou não-pares. Em cada passo será empregada uma determinada chave de bloqueio com base em informações como nome da mãe, nome da criança, data de nascimento, sexo e endereço de residência. As rotinas automáticas utilizadas serão: padronização, relacionamento e combinação dos arquivos.

Para análise dos fatores de risco nos três níveis de determinação (individual, assistência à saúde e socioeconômico) será utilizado o Modelo Multinível Logístico, utilizando-se variáveis explicativas para cada nível.

Este projeto foi submetido à avaliação do Comitê de Ética em Pesquisas em Seres Humanos do Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães – CpqAM/Fiocruz, de acordo com a resolução 196-96. E encontra-se em análise no referido comitê, com número de registro CAAE: 35632414.5.0000.5190.

A pesquisa será realizada a partir de dados oriundos dos sistemas de informação em saúde, não oferecendo risco aos sujeitos da pesquisa, sendo realizado dentro dos padrões de ética científica, garantido o anonimato das pessoas registradas nos bancos de dados.

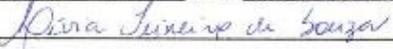
Esse estudo trará como benefícios a compreensão dos fatores de risco nos três níveis de determinação relacionados à mortalidade infantil, identificando necessidades em diferentes grupos populacionais e contribuindo para planejamento das ações voltadas à melhoria da saúde infantil. Apresentando relevância em sua realização uma vez que a Mortalidade Infantil é um importante indicador de saúde e de condições de vida revelando iniquidades no acesso e na qualidade da atenção à saúde materno-infantil, bem como nas condições socioeconômicas.

Brasília, 25 de novembro de 2014

Técnico(s) Responsável(is) pelo uso e guarda da(s) base(s) de dados solicitada(s):

Nome: Lívia Teixeira de Souza Maia

RG : 6.302.761 SSP – PE CPF: 047.203.154-61

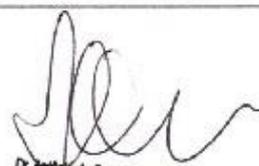
Assinatura: 

Nome: Aline Galdino Soares da Silva

RG : 8036074 SDS – PE CPF: 086.407.364-05

Assinatura: 


Dr. Wayner Vieira de Souza
Docente/Pesquisador
Mat. SIAPE 1163878
CPqAM/Fiocruz


Dr. Antônio de Cruz Gouveia Mendes
Coordenador do Programa de
Pós-Graduação em Saúde Pública
Mat. SIAPE 0338406
CPqAM / Fiocruz