

FATORES ASSOCIADOS À MORTALIDADE INFANTIL EM MUNICÍPIO COM ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO ELEVADO

Factors associated with infant mortality in a Brazilian city with high human development index

Maria Volpato Kropiwiec^a, Selma Cristina Franco^{a,*}, Augusto Randüz do Amaral^a

RESUMO

Objetivo: Identificar os fatores associados à mortalidade infantil em município com bom desenvolvimento socioeconômico.

Métodos: Estudo de coorte retrospectivo com 7.887 nascidos vivos do ano de 2012 registrados no Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e associados por meio de *linkage* com o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) para identificação dos óbitos ocorridos no primeiro ano de vida. Os fatores de risco foram hierarquizados em três níveis de determinação: distal, intermediário e proximal. Os modelos de regressão logística binomial e o modelo multivariado quantificaram o impacto individual das variáveis testadas e ajustaram o efeito das variáveis de confundimento. A magnitude do efeito das variáveis explicativas foi estimada pelo cálculo do *Odds Ratio* (OR) bruta e ajustada e de seus respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%), sendo significante $p < 0,05$.

Resultados: Identificou-se 61 óbitos na coorte e o coeficiente de mortalidade infantil foi de 7,7 por mil nascidos vivos. Mãe adolescente (ORaj 3,75; IC95% 1,40–10,02), duração da gestação <32 semanas (ORaj 12,08; IC95% 2,30–63,38), peso ao nascer <1.500 g (ORaj 8,20; IC95% 1,52–44,23), Apgar no 1º e no 5º minuto de vida <7 (ORaj 4,82; IC95% 2,01–11,55 e ORaj 6,26; IC95% 1,93–20,30, respectivamente) e presença de malformação congênita (ORaj 21,49; IC95% 7,72–59,82) constituíram fatores de risco para os óbitos.

Conclusões: A menor relevância dos fatores socioeconômicos e assistenciais e a maior importância dos fatores biológicos na determinação dos óbitos infantis podem refletir o efeito protetor do elevado desenvolvimento econômico e social dessa localidade.

Palavras-chave: Mortalidade infantil; Fatores de risco; Desenvolvimento econômico; Estudo de coorte.

ABSTRACT

Objective: To identify factors associated with infant mortality in a city with good socioeconomic development.

Methods: A retrospective cohort study with 7,887 live births in the year of 2012 recorded in the Live Births Information System (SINASC) and associated by linkage with the Mortality Information System (SIM) to identify the deaths in the first year of life. The risk factors were ranked in three levels of determination: distal, intermediate and proximal. The logistic binomial regression models and the multivariate model quantified the impact of the individual variables tested and adjusted the effect of confounding variables. The magnitude of the effect of the explanatory variables was estimated by calculating the crude and adjusted Odds Ratio (OR) and their respective 95% confidence intervals (95%CI), being significant $p < 0.05$.

Results: There were 61 deaths in the cohort and the infant mortality rate was 7.7 per thousand live births. Teenage mother (adjOR 3.75; 95%CI 1.40–10.02), gestational age <32 weeks (adjOR 12.08; 95%CI 2.30–63.38), weight at birth <1500g (adjOR 8.20; 95%CI 1.52–44.23), Apgar score at 1 and 5 minutes of life <7 (adjOR 4.82; 95%CI 2.01–11.55 and adjOR 6.26; 95%CI 1,93–20,30, respectively) and the presence of congenital malformation (adjOR 21.49; 95%CI 7.72–59.82) were risk factors for infant mortality.

Conclusions: The lower relevance of socioeconomic and health care variables and the greater importance of biological factors in determining infant mortality may reflect the protective effect of high economic and social development of the locality.

Keywords: Infant mortality; Risk factors; Economic development; Cohort studies.

*Autor correspondente. E-mail: scfranco@terra.com.br (S.C. Franco).

^aUniversidade Univille, Joinville, SC, Brasil.

Recebido em 27 de agosto de 2016; aprovado em 23 de dezembro de 2016; disponível on-line em 12 de setembro de 2017.

INTRODUÇÃO

A taxa de mortalidade infantil é usada internacionalmente como o indicador que melhor retrata o estágio de desenvolvimento econômico e social de um país ou região, justamente por possuir relação direta com características socioeconômicas e, conseqüentemente, ser sensível às suas variações.^{1,2}

Segundo a Organização Mundial de Saúde (OMS), a taxa de mortalidade infantil permite analisar a disponibilidade, a utilização e a eficácia dos cuidados de saúde, em especial da atenção ao pré-natal, ao parto, ao recém-nascido e à criança no primeiro ano de vida, sendo frequentemente utilizada para definir políticas públicas direcionadas à saúde materno-infantil.^{2,3}

Apesar dos avanços verificados mundialmente em virtude de compromissos assumidos por entidades internacionais, pela sociedade civil organizada e por políticas públicas instituídas em diversos países, constata-se ainda grande disparidade na taxa de mortalidade infantil entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.⁴ Atualmente, as menores taxas de mortalidade infantil são de países com elevados Índices de Desenvolvimento Humano (IDH) — com três mortes a cada mil nascidos vivos —, enquanto as taxas de mortalidade infantil em países com baixo IDH ainda são elevadas.⁵

No Brasil, houve uma importante redução na mortalidade infantil ao longo das últimas décadas,³ devido à queda da fecundidade, à expansão do saneamento básico, à reorganização do modelo de atenção à saúde (Estratégia Saúde da Família – ESF), a melhorias na atenção à saúde da criança, ao aumento na cobertura das campanhas de vacinação e na prevalência do aleitamento materno, que influenciaram a redução de doenças infecciosas nos primeiros anos de vida.^{6,7} Além disso, observou-se uma combinação de crescimento econômico e melhora de escolaridade e distribuição de renda.⁸

Ainda assim, as desigualdades regionais e as iniquidades relacionadas a grupos sociais considerados vulneráveis constituem grandes desafios em nosso país.¹ Em 2013, das cinco regiões brasileiras, apenas as regiões Norte e Nordeste apresentaram taxas de mortalidade infantil acima da meta de 15,7 mortes/mil nascidos, proposta nos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) para 2015.⁹ Entretanto, mesmo nas regiões onde a mortalidade infantil alcançou taxas abaixo de dois dígitos, foram observadas elevadas proporções de óbitos considerados evitáveis, cuja redução constitui uma oportunidade para atingir taxas próximas àquelas de países desenvolvidos.⁶ Conhecer os determinantes da mortalidade infantil em municípios brasileiros cujos contextos socioeconômicos mostram bons indicadores sociais e de saúde pode subsidiar intervenções no âmbito da saúde pública visando a sua redução, uma vez que tais determinantes podem representar riscos de magnitude diferente daqueles observados em regiões menos desenvolvidas.

Com uma população estimada de 526.338 habitantes,¹⁰ o município de Joinville constitui o terceiro polo industrial da região Sul e possui um dos maiores valores de Produto Interno Bruto (PIB) do país. Tal nível de desenvolvimento econômico reflete-se em bons indicadores sociais e de saúde, sendo que, em 2010, a cidade apresentou um dos mais altos Índices de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) (0,809) entre os municípios brasileiros, ocupando a 21ª posição nacional.^{8,11} A taxa de mortalidade infantil vem se mantendo abaixo de dois dígitos desde 2001, em média 8,7 óbitos/mil nascidos vivos no período.¹⁰ Considerando o exposto, o objetivo deste estudo é mensurar o coeficiente de mortalidade infantil e identificar seus fatores associados em um município brasileiro com elevado IDHM.

MÉTODO

Estudo de coorte, retrospectivo e de base populacional compreendendo a totalidade de nascidos vivos no ano de 2012, residentes no município de Joinville, Santa Catarina, e os óbitos infantis vinculados a essa coorte.

Os dados do estudo foram provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Para identificação dos óbitos vinculados à coorte, foi utilizado o Módulo de Investigação do Óbito Infantil e Fetal Federal, que automaticamente faz o pareamento das declarações de óbito (DO) infantil a suas respectivas declarações de nascimento (DN), a partir do número da DN. Todas as DOs e DNs relacionadas foram conferidas manualmente, considerando variáveis comuns aos dois formulários. Além destes, utilizou-se o Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) para classificação do tipo e complexidade do estabelecimento, e o Relatório Anual de Gestão, para categorização dos dois modelos de atenção básica (ESF e não ESF). Os dados foram fornecidos pela Gerência de Vigilância Epidemiológica, responsável pelos bancos de dados de nascimentos e óbitos da Secretaria Municipal de Saúde de Joinville, Santa Catarina.

A partir do pareamento, foi definida a condição de sobrevivência da coorte de nascidos vivos, identificando-se aqueles que evoluíram para óbito infantil no primeiro ano de vida.

A análise do óbito infantil (menores de 1 ano) foi realizada segundo fatores distais (sociais), intermediários (assistenciais) e proximais (biológicos), conforme modelo proposto por Mosley e Chen¹² em 1984. Os fatores distais compreenderam etnia, escolaridade, ocupação e situação conjugal maternas. Os fatores intermediários incluíram nascimento em outro município, modelo de atenção básica, local do nascimento, tipo de estabelecimento (considerados privados os hospitais que atendiam

pacientes particulares e de convênios; públicos aqueles sob gestão pública; e organizações sociais os que atendiam exclusivamente ao Sistema Único de Saúde), complexidade do hospital (presença de unidade de terapia intensiva (UTI) neonatal), número de filhos mortos, paridade materna, mês de início do pré-natal, número de consultas de pré-natal e tipo de parto. Os fatores proximais englobaram idade materna, tipo de gestação, idade gestacional, sexo e peso do recém-nascido, índice de Apgar no 1º e no 5º minuto e presença de malformações.

Todas as informações foram tratadas estatisticamente através do software *Statistical Package for the Social Science* (SPSS), versão 21.0 (SPSS Inc., Chicago, Illinois, USA). As variáveis qualitativas foram apresentadas em frequências absolutas e relativas. Foram construídos modelos de regressão logística binomial de modo a examinar a influência dos fatores distais, intermediários e proximais sobre a mortalidade infantil. O modelo multivariado foi escolhido de modo a quantificar o impacto individual das variáveis testadas e ajustar o efeito das variáveis de confusão. A magnitude do efeito das variáveis explicativas foi estimada pelo cálculo da razão de chances (*Odds Ratio* – OR) bruta e ajustada, com seus respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%). A OR foi empregada como aproximação do risco relativo, dado o pequeno número de eventos e a opção de uso da regressão logística não condicional para o ajustamento dos potenciais efeitos de confusão. Considerou-se significativa $p < 0,05$.

O estudo foi aprovado pelo Conselho de Ética em Pesquisa conforme parecer número 875.237.

RESULTADOS

Segundo o SINASC, o total de nascidos vivos filhos de mães residentes no município, em 2012, foi de 7.887 crianças. No Módulo de Investigação do Óbito Infantil e Fetal Federal, foram identificados 123 óbitos infantis registrados como residentes no município de Joinville no período de 1º de janeiro de 2012 a 31 de dezembro de 2013. Destes, 61 pertenciam à coorte de nascidos vivos de 2012 e, para 100% deles, foi feita a *linkage* entre DO e DN. O coeficiente de mortalidade infantil para a coorte foi de 7,7 óbitos por mil nascidos vivos, com predomínio do componente neonatal: 4,4 óbitos por mil nascidos vivos. Dentre os óbitos, 35 (57,4%) ocorreram no período neonatal e 26 (42,6%) no período pós-neonatal. Entre os óbitos neonatais, 20 (32,8%) ocorreram no período neonatal precoce (0 a 6 dias de vida) e 15 (24,6%) no período neonatal tardio (7 a 27 dias de vida).

Nenhuma das características distais (socioeconômicas) analisadas mostrou-se associada ao desfecho, conforme apresentado na Tabela 1. Na análise dos fatores intermediários (assistenciais), as variáveis “nascimento diferente do município de residência”, “local de nascimento” e “número de consultas de pré-natal <7”, que tiveram associação estatística na análise univariada, deixaram de tê-la após o ajuste da análise multivariada (Tabela 2). Quanto aos fatores proximais (biológicos), verificou-se associação significativa entre a maioria das variáveis estudadas com o óbito infantil. Após a análise multivariada, que ajustou o efeito de cada variável para o efeito das demais, observou-se redução do efeito independente de todas as variáveis, exceto idade materna ≤ 19 anos. Nesse agrupamento, mães com idade

Tabela 1 Distribuição de frequência absoluta e relativa, da Odds Ratio bruta e ajustada em Joinville, Santa Catarina, 2012, segundo as características distais.

| | Nascidos vivos | Óbitos | OR Bruta (IC95%) | p-valor | OR Ajustada (IC95%) | p-valor |
|-----------------------------|----------------|----------|------------------|---------|---------------------|---------|
| | n (%) | n (%) | | | | |
| Etnia | | | | 0,79 | | |
| Branca | 7302 (92,6) | 56 (0,8) | – | – | – | – |
| Preta/Parda | 580 (7,4) | 5 (0,9) | 1,13 (0,45–2,84) | | 1,71 (0,57–5,15) | 0,33 |
| Escolaridade materna (anos) | | | | 0,73 | | |
| ≥8 | 6088 (77,2) | 46 (0,8) | – | – | – | – |
| <8 | 1798 (22,8) | 15 (0,8) | 1,10 (0,61–1,98) | | 1,30 (0,57–2,96) | 0,52 |
| Situação conjugal | | | | 0,98 | | |
| Com companheiro | 6340 (80,4) | 49 (0,8) | – | – | – | – |
| Sem companheiro | 1546 (19,6) | 12(0,8) | 1,00 (0,53–1,89) | 0,27 | 0,71 (20,29–1,76) | 0,46 |
| Ocupação materna | | | | | | |
| Sim | 4.799 (60,9) | 33 (0,7) | – | – | – | – |
| Não | 3.082 (39,1) | 28 (0,9) | 1,32 (0,79–2,19) | | 0,59 (0,26–1,32) | 0,20 |

*A variação do n deve-se à falta de registro no SINASC/SIM; OR: *odds ratio*; IC: intervalo de confiança.
Fonte: SINASC/SIM/CPMI.

≤19 anos tiveram chance 3,75 vezes (IC95% 1,40–10,02) maior de óbito em seus recém-nascidos. A variável que mais aumentou a chance de óbito foi a presença de malformação congênita (OR 21,49), seguida da idade gestacional <32 semanas (OR 12,08), do peso ao nascer <1500 g (OR 8,20), Apgar <7 no 5º (OR 6,26) e no 1º minuto (OR 4,82) (Tabela 3).

DISCUSSÃO

O presente estudo verificou um coeficiente de mortalidade infantil considerado baixo (7,7 por mil nascidos vivos), em comparação à realidade brasileira. O predomínio do componente neonatal, especialmente o precoce, mostra um perfil similar ao de regiões desenvolvidas.⁵ No município onde se desenvolveu o estudo,

Tabela 2 Distribuição de frequência absoluta e relativa, da *Odds Ratio* bruta e ajustada em Joinville, Santa Catarina, 2012, segundo as características intermediárias.

| | Nascidos vivos | Óbitos | OR Bruta (IC95%) | p-valor | OR Ajustada (IC95%) | p-valor |
|---------------------------------|----------------|-----------|-------------------|---------|---------------------|---------|
| | n (%) | n (%) | | | | |
| Nascimento em outro município | | | | <0,01 | | 0,2000 |
| Sim | 77 (1,0) | 4 (5,2) | 7,45 (2,63–21,08) | | 3,00 (0,54–16,46) | |
| Não | 7.810 (99,0) | 57 (0,7) | – | – | – | – |
| Modelo de atenção básica | | | | 0,29 | | 0,1800 |
| Com ESF | 2.850 (36,1) | 35 (0,7) | – | – | – | – |
| Sem ESF | 5.037 (63,9) | 26 (0,9) | 1,31 (0,79–2,19) | | 0,62 (0,31–1,24) | |
| Parto hospitalar | | | | 0,03 | | |
| Sim | 7.872 (99,8) | 60 (0,8) | – | – | – | – |
| Não | 15 (0,2) | 1 (6,7) | 9,30 (1,20–71,85) | | | |
| Estabelecimento | | | | 0,07 | | 0,340 |
| Privado | 3.348 (42,5) | 19 (0,6) | – | – | – | – |
| Público | 4.527 (57,5) | 42 (0,9) | 1,63 (0,95–2,82) | | 1,52 (0,64–3,64) | |
| Complexidade do hospital | | | | | | |
| Com UTI | 7.856 (99,8) | 60 (0,8) | – | – | – | – |
| Sem UTI | 16 (0,2) | 0 | | | | |
| Número de filhos mortos | | | | 0,10 | | 0,770 |
| Nenhum | 6.566 (83,3) | 46 (0,7) | – | – | – | – |
| ≥1 | 1.321 (16,7) | 15 (1,10) | 1,62 (0,90–2,92) | | 0,87 (0,34–2,22) | |
| Paridade | | | | 0,27 | | 0,140 |
| Primípara | 3.516 (44,6) | 23 (0,7) | – | – | – | – |
| Múltipara | 4.367 (55,4) | 38 (0,9) | 1,33 (0,79–2,24) | | 1,87 (0,80–4,37) | |
| Mês de início pré-natal (meses) | | | | | | |
| ≤3 | 5.890 (82,6) | 52 (0,7) | – | – | – | – |
| >3 | 1.242 (17,4) | 0 | | | | |
| Número de consultas pré-natais | | | | <0,01 | | 0,090 |
| ≥7 | 5.641 (71,6) | 32 (0,6) | – | – | – | – |
| <7 | 2.241 (28,4) | 29 (1,3) | 2,22 (1,33–3,69) | | 0,48 (0,21–1,11) | |
| Tipo de parto | | | | 0,29 | | 0,230 |
| Vaginal | 3.502 (44,4) | 23 (0,7) | – | – | – | – |
| Cesária | 4.385 (55,6) | 38 (0,9) | 1,32 (0,78–2,22) | | 1,60 (0,74–3,47) | |

*A variação do N deve-se à falta de registro no SINASC/SIM; OR: *odds ratio*; IC: intervalo de confiança; ESF: Estratégia Saúde da Família; UTI: unidade de terapia intensiva.

Fonte: SINASC/SIM/CPMI.

diversos indicadores de desigualdade, renda e trabalho situam-se em patamares bem melhores do que as médias nacionais.¹³ São exemplos o caso do índice de Gini (Joinville 0,49 *versus* Brasil 0,60), renda média domiciliar *per capita* (Joinville R\$ 1.114,36 *versus* Brasil R\$ 767,02), PIB *per capita* (Joinville R\$ 40.184,13 *versus* Brasil R\$ 26.445,72) e taxa de desemprego entre maiores de 16 anos (Joinville 4,57% *versus* Brasil 7,42%), entre outros.¹³ Apesar de o coeficiente de mortalidade infantil ser inferior à média nacional, há ainda grande potencial para redução, se levarmos em conta a elevada proporção de óbitos infantis evitáveis

(82%)¹⁰ — e, com essa redução, o índice poderia se aproximar ao de países mais desenvolvidos.

As limitações deste estudo referem-se à utilização de fontes de dados secundários (DNs e DOs), que podem apresentar imprecisões, e à restrição do rol de variáveis de interesse para estudos epidemiológicos. Além disso, o pequeno tamanho da casuística pode ter influenciado na precisão dos dados, conforme verificado na amplitude dos intervalos de confiança da OR. O elevado percentual de *linkage* denota a boa qualidade no preenchimento das variáveis nos sistemas de

Tabela 3 Distribuição de frequência absoluta e relativa, da *Odds Ratio* bruta e ajustada em Joinville, Santa Catarina, 2012, segundo as características proximais.

| | Nascidos vivos | Óbitos | OR Bruta (IC95%) | p-valor | OR Ajustada (IC95%) | p-valor |
|-----------------------------|----------------|-----------|-----------------------|---------|---------------------|---------|
| | n (%) | n (%) | | | | |
| Idade materna (anos) | | | | | | |
| ≥35 | 989 (12,5) | 8 (0,8) | 1,21 (0,56–2,60) | 0,62 | 1,15 (0,41–3,19) | 0,78 |
| 20–34 | 5.832 (73,9) | 39 (0,7) | – | – | – | – |
| ≤19 | 1.066 (13,5) | 14 (1,3) | 1,97 (1,07–3,65) | 0,03 | 3,75 (1,40–10,02) | <0,01 |
| Tipo de gestação | | | | 0,11 | | 0,31 |
| Única | 7.731 (98,0) | 58 (0,8) | – | – | – | – |
| Múltipla | 156 (2,0) | 3 (1,9) | 2,59 (0,80–8,37) | | 0,41 (0,07–2,29) | |
| Idade gestacional (semanas) | | | | | | |
| ≥37 | 6.907 (87,6) | 23 (0,3) | – | – | – | – |
| 32–36 | 877 (11,1) | 11 (1,3) | 3,80 (1,84–7,82) | <0,01 | 1,49 (0,49–4,44) | 0,47 |
| <32 | 101 (1,3) | 26 (25,7) | 103,73 (56,62–190,03) | <0,01 | 12,08 (2,30–63,38) | <0,01 |
| Sexo do RN | | | | 0,98 | | 0,86 |
| Feminino | 3.888 (49,3) | 30 (0,8) | – | – | – | – |
| Masculino | 3.999 (50,7) | 31 (0,8) | 1,00 (0,60–1,66) | | 0,94 (0,47–1,87) | |
| Peso do RN (g) | | | | | | |
| ≥2500 | 7.283 (92,3) | 22 (0,3) | – | – | – | – |
| 1500–2499 | 512 (6,5) | 12 (2,3) | 7,90 (3,89–16,06) | >0,01 | 3,04 (0,99–9,34) | 0,05 |
| <1500 | 92 (1,2) | 27 (29,3) | 139,23 (75,32–257,37) | >0,01 | 8,20 (1,52–44,23) | 0,01 |
| Apgar 1 minuto | | | | <0,01 | | <0,01 |
| ≥7 | 7.476 (94,9) | 26 (0,3) | – | – | – | – |
| <7 | 403 (5,1) | 35 (8,7) | 27,24 (16,23–45,75) | | 4,82 (2,01–11,55) | |
| Apgar 5 minutos | | | | >0,01 | | <0,01 |
| ≥7 | 7.808 (99,1) | 41 (0,5) | – | – | – | – |
| <7 | 71 (0,9) | 20 (28,2) | 74,29 (40,71–135,54) | | 6,26 (1,93–20,30) | |
| Malformações | | | | <0,01 | | <0,01 |
| Não | 7.820 (99,2) | 49 (0,6) | – | – | – | – |
| Sim | 67 (0,8) | 12 (17,9) | 34,60 (17,44–68,62) | | 21,49 (7,72–59,82) | |

*A variação do N deve-se à falta de registro no SINASC/SIM; OR: *odds ratio*; IC: intervalo de confiança; RN: recém-nascido.

Fonte: SINASC/SIM/CPMI.

informações utilizados, e a cobertura de 100% do SINASC e do SIM no município confere base populacional ao estudo.

No presente estudo, fatores tradicionalmente considerados como riscos para a mortalidade infantil, tanto de natureza socioeconômica (distais) quanto relativos à assistência prestada à mãe e ao recém-nascido (intermediários),^{14,15} não aumentaram a chance de óbito. É possível que essas diferenças sejam devido às características das localidades onde os estudos foram realizados. Em Joinville, Santa Catarina, a interação entre políticas públicas bem estruturadas, oportunidades de emprego e elevado desenvolvimento econômico e social fornecem condições propícias para minimizar o efeito das desigualdades sociais.¹⁰ A condição de vida nesse município, quando comparada à realidade brasileira, evidencia possível influência protetora do contexto socioeconômico sobre a mortalidade infantil, amenizando o efeito das características socioeconômicas maternas e assistenciais.

Nesse sentido, a escolaridade materna inferior a oito anos, a situação conjugal das mães e o trabalho materno fora do lar, diferentemente de outros estudos, não elevaram a chance de óbito infantil.^{14,16,17} Vale mencionar que nossa casuística foi composta predominantemente por mães brancas, com escolaridade elevada e casadas ou em união estável.

Sabe-se que os determinantes sociais podem produzir ou potencializar iniquidades no acesso a serviços de saúde de boa qualidade.^{14,18} Em nosso estudo, alguns indicadores, tais como os elevados índices de parto hospitalar (99,8%) e de gestantes que tiveram número adequado de consultas de pré-natal (71,6%), além do baixo percentual de nascimentos em outros municípios (1,0%), são indicativos da universalidade de acesso aos serviços de saúde e da boa qualidade da assistência. É importante mencionar que o presente estudo não aferiu outros aspectos da qualidade assistencial, como a adequação dos processos de trabalho, as condutas médicas, o funcionamento dos fluxos assistenciais entre os serviços e a realização oportuna de exames pré-natais, que podem contribuir para a manutenção das taxas de óbitos classificados como evitáveis.

O número insuficiente de consultas de pré-natal entre os óbitos (47,5%) pode ser decorrente do elevado percentual de prematuros extremos com menos de sete consultas que faleceram (76,9%), os quais não tiveram a oportunidade de completar a quantidade mínima recomendada de sete consultas.¹⁹ Apesar de não termos evidenciado maior chance de óbito infantil em gestantes com início tardio do pré-natal ou com número insuficiente de consultas, tais variáveis são consideradas fundamentais para desfechos neonatais positivos.¹⁹ Esses resultados, aparentemente controversos, mostram a complexidade da interação entre os aspectos socioeconômicos e a qualidade da assistência ofertada à gestante e ao recém-nascido em serviços com

características diversas, como é o caso dos serviços públicos e privados, aqui analisados conjuntamente.²⁰

O presente estudo mostrou que a maternidade na adolescência, a prematuridade, o peso ao nascer muito baixo, a baixa vitalidade do neonato e a presença de malformações congênitas aumentaram a chance de óbitos infantis, tal como é mostrado consensualmente em estudos de diferentes localidades.^{14,15,17,18,21-25}

No município analisado, a presença de malformações congênitas foi a variável que apresentou associação mais significativa com a morte infantil. Em regiões desenvolvidas, constata-se perfil semelhante devido ao controle da mortalidade por outras causas.^{7,26} Em Joinville, embora a magnitude desse agravo não tenha sido elevada entre os nascidos vivos (0,8%), ele representou a segunda causa de óbito infantil.¹⁰ Sua prevalência cumulativa demanda ações curativas multidisciplinares de longa duração e pode acarretar sobrecarga financeira para o sistema de saúde.²⁶ Assim, ações para a prevenção das malformações, sempre que possível, são altamente recomendadas no âmbito da saúde pública, com destaque para a melhoria da qualidade da assistência pré-natal, o aumento da oferta de exames de concepção e o aconselhamento genético dos pais.²⁶

O baixo peso ao nascer (<2500 g) e a prematuridade (<37 semanas) são reconhecidos como fatores relevantes para o óbito infantil, especialmente o óbito neonatal precoce.^{4,17,19,23,24} Na coorte estudada, a gestação inferior a 32 semanas (42,6%) e o peso abaixo de 1500 g (44,2%) mostraram associação com o óbito infantil, sugerindo haver uma interação entre essas duas variáveis, na medida que a evolução da gestação é acompanhada pelo aumento progressivo de peso do recém-nascido. Apesar da associação entre estes dois fatores, no presente estudo a prematuridade menor que 32 semanas ocasionou maior chance do óbito infantil (12 vezes) do que o peso muito baixo ao nascer (8 vezes).¹⁹ Essas características relacionam-se diretamente às condições maternas e à assistência pré-natal, as quais atuam, por sua vez, sobre diversos determinantes e condicionantes da mortalidade infantil potencialmente redutíveis por adequada atenção ao pré-natal.^{17,19,24}

A baixa vitalidade dos recém-nascidos, aferida pelo índice de Apgar, é um fator apontado por diversos estudos^{15,17,21,22,24} e corroborado nesta pesquisa (OR 4,82 e 6,26 no 1º e no 5º minuto, respectivamente) como preditor da mortalidade neonatal. Esse achado reitera a importância de uma adequada vigilância do trabalho de parto e qualificação da assistência ao recém-nascido como forma de reduzir a morbimortalidade infantil decorrente da hipóxia.^{22,24} O Apgar menor que sete é agravado pela presença de prematuridade, baixo peso e malformações.^{15,22,24}

Em Joinville, constatou-se maior chance de óbito infantil em filhos de mães adolescentes (OR 3,75). A relação entre idade materna e óbito infantil não está totalmente esclarecida e carece de comprovação.^{19,25} Estudos mostram resultados controversos

quanto ao risco entre mães adolescentes,^{4,14,15,17,18,21-25,27} indicando que os fatores biológicos relacionados à idade jovem da mãe mesclam-se às condições de vida, especialmente se tiverem baixa inserção social, e influenciam o comportamento reprodutivo e a morbimortalidade das crianças.²⁸ A maior prevalência de baixa escolaridade, situação conjugal sem companheiro, ausência de trabalho remunerado, início tardio do pré-natal, menor número de consultas pré-natais e infecções urinárias entre mães adolescentes mostram a complexidade das interações entre condições sociais e a utilização de serviços de saúde com efeitos sobre a prevalência de desfechos neonatais negativos.²⁸

É importante mencionar que as características de natureza biológica dos recém-nascidos também sofrem interferência da qualidade da assistência prestada às gestantes no período pré-parto e durante o parto e aos próprios recém-nascidos.^{3,4,18} Sabe-se que a redução da mortalidade neonatal é bastante sensível às intervenções dependentes de tecnologias de saúde.^{3,16} Assim, o acesso a hospitais com UTI neonatal, que ofereçam boas condições de estrutura física e equipamentos, com exames de apoio diagnóstico e equipes de profissionais em quantidade suficiente e devidamente treinados formam um conjunto de requisitos necessários para o manejo de pacientes de risco, especialmente os prematuros extremos ou com muito baixo peso ao nascer.²⁹ Neste estudo, todos os hospitais possuíam UTI e por isso não foi possível discriminar esse efeito.

No caso de hospitais públicos, os elevados custos para implantar e manter adequadamente esses serviços altamente especializados constituem um ponto crítico a ser enfrentado pelos gestores, em face de inúmeras outras demandas da área da saúde. Diferentemente da atenção especializada neonatal, a oferta de atenção à saúde de boa qualidade nos demais níveis do sistema de saúde também pode produzir impacto

positivo na redução da mortalidade evitável, sem demandar investimentos expressivos em tecnologia.²⁰ Municípios com bom nível de desenvolvimento e políticas públicas bem estruturadas, em geral, possuem uma rede básica com boa estrutura, ampla cobertura populacional e organização adequada. Dessa forma, o enfoque precisa se voltar à melhoria dos processos de trabalho dos profissionais para qualificar a assistência materno-infantil e prevenir o nascimento de crianças vulneráveis com elevado risco.²⁹

Não foi objetivo do presente estudo investigar diferenciais no perfil de pacientes e no tipo de atenção ofertada, especialmente em relação às tecnologias neonatais, para pacientes que utilizam o sistema público de saúde (SUS) e o privado. Assim, outras pesquisas são necessárias para ajudar a elucidar as causas dos diferenciais de risco aqui encontrados. Estudos avaliativos com foco especial nos processos de trabalho podem contribuir para identificar possíveis fatores associados à morte infantil evitável, tais como a qualidade técnica da atenção prestada, a oportunidade de acesso a procedimentos especializados, entre outros. Finalmente, ressalta-se que a ocorrência de óbitos infantis evitáveis é inaceitável e exige ações da sociedade e dos gestores da política de saúde em todas as esferas administrativas, com o objetivo de alcançar melhores níveis de saúde, aproximando-os aos de países desenvolvidos. O conhecimento dos fatores associados aos óbitos infantis pode subsidiar o aprimoramento das políticas públicas e contribuir nesse sentido.

Financiamento

O estudo não recebeu financiamento.

Conflito de interesses

Os autores declaram não haver conflito de interesses.

REFERÊNCIAS

1. Nunes A, Santos JR, Barata RB, Vianna SM. Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2001.
2. Rede Interagencial de Informações para a Saúde – Ripsa. Indicadores Básicos para a Saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002.
3. França E, Lansky S [homepage on the Internet]. Mortalidade infantil neonatal no Brasil: situação, tendências e perspectivas [cited 2016 Jun 15]. Available from: http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008_1956.pdf
4. Barreto X, Correia JP, Cunha O [homepage on the Internet]. Mortalidade infantil em Portugal: evolução dos indicadores e factores associados de 1988 a 2008. Lisboa: Fundação Francisco Manuel dos Santos; 2014 [cited 2016 Jun 15]. Available from: <http://docplayer.com.br/7547866-Mortal-dade-infant-l-em-portugal.html>
5. Malik K [homepage on the Internet]. Relatório do Desenvolvimento Humano 2014. Sustentar o progresso humano: reduzir as vulnerabilidades e reforçar a resiliência. New York: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento; 2014 [cited 2016 Jun 15]. Available from: http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2014_pt_web.pdf

6. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Saúde Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher. Brasília: Ministério da Saúde; 2012.
7. Victora CG, Barros FC. Infant mortality due to perinatal causes in Brazil: trends, regional patterns and possible interventions. *Sao Paulo Med J.* 2001;119:33-42.
8. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013 [homepage on the Internet]. Brasília: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento [cited 2016 Jun 15]. Available from: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/>
9. Brasil. Ministério da Saúde. Universidade Estadual do Ceará. Cadernos HumanizaSUS: Humanização do parto e do nascimento. Brasília: Ministério da Saúde; 2014.
10. Prefeitura Municipal de Joinville. Secretaria Municipal de Saúde. Relatório Anual de Gestão 2012. Joinville: Secretaria Municipal de Saúde; 2012.
11. Instituto de Pesquisa e Planejamento para o Desenvolvimento Sustentável de Joinville. Cidade em dados 2012-2013. Joinville: IPPUJ; 2013.
12. Mosley WH, Chen LC. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Popul Dev Rev.* 1984;10:25-45.
13. Brasil. Ministério da Saúde. DATASUS [homepage on the Internet]. Informações de Saúde (TABNET): Demográficas e Socioeconômicas [cited 2015 Oct 12]. Available from: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0206>
14. Fréu CM, Mottin LM, Migott MD, Martinelli IB, Nunes ML, Geib LT. Determinants of neonatal mortality in a cohort of born-alive infants in Passo Fundo - RS, 2003-2004. *Revista da AMRIGS.* 2008;52:97-102.
15. Maia LT, Souza WV, Mendes AC. Differences in risk factors for infant mortality in five Brazilian cities: a case-control study based on the Mortality Information System and Information System on Live Births. *Cad Saude Publica.* 2012;28:2163-76.
16. Campos TP, Carvalho MS, Barcellos CC. Infant mortality in Rio de Janeiro, Brazil: higher risk areas, and patients travel for health services. *Rev Panam Salud Publica.* 2000;8:164-71.
17. Martins EF, Velásquez-Meléndez G. Determinants of neonatal mortality in a cohort of born alive infants, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. *Rev Bras Saúde Matern Infant.* 2004;4:405-12.
18. Soares ES, Menezes GM. Factors associated with neonatal mortality: situation analysis at the local level. *Epidemiol Serv Saúde.* 2010;19:51-60.
19. Ortiz LP, Oushiro DA. Profile of the neonatal mortality in the State of Sao Paulo. *São Paulo Perspec.* 2008;22:19-29.
20. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Assistência à Saúde: Relatório de gestão 1998/2001. 2a ed. Brasília: Ministério da Saúde; 2002.
21. Silva AL, Mathias TA. Risk factors for neonatal death in Recife: a case-control study. *Acta Paul Enferm.* 2014;27:48-55.
22. Lima EF, Sousa AI, Griep RH, Primo CC. Risk factors for neonatal mortality in the city of Serra, Espírito Santo. *Rev Bras Enferm.* 2012;65:578-85.
23. Santos HG. Fatores de risco para mortalidade Infantil em Londrina (PR): análise hierarquizada em duas coortes de nascidos vivos [master's thesis]. Londrina (PR): UEL; 2012.
24. Gaiva MA, Fujimori E, Sato AP. Neonatal mortality in infants with low birth weight. *Rev Esc Enferm USP.* 2014;48:778-86.
25. Ribeiro AM, Guimarães MJ, Lima MC, Sarinho SW, Coutinho SB. Risk factors for neonatal mortality among children with low birth weight. *Rev Saúde Pública.* 2009;43:246-55.
26. Arruda TA, Amorim MM, Souza AS. Mortality caused by congenital anomalies in Pernambuco, Brazil from 1993 to 2003. *Rev Assoc Med Bras.* 2008;54:122-6.
27. Nascimento EM, Costa MC, Mota EL, Paim JS. Investigation of risk factors for infant mortality by linking health databases. *Cad Saude Pública.* 2008;24:2593-602.
28. Ribeiro FD, Ferrari RA, Sant'Anna FL, Dalmas JC, Giroto E. Extremes of maternal age and child mortality: analysis between 2000 and 2009. *Rev Paul Pediatr.* 2014;32:381-8.
29. Fiori RM. A "natural experiment" regarding the mortality of very low birth weight infants. *J Pediatr (Rio J).* 2001;77:255-6.