



Revista Paulista de Pediatria

ISSN: 0103-0582

rpp@spsp.org.br

Sociedade de Pediatria de São Paulo

Brasil

Mombelli, Mônica Augusta; Sass, Arethuza; Molena, Carlos Alexandre F.; Ferraz Téston, Elen; Silva Marcon, Sonia

Fatores de risco para mortalidade infantil em municípios do Estado do Paraná, de 1997 a 2008

Revista Paulista de Pediatria, vol. 30, núm. 2, 2012, pp. 187-194

Sociedade de Pediatria de São Paulo

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=406038941006>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Fatores de risco para mortalidade infantil em municípios do Estado do Paraná, de 1997 a 2008

Risk factors for child mortality in towns of Paraná State (South Brazil), from 1997 to 2008

Mônica Augusta Mombelli¹, Arethuza Sass², Carlos Alexandre F. Molena³, Elen Ferraz Téston⁴, Sonia Silva Marcon⁵

RESUMO

Objetivo: Identificar e analisar os fatores de risco para a mortalidade infantil nos municípios que compõem a 9^a Regional de Saúde do Estado do Paraná, entre os anos de 1997 a 2008.

Métodos: Estudo retrospectivo, com dados secundários a partir do Sistema de Informações de Nascidos Vivos (SINASC) e do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM). Foi considerado variável dependente o óbito antes do primeiro ano de vida e variáveis independentes: sexo, peso ao nascer, duração da gestação, local de ocorrência do óbito, tipo de gravidez, tipo de parto, idade materna e escolaridade da mãe. Os fatores de risco associados ao óbito foram avaliados por meio da análise univariada.

Resultados: Entre os anos de 1997 e 2008, foram registrados 92.716 nascimentos pelo SINASC e 1.535 óbitos em crianças menores de um ano pelo SIM. Foram fatores de risco para a mortalidade nascidos vivos do sexo masculino (OR 1,09; IC95% 1,04–1,15), com baixo peso (OR 4,37; IC95% 4,14–4,62), prematuros (OR 4,83; IC95% 4,18–5,58), nascidos vivos de parto vaginal (OR 1,11; IC95% 1,05–1,17), mães adolescentes (OR 1,11; IC95% 1,02–1,22) e com baixa escolaridade (OR 1,97; IC95% 1,84–2,10).

Conclusões: Os dados mostram diminuição da mortalidade infantil e de informações consideradas ignoradas nos bancos de dados e identificam os fatores de risco sugerindo atenção dos profissionais da saúde para o grupo de maior vulnerabilidade desde a assistência no pré-natal.

Palavras-chave: mortalidade infantil; sistemas de informação; fatores de risco.

Instituição: Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, PR, Brasil

¹Mestre em Ciências da Saúde pela UEM; Psicóloga da Secretaria Municipal de Saúde de Matelândia, Matelândia, PR, Brasil

²Mestranda em Ciências da Saúde pela UEM; Nutricionista da Rede de Assistência à Saúde Metropolitana, Sarandi, PR, Brasil

³Doutor em Ciências da Saúde pela UEM; Docente da Universidade Estadual do Paraná (UEPR), Paranavaí, PR, Brasil

⁴Mestranda em Enfermagem na UEM, Maringá, PR, Brasil

⁵Doutora em Filosofia da Enfermagem pela UEM; Docente da UEM, Maringá, PR, Brasil

ABSTRACT

Objective: To identify and analyze the risk factors associated to infant mortality in the towns that comprise the 9th Health Regional, State of Paraná (South Brazil), from 1997 to 2008.

Methods: This is a retrospective study using secondary data from Information System on Live Births (SINASC) and Information System on Mortality (SIM). The dependent variable was death during the first year of life and as independent variables: gender, birth weight, gestational age, place of death, type of pregnancy and parturition, maternal age and maternal education. The risk factors associated to death were evaluated by univariate analysis.

Results: Between 1997 and 2008, 92,716 births were registered by SINASC and 1,535 deaths in children under one year old were registered by SIM. Risk factors associated to mortality were: male gender (OR 1.09; 95%CI 1.04–1.15), low birth weight (OR 4.37; 95%CI 4.14–4.62), preterm births (OR 4.83; 95%IC 4.18–5.58), vaginal delivery (OR 1.11; 95%CI 1.05–1.17), adolescent mothers (OR 1.11; 95%CI 1.02–1.22) and low educational level (OR 1.97; 95%CI 1.84–2.10).

Conclusions: The data showed a decrease in the infant mortality and the percentage of ignored information in the databases. The identified risk factors suggest the need of prenatal care attention on the most vulnerable groups.

Key-words: infant mortality; information systems; risk factors.

Endereço para correspondência:

Sonia Silva Marcon
Rua Jailton Saraiva, 526 – Jardim América
CEP 87045-300 – Maringá/PR
E-mail: soniasilva.marcon@gmail.com

Conflito de interesse: nada a declarar

Recebido em: 15/1/2011

Aprovado em: 17/10/2011

Introdução

Os indicadores de saúde constituem dados importantes no âmbito da Saúde Pública. Os índices de mortalidade infantil são um dos mais relevantes instrumentos para se avaliar a saúde de uma comunidade, por serem determinados pelos aspectos sociais, econômicos, culturais⁽¹⁾. Eles também contribuem para analisar programas, além de fornecerem subsídios para o planejamento de atividades em vigilância epidemiológica e ações em saúde⁽¹⁻³⁾.

Os fatores biológicos, sociais e aqueles relacionados à assistência médica determinantes da mortalidade e sobrevivência infantil são alvos de preocupações da comunidade científica brasileira e internacional. Sociedades, instituições governamentais e não governamentais identificam como desafiadora a luta pela manutenção de taxas cada vez menores desse indicador, visto que esta situação também reflete as desigualdades sociais do país e a dificuldade de acesso, em tempo oportuno, a serviços de saúde resolutivos e qualificados⁽⁴⁾.

No Brasil, estudos demográficos e de saúde têm demonstrado que, nas últimas décadas, a mortalidade infantil vem diminuindo de forma progressiva⁽⁵⁻⁶⁾, passando de 35,20 óbitos em menores de um ano em 1997 para 24,32 por mil nascidos vivos, em 2007⁽⁵⁾. As taxas de mortalidade infantil são baixas nas regiões que apresentam maior desenvolvimento econômico – Sudeste (17,7%) e Sul (16,1%), enquanto nas regiões Norte e Nordeste encontram-se as taxas mais altas (25 e 35,6%, respectivamente) e no Centro-Oeste taxas intermediárias (18,9%)⁽⁵⁾.

No intuito de analisar os dados e planejar ações, implantaram-se, dentre outras estratégias, os Comitês de Prevenção à Mortalidade Infantil, os quais têm por objetivo estruturar, em âmbito nacional, a investigação dos óbitos infantis como uma ação estratégica de melhora da qualidade dos registros, da investigação e identificação das causas do óbito no primeiro ano de vida, bem como fornecer subsídios às políticas públicas de medidas preventivas para promoção à vida das crianças, cada qual de acordo com sua realidade, interesse e operacionalização⁽⁷⁾.

No Estado do Paraná, o Comitê Estadual de Prevenção à Mortalidade Infantil está em atividade desde novembro de 1997, trabalhando de forma articulada com os Comitês Regionais e Municipais. Estudo sobre a mortalidade infantil no Estado do Paraná constatou que, entre 1997 e 2005, o risco de morte de crianças menores

de um ano decresceu de 19,91% no primeiro triênio para 18,01% no segundo triênio e 15,48%, no terceiro triênio. O Estado do Paraná é constituído por 399 municípios, distribuídos em 22 Regionais de Saúde. Em relação à 9ª Regional de Saúde, houve um decréscimo de 22,30% do primeiro para o terceiro triênio⁽⁸⁾.

Conhecer o perfil da mortalidade é fundamental para estabelecer políticas públicas apropriadas a cada realidade e formular estratégias que permitam o seu controle. Dessa forma, no intuito de aprofundar a discussão sobre mortalidade infantil, o objetivo deste estudo foi identificar e analisar os fatores de risco para a mortalidade infantil nos municípios que compõem a 9ª Regional de Saúde, no Estado do Paraná, entre os anos de 1997 a 2008.

Método

Estudo de coorte retrospectiva, de abordagem quantitativa, com dados secundários a partir do Sistema de Informação de Nascidos Vivos (SINASC) e do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), com variáveis referentes aos nascidos vivos e aos óbitos de menores de um ano de idade, filhos de mães residentes nos municípios que compõem a 9ª Regional de Saúde do Paraná, no período de 1997 a 2008. Essa regional está localizada na região oeste do Estado e agrupa nove municípios, dois deles com menos de 5.000 habitantes (Ramilândia com 4.134 habitantes e Serranópolis do Iguaçu com 4.568), um com menos de 10.000 (Itaipulândia com 9.026 habitantes), dois com 10 a 20.000 habitantes (Missal com 10.474 habitantes e Matelândia com 16.078), três com mais de 20 e menos de 50.000 habitantes (Santa Terezinha de Itaipu com 20.841 habitantes, São Miguel do Iguaçu com 25.769 e Medianeira com 41.827) e, finalmente, Foz do Iguaçu com 256.088 habitantes. A região tem um índice de desenvolvimento humano (IDH) considerado médio (varia de 0,573 a 0,788), diferente do IDH educação que é considerado elevado (varia de 0,875 a 0,905), exceto o município de Ramilândia que tem um IDH educação médio (0,781). Vale mencionar que Foz do Iguaçu é um município de fronteira com Argentina e Paraguai, sendo conhecido internacionalmente devido às Cataratas do Iguaçu e à Usina Hidroelétrica de Itaipu; os demais municípios têm sua economia baseada principalmente na produção agroindustrial.

O ano de 1997 foi escolhido porque neste ano, no Estado do Paraná, os movimentos de vigilância e investigação dos

óbitos infantis foram iniciados, trabalhando de forma articulada com os Comitês Regionais e Municipais; e o ano de 2008 foi escolhido devido à disponibilidade de informação dos óbitos infantis no SIM. Para diminuir a instabilidade das taxas, os dados foram agrupados por triênios: o primeiro triênio compreende os anos de 1997–1999; o segundo triênio compreende os anos de 2000–2002; o terceiro triênio compreende os anos de 2003–2005; e o quarto triênio, os anos de 2006–2008.

A taxa de mortalidade infantil foi obtida pelo número de óbitos de menores de um ano de idade nos determinados períodos e locais divididos pelo número de nascidos vivos desta mesma localidade e período, expresso por mil nascidos vivos, com dados disponibilizados no SIM e no SINASC, através do sítio do Datasus – Ministério da Saúde⁽⁹⁾.

Para caracterizar os óbitos ocorridos e a análise dos fatores de risco foi considerada variável dependente do estudo o óbito antes do primeiro ano de vida e as variáveis de exposição: a) Variáveis neonatais – sexo (masculino ou feminino), peso ao nascer (menos de 2500g e igual ou superior a 2500g), duração da gestação (menor que 36, de 37 a 41 semanas e maior ou igual a 42 semanas), local de ocorrência do óbito (hospital ou outros); b) Variáveis obstétricas – tipo de gravidez (única ou múltipla), tipo de parto (vaginal ou cesárea); c) Variáveis maternas – idade (menos de 20 anos, 20 a 34 anos, igual ou maior que 35 anos), escolaridade (até sete anos de estudo; oito ou mais anos de estudo). As informações ignoradas foram consideradas na caracterização dos óbitos e retiradas da análise dos fatores de risco.

Todos os dados foram processados e tratados com auxílio do programa Statistica 7.0. A associação entre as variáveis foi testada por meio da análise univariada com uso do *Odds Ratio*, testes do qui-quadrado e de Mantel-Hanzel estudando as variáveis independentes em relação ao óbito, com nível de significância de 95%. A presença de associação foi definida por $p < 0,05$.

O software STATA 11.0 foi utilizado para todas as análises estatísticas. A associação entre as variáveis independentes e o óbito foi testada por meio da análise univariada, com uso do *Odds Ratio*, testes do qui-quadrado e de Mantel-Hanzel, sendo significante $p < 0,05$. A regressão de Poisson foi aplicada para estimar o risco relativo (RR) e intervalo de confiança de 95% (IC95%) do óbito de acordo com e as variáveis independentes em cada triênio. Foram utilizados os testes de Wald e de tendência linear para testar, respectivamente, a heterogeneidade

entre as variáveis dicotômicas ou nominais e variáveis categóricas ordinais.

O desenvolvimento do estudo correu em conformidade com o preconizado pela Resolução nº 196/96 do CNS/MS e seu projeto foi apreciado e aprovado pelo Comitê Permanente de Ética em Pesquisa com Seres Humanos da Universidade Estadual de Maringá.

Resultados

Durante o período em estudo (1997–2008), foram registrados pelo SINASC 92.716 nascimentos e, pelo SIM, 1.535 óbitos em crianças menores de um ano, filhos de mães residentes nos municípios que constituem a 9ª Regional de Saúde. O maior número de óbitos foi encontrado no primeiro triênio. Apesar da diminuição das taxas de mortalidade infantil não se mostrarem semelhantes nos nove municípios ao longo dos triênios, constatou-se que o risco de morte para crianças menores de um ano, de forma geral, decresceu, uma vez que as taxas de mortalidade infantil foram 18,92; 17,23; 14,69; e 14,37% óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos, nos primeiro, segundo, terceiro e quarto triênios, respectivamente.

Em relação à caracterização dos óbitos infantis em menores de um ano, os dados referentes às variáveis neonatais mostram que a maioria das crianças era do sexo masculino, apresentou baixo peso ao nascer, gestação menor do que 36 semanas e, em cerca de 80%, o local de ocorrência do óbito foi o hospital (Tabela 1). Quanto às variáveis obstétricas, o maior percentual de óbitos foi proveniente de gestações únicas com parto vaginal.

No que se refere às variáveis maternas (Tabela 1), observou-se que, em mais da metade dos óbitos infantis, as mães tinham de 20 a 34 anos de idade, seguido das adolescentes e mulheres com mais de 35 anos. A despeito do alto índice de não informação sobre a escolaridade materna no primeiro triênio (52,3%), o que prejudica qualquer conclusão referente a esta variável neste período, observa-se diminuição na proporção de crianças que faleceram cujas mães possuíam até sete anos de estudo ao longo dos três triênios (56,48, 55,45 e 44,33% respectivamente).

A ausência de informações também foi observada para as variáveis: peso ao nascer, duração da gestação, local de ocorrência, tipo de gravidez, tipo de parto e idade materna com decréscimo importante de informações ignoradas/ausentes ao longo dos quatro triênios.

Na Tabela 2, observa-se que ser do sexo masculino constituiu fator de risco para mortalidade nos primeiros, segundo e terceiro triênios, sendo o risco relativo maior no primeiro triênio, sugerindo-se que, com o passar dos anos, o risco de óbito em crianças até um ano de idade em decorrência de ser do sexo masculino diminuiu. Além disso, em todos os triênios, baixo peso ao nascer apresentou elevado risco para mortalidade em crianças menores de um ano na regional estudada, fato este também observado para idades gestacionais inferiores a 36 semanas. Em todos os

triênios, a baixa escolaridade materna se associou ao risco significativo para mortalidade em crianças até um ano.

A Tabela 3 apresenta a *Odds Ratio* univariada, identificando-se como fatores de risco para a mortalidade no primeiro ano de vida: sexo masculino, baixo peso, idade gestacional inferior a 36 semanas, parto vaginal, mães com idade entre dez e 19 anos e com baixa escolaridade. As variáveis local de ocorrência do óbito e nascidos vivos de gestação única constituíram fatores de proteção significantes para a mortalidade infantil.

Tabela 1 - Caracterização dos óbitos em menores de um ano, nos triênios, segundo as variáveis neonatais, obstétricas e maternas, dos municípios da 9ª Regional de Saúde do Paraná – 1997 a 2008

	Primeiro triênio		Segundo triênio		Terceiro triênio		Quarto triênio	
	532 óbitos		409 óbitos		312 óbitos		282 óbitos	
	n	%	n	%	n	%	n	%
Sexo								
Masculino	320	60,15	224	54,77	173	55,45	143	50,70
Feminino	212	39,95	185	45,23	139	44,55	139	49,30
Peso ao nascer (g)								
<2500	241	45,30	212	51,83	182	58,33	171	60,64
≥2500	196	36,84	168	41,08	122	39,10	92	32,62
Ignorado	95	17,86	29	7,09	8	2,56	19	6,74
Duração da gestação (semanas)								
≤36	173	32,52	208	50,86	173	55,45	168	59,57
37 a 41	121	22,74	155	37,90	131	41,99	96	34,04
≥42	13	2,44	9	2,20	1	0,32	3	1,06
Ignorada	225	42,30	37	9,05	7	2,24	15	5,32
Local de ocorrência								
Hospital	330	62,03	337	82,40	293	93,91	256	90,78
Outros	42	7,89	47	11,49	19	6,09	26	9,22
Ignorado	160	30,08	25	6,11	–	0,00	–	0,00
Tipo de gravidez								
Única	419	78,76	351	85,82	276	88,46	231	81,91
Múltipla	44	8,27	27	6,60	31	9,94	36	12,77
Ignorada	69	12,97	31	7,58	5	1,60	15	5,32
Tipo de parto								
Vaginal	287	53,95	233	55,61	173	55,45	140	49,65
Cesáreo	177	33,27	140	33,41	132	42,31	123	43,62
Ignorado	68	12,78	36	10,98	7	2,24	19	6,74
Idade materna (anos)								
10 a 19	114	21,43	123	30,07	85	27,24	71	25,18
20 a 34	282	53,01	222	54,28	196	62,82	156	55,32
≥35	42	7,89	40	9,78	26	8,33	31	10,99
Ignorado	94	17,67	24	5,87	5	1,60	24	8,51
Escolaridade materna (anos)								
Até 7	81	15,23	231	56,48	173	55,45	125	44,33
8 ou mais	172	32,33	133	32,52	133	42,63	132	46,81
Ignorado	279	52,44	45	11,00	6	1,92	25	8,87

Fonte: SIM/Datasus (Ministério da Saúde)

Tabela 2 - Risco relativo para mortalidade em cada triênio de acordo com as variáveis independentes analisadas

Variáveis	Primeiro triênio		Segundo triênio		Terceiro triênio		Quarto triênio	
	RR	IC95%	RR	IC95%	RR	IC95%	RR	IC95%
Sexo		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> =0,026		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> =0,481
Masculino	1,73	(1,46–2,05)	1,24	(1,03–1,51)	1,47	(1,18–1,83)	1,09	(0,86–1,37)
Feminino	1,00		1,00		1,00		1,00	
Peso ao nascer (g)		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001
<2500	6,86	(5,66–7,81)	7,95	(6,71–9,41)	12,97	(10,88–15,46)	9,38	(8,28–10,62)
≥2500	1,00		1,00		1,00		1,00	
Duração da gestação (semanas)		<i>p</i> =0,009		<i>p</i> =0,026		<i>p</i> =0,001		<i>p</i> =0,014
≤36	2,07	(1,20–3,57)	3,70	(2,01–6,82)	17,46	(4,28–71,14)	3,69	(1,30–10,52)
37 a 41	0,64	(0,36–1,12)	0,89	(0,46–1,74)	4,07	(0,67–24,80)	0,66	(0,21–2,06)
≥42	1,00		1,00		1,00		1,00	
Local de ocorrência		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001
Hospital	1,00		1,00		1,00		1,00	
Outros	6,26	(4,74–8,27)	9,53	(7,45–12,21)	4,79	(3,15–7,26)	19,82	(14,94–26,31)
Tipo de gravidez		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> =0,023		<i>p</i> =0,001		<i>p</i> <0,001
Única	1,00		1,00		1,00		1,00	
Múltipla	2,08	(1,54–2,81)	1,56	(1,06–2,30)	1,79	(1,24–2,57)	2,79	(2,00–3,90)
Tipo de parto		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001
Vaginal	1,00		1,00		1,00		1,00	
Cesáreo	0,31	(0,26–0,37)	0,24	(0,20–0,30)	0,19	(0,16–0,23)	0,11	(0,09–0,13)
Idade materna (anos)		<i>p</i> =0,261		<i>p</i> =0,038		<i>p</i> =0,899		<i>p</i> =0,004
10 a 19	0,95	(0,76–1,17)	1,51	(1,22–1,88)	1,06	(0,82–1,37)	1,37	(1,04–1,80)
20 a 34	1,00		1,00		1,00		1,00	
≥35	1,20	(0,87–1,66)	1,42	(1,02–1,98)	1,03	(0,68–1,54)	1,75	(1,20–2,56)
Escolaridade materna (anos)		<i>p</i> =0,562		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001		<i>p</i> <0,001
Até 7	0,93	(0,71–1,20)	3,60	(2,95–4,38)	3,93	(3,19–4,83)	5,55	(4,47–6,88)
8 ou mais	1,00		1,00		1,00		1,00	

RR: risco relativo; IC95%: intervalo de confiança de 95%

Discussão

De acordo com o estudo, observou-se que o risco de morrer em crianças menores de um ano, filhos de mães residentes em cada um dos municípios da 9ª Regional, sofreu decréscimo de 24,5% entre o primeiro e o quarto triênios; decréscimo próximo aos apresentados para o Estado do Paraná (22%), Região Sul (17%) e Brasil (20%)⁽⁸⁾.

No Brasil, o decréscimo da mortalidade infantil em 68%, entre os anos de 1980 e 2002, ocorreu principalmente devido à queda do componente pós-neonatal, situação que pode ser determinada pela implementação de ações em saúde que visam à promoção e à proteção desta, pelo avanço das tecnologias médicas, aumento da escolaridade das mulheres e pela diminuição da taxa de fecundidade. Já a mortalidade neonatal passou, a partir dos anos 90, a ser o principal componente da

mortalidade infantil, sendo notório que as ações para seu controle, embora existentes, ainda são incipientes e devem convergir para o desenvolvimento dos serviços de saúde materno-infantil⁽⁷⁾.

A maior prevalência de óbitos em crianças do sexo masculino na 9ª Regional é coerente com o que foi observado para o Estado do Paraná como um todo no mesmo período, correspondendo a 57%⁽⁸⁾. Nos estudos de coorte realizado em Pelotas nos anos de 1982 e 1993, foi verificado maior coeficiente de mortalidade infantil para os meninos⁽¹⁰⁾, situação corroborada por outro estudo realizado em Porto Alegre entre os anos de 2000 e 2003, no qual houve mais óbitos em menores de um ano em meninos do que em meninas⁽¹¹⁾.

O predomínio de óbitos no sexo masculino pode ser decorrente, por um lado, do amadurecimento pulmonar mais precoce no sexo feminino durante o período

Tabela 3 - Análise univariada dos óbitos em menores de um ano, segundo as variáveis neonatais, obstétricas e maternas, dos municípios da 9ª Regional de Saúde do Paraná – 1997 a 2008

	Odds Ratio	IC95%	Valor p
Sexo			
Masculino	1,09	1,04–1,15	<0,001
Peso ao nascer (g)			
<2500	4,37	4,14–4,62	<0,001
Duração da gestação (semanas)			
≤36	4,83	4,18–5,58	<0,001
≥42	1,19	0,91–1,55	0,18
Local de ocorrência			
Hospital	0,21	0,19–0,23	<0,001
Tipo de gravidez			
Única	0,43	0,39–0,47	<0,001
Tipo de parto			
Vaginal	1,11	1,05–1,17	<0,001
Idade materna			
10 a 19	1,11	1,02–1,22	0,01
≥35	1,12	0,99–1,26	0,05
Escolaridade (anos)			
Até 7	1,97	1,84–2,10	<0,001

IC95%: intervalo de confiança de 95%

neonatal, resultando em um maior número de hospitalização no primeiro ano de vida no sexo masculino⁽¹¹⁾. Além do fato de nascerem mais homens do que mulheres e ainda, da maior probabilidade de óbitos no sexo masculino em todas as faixas etárias.

Tal como já observado em vários outros estudos no Brasil e no mundo⁽¹²⁻¹⁷⁾, as variáveis peso ao nascer e prematuridade constituíram fatores de risco fortemente associados à mortalidade infantil. Os nascidos de baixo peso apresentaram 4,9 vezes mais chance de morrer do que aqueles com peso igual ou superior a 2500g. A prematuridade, por sua vez, tem um importante papel sobre a mortalidade infantil, o que é preocupante, uma vez que no Brasil vem ocorrendo aumento da prevalência de prematuridade desde a década de 1990⁽¹⁵⁾. Em estudo realizado em um município da Região Nordeste do Brasil, foi identificado que os nascidos vivos prematuros apresentaram risco de morte muito superior ao dos nascidos

vivos a termo (RR 12,92; IC95% 8,91–18,74⁽¹⁶⁾), com risco para mortalidade infantil quase três vezes superior ao do presente estudo. A literatura aponta como os principais mecanismos relacionados à etiologia da prematuridade: o trabalho de parto prematuro, interrupção precoce da gestação em virtude de problemas associados à mãe, ao feto ou a outros fatores, tais como descolamento prematuro da placenta, sangramento vaginal e hipertensão específica da gestação^(15,16).

Porém, é importante ressaltar que as variáveis referentes ao peso ao nascer e a duração da gestação não devem ser estudadas como fatores de risco isolados, mas, sim, associadas às características biológicas e socioeconômicas da mãe, tais como: escolaridade, hábitos de vida e acesso aos serviços de saúde – que também são consideradas determinantes da mortalidade infantil⁽¹³⁾. Este aspecto ganha importância maior quando se considera que o presente estudo analisou a mortalidade em menores de um ano em diversos municípios, que embora pertencentes a uma mesma regional de saúde, podem apresentar características assistenciais distintas.

Por fim, cabe salientar que a magnitude da associação do baixo peso ao nascer e da prematuridade com o óbito infantil sinaliza para a necessidade de maior atenção às gestações de mulheres com condicionantes desfavoráveis, a fim de prevenir a grande incidência de baixo peso e parto prematuro.

No presente estudo, o parto cesáreo não se apresentou como risco para óbito infantil, pelo contrário, se mostrou como um fator protetor. A literatura tem apontado, embora não de forma consensual, o efeito protetor do parto cesáreo para mortalidade neonatal nos hospitais privados e isso pode estar associado à qualidade de acesso ao serviço de saúde, à atenção ao parto e ao nível socioeconômico, entre outros^(16,17). O estudo de Moraes Neto e Barros⁽¹⁶⁾, por exemplo, aponta que nascidos vivos de parto cesáreo têm risco de morte 45% inferior aos nascidos de parto vaginal.

A associação entre a mortalidade infantil e as gestações múltiplas tem sido referida por vários autores^(16,18,19). Os nascidos vivos de gestações únicas apresentaram menos chance de morrer. Vale salientar que nascidos vivos prematuros e de baixo peso ao nascer são mais frequentes em gestações múltiplas^(16,20), fatores que levam à maior probabilidade de morte neste grupo⁽²⁰⁾. De fato, alguns estudos que analisam fatores de risco para mortalidade infantil desconsideram, na análise, os casos de gestações gemelares⁽¹⁶⁾.

A gravidez nos extremos da vida reprodutiva está associada à mortalidade infantil⁽¹⁹⁾. No presente estudo, essa associação ocorreu em mães com idade inferior a 20 anos, o que difere do encontrado em investigação realizada em Pelotas⁽¹⁰⁾, a qual identificou maior frequência de óbitos em menores de um ano em filhos de mães com mais de 35 anos. Contudo, em estudo realizado também no Sul do Brasil, mais especificamente em Porto Alegre⁽¹¹⁾, não foi evidenciada associação entre faixa etária materna e mortalidade infantil, embora 24,1% das mães das crianças estudadas apresentassem idade inferior a 20 anos de idade. Embora não se conheça o perfil sociodemográfico e econômico das mães com idade entre dez e 19 anos da amostra, sabe-se que, geralmente, durante a gravidez na adolescência há uma baixa adesão ao pré-natal, com consequente redução no número de consultas e inadequado acompanhamento da gestação, aumentando as chances de complicações durante a gravidez.

Diversos estudos apontam a baixa escolaridade como fator de risco ao óbito infantil^(11,16,19). Pode-se considerar que, na maioria das vezes, a baixa escolaridade reflete o baixo padrão socioeconômico da mãe, estando associada a um maior risco para a mãe e para a criança, visto que além de dificultar o acesso à informação e a orientações, dificulta a capacidade de cuidado e assistência.

Nos estudos sobre mortalidade que fazem uso da consulta a bancos secundários, uma problemática enfrentada está relacionada à ausência de informações. Isso, não foi diferente neste estudo, especialmente em relação às variáveis: peso ao nascer, duração da gestação, local de ocorrência, idade materna e escolaridade. Contudo, para as cinco variáveis, foi observado um decréscimo importante de ausência de informação (ignorado) ao longo dos quatro triênios (79, 93, 100, 74 e 91% respectivamente para peso ao nascer, duração da gestação, local de ocorrência, idade materna e escolaridade). Em trabalho realizado no ano de 2002 sobre os sistemas de informação e mortalidade perinatal em oito unidades federativas (Distrito Federal, Espírito Santo, Mato Grosso, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo), observou-se que o Estado do Paraná, juntamente com o Mato Grosso do Sul, se destacou na qualidade do registro de variáveis relacionadas aos óbitos neonatais, apresentando ausência de informações de apenas 8,93% para a variável peso ao nascer, 7,03% para duração da gestação, 8,93% para idade materna, 17,22% para escolaridade materna e 6,13% para tipo de gravidez⁽²¹⁾.

A implantação dos sistemas nacionais de informação no Sistema Único de Saúde possibilita um número crescente de estudos; entretanto, devido às grandes diferenças regionais do Brasil, é necessário considerar a qualidade de preenchimento das Declarações de Óbitos e de Nascidos Vivos⁽²²⁾. Consequentemente, a oportunidade de analisar informações referentes aos nascimentos e óbitos infantis do SINASC e do SIM favorece novas possibilidades de identificação de fatores determinantes da mortalidade infantil a fim de subsidiar a verificação dos serviços e organizar a rede assistencial.

Assim, o presente estudo fez uso das bases de dados de nascimentos e óbitos e apontou a necessidade de vigilância contínua em relação à oferta de assistência adequada ao subgrupo de recém-nascidos com maior risco de mortalidade e também a necessidade de que os gestores evidenciem esforços para garantir assistência pré-natal de qualidade para a população em geral e, de forma particular, para as mulheres com características sociodemográficas mais desfavoráveis. Vale destacar que a análise de informações geradas mediante dados secundários sempre requer cautela. Isso ocorre particularmente na construção do coeficiente de mortalidade infantil, que é bastante sensível às limitações dos Sistemas de Informações em Saúde brasileiros. No entanto, acredita-se que, apesar das limitações decorrentes do uso de fontes de dados secundários, o presente estudo atingiu os objetivos propostos, pois a partir da análise dos dados, constatou-se que os municípios da 9ª Regional apresentaram redução em suas taxas de mortalidade infantil. Porém, é necessário que tais valores se reduzam ainda mais, o que poderá ocorrer por meio de ações específicas e integradas entre o governo, os serviços de saúde e a sociedade, favorecendo um decréscimo mais acentuado nos índices de mortalidade infantil não só nesta Regional de Saúde, mas em todos os Estados brasileiros.

A redução da mortalidade infantil, além da vontade política, necessita da capacitação dos profissionais da área da saúde, da atenção interdisciplinar para um diagnóstico precoce da vulnerabilidade da criança e do acionamento de medidas que evitem a ocorrência do óbito. Os resultados encontrados permitem inferir que a redução da mortalidade infantil nos municípios em estudo pode estar associada à existência dos Comitês Municipais de Mortalidade Infantil e à melhoria da qualidade da atenção básica e ampliação da Estratégia Saúde da Família, em todos os municípios da 9ª Regional de Saúde.

Referências bibliográficas

1. Tomé EA, Latorre MR. Trends of infant mortality in the city of Guarulhos: 1971 to 1998. *Rev Bras Epidemiol* 2001;4:153-67.
2. Rede Interagencial de Informações para a Saúde. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Brasília: Opas/OMS; 2002.
3. Frias PG, Lira PI, Vidal SA, Vanderlei LC. Infant death surveillance as an indicator of health care system effectiveness - a study conducted in northeastern Brazil. *J Pediatr (Rio J)* 2002;78:509-16.
4. Oliveira H, Minayo MC. The life self-organization as a requirement to understand the infancy death. *Cienc Saude Colet* 2001;6:139-49.
5. Brasil. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [homepage on the Internet]. Síntese de indicadores sociais 2008: uma análise das condições de vida da população brasileira 2008 [cited 2009 Jan 02]. Available from: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/indicadoresminimos/sinteseindicsociais2008/default.shtml>
6. Projeto do Milênio das Nações Unidas. Investindo no desenvolvimento: um plano prático para atingir os objetivos de desenvolvimento do milênio. New York: Millennium Project; 2005.
7. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de atenção à saúde - Departamento de ações programáticas estratégicas. Manual dos comitês de prevenção do óbito infantil e fetal. Brasília: Ministério da Saúde, 2004.
8. Mansano NH, Mazza VZ, Soares VM, Araldi MA, Cabral VL. Comitês de prevenção da mortalidade infantil no Paraná, Brasil: implantação e operacionalização. *Cad Saude Publica* 2004;20:329-32.
9. Brasil. Ministério da Saúde - DATASUS [homepage on the Internet]. Informações de saúde - Estatísticas vitais: mortalidade e nascidos vivos [cited 2009 Dec 20]. Available from: <http://www.datasus.gov.br>
10. Menezes AM, Victora CG, Barros FC, Albernaz E, Menezes FS, Jannke HA et al. Infant mortality in two population-based cohorts in southern Brazil: trends and differentials. *Cad Saude Publica* 1996;12 (Suppl 1):79-86.
11. Jobim R, Aerts D. Avoidable infant mortality and associated factors in Porto Alegre, Southern Brazil, 2000-2003. *Cad Saude Publica* 2008;24:179-87.
12. Kilsztajn S, Rossbach A, Carmo MS, Sugahara GT. Prenatal care, low birth weight and prematurity in São Paulo state, Brazil, 2000. *Rev Saude Publica* 2003;37:303-10.
13. Helena ET, Sousa CA, Silva CA. Risk factors for neonatal mortality in Blumenau, Santa Catarina: linkage between database. *Rev Bras Saude Mater Infant* 2005;5:209-17.
14. Baldin PE, Nogueira PC. Risk factors for post-neonatal infant mortality. *Rev Paul Pediatr* 2008;26:156-60.
15. Silveira MF, Santos IS, Barros AJ, Matijasevich A, Barros FC, Victora CG. Increase in preterm births in Brazil: review of population-based studies. *Rev Saude Publica* 2008;42:957-64.
16. Morais Neto OL, Barros MB. Risk factors for neonatal and post-neonatal mortality in the Central-West region of Brazil: linked use of life birth and infant death records. *Cad Saude Publica* 2000;16:477-85.
17. Ambalavanan N, Carlo WA. Comparison of the prediction of extremely low birth weight neonatal mortality by regression analysis and by neural networks. *Early Hum Dev* 2001;65:123-37.
18. Gomes JO, Santo AH. Infant mortality in a midwest city of Southeastern Brazil, 1990 to 1992. *Rev Saude Publica* 1997;31:330-41.
19. Silva CF, Leite AJ, Almeida NM, Gondim RC. Risk factors for infant mortality in a city of northeastern Brazil: linkage between live birth and infant death databases – 2000 to 2002. *Rev Bras Epidemiol* 2006;9:69-80.
20. Maran E, Uchimura TT. Neonatal mortality: risk factors in south of Brazil. *Rev Eletr Enf* [serial on the Internet]. 2008;10:29-38. Available from: <http://www.fen.ufg.br/revista/v10/n1/v10n1a03.htm>
21. Almeida MF, Alencar GP, Novaes HM, Ortiz LP. Information systems and perinatal mortality: concepts and conditions for the utilization of data in epidemiological studies. *Rev Bras Epidemiol* 2006;9:56-68.
22. Lansky S, França E, Leal MC. Perinatal mortality and evitability: a review. *Rev Saude Publica* 2002;36:759-72.