

Determinantes sociais e biológicos da mortalidade infantil em coorte de base populacional em Passo Fundo, Rio Grande do Sul

Social and biological determinants of infant mortality in population cohort in the city of Passo Fundo, Rio Grande do Sul State

Lorena Teresinha Consalter Geib¹
 Cheila Mara Fréu²
 Marlise Brandão²
 Magda Lahorgue Nunes²

Abstract *One investigated the social and biological determinants of infant mortality of a population cohort of 2,331 live births in the period February 2003 to January 2004, in the city of Passo Fundo, Rio Grande do Sul State, including 56 infant deaths. The databank of deaths had been increased to the databank of the birth cohort, which contained the social and biological variables obtained from live birth certificates and with home interviews. The coefficient of infant mortality of this cohort was 22.8%. Multivariate analyses with logistic regression and hierarchic model had shown that the following aspects were significantly associated with infant death: maternal educational level lower than eight years (RR= 5.7; IC 95%: 1.92- 16.75), antecedent of dead children (RR= 3.7 (IC 95%: 1.07-12.10); low birth weight, with RR= 6.7 (IC 95%: 2.07-21.65) to 79.7 (IC 95%:14.36-441.92) for infants of low birth weight and weighing less than 1500g, respectively; Apgar scores ≤ 7 (RR=8.7; IC 95%: 2.85-26.32) and absence of breastfeeding (RR=15.75; IC 95%: 6.76-63.68). As infant mortality in Passo Fundo is socially determined by the low maternal educational level and biologically determined by birth conditions, low birth weight and interruption of breastfeeding, one recommend the inclusion of these factors in the classification of risk for follow up of infant mortality in Passo Fundo.*

Key words *Cohort studies, Epidemiologic factors, Infant mortality*

Resumo *Investigaram-se os determinantes sociais e biológicos da mortalidade infantil de coorte de base populacional com 2.331 nascidos vivos em Passo Fundo (RS) entre fevereiro de 2003 e janeiro de 2004, incluindo os 56 óbitos infantis. Os dados referentes aos óbitos foram acrescidos ao banco de dados da coorte de nascimento, que continha as variáveis sociais e biológicas obtidas nas declarações de nascidos vivos e em entrevistas domiciliares. O coeficiente de mortalidade infantil foi de 22,8%. Análises bivariadas e multivariada com regressão logística e modelo hierarquizado mostraram associados ao óbito infantil: escolaridade materna inferior a oito anos (RR= 5,7; IC 95%: 1,92- 16,75), antecedente de filhos mortos (RR= 3,7 (IC 95%: 1,07-12,10); baixo peso ao nascer, com RR= 6,7 (IC 95%: 2,07-21,65) a 79,7 (IC 95%:14,36-441,92) para nascidos de baixo peso e de muito baixo peso, respectivamente; escores de Apgar ≤ 7 (RR=8,7; IC 95%: 2,85-26,32) e ausência de aleitamento materno (RR=15,75; IC 95%: 6,76-63,68). Por ser a mortalidade infantil determinada socialmente pela baixa escolaridade materna e biologicamente pelos antecedentes de filhos mortos, baixa vitalidade e baixo peso ao nascer, recomenda-se a inclusão desses fatores na classificação de risco para monitoramento da mortalidade infantil em Passo Fundo.*

Palavras-chave *Estudos de coortes, Determinantes epidemiológicos, Mortalidade infantil*

¹Instituto de Ciências Biológicas, Universidade de Passo Fundo. Rua Teixeira Soares 817, Centro. 99010-080 Passo Fundo RS. lorena@upf.br
²Departamento de Neurologia, Faculdade de Medicina, PUCRS

Introdução

A tendência de redução da mortalidade infantil no Brasil iniciada na década de oitenta mantém-se nas décadas seguintes, passando de 48 óbitos por mil nascidos vivos em 1990 para 29,6 em 2000¹. No ano de 1998, para um coeficiente estimado de mortalidade infantil (CMI) de 33,1/1.000 no país, o Nordeste apresentava uma estimativa de 53,5%, muito superior aos coeficientes encontrados na Região Sul e Rio Grande do Sul de 18,7% e 17,3%, respectivamente². Essa mesma desigualdade é observada no Rio Grande do Sul que, neste mesmo ano de 1998, apresentou variações de 4,73% a 200,0 % e uma média de 17,3%³. No âmbito da 6ª Coordenadoria Regional de Saúde (6ª CRS), as disparidades são ainda maiores. No ano de 2002, alguns municípios alcançaram taxas superiores a 50%. O coeficiente em Passo Fundo nesse mesmo ano foi de 18,73%, superando o coeficiente médio (17,72%) dos municípios da 6ª CRS e o coeficiente estadual (15,6%)³.

Esta lógica na distribuição das mortes infantis reforça a importância de identificar os seus determinantes. Nesta perspectiva, em 2000, o Brasil assumiu o compromisso com a Organização das Nações Unidas (ONU), dentro das Metas de Desenvolvimento do Milênio, de reduzir em dois terços a taxa de mortalidade de crianças menores de cinco anos, no período de 1990 a 2015⁴. Essas metas “reconhecem a interdependência entre as condições sociais e as condições de saúde e apresentam uma oportunidade de promoção das políticas de saúde que atacam as raízes sociais do sofrimento humano, tão injusto e evitável”⁵. Atuam, assim, sobre os determinantes sociais da saúde e tendem a apressar as intervenções necessárias para melhorar a sobrevivência infantil, levando em consideração o fato de as carências sociais ainda serem grandes e os recursos direcionados à saúde, limitados. Desta forma, tornam imprescindível a busca da eficácia das ações, através da identificação e combate das desigualdades socialmente determinadas em cada estado e município brasileiro.

Os determinantes sociais em saúde, definidos como as características sociais dentro das quais a vida transcorre⁶, têm um impacto direto nos CMI, por estruturar outros determinantes que incidem sobre esses indicadores. Entre os vários modelos desenvolvidos para demonstrar a relação entre as desigualdades e iniquidades sociais e os resultados na saúde, estão aqueles que classificam os determinantes da saúde em estruturais e intermediários⁶. Outros estabelecem

uma graduação desde os mais gerais até os individuais/biológicos, que também repercutem sobre a saúde⁷. Os estruturais são os que geram estratificação social e incluem fatores ligados à renda e educação, sendo considerados os principais responsáveis pelas iniquidades regionais e de mais difícil resolução em curto prazo⁸. Os intermediários determinam as diferenças na exposição e vulnerabilidade a agravos de saúde e compreendem as condições de vida, de trabalho, a disponibilidade de alimento, os comportamentos, o estilo de vida e o próprio sistema de saúde – este especialmente quando diminui o acesso aos fatores de proteção, como assistência pré-natal, por exemplo. Os determinantes proximais constituem as causas imediatas de morte, como as condições perinatais⁸.

Estudos prévios encontraram como determinantes distais da mortalidade infantil a escolaridade dos pais inferior a oito anos, a situação conjugal das mães e o trabalho materno fora do lar⁹.

Entre os determinantes intermediários, observaram-se a multiparidade¹⁰, a ordem e o intervalo de nascimentos, a situação conjugal materna e a baixa qualidade da atenção de saúde (médica e gerencial)¹¹, o número de consultas pré-natais inferior a seis^{10,12} e o fumo na gestação¹³.

Como proximais, tanto da mortalidade neonatal quanto pós-neonatal, estudos apontam o sexo masculino^{12,13}, a prematuridade, o baixo peso ao nascer e o escore de Apgar inferior a sete no primeiro e quinto minutos de vida^{7,8,10-13}.

A identificação desses determinantes em cada município brasileiro continua a ser um processo imprescindível para acelerar a atuação destinada a modificá-los e a minimizar o possível impacto das políticas públicas sobre as iniquidades em saúde. Nessa direção, este estudo teve por objetivo investigar os determinantes sociais e biológicos da mortalidade infantil na zona urbana do município de Passo Fundo (RS).

Metodologia

Estudo de coorte de base populacional realizado com 2.285 nascidos vivos no período de 01 de fevereiro de 2003 a 31 de janeiro de 2004, residentes na zona urbana do município de Passo Fundo (RS)¹⁵, e com 56 óbitos infantis vinculados a essa coorte.

Os dados foram provenientes das Declarações de Nascimento (DN) do Sistema de Informação de Nascidos Vivos (SINASC), das entrevistas domiciliares realizadas com as mães ou res-

ponsáveis legais pelas crianças e das declarações de óbito (DO) e “Fichas de investigação de óbitos em crianças de zero a um ano”, utilizadas pelo Comitê de Mortalidade Infantil para investigação domiciliar dos óbitos. Nessas fichas, foram obtidas as variáveis correspondentes às crianças que foram a óbito, digitando-as no banco de dados da coorte. Os 56 óbitos ocorridos no período foram acrescidos aos dados dos nascidos vivos.

O desfecho clínico foi o óbito registrado na DO e ocorrido entre zero e 364 dias de vida. As variáveis de exposição foram agrupadas em: a) sociais: classe econômica (A/B, C/D/E – conforme critérios da Abipeme¹⁶), escolaridade materna (>8 anos, ≤ 8 anos), ocupação (do lar e fora do lar), fumo na gestação (não, sim), álcool na gestação (não, sim); b) assistenciais: consultas pré-natais (>6, ≤ 6), tipo de parto (vaginal, cesariana); c) biológicas: idade materna (< 20 anos, ≤ 20 anos), paridade (≤ 2, > 2 filhos), antecedentes de filhos mortos (não, sim), idade gestacional (≤ 37 semanas, > 37 semanas), sexo (masculino, feminino), peso ao nascer (< 2500g, ≥ 2500g), escore de Apgar (> 7, ≤ 7), aleitamento materno (sim, não).

As análises estatísticas foram realizadas no software SPSS® versão 10.0¹⁷ e no Stata® versão 7.0¹⁸. A associação dos vários fatores com a mortalidade infantil foi testada com análises bivariadas e multivariada com a técnica da regressão logística e modelo hierarquizado. A introdução dos fatores em estudo na regressão seguiu um modelo hierarquizado do processo de determinação do óbito infantil, tendo sido as variáveis introduzidas pela estratégia “passo a passo”. Na primeira etapa, ingressaram as variáveis classe social e escolaridade materna - por entender que essas condicionam as demais - juntamente com as variáveis; as variáveis consideradas intermediárias na determinação do óbito (fumo e álcool na gestação foram introduzidas na segunda etapa, seguidas pelas variáveis número de consultas pré-natais, número de filhos vivos, antecedentes de filhos mortos e sexo; as variáveis proximais - idade gestacional e peso ao nascer-, ingressaram na terceira etapa e, por último, escore de Apgar e aleitamento materno). Para a seleção do modelo final, foram incluídas todas as variáveis com valor de $p < 0,10$ na análise bivariada. A medida de associação empregada foi o risco relativo. Para a significância estatística da associação, utilizou-se o teste de qui-quadrado com nível de $p \leq 0,05$.

O projeto obteve aprovação do Comitê de Ética em Pesquisa da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) para a co-

orte da qual este estudo deriva. Todas as mães participantes assinaram o termo de consentimento livre e esclarecido. Para esta etapa do estudo, obteve-se aprovação do Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade de Passo Fundo (UPF).

Resultados

No período de 01 de fevereiro de 2003 a 31 de janeiro de 2004, 2.634 crianças nasceram vivas no município de Passo Fundo. Destas, 2.454 (93,16%) foram selecionadas para esta coorte, havendo uma perda de 114 (4,64%) e nove (0,37%) recusas, resultando em 2.331 crianças acompanhadas. Do total de 56 óbitos infantis ocorridos no período, 40 (71%) aconteceram no período neonatal. Desses, 28 (70%) ocorreram no período neonatal precoce, sendo 35% nas primeiras 24 horas de vida, resultando um coeficiente de mortalidade infantil (CMI) de 22,8‰, sendo 16,3‰ neonatal e 6,52‰ pós-neonatal.

Neste artigo, serão apresentados os resultados da mortalidade infantil como um todo, tratando-se da mortalidade neonatal em outra publicação.

Na Tabela 1, são apresentados os CMI para cada variável estudada e os riscos relativos para o óbito infantil com respectivos intervalos de confiança e valores de p . Os maiores coeficientes foram de crianças cujas mães não ingeriram bebidas alcoólicas na gestação, tinham até dois filhos vivos, escolaridade ≤ 8 anos e sem antecedentes de filhos mortos.

Os resultados das análises bivariadas mostram as seguintes variáveis associadas ao óbito infantil: classe econômica C, escolaridade materna inferior a 8 anos, fumo na gestação, até seis consultas pré-natais, antecedentes de filhos mortos, idade gestacional inferior a 37 semanas, baixo peso ao nascer (< 2500g), escore de Apgar inferior a sete e ausência de aleitamento materno. O sexo masculino, o consumo de álcool na gestação e um número de filhos maior do que dois mostraram-se protetores.

O ajuste das variáveis no modelo multivariado evidenciou como determinante social independente para o óbito infantil a escolaridade materna inferior a oito anos, com um risco 5,7 vezes maior de morte antes de completar o primeiro ano de vida, quando comparado com mães de escolaridade acima de oito anos. Quando ajustada para as demais variáveis, a escolaridade aumentou a força de associação em relação às análises bivariadas, diferentemente do que ocorreu com

Tabela 1. Coeficiente de mortalidade infantil (por 1000 nascidos vivos), risco relativo para óbito infantil, intervalos de confiança e valores de p, segundo variáveis sociais e biológicas. Passo Fundo (RS), 2003-2004.

Variáveis	CMI	Óbitos	Vivos	RR bruto	IC95%	p	RR ajustado	IC95%	P
Classe econômica									
A/B	2,57	6	316	1,00					
C	15,44	36	717	2,64	1,10-6,35	0,024*	2,79	0,63-12,37	0,178
D/E	6,01	14	1237	0,60	0,23-1,56	0,288	0,54	0,10-2,83	0,469
Escolaridade									
> 8 anos	4,70	11	847	1,00					
≤ 8 anos	19,30	45	1424	2,43	1,25-4,73	0,007*	5,67	1,92-16,75	0,002**
Ocupação materna									
Do lar	15,87	37	1452	1,00					
Fora do lar	8,15	19	822	0,91	0,52-1,59	0,733			
Idade materna									
> 20 anos	16,73	39	1686	1,00					
≤ 20 anos	7,29	17	589	1,25	0,70-2,22	0,452			
Fumo na gestação									
Não	16,73	39	1831	1,00					
Sim	7,29	17	442	1,80	1,01-3,22	0,043*	2,51	1,03-6,16	0,044**
Álcool na gestação									
Não	22,74	53	1892	1,00					
Sim	1,28	3	382	0,28	0,09-0,90	0,023*	0,34	0,77-1,47	0,148
Consultas pré-natais									
> 6	9,00	21	1204	1,00					
≤ 6	15,01	35	1065	1,88	1,09-3,26	0,021*	1,04	0,45-2,37	0,930
Nº filhos vivos									
≤ 2	22,74	53	1966	1,00					
> 2	1,28	3	309	0,36	0,11-1,16	0,07*	0,46	0,11-2,02	0,305
Antecedentes filhos mortos									
Não	19,30	45	2183	1,00					
Sim	3,36	9	81	5,39	2,54-11,45	<0,001*	3,72	1,07-12,10	0,039**
Tipo de parto									
Vaginal	11,15	26	1222	1,00					
Cesariana	12,87	30	1048	1,34	0,79-2,29	0,272			
Sexo									
Feminino	9,44	22	1154	1,00					
Masculino	14,59	34	1121	0,63	0,36-1,08	0,09*	0,51	0,23-1,16	0,111
Idade gestacional									
≥ 37 semanas	9,87	23	2109	1,00					
< 37 semanas	14,16	33	166	18,23	10,21-32,53	<0,001*	0,60	0,15-2,38	0,473
Peso ao nascer									
≥ 2500g	7,29	17	2042	1,00					
2500-2001g	3,86	9	181	5,97	2,61-13,65	<0,001*	6,69	2,07-21,65	0,001**
2000-1500g	2,57	6	41	17,58	6,50-47,56	<0,001*	10,80	1,86-62,65	0,008**
< 1500g	10,30	24	11	262,07	87,04-789,04	<0,001*	79,66	14,36-441,92	0,000**
Escore de Apgar									
> 7	15,44	36	2228	1,00					
≤ 7	8,58	20	47	26,34	14,19-48,87	0,000*	8,66	2,85-26,32	0,000**
Aleitamento materno									
Sim	7,72	18	2198	1,00					
Não	16,30	38	77	60,26	32,90-110,37	0,000*	15,75	6,76-36,68	0,000**

* variáveis que ingressaram no modelo multivariado; ** determinantes do óbito infantil.

os antecedentes de filhos mortos, idade gestacional, baixo peso ao nascer, escore de Apgar e aleitamento materno, que perderam significância.

Dos determinantes intermediários, a variável antecedente de filhos mortos mostrou-se associada ao óbito infantil com uma magnitude estatística de pequeno efeito¹⁹.

Os determinantes biológicos relacionados à criança tiveram maior participação nos óbitos infantis. As crianças nascidas com baixo peso (< 2500g) apresentaram riscos relativos de 6,7 a 10,8, enquanto que para os de muito baixo peso (< 1500g) o risco foi de 79,7. Os nascidos vivos com escore de Apgar inferior a sete no quinto minuto de vida apresentaram um risco de morte 8,7 vezes maior do que os nascidos com escores superiores a sete e a ausência de aleitamento materno conferiu às crianças um risco de 15,75 em relação àquelas amamentadas.

Discussão

O coeficiente de mortalidade infantil (CMI) desta coorte, que incluiu apenas as crianças nascidas vivas residentes na zona urbana de Passo Fundo (RS), foi de 22,8% sendo classificado como médio (20 a 49/ 1.000 nascidos vivos) pelos critérios do Ministério da Saúde²⁰.

No mesmo período do estudo, o coeficiente estadual de mortalidade infantil foi de 15,9% e o nacional, 25,1%. Esse indicador coloca o município numa posição intermediária, mas candidato a acelerar as medidas de intervenção para alcançar o patamar inferior a dez óbitos infantis por mil nascidos vivos até o ano de 2006, aproximando-se das taxas alcançadas em 2003 por países como a Finlândia (3,21%), Alemanha (4,31%), França (4,45%), Bélgica (5,57%)²¹ Cuba (5,8%) e Chile (7,8%)²². Ressalta-se, porém, que essa meta é ambiciosa para um período de três anos, tendo em vista que o componente neonatal, que predomina no município, é de declínio mais lento e difícil.

Os maiores coeficientes específicos de mortalidade infantil foram apresentados pelas crianças filhas de mães com menor número de filhos (≤ 2) e sem consumo de álcool na gestação. Entretanto, essas variáveis apresentam um amplo intervalo de confiança nas análises bivariadas, o que indica que o número de casos pode ter sido insuficiente para expressar o fenômeno estudado. Quando controladas para as demais variáveis no modelo multivariado, ambas perderam a significância.

No período neonatal, ocorrem dois terços dos óbitos infantis, sendo 50% no período neonatal precoce (primeira semana) e em torno de 50% nas primeiras 24 horas de vida²³. Neste estudo, a maior participação do componente neonatal no CMI encontrado está em conformidade com outros estudos brasileiros realizados nesta década^{13,24} e segue a tendência nacional de decréscimo nos últimos vinte anos. Embora a proporção de óbitos neonatais seja 2,5 vezes maior do que a pós-neonatal, a ocorrência deste componente sugere a necessidade de qualificação na assistência à saúde deste grupo populacional, especialmente durante o período pré-natal, parto e nascimento.

O esforço adicional para o alcance da meta estabelecida para o município (menos de 10/%) deverá levar em consideração as desigualdades sociais e regionais que esbarram nos indicadores de saúde e de educação. Nesta perspectiva, evidenciou-se a baixa escolaridade materna como um importante preditor social da mortalidade infantil, mais importante do que a classe econômica média/baixa (C/D/E), onde se situavam 91% dos óbitos contra apenas 9% das classes A/B. Essa estratificação por classe econômica revelou estar a classe C mais vulnerável ao óbito infantil, porém ainda que houvesse um risco relativo 2,8 vezes maior nessa classe, não se evidenciou associação significativa com o desfecho na análise multivariada. Mesmo assim, a partir desses resultados, pode-se especular que a classe C possa estar encontrando menores oportunidades de cuidados qualificados na rede de serviços de saúde, especialmente nas unidades de terapia intensiva. Barros *et al*²⁵, examinando o efeito da renda na redução da mortalidade infantil em duas coortes de base populacional em Pelotas, constataram um decréscimo de 36% entre as famílias de baixa renda e de 67% naquelas de alta renda, sugerindo uma diferenciação positiva de cuidados médicos a esse último grupo.

O efeito independente da escolaridade materna na determinação do óbito infantil foi verificado em outros estudos^{11,12} e apontada também na Síntese dos Indicadores Sociais de 2004, que revela uma taxa de mortalidade infantil de 14% entre crianças nascidas de mães com oito anos ou mais de estudo, nas regiões Sul e Sudeste, e uma taxa de 53,5% para crianças nascidas no Nordeste, de mães com escolaridade de até três anos²⁶. Pressupõe-se que as mães com maior educação sejam aquelas de classes econômicas mais altas, com menor número de filhos, com maior acesso ao conhecimento sobre os cuidados infantis, aos bens e serviços - especialmente

de saúde -, fatores que aumentariam a proteção ao óbito infantil.

O número mínimo de seis consultas pré-natais com início na 14ª semana tem sido preconizado pelo Ministério da Saúde como medida de redução da mortalidade materna e perinatal²⁷. Neste estudo, a diferença na atenção pré-natal conferiu aos sobreviventes uma proteção 88% maior em relação às crianças que foram ao óbito. No entanto, perdeu a significância estatística quando ajustada para as outras variáveis socio-biológicas no modelo multivariado. Ressalta-se que, para surtir o efeito protetor desejado, não basta atingir o número recomendado, mas ter nas consultas pré-natais um elemento facilitador da operacionalização das outras ações previstas pelo programa governamental, tais como detecção do diabetes mellitus, teste anti-HIV, vacinação, monitoramento antropométrico, identificação de riscos reprodutivos, orientações acerca da gestação, parto e puerpério, entre outras, que possam assegurar a qualidade da assistência pré e pós-natal.

A idade gestacional tida como um dos determinantes dos óbitos infantis, neste estudo perdeu a força de associação apresentada nas análises bivariadas. Ressalta-se, contudo, que o pequeno número de eventos sugere a necessidade de confirmação deste resultado em amostras maiores. Neste estudo, considerou-se apenas a causa básica do óbito; se fossem consideradas as causas associadas possivelmente a prematuridade estaria entre elas, uma vez que a membrana hialina e a broncopneumonia figuravam entre as principais causas de óbito neonatal. Esse aspecto aumenta a importância de se confirmar a participação dessa variável nas mortes infantis, especialmente por sua associação com o baixo peso ao nascer, que neste estudo foi muito significativa ($p < 0,001$).

A variável fumo na gestação aumentou a significância estatística na análise multivariada, mantendo-se como um determinante independente da mortalidade infantil. Em análises bivariadas, evidenciou associação significativa com a escolaridade materna e com o baixo peso ao nascer, sugerindo ser determinado pela primeira e determinante do segundo ($p < 0,001$), o que a coloca como um importante fator intermediário na determinação do desfecho investigado. No Brasil, a ausência de registro nas DN do hábito tabágico materno na gestação limita a investigação da sua associação com o óbito infantil. Nas coortes de nascimentos realizadas em Pelotas nos anos de 1982 e 1993, esse fator não se associou

significativamente com a mortalidade perinatal²⁸.

A proporção de recém-nascidos de baixo peso nesta coorte foi de 11,7%, superando as proporções encontradas em Pelotas, Rio Grande do Sul (9,8%)²⁵ e em Campos dos Goytacazes, Rio de Janeiro (7,5%)²³. A magnitude da associação entre o peso ao nascer e o óbito infantil evidencia a interação de fatores biológicos e sociais, consagrada na literatura, e reforça a sua manutenção como critério de risco isolado para a identificação de crianças vulneráveis ao óbito infantil, conforme estabelecido na Resolução nº. 146/2003 CIB/RS³. A amplitude dos intervalos de confiança, que refletem o número insuficiente de eventos (óbitos), deve ser considerada, mas não invalida a recomendação acima.

O efeito protetor do aleitamento materno em relação ao óbito infantil tem sido mostrado em inúmeros estudos. Palloni e Tienda²⁹ estimaram uma redução de 21 a 40% na mortalidade neonatal com o prolongamento da amamentação até o sexto mês de vida da criança. Por outro lado, VICTORA *et al.*³⁰ constataram que o desmame precoce aumenta 14,2% o risco de óbito por diarreia, em relação às crianças em aleitamento sem suplementação láctea. Para as infecções respiratórias, esse risco foi 3,6 vezes maior. Escuder *et al.*³¹, em estudo realizado em catorze municípios da região metropolitana de São Paulo, concluíram que a mortalidade evitável por amamentação superou os 60% para a infecção respiratória e os 80% para a diarreia em todos os municípios estudados.

No presente estudo, o aleitamento materno (independentemente de ser exclusivo, predominante ou complementado) mostrou um efeito protetor de grande magnitude; porém, não se pode descartar a possibilidade de causalidade reversa, caracterizada pela interrupção do aleitamento pelo óbito e não o contrário, o que pode ter sobreestimado o efeito da amamentação sobre a mortalidade infantil. Para controlar o efeito da causalidade reversa, analisou-se em separado a influência do aleitamento sobre os óbitos pós-neonatais, em razão da maior parte dos óbitos neonatais terem sido classificados como precoces e, portanto, não estarem sob o efeito da amamentação. Dessa forma, o risco de óbito infantil para as crianças não amamentadas caiu de vinte vezes para 6,4 vezes em relação àquelas crianças que haviam recebido leite materno, independentemente de seu regime ou duração. Excluindo-se esta variável do modelo multivariado, o escore de Apgar aumenta a sua força de associação, passando a ocupar a segunda posição den-

tre os determinantes do óbito infantil, precedido pelo peso ao nascer. Análises mais detalhadas como a proposta por Retherford³², que verifica no mês anterior se a criança estava ou não sendo aleitada, não puderam ser implementadas porque as informações sobre essa variável foram obtidas, em média, aos 45 dias de vida da criança. Além disso, o número de mortes pós-neonatais foi pequeno, dificultando esse tipo de análise. De qualquer forma, ainda que exista um efeito sobreestimado desse determinante, não se pode desconsiderar sua influência na mortalidade infantil, como respaldam muitas investigações nacionais^{10,33,34} e internacionais^{29,35}.

Em síntese, a mortalidade infantil em Passo Fundo é determinada socialmente pela baixa escolaridade materna, fator que contribui para a perpetuação das iniquidades na sobrevivência infantil. Na cadeia da determinação do óbito infantil, atua sobre o hábito tabágico gestacional, a vitalidade ao nascer, o peso ao nascer e o aleitamento materno, que constituem os principais determinantes biológicos da mortalidade infantil nesse município. Por seu impacto, sugere-se a inclusão das gestantes com baixa escolaridade na classificação dos casos de risco isolados – e não associados –, a serem monitorados pelo Programa Criança Viva e Feliz, como estratégia complementar para o alcance da meta de CMI inferior a 10%.

Colaboradores

LTC Geib participou da concepção, análise dos dados e interpretação dos dados e redação dos manuscritos; CM Fréu e M Brandão participaram da concepção, coleta, análise e interpretação dos dados; ML Nunes participou da concepção, análise e interpretação dos dados e revisão final dos manuscritos.

Agradecimentos

À Fapergs pelo auxílio financeiro.

Referências

1. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo demográfico 2000. [acessado 2004 jul 14]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>
2. Brasil. Ministério da Saúde. Mortalidade infantil. Informações em saúde. Datasus. [acessado 2005 mar 23]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/mortinf/mibr.htm>
3. Secretaria da Saúde do Estado do Rio Grande do Sul. Resolução nº 146/2003. Porto Alegre: Comissão Intergestores Bipartite/RS. 2003. [acessado 2004 ago 23]. Disponível em: <http://www.saude.rs.gov.br>
4. Secretaria da Saúde do Estado do Rio Grande do Sul. Mortalidade infantil. Tabela detalhada de alguns indicadores de saúde por município e CRS 2003. [acessado 2006 ago 26]. Disponível em: <http://www.saude.rs.gov.br>
5. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. As metas de desenvolvimento do milênio. 2003. [acessado 2004 mar 12]. Disponível em: <http://www.pnud.org.br>
6. Organização Mundial da Saúde. Secretaria da Comissão sobre Determinantes Sociais da Saúde. **Ação sobre os determinantes sociais da saúde: aprendendo com experiências anteriores** [monografia n. 60]. Genebra: Organização Mundial da Saúde; 2005.
7. Tarlov A. Social determinants of health: the sociobiological translation. In: Blane D, Brunner E, Wilkinson R, editors. **Health and Social Organization**. London: Routledge; 1996. p. 71-93.
8. Caldeira AP, França E, Goulart EMA. Mortalidade infantil pós-neonatal e qualidade da assistência médica: um estudo caso-controle. **J. Pediatr.** 2001; 77(6):461-468.

9. Martins EF, Velásquez-Meléndez G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. *Rev. Bras. Saude. Mater. Infant.* 2004; 4(4):405-412.
10. VICTORA C, BARROS F. Infant mortality due to perinatal causes in Brazil: trends, regional patterns and possible interventions. *São Paulo Med J* 2001; 119(1):33-42.
11. França E, Souza JM, Guimarães MDC, Goulart EMA, Colosimo E, Antunes CMF. Associação entre fatores socio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. *Cad Saude Publica* 2001; 17(6):1437-1447.
12. Moraes Neto OL, Barros MBA. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. *Cad Saude Publica* 2000; 16:477-485.
13. Silva CA, Leite AJM, Almeida NMGS, Gondim RC. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis - 2000 a 2002. *Rev. bras. epidemiol.* 2006; 9(1):69-80.
14. Souza RKY, Gotlieb SLD. Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da região Sul, Brasil. *Rev. Saude Publica* 1993; 27(6):445-454.
15. Geib LTC, Nunes ML. Hábitos de sono relacionados à síndrome da morte súbita do lactente: estudo populacional. *Cad Saude Publica* 2006; 22(2):415-423.
16. Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa. Critério de classificação econômica Brasil. 1996. [acessado 2001 mar 20]. Disponível em: <http://www.anep.org.br/codigosguias/CCEB.pdf>
17. Statistical Package for the Social Sciences for Windows. Chigaco: SPSS Inc.; 2000.
18. StataCorp Stata statistical software: release 7.0. Texas: Stata Corporation; 2000.
19. Hopkins WG. A scale of magnitudes for effect statistics. A new view of statistics . 2002. [cited 2004 Aug 10]. Available from: <http://sportssci.org/resource/stats/contents.html>
20. Brasil. Ministério da Saúde. Portaria nº 493 de 10 de março de 2006. Aprova a Relação de Indicadores da Atenção Básica - 2006. *Diário Oficial da União* 2006; 13 mar.
21. Organization Mondiale de la Santé. Bureau regionale de l' Europe. Extrait de la base de données de la Santé pour tous: Finlande. [acessado 2006 nov 16]. Disponível em: <http://www.oms.dk/countryinformation/HFAExtracts?language=French&Country=FIN>
22. Brasil. Ministério da Saúde. Evolução da mortalidade infantil no Brasil. 2006. [acessado 2006 set 23]. Disponível em: www.saude.gov.br
23. Passebon E, Bloch KV, Kale PL, Coeli CM. Associação entre peso ao nascer e mortalidade infantil no município de Campos dos Goytacazes - RJ. *Cadernos Saude Coletiva* 2006; 14(2):283-296.
24. Holcman MM, Oliveira LMRD, Santos JLF, Holcman Marcia Moreira, Latorre Maria do Rosário Dias de Oliveira, Santos Jair Lício Ferreira. Infant mortality evolution in the metropolitan region of São Paulo (Brazil), 1980-2000. *Rev. Saude Publica* 2004; 38(2):180-186.
25. Barros FC, VICTORA CG, Tomasi E, Horta B, Menezes AM, César JÁ, Halpern R, Olinto MT, Post CL, Costa JSD, Menezes FS, Garcia MM, Vaughan JP. Saúde materno-infantil em Pelotas. Rio Grande do Sul, Brasil: principais conclusões da comparação dos estudos das coortes de 1982 a 1993. *Cad Saude Publica* 2006; 12(Supl. 1):87-92.
26. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Síntese de Indicadores Sociais 2005. [acessado 2006 dez 12]. Disponível em: http://www1.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=580&id_pagina=1.
27. Brasil. Ministério da Saúde. *Assistência pré-natal: manual técnico*. Brasília: Secretaria de Políticas de Saúde; 2000.
28. Menezes AMB, Barros F, VICTORA C, Tomasi E, Halpern R, Oliveira ALB. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Rev. Saude Publica* 1998; 32(3):209-216.
29. Palloni A, Pinto Aguirre G, Lastiri S. The effects of breast-feeding and the pace of childbearing on early childhood mortality in Mexico. *Bulletin of the Pan American Health Organization (PAHO)* 1994; 28(2):93-111.
30. VICTORA CG, Vaughan JP, Lombardi C, Fuchs SMC, Gigante LP, Smith PG et al. Evidence for protection by breastfeeding against infant deaths from infectious diseases in Brazil. *Lancet* 1987; 2:319-322.
31. Escuder MML, Venâncio SI, Pereira JCR. Estimativa de impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil. *Rev. Saude Publica* 2003; 37(3):319-325.
32. Retherford RD, Choe MK, Thapa S, Gubhaju BB. To what extent does breastfeeding explain birth-interval effects on early childhood mortality? *Demography* 1989; 25(5):989-997.
33. Cruz MCC. *O impacto da amamentação sobre a desnutrição e a mortalidade infantil, Brasil, 1996*. Rio de Janeiro: ENSP/Fiocruz; 2001.
34. Monteiro CA, Rea MF, VICTORA CG. Can infant mortality be reduced by promoting breastfeeding? Evidence from São Paulo city. *Health Policy Plan* 1990; 5:23-29.
35. WHO Collaborative Study Team on the Role of Breastfeeding on the Prevention of Infant Mortality. Effect of breastfeeding on infant and child mortality due to infectious diseases in less developed countries: A pooled analysis. *Lancet* 2000; 355:451-455.

Artigo apresentado em 28/05/2007

Aprovado em 13/12/2007

Versão final apresentada em 14/01/2008