



Revista de Saúde Pública

ISSN: 0034-8910

revsp@usp.br

Universidade de São Paulo
Brasil

Ruviaro Zanini, Roselaine; Bragança de Moraes, Anaelena; Justo Giugliani, Elsa Regina;
Riboldi, João

Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois
modelos de análise

Revista de Saúde Pública, vol. 45, núm. 1, febrero, 2011, pp. 79-89

Universidade de São Paulo
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67240189009>

- 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

Roselaine Ruviaro Zanini^I

Anaelena Bragança de Moraes^I

Elsa Regina Justo Giugliani^{II}

João Riboldi^{II}

Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise

Contextual determinants of neonatal mortality using two analysis methods, Rio Grande do Sul, Brazil

RESUMO

OBJETIVO: Analisar os determinantes da mortalidade neonatal, segundo modelo de regressão logística multinível e modelo hierárquico clássico.

MÉTODOS: Estudo de coorte com 138.407 nascidos vivos com declaração de nascimento e 1.134 óbitos neonatais registrados em 2003 no estado do Rio Grande do Sul. Foram vinculados os registros do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e Mortalidade para o levantamento das informações sobre exposição no nível individual. As variáveis independentes incluíram características da criança ao nascer, da gestação, da assistência à saúde e fatores sociodemográficos. Fatores associados foram estimados e comparados por meio da análise de regressão logística clássica e multinível.

RESULTADOS: O coeficiente de mortalidade neonatal foi 8,19 por mil nascidos vivos. As variáveis que se mostraram associadas ao óbito neonatal no modelo hierárquico foram: baixo peso ao nascer, Apgar no 1º e 5º minutos inferiores a oito, presença de anomalia congênita, prematuridade e perda fetal anterior. Cesariana apresentou efeito protetor. No modelo multinível, a perda fetal anterior não se manteve significativa, mas a inclusão da variável contextual (taxa de pobreza) indicou que 15% da variação da mortalidade neonatal podem ser explicados pela variabilidade nas taxas de pobreza em cada microrregião.

CONCLUSÕES: O uso de modelos multiníveis foi capaz de mostrar pequeno efeito dos determinantes contextuais na mortalidade neonatal. Foi observada associação positiva com a taxa de pobreza, no modelo geral, e com o percentual de domicílios com abastecimento de água entre os nascidos pré-termos.

DESCRIPTORIOS: Mortalidade Neonatal. Registros de Mortalidade. Fatores de Risco. Fatores Socioeconômicos. Estudos de Coortes.

^I Departamento de Estatística. Centro de Ciências Naturais e Exatas. Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, RS, Brasil

^{II} Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, RS, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Roselaine Ruviaro Zanini
Av. Roraima, 1000
CCNE - Prédio 13 - Camobi
97105-900 - Santa Maria, RS, Brasil
E-mail: rrzanini@terra.com.br

Recebido: 21/8/2009
Aprovado: 23/8/2010

Artigo disponível em português e inglês em:
www.scielo.br/rsp

ABSTRACT

OBJECTIVE: To analyze neonatal mortality determinants using multilevel logistic regression and classic hierarchical models.

METHODS: Cohort study including 138,407 live births with birth certificates and 1,134 neonatal deaths recorded in 2003, in the state of Rio Grande do Sul, Southern Brazil. The Information System on Live Births and mortality records were linked for gathering information on individual-level exposures. Sociodemographic data and information on the pregnancy, childbirth care and characteristics of the children at birth were collected. The associated factors were estimated and compared by traditional and multilevel logistic regression analysis.

RESULTS: The neonatal mortality rate was 8.19 deaths per 1,000 live births. Low birth weight, 1- and 5-minute Apgar score below eight, congenital malformation, pre-term birth and previous fetal loss were associated with neonatal death in the traditional model. Elective cesarean section had a protective effect. Previous fetal loss did not remain significant in the multilevel model, but the inclusion of a contextual variable (poverty rate) showed that 15% of neonatal mortality variation can be explained by varying poverty rates in the microregions.

CONCLUSIONS: The use of multilevel models showed a small effect of contextual determinants on the neonatal mortality rate. There was found a positive association with the poverty rate in the general model, and the proportion of households with water supply among preterm newborns.

DESCRIPTORS: Neonatal Mortality (Public Health). Mortality Registries. Risk Factors. Socioeconomic Factors. Cohort Studies.

INTRODUÇÃO

Entre os 130 milhões de crianças que nascem no mundo anualmente, cerca de 4 milhões morrem no período neonatal, proporção que varia de acordo com a taxa de mortalidade global.²⁵ A variação no risco diário de morte é considerável e esse risco é maior na primeira semana de vida.¹¹

A maioria dos óbitos neonatais (99%) ocorre em regiões com renda baixa ou média.¹¹ Crianças que nascem em países mais pobres apresentam maior risco de morte, com taxa de mortalidade neonatal de 19% a 44% superior em famílias pobres.¹⁰

No Brasil, a taxa de mortalidade infantil teve redução de 50% entre 1990 e 2008. O Rio Grande do Sul apresentou decréscimo de 26,2 óbitos por mil nascidos vivos em 1990 para 13,1 em 2008. Nesse mesmo período, a mortalidade neonatal (zero a 27 dias) e a pós-neonatal (28 a 364 dias) nesse estado passaram respectivamente de 14,7‰ para 8,3‰ e de 11,5‰ para 4,5‰, indicando redução significativa nos óbitos de crianças a partir de 28 dias.

Características da mãe e da criança são analisadas como determinantes da mortalidade infantil e de seus

componentes e características socioeconômicas, procedimentos perinatais, condutas e doenças maternas, peso ao nascer, prematuridade, tipo de parto e malformações congênitas as mais investigadas.^{13,15}

Diferenças regionais e sociais podem interferir na composição de grupos populacionais⁹ e no sucesso dos programas locais de promoção de saúde. Viver em áreas pobres pode produzir efeitos negativos na saúde de crianças.²⁰

Modelos de análise clássicos pressupõem independência entre indivíduos e homogeneidade de variância, e desconsideram a hierarquia dos fatores preditores, i.e., não consideram que observações originadas de uma mesma unidade podem ser mais similares do que aquelas originadas de diferentes unidades. Isso pode levar à superestimação dos efeitos do agrupamento e induzir a conclusões imprecisas.⁹

A análise de regressão multinível é uma alternativa aos modelos clássicos ao considerar o desfecho medido, em nível individual, e as variáveis explicativas, em qualquer nível. Esses modelos permitem analisar o efeito

dos níveis separadamente e fornecem informação sobre a composição da variabilidade total.⁹ Suas vantagens são reconhecidas na literatura,^{9,15} embora não exista consenso em relação ao aspecto conceitual e operacional das variáveis contextuais utilizadas.

Assim, para ampliar a compreensão sobre os fatores associados ao óbito neonatal, o presente estudo teve por objetivo analisar os determinantes da mortalidade neonatal, segundo o modelo de regressão logística multinível e o modelo hierárquico clássico.

MÉTODOS

Estudo de coorte histórico estático, com 138.407 nascidos vivos de mulheres residentes no Rio Grande do Sul, com Declaração de Nascimento (DN) preenchida entre 01/01/2003 e 03/12/2003. A identificação dos óbitos foi realizada vinculando-se as variáveis comuns às bases de nascimentos e óbitos (*linkage*). Foi considerado sobrevivente todo nascido vivo cuja DN não foi vinculada com a respectiva Declaração de Óbito (DO), pressupondo não haver migração ou perda de observação no período considerado. Os campos usados para a vinculação foram: código do município de residência da mãe, data de nascimento, sexo, peso ao nascer, idade da mãe, tipo de parto e gravidez. Foram excluídas 122 declarações por falta de informações na DO.

A variável dependente foi a ocorrência ou não de óbito em crianças com menos de 28 dias de vida.

As informações sobre exposição no nível individual foram obtidas das DNs e DOs registradas no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc) e sobre Mortalidade (SIM), respectivamente, divulgados pelo banco de dados do Sistema Único de Saúde (Datasus).

As curvas de crescimento intra-uterino de Lubchenco⁴ adaptadas por Souza (2004)^a fornecem distribuição esperada de peso segundo duração da gestação, e foram utilizadas como parâmetro para detectar os erros nos registros de dados. Foram considerados erros: duração da gestação < 22 semanas, peso < 500g, duração da gestação < 27 semanas e peso > 1.500g, duração da gestação < 31 semanas e peso > 2.500g, e duração da gestação > 37 semanas e peso < 1.500g. Segundo esses critérios, foram excluídos 175 (0,13%) registros, além de 14 (0,01%) crianças cuja idade da mãe era incompatível com a paridade (mãe com 18 anos e 16 filhos, por exemplo).

Os determinantes proximais foram: Apgar no 1º e 5º minuto; peso ao nascer; idade gestacional; número de consultas pré-natais; sexo; gravidez única ou múltipla; perda fetal anterior; tipo de parto; presença de anomalia congênita; ocorrência do nascimento em hospital ou

outro; e ser pequeno para a idade gestacional (PIG simplificado). A informação sobre a duração da gestação em intervalos predeterminados na DN não possibilita a classificação dos nascidos vivos quanto à adequação do peso em relação à idade gestacional. Utilizou-se a definição simplificada de PIG,⁶ i.e., nascidos vivos com peso < 2.500g e idade gestacional > 37 semanas.

As variáveis intermediárias foram: paridade e idade materna, e as distais: raça/cor, escolaridade materna, estado civil e ocupação da mãe (no lar, fora de casa).

Foram avaliadas as características que refletem o contexto socioeconômico e demográfico das 35 microrregiões do Rio Grande do Sul e que, de acordo com o referencial teórico pesquisado, são importantes determinantes da mortalidade infantil e seus componentes:^{13,15} urbanização (proporção de residentes em áreas urbanas); expectativa de vida ao nascer (média de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento); fecundidade (média de crianças por mulher em período reprodutivo); analfabetismo (percentual de pessoas com 15 anos ou mais incapazes de ler ou escrever um bilhete simples); escolaridade média; pobreza (percentual da população com renda domiciliar *per capita* inferior a meio salário mínimo); taxa de internação por agressões; homicídios; participação no mercado de trabalho (percentual da população economicamente ativa em idade produtiva); Produto Interno Bruto (PIB *per capita*); densidade nos domicílios (percentual de pessoas que vivem em domicílios com densidade superior a dois); cobertura da imunização no primeiro ano de vida (tuberculose [Bacille Calmette-Guérin – BCG], sarampo); Estratégia Saúde da Família (percentual de cadastros); água potável (proporção de domicílios particulares com abastecimento por rede geral) e saneamento básico (percentagem de domicílios com instalações ligadas à rede geral); proporção de partos cesáreos; proporção de gestantes com sete ou mais consultas pré-natais; saúde suplementar (percentual de beneficiários de planos privados de assistência à saúde para consultas, exames ou internações); proporção de médicos (incluindo residentes) e de leitos hospitalares por mil habitantes; e valor despendido com atenção básica por habitante.

As variáveis foram obtidas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; Datasus: Programa Nacional de Imunização, Sistema de Informação da Atenção Básica, Agência Nacional de Saúde Suplementar; Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; Fundação de Economia e Estatística; Sistema Nacional de Indicadores Urbanos e Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul.

As variáveis contextuais foram avaliadas em escala contínua (centradas na média), em quintis, quartis ou dicotomizadas.

^a Souza LM. Avaliação do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos - SINASC, Minas Gerais e Mesorregiões [Dissertação de mestrado]. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais; 2004.

As análises univariável e múltipla foram utilizadas para testar a associação dos fatores preditores com a mortalidade neonatal e as medidas de associação empregadas foram razões de chances (OR) brutas e ajustadas, assumindo-se intervalos de 95% de confiança.

A regressão logística múltipla foi utilizada para o ajustamento de efeitos de confundimento e foram aplicados os testes de Wald e da razão de verossimilhança para examinar a significância dos modelos.

Foi realizada adaptação do modelo teórico hierárquico proposto por Mosley & Chen (1984)¹⁷ para identificar os determinantes da mortalidade infantil em países em desenvolvimento. Variáveis biológicas e sociais foram separadas em proximais (estado de saúde da criança), intermediárias (fatores maternos) e distais (variáveis socioeconômicas e de serviço de saúde das microrregiões). Variáveis foram incluídas passo a passo e testadas no modelo as que apresentaram $p < 0,25$ na análise univariável.

Os nascidos vivos foram incluídos, mesmo aqueles sem informações para algumas variáveis.

Para a seleção das variáveis contextuais, além do referencial teórico, realizou-se análise de correlação para avaliar a multicolinearidade.

A análise foi realizada com todos os nascidos vivos e separada por tempo de gestação pré-termo e a termo.

Para a análise de regressão logística multinível foi considerada a hierarquia intrínseca aos dados: microrregiões (agrupamento de municípios limítrofes com a finalidade de integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum) como nível 2 e nascidos vivos como nível 1. Foi ajustado um modelo de interceptos aleatórios, considerando-se que os coeficientes do modelo de regressão multinível são os mesmos para todas as microrregiões, mas os seus interceptos podem variar.

Ao final de cada etapa, observou-se a significância estatística das estimativas e a variação de cada nível, e procedeu-se ao cálculo do critério de informação *Bayesian Deviance Information Criterion* (DIC), usado para comparação e seleção de modelos.⁹

As análises clássicas e multiníveis foram desenvolvidas com o auxílio dos aplicativos computacionais SPSS 13.0 (SPSS Inc., Chicago, EUA) e MLwiN 2.02 (Centre for Multilevel Modelling, Bristol, UK), respectivamente.

O estudo foi aprovado pela Comissão de Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. A avaliação por comitê de ética foi dispensada por utilizar dados secundários e de domínio público.

RESULTADOS

A proporção de recém-nascidos classificados como PIGs foi de 4,1%. O percentual de cesáreas foi de 44,7% para a população total de recém-nascidos, maior (57,5%) entre as crianças nascidas com muito baixo peso ($< 1.500\text{g}$) e entre os prematuros (52,4%).

O coeficiente de mortalidade neonatal foi 8,19‰: 5,55‰ para o componente neonatal precoce e 2,64‰ para o neonatal tardio.

Observou-se que 769 (67,8%) dos óbitos ocorreram no período neonatal precoce (zero a seis dias), dos quais 587 (76,3%) apresentaram peso inferior a 2.500g e 173 (22,5%), muito baixo peso ao nascer. Dos 365 (32,2%) óbitos neonatais tardios (sete a 27 dias), 269 (73,7%) eram crianças nascidas com baixo peso e 173 (47,4%), com muito baixo peso.

Para os óbitos, o peso médio foi de 1.700,26g (desvio-padrão – DP = 968,57), o índice médio de Apgar no 1º minuto, de 4,68 (DP = 2,93), no 5º minuto, de 6,33 (DP = 2,87) e o percentual de cesareanas, de 41,4%.

Características dos recém-nascidos, o coeficiente de mortalidade e os resultados da análise univariável e da regressão logística clássica estão apresentados na Tabela 1. Na Tabela 2, são apresentados os resultados para os nascidos pré-termo e a termo.

Os resultados da regressão logística multinível podem ser observados na Tabela 3. O modelo para os nascidos a termo não apresentou variância residual significativa no nível da microrregião ($p = 0,266$).

Um modelo sem covariáveis foi construído inicialmente com indicação da estrutura hierárquica e da variabilidade atribuída às microrregiões. A variação extra-binomial no nível 1 (sobre-dispersão = 0,993) não apresentou evidência significativa de que os dados não seguissem uma distribuição binomial.

A estimativa da variância residual para o nível das microrregiões foi significativa ($p = 0,011$) para o total de recém-nascidos. A estimativa do coeficiente de correlação intramicrorregiões⁹ indicou que a maior parte da variação no desfecho (97,7%) ocorre entre os indivíduos, e que 2,3% devem-se à variação entre as microrregiões.

Taxa de pobreza, de internação por agressão e expectativa de vida ao nascer permaneceram significativas na análise conjunta das variáveis do nível individual e contextual. Entretanto, quando incluídas no modelo simultaneamente, apenas a taxa de pobreza, dicotomizada pelo percentil 66 (28,5%), manteve-se significativa.

A redução na variância do modelo indica que cerca de 15% da variação na mortalidade neonatal pode ser explicada pela taxa de pobreza em cada área.

Tabela 1. Fatores de risco para mortalidade neonatal. Rio Grande do Sul, 2003.

| Variáveis | Nascidos vivos (%) | Sobrevivida (%) | Óbito (%) | CMN (1000) | OR não ajustado (IC95%) | OR ^a ajustado (IC 95%) |
|-----------------------------------|---|-----------------|---------------|------------|-------------------------|-----------------------------------|
| Sexo | | | | | | |
| Feminino | 67.117 (48,49) | 66.604 (48,52) | 513 (45,40) | 7,64 | 1 | 1 |
| Masculino | 71.284 (51,51) | 70.667 (51,48) | 617 (54,60) | 8,66 | 1,13 (1,00;1,27) | - |
| Raça/cor | | | | | | |
| Branca | 123.254 (89,22) | 122.296 (89,25) | 958 (85,00) | 7,77 | 1 | 1 |
| Outra | 14.897 (10,78) | 14.728 (10,75) | 169 (15,00) | 11,34 | 1,46 (1,24; 1,72) | - |
| Peso ao nascer (g) | | | | | | |
| | 3.152,51 (552,26); 500 a 5.990 ^b | | | | | |
| 500 a 1.499 | 1.795 (1,30) | 1.208 (0,88) | 587 (52,13) | 327,02 | 328,91 (268,96;402,24) | 41,15 (29,25; 57,87) |
| 1.500 a 2.499 | 11.179 (8,09) | 10.910 (7,96) | 269 (23,89) | 24,06 | 16,69 (13,49;20,65) | 5,46 (4,07;7,31) |
| 2.500 a 2.999 | 33.990 (24,60) | 33.863 (24,71) | 127 (11,28) | 3,74 | 2,54 (1,98;3,25) | 1,97 (1,50;2,58) |
| 3.000 a 3.999 | 84.735 (61,32) | 84.610 (61,74) | 125 (11,10) | 1,48 | 1 | 1 |
| ≥ 4.000 | 6.474 (4,68) | 6.456 (4,71) | 18 (1,60) | 2,78 | 1,89 (1,15;3,10) | 1,43 (0,83;2,47) |
| Apgar 1º minuto | | | | | | |
| | 8,29 (1,33); 0 a 10 ^b | | | | | |
| 9 ou 10 | 73.385 (54,44) | 73.271 (54,78) | 114 (10,99) | 1,55 | 1 | 1 |
| 7 ou 8 | 52.344 (38,83) | 52.107 (38,96) | 237 (22,85) | 4,53 | 2,92 (2,34;3,66) | 1,59 (1,24;2,04) |
| < 7 | 9.061 (6,73) | 8.375 (6,26) | 686 (66,15) | 75,71 | 52,57 (43,06;64,18) | 3,36 (2,44;4,61) |
| Apgar 5º minuto | | | | | | |
| | 9,32 (0,88); 0 a 10 ^b | | | | | |
| 9 ou 10 | 123.739 (91,70) | 123.436 (92,19) | 303 (29,19) | 2,45 | 1 | 1 |
| 7 ou 8 | 9.579 (7,10) | 9.298 (6,94) | 281 (27,07) | 29,34 | 12,31 (10,45;14,50) | 2,22 (1,74;2,84) |
| < 7 | 1.615 (1,20) | 1.161 (0,87) | 454 (43,74) | 281,11 | 158,95 (135,92;185,88) | 11,39 (8,51;15,25) |
| Anomalia | | | | | | |
| Sem | 136.612 (99,19) | 135.650 (99,29) | 962 (86,51) | 7,04 | 1 | 1 |
| Com | 1.119 (0,81) | 969 (0,71) | 150 (13,49) | 134,05 | 21,83 (18,17;26,22) | 14,79 (11,18;19,59) |
| PIG simplificado | | | | | | |
| Não-PIG | 132.138 (95,88) | 131.108 (95,91) | 1.030 (92,29) | 7,79 | 1 | 1 |
| PIG | 5.682 (4,12) | 5.596 (4,09) | 86 (7,71) | 15,14 | 1,96 (1,57;2,44) | - |
| Local de nascimento | | | | | | |
| Hospital | 137.663 (99,46) | 136.567 (99,49) | 1.096 (96,99) | 7,99 | 1 | 1 |
| Outro | 740 (0,54) | 706 (0,51) | 34 (3,01) | 45,95 | 6,00 (4,23;8,51) | - |
| Tipo de parto | | | | | | |
| Vaginal | 76.550 (55,32) | 75.888 (55,30) | 662 (58,58) | 8,65 | 1 | 1 |
| Cesáreo | 61.816 (44,68) | 61.348 (44,70) | 468 (41,42) | 7,57 | 0,87 (0,78;0,98) | 0,80 (0,68;0,93) |
| Tipo de gravidez | | | | | | |
| Única | 135.751 (98,12) | 134.720 (98,17) | 1.031 (91,32) | 7,59 | 1 | 1 |
| Múltipla | 2.605 (1,88) | 2.507 (1,83) | 98 (8,68) | 37,62 | 5,11 (4,14;6,31) | - |
| Duração gestação (semanas) | | | | | | |
| ≥ 37 | 126.578 (91,73) | 126.251 (92,25) | 327 (29,20) | 2,59 | 1 | 1 |
| < 37 | 11.406 (8,27) | 10.613 (7,75) | 793 (70,80) | 69,44 | 28,85 (25,32;32,86) | 1,84 (1,42;2,39) |
| Consulta pré-natal | | | | | | |
| ≥ 7 | 81.944 (59,52) | 81.593 (59,75) | 351 (31,71) | 4,28 | 1 | 1 |
| 1 a 6 | 52.152 (37,88) | 51.519 (37,72) | 633 (57,18) | 12,14 | 2,86 (2,51;3,26) | - |
| Nenhuma | 3.579 (2,60) | 3.456 (2,53) | 123 (11,11) | 34,37 | 8,27 (6,72;10,19) | - |

Continua

Tabela 1 continuação

| Variáveis | Nascidos vivos (%) | Sobrevida (%) | Óbito (%) | CMN (1000) | OR não ajustado (IC95%) | OR ^a ajustado (IC 95%) |
|-----------------------------|--------------------|-----------------|-------------|------------|-------------------------|-----------------------------------|
| Paridade | | | | | | |
| ≤ 2 | 106.630 (83,53) | 105.813 (83,58) | 817 (78,33) | 7,66 | 1 | |
| > 2 | 21.020 (16,47) | 20.794 (16,42) | 226 (21,67) | 10,75 | 1,41 (1,21;1,63) | - |
| Perda fetal anterior | | | | | | |
| Não | 118.019 (92,33) | 117.096 (92,37) | 923 (88,33) | 7,82 | 1 | 1 |
| Sim | 9.801 (7,67) | 9.679 (7,63) | 122 (11,67) | 12,45 | 1,60 (1,32;1,93) | 1,29 (1,01;1,65) |
| Idade materna (anos) | | | | | | |
| 20 a 34 | 92.589 (66,95) | 91.871 (66,98) | 718 (63,54) | 7,75 | 1 | |
| ≥ 35 | 19.218 (13,90) | 19.063 (13,90) | 155 (13,72) | 8,07 | 1,04 (0,87;1,24) | - |
| < 20 | 26.487 (19,15) | 26.230 (19,12) | 257 (22,74) | 9,70 | 1,25 (1,09;1,45) | - |
| Escolaridade materna (anos) | | | | | | |
| 12 ou mais | 21.054 (15,30) | 20.915 (15,33) | 139 (12,43) | 6,60 | 1 | |
| 4 a 11 | 104.328 (75,84) | 103.474 (75,84) | 854 (76,39) | 8,19 | 1,24 (1,04;1,49) | - |
| 0 a 3 | 12.182 (8,86) | 12.057 (8,84) | 125 (11,18) | 10,26 | 1,56 (1,22;1,99) | - |
| Estado civil | | | | | | |
| Casado | 52.713 (38,23) | 52.370 (38,29) | 343 (30,60) | 6,51 | 1 | |
| Outro | 85.172 (61,77) | 84.394 (61,71) | 778 (69,40) | 9,13 | 1,41 (1,24;1,60) | |
| Ocupação da mãe | | | | | | |
| Atividades no lar | 76.621 (59,66) | 75.948 (59,62) | 673 (64,53) | 8,77 | 1 | - |
| Outras | 51.814 (40,34) | 51.443 (40,38) | 371 (35,47) | 7,16 | 1,23 (1,08;1,40) | - |

n = 138.407; CMN: Coeficiente de mortalidade neonatal; PIG: Pequeno para idade gestacional; ^a Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla clássica; ^b Média (Desvio-padrão); Mínimo a Máximo. Sem informação (n; % do total) e excluídos da análise: sexo (6; 0,00), raça/cor (256; 0,18), peso ao nascer (234; 0,17), Apgar 1º min (3617; 2,61), Apgar 5º min (3.474; 2,51), anomalia (676; 0,49), PIG simplificado (587; 0,42), local de nascimento (4; 0,00), tipo de parto (41; 0,03), tipo de gravidez (51; 0,04), duração da gestação (423; 0,31), consultas pré-natais (732; 0,53), paridade (10.757; 7,77), perda fetal anterior (10.587; 7,65), idade materna (113; 0,08), escolaridade (843; 0,61), estado civil (522; 0,38), ocupação da mãe (9.973; 7,20)

outros estudos realizados em Pelotas, RS, em São Paulo, SP, e no Recife, PE.^{3,12,22} Os nascidos pré-termo apresentaram praticamente o dobro de chance de morrer no período neonatal se comparados aos nascidos a termo, assim como em estudo realizado em São Paulo.¹²

Apesar de estudos brasileiros associarem maior mortalidade neonatal ao parto cesáreo,¹⁶ no presente estudo, a cesareana apresentou efeito protetor, sobretudo para os recém-nascidos pré-termo. A antecipação do nascimento com a indicação precisa de cesareana pode diminuir o risco de morte para esses recém-nascidos de risco, i.e., o risco de aguardar o parto natural poderia ultrapassar o da cesareana. Estudo realizado em Goiânia, GO, descreveu esse efeito e destacou que nascer em hospital não conveniado ao SUS, em que as taxas de cesareanas são maiores, pode estar associado a melhores condições socioeconômicas e de saúde maternas.¹⁶ Por outro lado, estudos de coorte realizados em Montes Claros, MG, e Recife não encontraram associação significativa entre o tipo de parto e óbito neonatal.^{14,22}

Observou-se associação entre índice de Apgar e mortalidade neonatal, em especial para os índices de Apgar no 5º minuto, assim como em estudos realizados em

São Paulo,¹³ Montes Claros¹⁴ e Recife.¹⁸ Diferentemente da maioria dos estudos brasileiros^{22,24} que consideraram índices inferiores a sete como preditivos de maior risco de morte, o presente estudo mostrou que índices de Apgar menores ou iguais a oito colocam o recém-nascido em situação de maior vulnerabilidade.

A presença de anomalias congênitas e a ocorrência de perda fetal anterior, variáveis não exploradas na maioria dos estudos, mostraram-se associadas ao desfecho. Essa associação foi relatada em estudo realizado em São Paulo, embora superior à observada na presente análise.²

A literatura mostra a importância dos determinantes investigados na análise clássica, em que muitos processos em saúde resultam de fatores que sofrem influências de diferentes níveis, porque compartilham do mesmo ambiente ou apresentam características semelhantes. Assim, os indivíduos envolvidos podem estar correlacionados, e a violação da suposição de independência entre as observações pode produzir estimativas enviesadas na utilização das técnicas de regressão clássicas.⁹

Tabela 2. Fatores de risco para mortalidade neonatal de nascidos pré-termo e a termo. Rio Grande do Sul, 2003.

| Variáveis | Pré-termo n = 11.406 (8,24%) | | A termo n = 126.578 (91,45%) | |
|--------------------|------------------------------|-----------------------------------|------------------------------|-----------------------------------|
| | OR não ajustado | OR ^a ajustado (IC 95%) | OR não ajustado | OR ^a ajustado (IC 95%) |
| Peso ao nascer (g) | | | | |
| ≥ 2.500 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| < 2.500 | 16,06 | 7,67 (5,17;11,38) | 7,78 | 4,07 (3,00;5,50) |
| Apgar 1º minuto | | | | |
| 9 ou 10 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 7 ou 8 | 2,63 | 1,77 (1,23;2,54) | 1,77 | 1,36 (0,98;1,89) |
| < 7 | 24,42 | 3,96 (2,63;5,97) | 22,22 | 3,72 (2,35;5,89) |
| Apgar 5º minuto | | | | |
| 9 ou 10 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 7 ou 8 | 5,24 | 2,11 (1,61;2,76) | 7,31 | 2,81 (1,88;4,20) |
| < 7 | 45,92 | 11,16 (8,13;15,32) | 100,60 | 23,20 (14,67;36,68) |
| Anomalia | | | | |
| Sem | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Com | 8,41 | 4,51 (3,02;6,72) | 46,01 | 21,81 (15,60;30,50) |
| Tipo de parto | | | | |
| Vaginal | 1 | 1 | | |
| Cesáreo | 0,64 | 0,74 (0,62;0,89) | - | - |
| Consulta pré-natal | | | | |
| ≥ 7 | 1 | 1 | | |
| 1 a 6 | 2,33 | 1,43 (1,17;1,75) | - | - |
| Nenhuma | 5,22 | 1,99 (1,42;2,79) | - | - |

^a Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla clássica.

A possibilidade de estimar a variabilidade em cada nível considerado é uma das principais vantagens dos modelos multiníveis.⁹ Observou-se maior efeito dos fatores individuais e menor, mas significativo, efeito das microrregiões no presente estudo. Pesquisa realizada no Canadá sugere que os efeitos do local na distribuição de problemas em saúde em grandes áreas administrativas são relativamente pequenos e são influenciados pelo tamanho da área geográfica e pelo indicador de saúde selecionado.⁵

Comparando-se as estimativas dos modelos clássico e multinível, observou-se que os erros padrão foram, em média, um ponto percentual maiores no modelo multinível, o que pode ser considerado um pequeno diferencial. Observou-se que a chance de morrer no período neonatal foi maior para as crianças que nasceram em microrregiões com maior taxa de pobreza no modelo geral. Entretanto, o tamanho das áreas ou a limitação da disponibilidade de variáveis pode não ter permitido a identificação de efeito mais acentuado do nível superior. Estudo que avaliou a evolução das taxas de mortalidade infantil em Porto Alegre, afirmou que as menores reduções ocorreram em áreas mais pobres, embora não tenha sido usada a modelagem multinível.⁸

Uma coorte de 223.289 nascidos vivos e 1.266 óbitos infantis no estado de Nova Iorque abordou a modelagem

de regressão logística multinível para identificar os determinantes individuais e contextuais (condados) da mortalidade infantil e não encontrou efeito significativo da taxa de pobreza. Os gastos governamentais com serviços em saúde e hospitais estiveram associados ao aumento da probabilidade de mortalidade infantil, enquanto números mais elevados de leitos hospitalares *per capita* reduziram a probabilidade de morte. Assim como no presente estudo, outras variáveis foram testadas, mas não se mostraram associadas ao desfecho, embora não tenham incluído o peso ao nascer e a idade gestacional entre as variáveis exploratórias.¹⁵

Dois estudos realizados na região Nordeste utilizaram os modelos de risco proporcional multiníveis para o tempo de sobrevivência infantil considerando municípios e famílias. Em um deles,²³ a variância ao nível das famílias não foi significativa, ao contrário da variância entre os municípios. O intervalo interpartal e a ordem de nascimento foram importantes preditores da mortalidade infantil, além da educação materna e renda familiar, mas com menor intensidade.²³ Outro estudo mostrou que acompanhamento pré-natal, grau de instrução materna mais elevado, raça branca ou asiática e presença de geladeira em casa são fatores que reduzem o risco de morte infantil. Também foi observada associação com a ordem do nascimento e

Tabela 3. Fatores de risco para mortalidade neonatal por todas as causas de morte, modelo geral e pré-termo. Rio Grande do Sul, 2003.

| Variáveis | Geral | | Pré-termo | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | Modelo 1 OR ^a (IC 95%) | Modelo 2 OR ^a (IC 95%) | Modelo 1 OR ^a (IC 95%) | Modelo 2 OR ^a (IC 95%) |
| Efeito individual | | | | |
| Peso ao nascer (g) | | | | |
| 500 a 1.499 | 43,82 (31,40;61,14) | 44,26 (31,72;61,76) | - | - |
| 1.500 a 2.499 | 5,75 (4,32;7,66) | 5,75 (4,32;7,66) | - | - |
| 2.500 a 2.999 | 1,99 (1,53;2,60) | 1,99 (1,53;2,60) | - | - |
| 3.000 a 3.999 | 1 | 1 | - | - |
| ≥ 4.000 | 1,58 (0,94;2,65) | 1,57 (0,93;2,65)* | - | - |
| Peso ao nascer (g) | | | | |
| ≥ 2.500 | - | - | 1 | 1 |
| < 2.500 | - | - | 7,61 (5,10;11,36) | 7,61 (5,10;11,36) |
| Apgar 1º minuto | | | | |
| 9 ou 10 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 7 ou 8 | 1,55 (1,22;1,98) | 1,54 (1,21;1,97) | 1,74 (1,21;2,51)** | 1,75 (1,22;2,53) |
| < 7 | 3,19 (2,34;4,35) | 3,19 (2,34;4,35) | 3,94 (2,60;5,96) | 3,97 (2,62;6,02) |
| Apgar 5º minuto | | | | |
| 9 ou 10 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 7 ou 8 | 2,24 (1,76;2,84) | 2,24 (1,76;2,84) | 2,11 (1,61;2,78) | 2,11 (1,61;2,78) |
| < 7 | 11,70 (8,81;15,55) | 11,70 (8,81;15,55) | 11,47 (8,62;15,82) | 11,47 (8,32;15,82) |
| Tipo de parto | | | | |
| Vaginal | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Cesáreo | 0,83 (0,72;0,97) | 0,84 (0,72;0,98)** | 0,77 (0,64;0,92) | 0,76 (0,63;0,92) |
| Duração gestação (semanas) | | | | |
| ≥ 37 | 1 | 1 | - | - |
| < 37 | 1,84 (1,43;2,37) | 1,84 (1,43;2,37) | - | - |
| Anomalia | | | | |
| Sem | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Com | 15,03 (11,45;19,74) | 15,03 (11,45;19,74) | 4,81 (3,21;7,20) | 4,81 (3,21;7,20) |
| Consulta pré-natal | | | | |
| ≥ 7 | - | - | 1 | 1 |
| 1 a 6 | - | - | 1,48 (1,20;1,82) | 1,49 (1,21;1,83) |
| Nenhuma | - | - | 2,16 (1,53;3,05) | 2,15 (1,53;3,03) |
| Efeito hierárquico | | | | |
| Variância do nível 1 (σ_{eo}^2) | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Variância do nível 2 (σ_{uo}^2) | 0,111 (0,02;0,20) p = 0,016 | 0,094 (0,02;0,17) p = 0,023 | 0,135 (0,02;0,25) p = 0,024 | 0,107 (0,01;0,21) p = 0,041 |
| Taxa de pobreza (% da pop. com renda <i>per capita</i> inferior a ½ salário mínimo) | - | 1,47 (1,08;2,00) p = 0,015 | - | - |
| Abastecimento de água (% de domicílios com água canalizada à rede geral) | - | - | - | 0,69 (0,50;0,96) p = 0,028 |
| DIC | 6.400,35 | 6.399,41 | 3.357,78 | 3.557,24 |

DIC: Bayesian Deviance Information Criterion

^a Ajustado para as outras variáveis da tabela por meio de modelos de regressão logística múltipla multinível;

*p = 0,090; ** p = 0,025; Outros: p < 0,01; Modelo 1: com variáveis de nível individual; Modelo 2: com variáveis de nível individual e contextual

intervalo interpartal, mas não do município de residência das crianças.²¹

Nos modelos multiníveis, a análise de resíduos pode ser avaliada em cada nível, o que possibilita examinar o padrão específico das áreas.⁹ A microrregião de Porto Alegre apresentou risco de óbito neonatal inferior ao risco médio, possivelmente devido ao maior acesso a cuidados intensivos de qualidade. Por outro lado, as microrregiões de Passo Fundo e Litoral Lagunar apresentaram risco superior ao risco médio para o modelo geral e demandam ações específicas nessas áreas, como, por exemplo, qualificação da assistência pré-natal e da assistência ao parto e ao recém-nato.

Entre as limitações do estudo, pode ter havido viés de aferição pelo uso de dados secundários, efeito do tamanho das microrregiões (grande variabilidade interna) e não inclusão de outros possíveis determinantes, como consumo de álcool e cigarros ou aleitamento materno (dados não disponíveis), além da classificação usada para erro nos registros.

Devido ao grande número de variáveis testadas e à correlação entre algumas, o poder explicativo de variáveis não observadas provavelmente seria reduzido.

Isso poderia explicar, em parte, o pequeno efeito da área, já que a correlação intra-unidades é inversamente relacionada ao tamanho dos grupos.⁵ Por outro lado, considerar grupos menores poderia comprometer os resultados devido ao grande número de localidades com pequeno número de eventos.

O viés por falácia ecológica (atributos de uma determinada área aplicam-se de forma homogênea a todos os indivíduos) também deve ser considerado.

Os modelos multiníveis não necessariamente produzirão resultados diferentes dos procedimentos tradicionais de análise estatística, mas as estimativas tendem a ser mais acuradas. Apesar das limitações, a modelagem multinível foi capaz de capturar efeitos significativos em cada nível.

O estudo dos determinantes da mortalidade neonatal, sob um enfoque multinível de análise, é pioneiro no Brasil. Os modelos multiníveis indicaram pequenas diferenças em relação à análise clássica em termos de ajuste do modelo e da magnitude dos efeitos estimados. Os benefícios que podem ser obtidos por essa análise superam as dificuldades metodológicas, principalmente no estudo de dados agrupados.

REFERÊNCIAS

- Almeida MF, Mello-Jorge, MHP. O uso da técnica de "Linkage" de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. *Rev Saude Publica*. 1996;30(2):141-7. DOI:10.1590/S0034-89101996000200005
- Almeida MF, Novaes HMD, Alencar GP, Rodrigues LC. Mortalidade neonatal no Município de São Paulo: influência do peso ao nascer e fatores sócio-demográficos e assistenciais. *Rev Bras Epidemiol*. 2002;5(1):93-107. DOI:10.1590/S1415-790X2002000100011
- Barros FC, Victora CG, Barros AJD, Santos IS, Albernaz E, Matijasevich A, et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. *Lancet*. 2005;365(9462):847-54. DOI:10.1016/S0140-6736(05)71042-4
- Battaglia FC, Lubchenco MD. A practical classification of newborn infants by weight and gestational age. *J Pediatr*. 1967;71(2):159-63.
- Boyle MH, Willms JD. Place effects for areas defined by administrative boundaries. *Am J Epidemiol*. 1999;149(6):577-85.
- Costa CE, Gotlieb SLD. Estudo epidemiológico do peso ao nascer a partir da Declaração de Nascido Vivo. *Rev Saude Publica*. 1998;32(4):328-34. DOI:10.1590/S0034-89101998000400004
- Ferrari LSL, Brito ASJ, Carvalho ABR, Gonzáles MRC. Mortalidade neonatal no Município de Londrina, Paraná, Brasil, nos anos 1994, 1999 e 2002. *Cad Saude Publica*. 2006;22(5):1063-71. DOI:10.1590/S0102-311X2006000500019
- Goldani MZ, Benatti R, Silva AAM, Bettiol H, Correa JCW, Tietzmann M, et al. Narrowing inequalities in infant mortality in Southern Brazil. *Rev Saude Publica*. 2002;36(4):478-83. DOI:10.1590/S0034-89102002000400014
- Goldstein H. Multilevel statistical models. 3. ed. London: Edward Arnold; 2003.
- Knippenberg R, Lawn JE, Darmstadt GL, Begkoyian G, Fogstad H, Walelign N, et al. Systematic scaling up of neonatal care in countries. *Lancet*. 2005;365(9464):1087-98. DOI:10.1016/S0140-6736(05)71145-4
- Lawn JE, Cousens S, Zupan J. 4 million neonatal deaths: when? Where? Why? *Lancet*. 2004;365(9462):891-900. DOI:10.1016/S0140-6736(05)71048-5
- Machado CJ, Hill K. Determinants of neonatal and post-neonatal mortality in the City of São Paulo. *Rev Bras Epidemiol*. 2003;6(4):345-58. DOI:10.1590/S1415-790X2003000400009
- Machado CJ, Hill K. Maternal, neonatal and community factors influencing neonatal mortality in Brazil. *J Biosoc Sci*. 2005;37:193-208.
- 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):405-512. DOI:10.1590/S1519-38292004000400010.
- Matteson DW, Burr JA, Marshall JR. Infant mortality: a multi-level analysis of individual and community risk factors. *Soc Sci Med*. 1998;47(11):1841-54.
- Morais 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(2):477-85. DOI:10.1590/S0102-311X2000000200018
- Mosley WH, Chen L. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Pop Develop Rev*. 1984;10 (Suppl):25-45.
- Ribeiro AM, Guimarães MJ, Lima MC, Sarinho SW, Coutinho SB. Fatores de risco para mortalidade neonatal em crianças com baixo peso ao nascer. *Rev Saude Publica*. 2009;43(2):246-55. DOI:10.1590/S0034-89102002000400014
- Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. *Cad Saude Publica*. 2007;23(3):701-14. DOI:10.1590/S0102-311X2000000200018
- Sampson RJ, Morenoff JD, Gannon-Rowley T. Assessing "neighbourhood effects": social processes and new directions in research. *Annu Rev Sociol*. 2002;28:443-78. DOI:10.1146/annurev.soc.28.110601
- Santos TF, Moura FA. Os determinantes da mortalidade infantil no Nordeste: aplicação de modelos hierárquicos. *Bahia Analise Dados*. 2001;10(4):122-28.
- Sarinho SW, Filho DAM, Silva GAP, Lima MC. Fatores de risco para óbitos neonatais no Recife: um estudo caso-controle. *J Pediatr*. 2001;77(4):294-8. DOI:10.1590/S0021-75572001000400011
- Sastry N. Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil. *Popul Stud*. 1997;51:245-61.
- Silva CF, 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. DOI:10.1590/S1415-790X2006000100009
- Zupan J, Ahman E. Perinatal mortality for the year 2000: estimates developed by WHO. Geneva: World Health Organization; 2005.