

Priscila Pagung de Aquino Lapa¹
Taizi Honorato¹
Bárbara Reis-Santos¹
Carolina Maia Martins Sales¹
Ethel Leonor Noia Maciel¹
Adelmo Inácio Bertolde¹

Infant Mortality at Espírito Santo state: an analysis by Fully Bayesian models

Mortalidade Infantil no estado Espírito Santo: uma análise via modelos Completamente Bayesianos

ABSTRACT | **Introduction:** *The infant mortality may be considered a strong social indicator of population life quality as may be inversely associated with social determinants in health. Objective:* To present Fully Bayesian regression models to detect patterns of variation through mapping the risk of infant mortality in Espírito Santo state in 2010, and correlate with socioeconomic covariates. **Methods:** *It is an ecological study with emphasis on spatial analysis where were evaluated the factors probably associated to infant mortality (proportion of mothers under 20 years, proportion of mothers with income up to half basic pay and proportion of coverage of sewage) in Espírito Santo state in 2010. The data were showed with spatial effect and covariates by the WinBugs program (Version 1.4) and R (Version 2.12). Results:* From the analysis of different models it was found that the model that uses the spatial structure and adds the covariates income and sewage shows the better performance by DIC (Deviance Information Criterion) criterion. Through mapping risk estimated by fully Bayesian method was possible to realize a considerable gain on interpretation of infant death risk of Espírito Santo municipalities with this modeling. **Conclusion:** *The methodological model adopted provides better visualization of infant mortality risk, overcoming inequalities' distributions, allowing better assess the relationships between spatial factors and infant mortality rates by neighborhood.*

Keywords | *Spatial Epidemiology; Infant Mortality, Fully Bayesian Model and Social Determinants in Health.*

RESUMO | **Introdução:** A mortalidade infantil pode ser considerada um forte indicador social da qualidade de vida da população, já que, pode ser inversamente associada aos determinantes sociais em saúde. **Objetivo:** Apresentar modelos de regressão Completamente Bayesianos para a detecção de padrões de variação, por meio de mapeamento do risco da mortalidade infantil no estado do Espírito Santo no ano 2010 e, correlacionar com covariáveis socioeconômicas. **Métodos:** Trata-se de um estudo ecológico com enfoque na análise espacial onde foram avaliados fatores que provavelmente estão associados à mortalidade infantil (proporção de parturientes menores de 20 anos, proporção de parturientes com renda até meio salário mínimo e proporção de cobertura de esgotamento sanitário), no Espírito Santo, em 2010. Os dados foram apresentados com efeito espacial e covariáveis, pelo programa WinBugs (Versão 1.4) e R (Versão 2.12). **Resultados:** A partir das análises dos diferentes modelos, averiguou-se que o modelo que utiliza a estrutura espacial e que agrega a covariável renda e esgotamento sanitário apresenta o melhor desempenho, pelo critério DIC (Deviance Information Criterion). Por meio do mapeamento dos riscos estimados pelo método Completamente Bayesiano, foi possível perceber um ganho considerável na interpretação do risco de óbito infantil nos municípios do Espírito Santo, ao utilizar essa modelagem. **Conclusão:** O modelo metodológico adotado permite uma melhor visualização do risco de mortalidade infantil superando as desigualdades das distribuições, permitindo melhor avaliar as relações entre fatores espaciais e a taxa de mortalidade infantil por bairro.

Palavras-chave | *Epidemiologia Espacial; Mortalidade Infantil, Modelo Completamente Bayesiano e Determinantes Sociais em Saúde.*

¹Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória/ES, Brasil.

INTRODUÇÃO |

A taxa de mortalidade infantil (TMI), um dos mais simples indicadores de saúde, é utilizada para estimar o risco de morte dos nascidos vivos durante o primeiro ano de vida. De maneira geral a TMI reflete o desenvolvimento socioeconômico e infraestrutura ambiental, bem como o acesso e a qualidade dos recursos disponíveis para a atenção à saúde materna e população infantil¹.

No Brasil este indicador é historicamente utilizado para estimar as condições de vida da população, devido à maior facilidade de acesso aos dados, havendo, assim, uma maior conscientização acerca da situação de saúde da criança².

A Organização das Nações Unidas (ONU) estabeleceu no ano 2000 Objetivos para o Desenvolvimento do Milênio que, entre eles, prevê a redução da mortalidade infantil em 75% até o ano de 2015 com base nos índices de 1990³. Globalmente a TMI tem diminuído de uma taxa estimada de 61 mortes por 1000 nascidos vivos em 1990 para 40 mortes por 1000 nascidos vivos em 2010. No Brasil, a TMI no ano de 1990 foi de 47 por 1000 nascidos vivos e em 2010 de 15 mortes por 1000 nascidos vivos. Contudo os desfechos de saúde para crianças pobres são piores do que para crianças não-pobres, sendo a TMI inversamente relacionada com condições socioeconômica^{2,4}.

A dependência, física e mental, das crianças as torna mais suscetíveis às iniquidades que levam a acentuadas diferenças em termos de mortalidade e morbidade⁵. Iniquidades em saúde dizem respeito às desigualdades evitáveis dentro e entre as sociedades. Assim as condições sociais e econômicas e seus efeitos na população determinam o risco de adoecimento e as ações a serem tomadas para prevenir o adoecimento ou tratar a doença quando ela ocorre⁶.

Os determinantes sociais de saúde são as circunstâncias em que as pessoas nascem, crescem, vivem, trabalham e envelhecem, bem como os sistemas organizados para lidar com a doença. Essas circunstâncias, por sua vez, são moldadas por um conjunto mais amplo que envolve economia, sociedade e políticas⁶.

Assim o objetivo do estudo consiste em apresentar modelos de regressão Completamente Bayesiano na detecção de padrões de variação, por meio de mapeamento do risco da mortalidade infantil no estado do Espírito Santo no ano 2010 e correlacionar com covariáveis socioeconômicas.

MÉTODOS |

Trata-se de um estudo ecológico com enfoque na análise espacial e nos possíveis determinantes da taxa de mortalidade infantil dos 78 municípios do estado do Espírito Santo. Os dados utilizados são oriundos dos sistemas SIM (Sistema de Informação sobre Mortalidade) e SINASC (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos) do DATASUS (Departamento de Informática do SUS/Brasil).

As variáveis utilizadas no estudo foram número de nascidos vivos, número de óbitos no primeiro ano de vida, proporção de parturientes menores de 20 anos, proporção de parturientes com renda até meio salário mínimo e proporção de cobertura de esgotamento sanitário. A seleção desses indicadores foi realizada com base em revisão de literatura^{7,8,9,10}.

Análise estatística

O método clássico mais usual para a estimação do risco de um determinado evento é denominado de taxa bruta t_i , defini-se da seguinte forma: $t_i = (n_i / N_i) 1000$, onde n_i é o total de óbitos no município i e N_i é a população de nascidos vivos no município i por 1000 nascidos vivos.

Um problema associado a essa taxa ocorre quando o evento de interesse é raro em localidades com população pequena, devido à alta instabilidade ao estimar o risco de ocorrência do evento. Outra situação acontece quando não ocorre nenhum evento, conseqüentemente, o risco estimado é zero, o que nem sempre é real no contexto de dados epidemiológicos¹¹.

Com intuito de estimar o risco da mortalidade infantil associado a fatores de influência, serão avaliados os 8 modelos de regressão a seguir:

- (1) Efeito espacial, sem covariável;
- (2) Efeito espacial, com idade materna;
- (3) Efeito espacial, com renda;
- (4) Efeito espacial, com esgotamento;
- (5) Efeito espacial, com idade materna e renda;
- (6) Efeito espacial, com idade materna e esgotamento;

(7) Efeito espacial, com renda e esgotamento;

(8) Efeito espacial, com idade materna, renda e esgotamento.

A análise de regressão utilizando o modelo Completamente Bayesiano é aplicada para mensurar o efeito espacial conjuntamente com as covariáveis analisadas. Nessa modelagem, supõe-se que o número de óbitos infantis observado em cada município possui uma distribuição binomial, porém pode ser aproximado pela distribuição Poisson¹². Pode-se definir (Y_i) como o número de óbitos observados referente a cada município i ,

$$Y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i),$$

sendo $\mu_i = E_i \theta_i$, onde θ_i é o risco relativo de óbito infantil na área i , e E_i a quantidade esperada de óbito infantil em cada município ou área em estudo, dado por:

$E_i = n_i r$, sendo r a razão entre o total de óbitos e total de nascidos vivos no estado do ES no ano de 2010, supondo que o risco seja constante em cada área e igual ao risco geral da região.

O modelo hierárquico apresentado por Bernadinelli e Montonelli tem como ideia central o uso de informações das áreas vizinhas com intuito de diminuir o efeito aleatório não associado ao risco¹³. Ao levar em consideração a correlação espacial entre áreas subjacentes, o risco inerente à mortalidade infantil é mais suave, com menor variabilidade, mais concentrado e informativo.

O primeiro nível hierárquico do modelo é apresentado por:

$$Y_i | E_i \sim \text{Poisson}(\mu_i),$$

Os componentes utilizados na estimação do logaritmo do risco θ_i é dada por:

$\log(\theta_i) = \alpha_0 + \alpha \mathbf{X}_{ip} + u_i + b_i$, onde α_0 é o parâmetro intercepto e $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_p\}$ é um vetor de parâmetros que representa o efeito de cada uma das p covariáveis com efeito em $\log(\theta_i)$; \mathbf{X}_{ip} é um vetor de covariáveis; u_i e b_i são vetores de efeito aleatórios. Após estimar os componentes do logaritmo de θ_i , aplica-se a função exponencial a fim de se obter a estimação do risco θ_i .

No segundo nível hierárquico do modelo, são atribuídas as distribuições *a priori* de cada um dos componentes do mo-

delo: α_0 , α , u_i e b_i . Para todos os modelos analisados, a distribuição *a priori* de α_0 é dada por: $\alpha_0 \sim \text{Normal}(0.01, 0.001)$, e para cada um dos elementos de $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_k\}$ a distribuição é dada por $\alpha_0 \sim \text{Normal}(0, \tau_k)$. O componente u_i representa o efeito aleatório espacial, e sua distribuição *a priori* é estabelecida da seguinte forma: $u_i \sim \text{Normal}(0, \tau_u)$. Ambos τ_k e τ_u são desconhecidos e denominados hiperparâmetros, pois são parâmetros da distribuição *a priori*, e se constituem no terceiro nível hierárquico, onde estão as distribuições das *hiperprioris*. Para ambos foi utilizada a distribuição *a priori* Gamma(0.5, 0.0005), que equivale ao uso de uma distribuição *a priori* pouco informativa e, portanto, que exerce pouca influência sobre as inferências. A componente b_i considera o efeito da estrutura espacial e agrega a informação da vizinhança (dos municípios vizinhos), que neste caso a estrutura definida para a matriz de vizinhança utilizada é binária, na qual assume o valor 1 quando as áreas são vizinhas e 0 caso contrário. A distribuição dada a componente b_i faz uso de um modelo CAR (Condicional Auto-Regressivo) normal. A média é dada pela média aritmética dos efeitos dos seus vizinhos, e a variância é inversamente proporcional à quantidade de áreas vizinhas.

Por meio da distribuição *a posteriori* de θ são obtidas as estimativas dos de risco, resultante dos variados modelos apresentados e de suas *prioris*. Devido a complexidade do modelo, a distribuição *a posteriori* é encontrada pelo método de simulação estocástica chamada de MCMC (*Markov Chain Monte*), em que são encontrados os valores mais facilmente do que calcular analiticamente. O programa utilizado para a modelagem Completamente Bayesiana, pelo método MCMC, é o WinBugs (*Win Bayesian inference Using Gibbs Sampling*; Versão 1.4) e para mapeamento dos riscos o programa utilizado é o R (Versão 2.12), ambos os programas utilizados neste trabalho são livres.

A distribuição *a posteriori* conjunta é uma distribuição de probabilidade dos parâmetros presentes no modelo e das estimativas de cada um dos parâmetros. O intervalo de credibilidade de cada parâmetro do modelo é de suma importância para avaliar a associação das covariáveis e a taxa de mortalidade infantil.

A convergência das cadeias foi averiguada pelo método de Gelman e Rubin¹⁴. O critério de escolha do modelo utilizado é o DIC (*Deviance Information Criterion*). Esse é um dos critérios pode ser usado quando se modelam dados através de MCMC, sendo que o modelo que apresentou o menor DIC é o que melhor se ajustou aos dados¹⁵.

RESULTADOS |

O número de nascidos vivos no Espírito Santo por município em 2010 variou de 61 a 6.953. Enquanto que o número de óbitos por município variou de 0 a 82. A modelagem utilizada neste trabalho é a Completamente Bayesianiana. Foram realizadas 200 mil simulações para cada modelo, sendo que as 50 mil simulações iniciais foram descartadas (burn-in). A convergência foi verificada por meio do diagrama de Gelman-Rubin, observando as trajetórias das cadeias, com diferentes valores iniciais. A Tabela 1 mostra os modelos ajustados considerando o efeito espacial e os respectivos valores

do DIC.

Ao utilizar o critério do DIC o modelo que ajusta melhor aos dados é o que inclui o efeito espacial com a covariável renda e esgotamento. O modelo selecionado que representa o risco de óbito infantil é dado por:

$$\log(\theta_i) = -1,49 + 2,29(\text{renda}) + 0,82(\text{esgotamento}) + u_i + b_i$$

Dessa forma verificamos que as covariáveis renda e esgotamento apontam como fatores de influência inerente ao risco

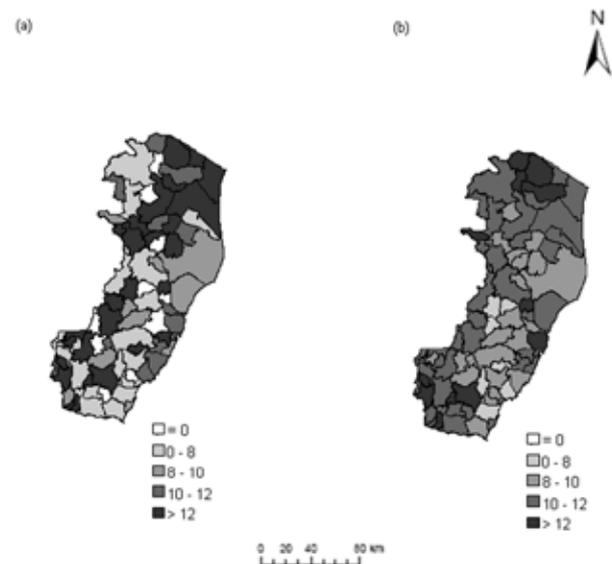
Tabela 1: Mortalidade Infantil no Estado do Espírito Santo - Modelos de regressão para identificação de fatores relacionados a TMI e seus respectivos valores de DIC para o ano de 2010

Modelo	DIC
Sem covariável	317,913
Efeito espacial, com idade materna	312,189
Efeito espacial, com renda	318,896
Efeito espacial, com esgotamento	318,141
Efeito espacial, com idade materna e renda	312,984
Efeito espacial, com idade materna e esgotamento	310,743
Efeito espacial, com renda e esgotamento	310,067
Efeito espacial, com idade materna, renda e esgotamento	311,629

TMI: Taxa de Mortalidade Infantil

DIC: Deviance Information Criterion

Figura 1: Mapas da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) do Estado do Espírito Santo no ano de 2010 - (a) Mapa da TMI Bruta; e (b) Mapa TMI a partir das estimativas do modelo Completamente Bayesianiano com efeito espacial e covariáveis renda e esgotamento.



co da mortalidade infantil no Espírito Santo, pelo método Completamente Bayesianiano.

A TMI ajustada pelo modelo para o estado do Espírito Santo no ano de 2010 foi de 11 óbitos por 1000 nascidos vivos. Na modelagem Completamente Bayesianiana, foram avaliadas as possíveis influências das covariáveis, além do efeito espacial, como pode ser visto no mapeamento dos riscos (Figura 1). Por outro lado, o mapa da taxa bruta não considera as dependências dos municípios vizinhos nem agregam informações de outros fatores que possivelmente estão associados ao risco de óbito infantil.

Dessa forma, a partir da taxa bruta pode-se observar que alguns municípios, por não apresentarem nenhum óbito infantil, obtiveram risco igual zero. São eles: Atilio Vivacqua, Brejetuba, Conceição do Castelo, Governador Lindenberg, Ibirapu, Iconha, Ponto Belo, Santa Leopoldina, São Roque do Canaã, e Vila Pavão. Contudo, com a taxa ajustada este fato foi corrigido e nenhum município apresentou risco igual a zero.

DISCUSSÃO |

A sugestão de que as covariáveis renda e esgotamento em conjunto contribuam para a estimação da taxa de mortalidade infantil concordam com a possível correlação entre fatores sócio-demográficos e ambientais presentes nos estudos ecológicos bem como com a influência das iniquidades em saúde neste indicador¹⁶.

Kato *et al.*, utilizando o mesmo modelo completamente Bayesiano para a detecção de padrões de variação do risco de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, encontrou sua correlação com a covariável escolaridade¹⁷.

Esses achados permitem direcionar as intervenções, coordenadas e intersetoriais, sobre os diversos níveis dos determinantes sociais da saúde para a diminuição das iniquidades relacionadas à estratificação social e a consequente melhora dos indicadores relacionados¹⁸.

A TMI para o ano de 2010, estimada pelo modelo Completamente Bayesiano, para o Espírito Santo foi de 11 mortes por 1000 nascidos vivos sendo classificada como baixa, de acordo com critérios do Ministério da Saúde (> 20 mortes por 1000 nascidos vivos)¹⁹.

A integração dos Sistemas de Informações Geográficas (SIG) na área da saúde tem sido uma ferramenta muito útil, que vem ganhando destaque, devido ao uso de mapas para a representação espacial de eventos²⁰.

A partir dos mapas há uma percepção visual da diminuição dos contrastes entre as taxas de municípios vizinhos decorrente do ajuste pelo modelo. Assim, as áreas de risco aumentado podem ser identificadas com maior propriedade para melhor o planejamento de ações de intervenção e direcionamento de recursos.

A impossibilidade de controle das covariáveis individuais, inerente à análise ecológica, é uma limitação que deve ser considerada bem como a distribuição dos dados por áreas administrativas que podem diminuir a resolução espacial.

Contudo, superando tais limitações, o modelo metodológico adotado permite uma melhor visualização do risco de mortalidade infantil superando as desigualdades das distribuições.

CONCLUSÃO |

Foram avaliados oito modelos de regressão espacial Completamente Bayesianos utilizados para estimar o risco da mortalidade infantil no Espírito Santo em 2010. O método utilizado é baseado nas simulações MCMC, que possibilita estimar o risco de óbitos e os parâmetros do modelo e o critério de seleção utilizado foi baseado no DIC. O modelo selecionado considerou o efeito espacial com a renda e o esgotamento. Em síntese, na modelagem Completamente Bayesiana foi possível verificar o efeito da influência das covariáveis relacionadas aos determinantes sociais de saúde, bem como da estrutura espacial, contrapondo o método da taxa bruta em que não agrega essa informação. Mediante os resultados encontrados, sugere analisar posteriormente o efeito dos parâmetros por município, podendo assim observar quais municípios são mais influenciados pelas covariáveis analisadas.

REFERÊNCIAS |

1. Rede Interagencial de Informações para a Saúde – RIPSA . Taxa de mortalidade infantil c.1 – 2009. [Acesso em: 2012 Abr 20]. Disponível em: <http://www.ripsa.org.br/fichasIDB>.
2. Victora CG, Aquino EM, Do Carmo L M, Monteiro C.A, Barros FC, Szwarwald C.L. Maternal and child health in Brazil: Progress and challenges, 2011; *The Lancet*, 377 (9780): 1863-1876.
3. Portal da Saúde - Ministério da Saúde. [Acesso em: 2012 Abr 22]. Disponível em: http://portal.saude.gov.br/portal/saude/profissional/visualizar_texto.cfm?idtx-t=32484&janela=1.
4. World Health Organization. Global Health Observatory. Neonatal and infant. [Acesso em: 2012 Abr 22]. Disponível em: http://www.who.int/gho/child_health/mortality/neonatal_infant_text/en/index.html.
5. Barros FC, Victora CG, Scherpbier R, Gwatkin D. Socioeconomic inequities in the health and nutrition of children in low/middle income countries. *Rev. Saúde Pública* [serial on the Internet]. 2010 Feb [cited 2012 Apr 26]; 44(1): 1-16.

6. World Health Organization. Commission on Social Determinants of Health. Final Report. Geneva; 2010. [Acesso em 2012 Abr 22]. Disponível em: http://www.who.int/social_determinants/thecommission/finalreport/en/.
7. Moraes NOL, 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. de Saúde Públ.*, 2000; 16: 477-485.
8. Leite IC, Machado CJ, Lima LC, Rodrigues RN. Fatores associados à mortalidade infantil no Brasil, 2006, com enfoque na idade materna. *Cad. Saúde Colet.*, 2010; 18: 392-403.
9. Brandão M, Fréu CM, Geib LTC, Nunes ML. Determinantes sociais e biológicos da mortalidade infantil em coorte de base populacional em Passo Fundo, Rio Grande do Sul. *Ciênc. Saúde Colet.*, 2010; 15: 363-370.
10. Gomes MHR, Souza JÁ, Teixeira JC. Análise da associação entre saneamento e saúde nos estados brasileiros - estudo comparativo entre 2001 e 2006. *Eng. Sanit. Ambient.*, 2011; 16: 197-204.
11. Marshall RJ. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *Appl Stat* 1991; 40: 28-294.
12. Richardson S, Thomson A, Best NG, Elliott P. Interpreting posterior relative risk estimates in disease mapping studies. *Environ Health Perspect*, 2004; 112: 1016-25.
13. Bernadinelli L, Montonelli C. Empirical Bayes versus fully Bayesian analysis of geographical variation in disease risk. *Stat Med* 1992; 11: 983-1007.
14. Gelman A, Rubin D. Inference from Iterative Simulation using Multiple Sequences. *Statistical Science*. (1992a); 7: 457-511.
15. Spiegelhalter DJ, Best NG, Carlin BP, Linde A. Bayesian measures of model complexity and fit. *J R Stat Soc Series B Stat Methodol* 2002; 64: 583-639.
16. Susser M. The logic in ecological: II. The logic of design. *Am J Public Health* 1994; 84: 830-5.
17. Kato SK, Vieira DM, Fachel Jandyra MG. Utilização da modelagem inteiramente bayesiana na detecção de padrões de variação de risco relativo de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil. *Cad. de Saúde Públ.*, 2009; 25(7): 1501-1510.
18. BUSS PM, Pellegrini FA. A saúde e seus determinantes sociais. *Physis*, Rio de Janeiro, 2007; 17(1): 77-93.
19. 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.
20. Carvalho MS, Santos RS. Análise de dados espaciais em saúde pública: métodos, problemas, perspectivas. *Cad. de Saúde Públ.*, 2005; 5: 1361-78.

Correspondência para/Reprint request to:

Adelmo Inácio Bertolde

Campus Universitário - Depto. de Estatística da UFES - Centro de Ciências Exatas

Av. Fernando Ferrari, 514

Goiabeiras - Vitória - ES

Cep.: 29075-910.

E-mail: adelmoib@gmail.com

Recebido em: 24-5-2013

Acceto em: 22-7-2013