

## Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002

Spatial distribution of the infant mortality rate and its principal determinants in the State of Ceará, Brazil, 2000-2002

José Gomes Bezerra Filho <sup>1</sup>  
Lígia Regina Franco Sansigolo Kerr <sup>1</sup>  
Daniel de Lima Miná <sup>1</sup>  
Maurício Lima Barreto <sup>2</sup>

### Abstract

*The geographic distribution of health problems and its relationship to potential risk factors has opened a vast field for epidemiological research. The present study aims to identify spatial distribution patterns for the neonatal and post-neonatal components of the infant mortality rate (IMR) in Ceará State, Brazil, and discuss the main socioeconomic, demographic, and healthcare factors contributing to the spatial dependence of these components. This cross-sectional ecological study uses multiple linear regression, in which spatial analysis of the components was obtained through the Moran index. Prenatal, childbirth, and neonatal care as well as improved income distribution are decisive for survival in the first month of life, while other factors related to nutrition, immunization, sanitation, education, and economic status are possible determinants of post-neonatal mortality. Selective healthcare measures are known to play a decisive role in decreasing the IMR. However, structural and intersector changes generate the sustainability needed to maintain this indicator on the same level as in developed countries.*

*Residence Characteristics; Infant Mortality; Epidemiologic Factors*

### Introdução

O uso do espaço como categoria de análise, apesar de historicamente reconhecido como um dos componentes da epidemiologia descritiva <sup>1</sup>, só recentemente, com a incorporação de novos métodos estatísticos de análise aliados a programas de geoprocessamento e à preocupação na organização de Sistemas de Informações Georreferenciadas (SIG), tem sido ressaltado em diversos trabalhos, abrindo um vasto campo para a investigação epidemiológica da relação espaço-sociedade <sup>2</sup>.

Análise espacial é, portanto, o estudo de fenômenos sociais localizados no espaço geográfico. Esse campo de estudo vem se desenvolvendo, particularmente, no que tange a evidenciar as desigualdades sociais. Desse modo, a concepção do espaço passa a ser compreendida não só em uma dimensão ecológica, natural ou administrativa, mas no espaço social e historicamente constituído como expressão de transformações e de suas formas específicas de ocupação <sup>3</sup>.

A saúde pública e o ambiente estão intrinsecamente influenciados por padrões de ocupação do espaço. Não basta descrever as características das populações, é necessário localizar o mais precisamente possível onde estão acontecendo os agravos, os serviços que a população está procurando, o local de potencial risco ambiental e as áreas onde se concentram situações sociais vulneráveis <sup>4</sup>.

<sup>1</sup> Faculdade de Medicina, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, Brasil.

<sup>2</sup> Instituto de Saúde Coletiva, Universidade Federal da Bahia, Salvador, Brasil.

#### Correspondência

J. G. Bezerra Filho  
Departamento de Saúde Comunitária, Faculdade de Medicina, Universidade Federal do Ceará.  
Rua Prof. Costa Mendes 1608, 5<sup>a</sup> andar, Fortaleza, CE 60430-140, Brasil.  
gomes@ufc.br

O município reúne grande parte das condições necessárias que viabilizam seu uso como unidade espacial de análise, por possuir a informação e servir como referência de dados primários em saúde e ambiente, ser reconhecido pela população, por ser dotado de autonomia política e administrativa, dada a contínua descentralização do gerenciamento da saúde para o nível municipal<sup>5</sup>, permitir nível de agregação progressivo (micro e macrorregiões, Estado e país) e apresentar, na maioria das vezes, uma frequência mínima necessária para o estudo dos fenômenos coletivos. Porém, raramente apresenta homogeneidade interna quanto às variáveis analisadas. Seus indicadores resultam de uma média<sup>2</sup> e estão, portanto, sujeitos a vieses tal como a análise comum de dados agregados.

Dentre os diversos indicadores sanitários, a taxa de mortalidade infantil (TMI) é um dos mais sensíveis às transformações sociais de qualquer região<sup>6</sup>. O estudo detalhado do seu comportamento é fundamental para o controle e redução dos seus níveis. Um dos aspectos desse conhecimento diz respeito à sua distribuição espacial. Um estudo possível de ser realizado é a análise espacial de áreas, cujas taxas corresponderiam à mortalidade de cada município.

No Brasil, diversos estudos voltados à mortalidade infantil têm demonstrado a existência de diferenciais tanto entre estratos sociais<sup>7</sup>, entre regiões e Estados<sup>8</sup>, como entre áreas da mesma cidade<sup>9</sup>, o que leva normalmente à identificação de territórios constituídos de grupos populacionais sob altos riscos de morte infantil ou a correlacionar os riscos desta mortalidade com variáveis sócio-econômicas e de assistência à saúde.

O presente estudo procurou identificar padrões de distribuição espacial dos componentes neonatal (TMIN) e pós-neonatal (TMIP) da TMI e áreas de risco elevado no Estado do Ceará, Brasil, investigar o grau de dependência na distribuição espacial destes componentes, discutir os principais fatores sócio-econômicos que contribuíram para essa dependência, apresentar os diferenciais da TMI observada e estimada pelo método bayesiano empírico e apontar as localizações espaciais com diferenças atípicas.

## Material e método

### Tipo de estudo

Trata-se de um estudo ecológico transversal, com enfoque na análise espacial e nos possíveis determinantes dos componentes neonatal e pós-neonatal da TMI dos 184 municípios do Ceará. Para prover maior estabilidade às taxas dos mu-

nicipios com menor população, os coeficientes foram estimados como médias trienais, compreendendo o período 2000-2002.

### Coleta de dados e variáveis de estudo

A seleção das variáveis sócio-econômicas, demográficas e de atenção à saúde resultou da revisão de literatura<sup>9,10,11</sup>, sendo em sua maioria provenientes do *Censo Demográfico* de 2000, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e também de outras fontes como o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Secretaria Estadual de Saúde do Ceará (SESA-CE) e Programa de Desenvolvimento das Nações Unidas (UNDP). Com relação à TMI, as bases de dados consultadas foram o Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) do Departamento de Informática do SUS (DATASUS) do Ministério da Saúde.

As variáveis consideradas neste estudo foram as seguintes:

- **Indicadores epidemiológicos:** TMI e seus componentes neonatal e pós-neonatal (IPEA);
- **Indicadores demográficos:** taxa de urbanização (IPECE), densidade demográfica (IBGE), fecundidade total (IPEA), índice de envelhecimento (IBGE) e razão de dependência (IBGE);
- **Indicadores de atenção à saúde, infra-estrutura e recursos humanos nos serviços de saúde:** cobertura vacinal (DATASUS), indicadores de amamentação e desnutrição infantil (DATASUS e SESA-CE), leitos hospitalares por habitantes (DATASUS), médicos por habitantes (IPECE e DATASUS) e equipamentos e consultas de pré-natal por habitantes (DATASUS);
- **Indicadores sócio-econômicos:** (i) Educação – proporção de crianças de 7 a 14 anos de idade analfabetas (IPEA), proporção de crianças de 7 a 14 anos de idade fora da escola (IPEA), taxa de alfabetização de adultos (IPEA), número médio de anos de estudo das pessoas de 25 anos de idade ou mais (IPEA), proporção de mulheres alfabetizadas (IPECE), proporção de mulheres com menos de oito anos de estudo (IPECE) e componente para educação do Índice de Desenvolvimento Humano – IDH (IPEA e UNDP); (ii) Indicadores de habitação e saneamento – percentual da população com acesso a serviços de abastecimento público de água, esgoto, coleta de lixo (IPECE e IPEA), acesso à rede de energia (IPECE) e proporção de pessoas que vivem em domicílios com telefone (IPECE); e (iii) Renda e produção – proporção de recursos financeiros dirigidos à saúde do município (DATASUS), proporção de chefes de domicílios por rendimento, em salários míni-

mos (IPECE e IBGE), proporção de crianças de 10 a 14 anos de idade que trabalham (IPEA), proporção do valor da produção vegetal em relação ao total do estado (IPECE), proporção do consumo de energia rural (IPECE), industrial e comercial sobre consumo total do município (IPECE), produto interno bruto *per capita* (IPECE), intensidade da pobreza [linha de R\$ 37,75] (IPEA e UNDP), IDH-renda [Metodologia 2000] (IPEA e UNDP) e renda *per capita* (IPEA).

### **Análise dos dados**

Foram implementadas as análises de regressão linear simples e múltipla com o intuito de obter os coeficientes de regressão que relacionam cada variável no modelo com a TMI.

A partir da análise univariada, aqueles indicadores para os quais a regressão da TMI apresentava significância menor que 0,25 foram introduzidos no modelo de regressão linear múltipla<sup>12</sup>. A estimativa dos parâmetros foi produzida de acordo com o método dos mínimos quadrados, seleção retroativa. Os melhores preditores foram escolhidos por meio dos procedimentos anteriormente citados, avaliando a significância das variáveis do modelo pelo teste de Wald, sendo de 0,05 o nível máximo da significância para preservação no modelo definitivo<sup>12</sup>. O modelo final foi avaliado pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ), pela normalidade dos resíduos e pelo exame de colinearidade<sup>13</sup>. A metodologia descrita foi implementada utilizando-se os programas estatísticos Stata 7.0 (Stata Corporation, College Station, Estados Unidos) e SPSS 10.0 (SPSS Inc., Chicago, Estados Unidos).

Os estudos de comparação de taxas entre regiões são geralmente complicados por dois problemas estatísticos. Um deles refere-se a regiões com pequenas populações em risco, cujas taxas possuem maior variância e mais propensas a assumir valores mais extremos. Por outro lado, regiões vizinhas tendem a apresentar taxas mais similares que regiões distantes (autocorrelação) uma vez que estas regiões compartilham de características sócio-econômicas e demográficas que favorecem a formação de *clusters* no espaço, além da questão da dependência dos desfechos provocada pelo contágio<sup>13</sup>. A abordagem bayesiana espacial para estimar taxas de áreas é atualmente a mais encontrada na literatura por modelar situações extremamente complexas, incorporando restrições ou dependências estocásticas de forma simples por meio de um método computacional de estimação chamado “algoritmos de Monte Carlo via Cadeias de Markov”<sup>3</sup>. A técnica usada para correção das taxas foi, então, a bayesiana empírica, proposta por Marshal<sup>14</sup>.

Para tanto foi utilizada uma rotina do programa SpaceStat 1.91 (TerraSeer, Crystal Lake, Estados Unidos).

Os mapas disponibilizados foram extraídos das bases cartográficas do IBGE (Regiões e Estados do Brasil; 2000), compatíveis com o programa S-Plus for ArcView GIS 3.2 (Mathsoft Inc., Seattle, Estados Unidos).

A análise espacial dos dados envolveu várias etapas. A primeira concentrou-se na visualização da TMI e de seus componentes em mapas e gráficos, objetivando descrever os dados de forma a contribuir para o desenvolvimento de modelos hipóteses. Nessa etapa foram utilizados gráficos, tais como histogramas, *boxplots*, *normal qq-plots*, *scatterplot* e o sumário das medidas de tendência central e dispersão, a fim de investigar o tipo de distribuição das variáveis estudadas e a existência de *outliers* (valores extremos). A segunda etapa teve como propósito aproximar essas variáveis da distribuição normal, tendo sido empregadas algumas transformações dos tipos inversa, raiz quadrada e log-neperiana, escolhendo-se as funções que geraram maior estabilidade às variâncias<sup>4</sup>. Nessa etapa foram utilizados principalmente recursos disponíveis nos programas estatísticos SPSS 10.0, S-Plus2000 e SpaceStat 1.91.

Na terceira etapa, compararam-se os valores da TMI observada para determinado município com taxas calculadas pela estimação bayesiana, tomando os quartis como referência. Fez-se necessário, para a realização da modelagem dos dados, que o processo espacial subjacente fosse considerado estacionário, considerando a vizinhança de primeira ordem ajustada, a qual leva em conta, inicialmente, a existência de fronteiras em comum e, posteriormente, adota como critério de vizinhança a média das distâncias centróide à centróide de municípios adjacentes, sendo a vizinhança caracterizada pela distância inferior a tal média<sup>13,15</sup>.

O procedimento básico para a análise espacial da TMI foi o teste de autocorrelação espacial, ou análise de contigüidade, para a qual utilizou-se o índice de Moran que identifica o grau de aglomeração espacial das taxas. Esse indicador é uma medida de correlação espacial usada para detectar afastamentos de uma distribuição espacial aleatória. Tais afastamentos indicam a existência de padrões espaciais, como aglomerados ou tendência espacial<sup>3,16</sup>.

Ao ser constatada a dependência espacial, deu-se início à quarta e última etapa que consistiu em identificar as variáveis explicativas dos agregados geográficos que se constituem no conjunto dos possíveis fatores de risco. Adotou-se, para tanto, o procedimento utilizado por

Andrade & Szwarzwald<sup>9</sup>, no qual os efeitos das variáveis sócio-demográficas foram controlados mediante o cálculo da autocorrelação espacial dos resíduos dos modelos de regressão da taxa de mortalidade neonatal precoce.

## Resultados

Observando-se a TMI no período de 2000 a 2002, constata-se que a sobremortalidade dos municípios em relação à mortalidade infantil no Ceará é de 54%, ou seja, 100 dos 184 municípios possuem TMI acima da média do triênio, que é de 23,61 óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos, sendo que o primeiro e o terceiro quartis equívalem a 19,63 e 30,29 óbitos por mil nascidos vivos, respectivamente.

A Tabela 1 apresenta os valores mínimos e máximos, a média e o desvio padrão para a TMIN, TMIP, suas transformações e para os indicadores sócio-econômicos, demográficos e de atenção à saúde, no período 2000-2002. A TMIN e a TMIP, cujos intervalos de variação foram de 0,00 a 45,75 e de 0,00 a 39,22 com o estimador bayesiano, assumiram valores no intervalo de 7,81 a 21,85 e de 4,00 a 22,52, respectivamente. No entanto, a maior compressão se deu, como esperado, por conta da transformação log-neperiana, cujos intervalos variaram de 0,92 a 3,82 e de 1,07 a 3,67, na mesma ordem, desconsiderando aqueles municípios de taxa observada zero, Itaiçaba para TMIN e Itaiçaba e Pires Ferreira para a TMIP, dada a impossibilidade de calcular o logaritmo para taxas com estes valores.

Dentre os indicadores de atenção à saúde, vale esclarecer o fato de a cobertura vacinal e da cobertura do Programa de Agentes Comunitários de Saúde (PACS)/Programa Saúde da Família (PSF) superarem 100% em alguns municípios, devido à população de referência informada pelo IBGE encontrar-se subestimada. No caso da imunização, existe ainda a possibilidade da abrangência da população de municípios vizinhos, alterando a relação entre vacinados e recenseados. Para lidar com esses indicadores, optou-se por não realizar o truncamento em 100%.

Dentre as condições de habitação e saneamento, chamam a atenção os baixos percentuais da proporção de coleta pública de lixo e esgotamento sanitário, considerando tratar-se de áreas urbanas, cujos valores médios para o Estado foram 38,1 e 14,8, respectivamente.

Com relação aos indicadores demográficos, destaca-se a razão de dependência, mostrando que a população economicamente dependente representa, em média, para o Estado, quase 75% da população economicamente ativa. No grupo

dos indicadores de renda, ressalte-se que mais de 60%, em média, dos chefes de família possuem renda média mensal menor que um salário mínimo.

Outro resultado preocupante é derivado dos indicadores educacionais. Esses revelaram que, em média, pouco mais de 70% da população residente feminina se encontra alfabetizada e que, aproximadamente, 80% dessa população possui menos de oito anos de estudo.

A plotagem das TMIN, TMIP e suas estimativas bayesianas resultaram nos mapas temáticos apresentados nas Figuras 1 e 2. Independentemente dos resultados dos testes de autocorrelação espacial, foi possível, por meio dos mapas, perceber a formação de agregados de municípios, principalmente após a suavização bayesiana.

A mortalidade neonatal, submetida à estimativa bayesiana, revelou uma concentração de municípios com elevados riscos ao oeste do Estado, destacando-se as microrregiões de Sobral, Ibiapaba e Sertão de Inhamuns, estendendo-se ao sudoeste através do Sertão de Senador Pompeu, Iguatu e Lavras da Mangabeira, estremando com o Estado da Paraíba.

Para a taxa bayesiana da mortalidade infantil pós-neonatal, os mais altos valores são observados ao noroeste, desde a microrregião Litoral de Camocim e Acaraú, abrangendo quase toda região da Ibiapaba e parte da microrregião de Ipu. Altos valores dessa taxa também são localizados ao sudoeste, principalmente nos limítrofes dos Estados do Piauí e Pernambuco, que correspondem à quase totalidade das microrregiões da Chapada do Araripe, Várzea Alegre, Caririçu e Cariri. Encontram-se, ainda, altos valores desse indicador em alguns municípios da região central do estado, prolongando-se na direção sudeste até a fronteira com o Estado da Paraíba, que corresponde às microrregiões do Sertão de Senador Pompeu, Iguatu e Lavras, assim como, de forma mais dispersa, tais excessos de mortalidade são detectados em alguns municípios do nordeste do Ceará.

Os modelos apresentados nas Tabelas 2 e 3 foram submetidos a testes de significância estatística, de normalidade dos resíduos e de colinearidade, não tendo sido refutados, do ponto de vista estatístico, por nenhum destes critérios.

Com relação à TMIN, o melhor modelo encontrado foi para a própria função identidade ( $R^2 = 0,2512$ ), para o qual resultaram como componentes a presença de salas de parto, médicos por mil habitantes, consultas em menores de um ano pela população de menores de um ano, proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer, proporção de chefes de domicílios com

Tabela 1

Análise descritiva das taxas de mortalidade infantil neonatal (TMIN) e pós-neonatal (TMIP), de suas transformações bayesiana (B) e log-neperiana (LN) e de indicadores sócio-econômicos, demográficos e de atenção à saúde, para os municípios do Ceará, Brasil, no período 2000-2002.

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média
<b>Epidemiológicas</b>			
TMIN 2000-2002	0,00	45,75	14,59
TMIP 2000-2002	0,00	39,22	11,33
TBMIN 2000-2002	7,81	21,85	14,33
TBMIP 2000-2002	4,00	22,52	10,54
LN da TMIN 2000-2002	0,92	3,82	2,60
LN da TMIP 2000-2002	1,07	3,67	2,33
<b>Atenção à saúde</b>			
Presença ou ausência de salas de parto	0,00	1,00	NA
Médicos por mil habitantes	0,18	4,33	1,26
Consultas em menores de 1 ano pela população de menores de 1 ano	0,03	12,03	2,64
% de crianças < 4 meses, acompanhadas pelo PACS/PSF, com aleitamento materno exclusivo	0,00	85,00	55,15
% de crianças menores de 2 anos desnutridas	0,00	25,86	13,12
% de crianças menores de 1 ano desnutridas	1,82	21,12	6,99
% de gestantes com 4 ou mais consultas de pré-natal	42,86	99,27	81,90
Cobertura vacinal em menores de 1 ano	64,24	126,07	89,15
Cobertura do PACS/PSF	30,69	125,44	92,65
% de nascidos vivos com baixo peso ao nascer	3,41	11,61	6,49
<b>Condições de habitação e saneamento</b>			
% de domicílios urbanos com abastecimento de água ligada à rede geral	4,58	98,90	73,03
% de domicílios urbanos com canalização interna	1,28	97,69	61,15
% de coleta de lixo adequada	7,10	95,20	38,10
% de esgotamento sanitário adequado	0,08	81,12	14,78
% de pessoas que vivem em domicílios com telefone	1,84	55,15	8,87
% de pessoas que vivem em domicílios com energia elétrica e geladeira	11,75	86,79	45,43
<b>Indicadores demográficos</b>			
Índice de envelhecimento	10,25	37,54	20,17
Taxa de urbanização	17,42	100,00	51,07
Razão de dependência	52,62	92,91	74,42
Taxa de fecundidade total	2,16	4,92	3,37
<b>Indicadores de renda e produção</b>			
Transferência do SUS por habitante	19,94	212,97	45,21
Despesa total com saúde por habitante	34,06	256,32	84,64
Relação entre os recursos do PICCN e a população < 7 anos	6,04	20,77	11,13
Renda <i>per capita</i> em Reais (Metodologia 2000)	46,35	306,70	82,44
% de chefes de domicílios com rendimento menor que meio salário mínimo	1,50	36,59	16,47
% de chefes de domicílios com rendimento menor que um salário mínimo	22,78	83,39	61,38
% do valor da produção animal sobre o total do estado	0,03	3,86	0,54
Razão entre a renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres	11,46	138,61	32,28
% de crianças de 10 a 14 anos de idade que trabalham	2,65	32,12	12,75
Intensidade da pobreza: linha de R\$ 75,50	43,12	72,92	58,59
% de pessoas que vivem em famílias com razão de dependência maior que 75%	37,64	58,88	49,74
% do consumo de energia industrial e comercial sobre o total do município	1,92	80,78	18,40
IDH-M renda (Metodologia 2000)	0,41	0,73	0,50

(continua)

Tabela 1 (continuação)

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média
<b>Indicadores educacionais</b>			
% de crianças de 7 a 14 anos de idade analfabetas	11,91	49,85	26,81
População residente de 10 anos ou mais de idade alfabetizada	50,20	89,40	66,41
População rural de 10 anos ou mais de idade alfabetizada	38,07	73,25	60,14
População feminina de 10 anos ou mais de idade alfabetizada	55,96	89,85	71,63
% de mulheres com 10 anos ou mais de idade e menos de 8 anos de estudo	54,82	89,19	79,03
IDH-M educação (Metodologia 2000)	0,56	0,88	0,70

PACS: Programa de Agentes Comunitários de Saúde; PSF: Programa Saúde da Família; PICCN: Programa de Incentivo ao Combate às Carências Nutricionais; IDH-M: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal; NA: não se aplica.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade e Sistema de Informação de Atenção Básica.

Figura 1

Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil neonatal original (a) e sua transformação bayesiana (b), segundo municípios do Ceará, Brasil, no triênio 2000-2002.

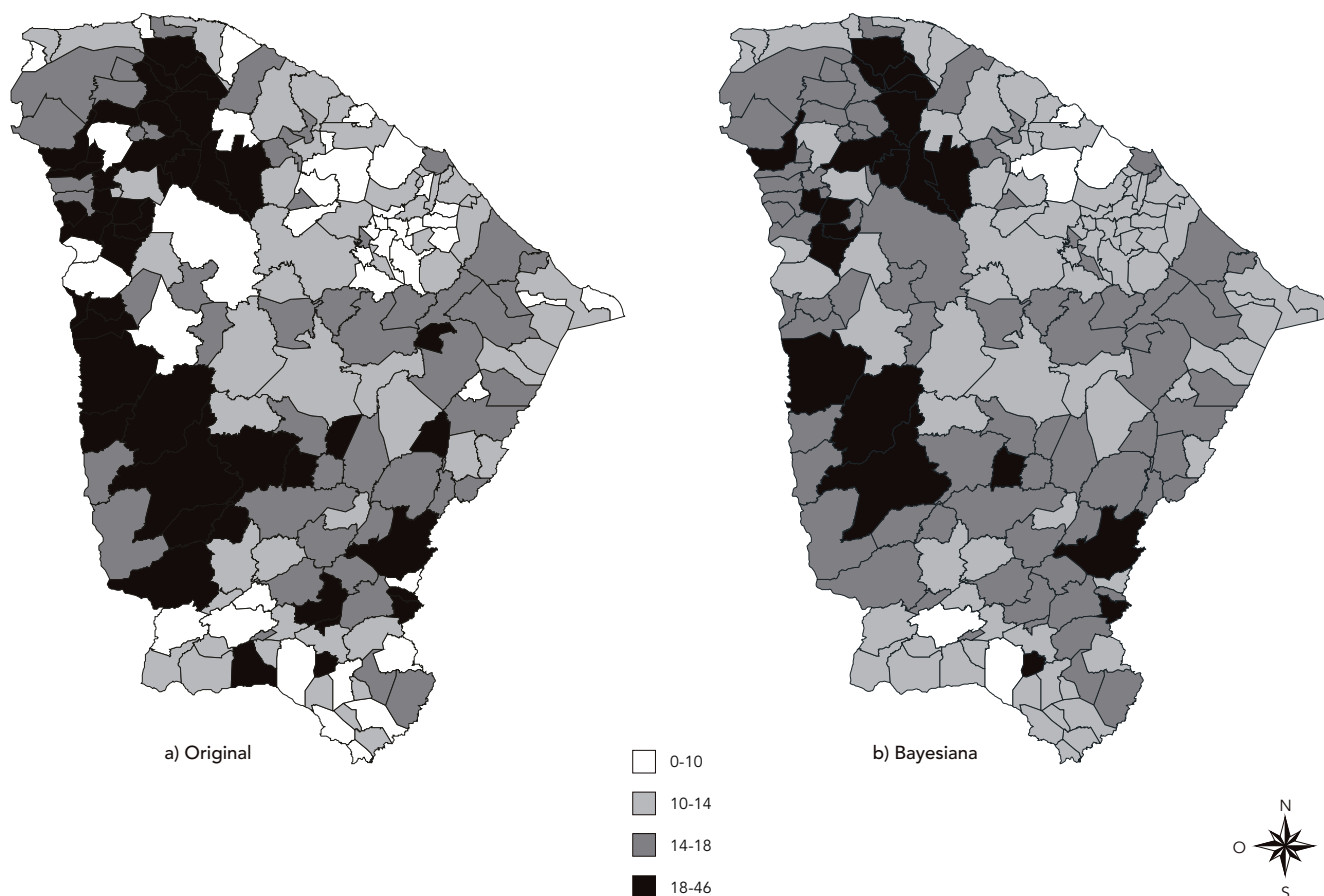
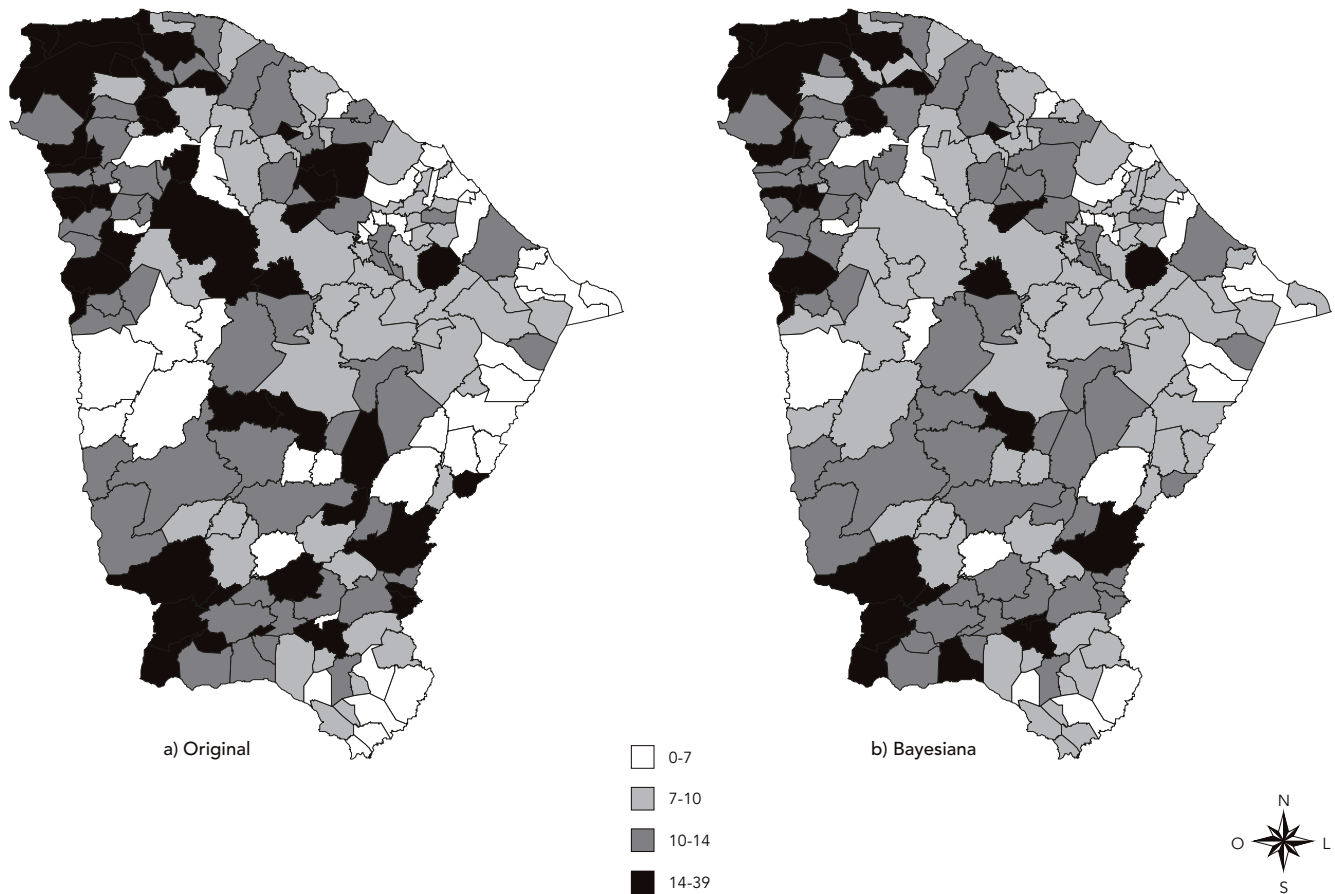


Figura 2

Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil pós-neonatal original (a) e sua transformação bayesiana (b), segundo municípios do Ceará, Brasil, no triênio 2000-2002.



rendimento menor que um salário mínimo e a razão entre a renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres.

Com relação à TMIP, o modelo que melhor expressou seus fatores de risco foi o resultante da transformação log-neperiana ( $R^2 = 0,4720$ ) com as seguintes co-variáveis: percentual de crianças menores de quatro meses acompanhadas pelo PACS ou PSF, com aleitamento materno exclusivo, percentual de crianças menores de dois anos desnutridas, cobertura vacinal, cobertura do PACS/PSF, proporção de domicílios urbanos com esgotamento sanitário ligado à rede geral de esgoto, taxa de urbanização, proporção de chefes de domicílios com rendimento menor que meio salário mínimo, razão entre a renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres e a pro-

porção de mulheres com menos de oito anos de estudo.

O cálculo dos índices de Moran para TMIN (0,4198), log-neperiano da TMIN (0,4473), TMIP (0,4527), log-neperiano da TMIP (0,4712), todos significantes no nível de 0,01, mostram por um lado a dependência na distribuição espacial dos componentes das TMIs e suas transformações; por outro, observa-se que, quando considerados os resíduos dos modelos produzidos para a TMIN e TMIP e suas transformadas, a presença dos indicadores sócio-econômicos, demográficos e de atenção à saúde não eliminou, mas reduziu tal dependência espacial em 22%, 19%, 42% e 47%, respectivamente. Tal redução ocorreu em função das co-variáveis presentes nos modelos de regressão.

Tabela 2

Descrição do modelo de regressão linear múltipla da taxa de mortalidade infantil neonatal (TMIN) nos possíveis determinantes sócio-econômicos, demográficos e de atenção à saúde para os municípios do Ceará, Brasil, no período 2000-2002.

TMIN	Coeficiente de regressão de $\beta$	Coeficiente de regressão padronizado de $\beta$	Significância de $\beta$	Intervalo de confiança de $\beta$ (95%)	
				LI	LS
Constante	8,622		0,017	1,537	15,708
Presença ou ausência de salas de parto	-4,770	-0,231	0,001	-7,481	-2,058
Médicos por mil habitantes	-1,157	-0,136	0,056	-2,347	0,032
Consultas em menores de 1 ano pela população de menores de 1 ano	-0,860	-0,237	0,001	-1,340	-0,380
Proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer	0,985	0,257	0,000	0,470	1,500
Proporção de chefes de domicílios com rendimento menor que um salário mínimo	0,095	0,156	0,022	0,014	0,176
Razão entre a renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres	0,052	0,265	0,000	0,026	0,078

N = 183; R<sup>2</sup> = 0,2512; F = 9,84.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade e Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos.

Tabela 3

Descrição do modelo de regressão linear múltipla da transformação log-neperiana da taxa de mortalidade infantil pós-neonatal (LN da TMIP) nos possíveis determinantes sócio-econômicos e demográficos para os municípios do Ceará, Brasil, no período 2000-2002.

LN da TMIP	Coeficiente de regressão de $\beta$	Coeficiente de regressão padronizado de $\beta$	Significância de $\beta$	Intervalo de confiança de $\beta$ (95%)	
				LI	LS
Constante	0,818		0,181	-0,385	2,020
Percentual de crianças menores de 4 meses, acompanhadas pelo PACS/PSF, com aleitamento materno exclusivo	-0,007	-0,253	0,000	-0,011	-0,003
Percentual de crianças menores de 2 anos desnutridas	0,019	0,215	0,002	0,007	0,031
Cobertura vacinal	-0,004	-0,123	0,044	-0,007	0,000
Cobertura do PACS/PSF	-0,002	-0,131	0,028	-0,004	0,000
Proporção de domicílios urbanos com esgotamento sanitário ligado à rede geral de esgoto	-0,003	-0,122	0,051	-0,007	0,000
Taxa de urbanização	0,007	0,244	0,001	0,003	0,011
Proporção de chefes de domicílios com rendimento menor que meio salário mínimo	0,022	0,347	0,000	0,012	0,031
Razão entre a renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres	0,003	0,228	0,000	0,002	0,005
Proporção de mulheres com menos de 8 anos de estudo	0,019	0,213	0,007	0,005	0,033

N = 172; R<sup>2</sup> = 0,4720; F = 16,10.

PACS: Programa de Agentes Comunitários de Saúde; PSF: Programa Saúde da Família.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade e Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos.



## Discussão

A principal limitação da análise ecológica é esperar que inferências causais do efeito ecológico reflitam o efeito biológico do nível individual<sup>17</sup>. Outro problema refere-se ao fato de que fatores sócio-demográficos e ambientais tendem a ser correlacionados<sup>18</sup>. Regiões vizinhas tendem a apresentar mais similaridades que regiões distantes – autocorrelação espacial<sup>19</sup>. A agregação dos dados gera problemas estatísticos por conta da redução da variabilidade, repercutindo sobre as inferências<sup>17</sup>.

Nesse tipo de estudo os modelos apresentados para explicar os componentes da mortalidade infantil estão expressos como combinações lineares entre indicadores sócio-econômicos e demográficos, no entanto, desfechos e co-variáveis são tomados simultaneamente, portanto a relação de causa e conseqüência não está perfeitamente caracterizada, sendo preferível o termo “possíveis determinantes” para tais co-variáveis<sup>19</sup>. Outras limitações são impostas pelos indicadores incluídos na análise, levando-se em consideração a qualidade das informações disponibilizadas pelo DATASUS e outros sistemas de informação dadas as falhas em seu preenchimento em nível municipal<sup>20</sup>.

As alterações sofridas pelas TMI neonatal e pós-neonatal, quando corrigidas pelo método bayesiano empírico, podem ser atribuídas, mesmo a partir de taxas trienais, à eliminação das flutuações aleatórias e ao sub-registro do óbito infantil.

Por meio da construção e análise dos mapas bayesianos, pôde-se acompanhar a distribuição dos componentes da TMI no Ceará e ainda identificar áreas de risco agravado (Figuras 1 e 2). As altas TMINs concentraram-se no oeste do Estado e as baixas, no nordeste e extremo sul, enquanto as altas TMIPs estão agrupadas ao noroeste e sudoeste do estado. Vale ressaltar que alguns municípios considerados de melhores níveis sócio-econômicos apresentaram taxas maiores devido, provavelmente, à existência de melhor sistema de notificação, e os baixos valores apresentados por alguns deles deveram-se, possivelmente, à subnotificação do óbito.

Leal & Szwarcwald<sup>10</sup>, analisando a mortalidade neonatal tardia no Estado do Rio de Janeiro, concluíram que, no início da década de 80, altas taxas de mortalidade neonatal tardia se associavam a indicadores sócio-ambientais, contribuindo para a existência de autocorrelação espacial, característica que desapareceu na década seguinte. Segundo as autoras, houve homogeneização dos riscos de morte no contexto de queda da mortalidade neonatal tardia no período analisado.

À medida que o acesso ao saneamento básico e à educação melhora, as medidas realizadas utilizando-se os valores médios ficam muito semelhantes e perdem o poder de discriminação espacial. A possibilidade de intervenção sobre a mortalidade infantil desloca-se, como tendência, para a esfera dos serviços de saúde, em particular para os médico-assistenciais<sup>10</sup>.

Os modelos que apresentaram os maiores coeficientes de determinação foram, justamente, aqueles que se relacionaram com a TMIN não-transformada e com o logaritmo neperiano da TMIP (Tabelas 2 e 3), os quais conseguiram explicar 25% e 47% da variação destes indicadores. A variação restante deve-se a outros determinantes não contemplados nesses modelos. Além do mais, os modelos já referidos apresentaram significância estatística, normalidade dos resíduos e, considerando o critério descrito por Hamilton<sup>21</sup>, não foi detectada colinearidade suficiente para invalidar suas estruturas.

Para o Ceará, no período 2000-2002, constatou-se a redução da dependência espacial dos componentes da TMI, quando levado em consideração o efeito de alguns indicadores sócio-econômicos, demográficos e de atenção à saúde constantes nos modelos apresentados. Porém, não sendo os únicos responsáveis pela formação de agregados, uma vez que outras variáveis investigadas constantes da Tabela 1 também influenciam nessas formações, deduz-se que, possivelmente, as causas da formação de *clusters* estão distribuídas em diversos fatores que vão além dos apresentados nos modelos de regressão. Uma provável explicação para a permanência da autocorrelação seria o contágio, já que parte da mortalidade infantil decorre de doenças infecciosas.

Analisando os fatores de risco encontrados no modelo de regressão da TMIN, verificou-se que três dentre as seis co-variáveis, quais sejam: “presença ou ausência de salas de parto”, “médicos por mil habitantes” e “consultas em menores de um ano”, representam a importância da infraestrutura da assistência no atendimento ao parto e ao recém-nascido.

A melhoria na assistência ao recém-nascido em sala de parto é um dos principais interesses da Sociedade Brasileira de Pediatria<sup>22</sup>. A presença do profissional qualificado para o atendimento ao recém-nascido na sala de parto é vital para a prevenção de diversas patologias e para a tomada de cuidados necessários ao período neonatal imediato, tendo como conseqüência a redução das taxas de mortalidade neonatal e infantil<sup>23</sup>.

Observa-se uma melhoria da relação médico por habitante na década de 90, haja vista que a média deste indicador para os municípios

cearenses em 1991 era de 0,55 por mil habitantes, passando para 1,26 em 2000. Em 2001, no entanto, o Ceará apresentou uma das mais baixas relações médico por habitante, em se tratando de Nordeste, com resultado de um médico para cada mil habitantes (DATASUS. <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2002>; acessado em 21/Set/2003).

O baixo peso ao nascer está presente no modelo da TMIN como o segundo mais importante fator de risco. No Ceará, 7% dos nascimentos acompanhados pelo PSF em 2002, apresentaram baixo peso (DATASUS. <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2003>, acessado em 03/Mai/2004). Segundo estudo realizado em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, em 1998, a modelagem espacial da mortalidade infantil neonatal revelou que seus dois principais determinantes individuais foram o “peso ao nascer” e a “duração da gestação”. Além do já referido “peso ao nascer”, evidenciou-se também o efeito da “escolaridade materna”<sup>25</sup>. Em um estudo de coorte realizado em Belo Horizonte, Minas Gerais, em 1999, o risco de morte perinatal foi vinte vezes maior para as crianças com baixo peso ao nascer, sendo que 60% dos óbitos neonatais poderiam ter sido evitados<sup>26</sup>.

Os possíveis determinantes da mortalidade neonatal são, conforme o modelo analisado anteriormente, constituídos de fatores sócio-econômicos e fatores relativos ao acesso e à qualidade da assistência à saúde. A existência de salas de parto, a presença de médicos no município, especificamente para assistência pediátrica, a proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer, além da renda, foram também evidenciados nos trabalhos de Leite et al.<sup>26</sup> como elementos de fundamental importância na determinação do risco de morte do recém-nascido no Ceará.

No que diz respeito aos fatores de risco da TMIP, fica evidente a importância do aleitamento materno, da alimentação, da imunização e da maior atenção à saúde da criança através do PACS/PSF na redução da mortalidade infantil. Vale ressaltar que essas medidas estão relacionadas com as políticas adotadas, ao final da década de 80 e durante a de 90, por meio da implementação de medidas seletivas de combate à mortalidade infantil no Ceará.

As campanhas de amamentação empreendidas pelos governos estadual e federal parecem ter, no Ceará, obtido relativo êxito, uma vez que a média de crianças até quatro meses de idade acompanhadas pelo PACS/PSF e que estavam sob aleitamento materno exclusivo era de 32,8% em 1993, aumentando para 57,67%, em 2000 (DATASUS. <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2002>; acessado em 21/Set/2003).

A estimativa do impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil foi avaliada por

Escuder et al.<sup>27</sup> em 14 municípios da grande São Paulo. O estudo mostrou que, em crianças amamentadas, as duas principais causas de morte nesse período, pneumonia e diarreia, podem ser significativamente reduzidas. As frações de mortalidade evitável por amamentação superaram os 60% para infecção respiratória e os 80% para diarreia nos municípios estudados<sup>27</sup>. Dentre as crianças menores de um ano acompanhadas pelo PACS/PSF, em 2000, no Estado do Ceará, 8,4% encontravam-se em estado de desnutrição, em 2002 este indicador baixa para 6,5% (DATASUS. <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2003>, acessado em 03/Mai/2004).

A cobertura da BCG no Ceará, em 1990, foi de 82%, alcançando 100% em 2001; a da DTP variou de 64% para 95%; a imunização contra poliomielite avançou de 86% para 95% e contra o sarampo aumentou de 77% para 96% no mesmo período<sup>28</sup>. Algumas patologias imunopreveníveis que atingem principalmente as crianças, tais como, poliomielite, sarampo, coqueluche, difteria e tétano, vêm apresentando drásticas reduções nos seus níveis de incidência e mortalidade, no Brasil, resultado de altas coberturas vacinais alcançadas, com evidente impacto na mortalidade infantil<sup>29</sup>.

A cobertura do PSF encontrada no modelo da TMIP evidencia a importância dos investimentos na melhoria da qualidade do nível de saúde, avaliada a partir da mortalidade infantil pós-neonatal. Estudo produzido pelo Ministério da Saúde do Brasil mostrou que o PSF teve impacto significativo na queda da mortalidade infantil no período de 1991 a 2002; para cada aumento de 10% da cobertura do PSF a mortalidade infantil caiu 4,5%<sup>30</sup>.

As condições de habitação e saneamento são fundamentais para a análise da qualidade de vida da população. Em particular, o exame das características dos domicílios e do acesso destes aos serviços básicos de infra-estrutura sanitária fornece indicadores importantes do bem-estar e da saúde dos seus moradores<sup>31</sup>.

No Ceará, no período 2000-2002, essa relação com a TMIP ocorreu através da proporção de imóveis ligados à rede de esgotos. O abastecimento público de água atingiu maiores níveis de cobertura durante a década de 90, fato que impossibilitou explicitar sua relação com a mortalidade infantil ao final dessa década. No Ceará urbano, esse serviço encontra-se quase universalizado. Cerca de 80% dos domicílios possuem abastecimento de água procedente de rede geral<sup>32</sup>. A universalização dos serviços de esgotamento sanitário permanece um desafio imposto às diferentes esferas do poder público, não só por ter relação com a saúde da população, como devido

aos impactos causados ao meio ambiente. Em 2001, apenas pouco mais da metade dos domicílios urbanos do país estava ligada à rede coletora, situação que pouco se alterou nos últimos anos<sup>31</sup>. Apesar da melhoria das condições de saneamento na década de 90, as doenças infecciosas e parasitárias ainda ocupam o segundo lugar, com 31% das internações em menores de um ano, em 2000-2002.

Outro elemento preditor da TMIP foi a taxa de urbanização, apresentando uma relação direta com a mortalidade infantil tardia. O caráter dessa relação se explica, possivelmente, pelas condições de vida adversas nas grandes cidades, onde a grande maioria dos imigrantes com baixa escolaridade e pouca ou nenhuma qualificação profissional forma um enorme contingente populacional vivendo com baixa renda e sem habitação adequada nem acesso a serviços básicos sanitários<sup>33</sup>. Apesar de ter apresentado correlação inversa, não significativa, com a TMIP, no modelo de regressão em discussão, na presença das demais co-variáveis, a relação tornou-se direta e estatisticamente significativa, dando a entender que independentemente destas variáveis, o processo de urbanização contribui para a produção de mais óbitos infantis.

Morais-Neto et al.<sup>34</sup>, estudando a relação entre o processo de urbanização de Goiânia, constataram que a rápida e desordenada formação das periferias das grandes metrópoles vem criando bolsões de carência social e de exclusão de atendimento em saúde, exigindo novas estratégias de controle das endemias.

O rendimento médio dos chefes de família e a concentração de renda se reafirmaram como importantes fatores de risco da mortalidade infantil neonatal e pós-neonatal. Em recente pesquisa empreendida por Andrade et al.<sup>35</sup> sobre a determinação sócio-econômica do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, em 2001, a renda do chefe do domicílio foi o indicador que captou mais pronunciadamente, através da análise de regressão, tais diferenças.

A importância do nível educacional está presente no modelo de regressão da TMIP através da proporção de mulheres com menos de oito anos de estudo. É reconhecido pelo Banco Mundial que as políticas de desenvolvimento educacional são fortemente aliadas dos ganhos obtidos em saúde. O grau de instrução é considerado um marcador da condição sócio-econômica da mãe e de sua família. Além desse enfoque, o nível educacional da mãe pode ser compreendido também como fator relacionado ao perfil cultural e a comportamentos ligados aos cuidados de saúde, que têm um importante efeito na determinação da mortalidade infantil<sup>36,37</sup>.

No presente estudo, foram encontrados possíveis determinantes, tais como as condições de assistência à gravidez, ao parto e ao recém-nascido, que somadas a uma melhor distribuição de renda são decisivos para a sobrevivência na primeira semana de vida. Por sua vez, fatores ligados à alimentação, à atenção à saúde, ao saneamento, à educação e à contribuição de uma melhor situação econômica são possíveis determinantes da mortalidade pós-neonatal. No entanto, faz-se necessário o entendimento de como atuam tais variáveis na produção dos óbitos infantis. As pesquisas de Barrêto<sup>38</sup> e de Souza et al.<sup>39</sup> sobre as circunstâncias dos óbitos pós-neonatal no Ceará, além de confirmarem a importância dos fatores anteriormente mencionados, esclarecem, em instância final, como tais determinantes operam nas relações e nos comportamentos, contribuindo para o óbito.

Tanto os modelos explicativos encontrados neste trabalho quanto à revisão bibliográfica a respeito dos possíveis determinantes da mortalidade infantil vão ao encontro da tese da importância de ações intersetoriais na busca de uma melhor condição de saúde para as populações. Mesmo ficando claro o resultado dos esforços empreendidos pelo setor saúde, é inquestionável a necessidade da parceria dos demais setores na construção de uma sociedade mais equânime e saudável.

## Resumo

*A distribuição geográfica dos agravos à saúde e sua relação com potenciais fatores de risco vêm abrindo um vasto campo para a investigação epidemiológica. O presente estudo visa a identificar padrões de distribuição espacial dos componentes neonatal (TMIN) e pós-neonatal (TMIP) da taxa de mortalidade infantil (TMI) dos municípios do Ceará, Brasil, e discute os principais fatores sócio-econômicos, demográficos e de atenção à saúde que contribuíram para dependência espacial destes componentes. Trata-se de um estudo ecológico transversal, utilizando regressão linear múltipla, cuja análise espacial desses componentes foi obtida através do índice de Moran. Conclui-se que as condições de assistência à gravidez, ao parto e ao recém-nascido somadas a uma melhor distribuição de renda são decisivas para a sobrevivência no primeiro mês de vida, enquanto que a má alimentação, imunização, saneamento, educação e situação econômica são possíveis determinantes da mortalidade pós-neonatal. Reconhece-se a importância que as ações de atenção seletiva à saúde exercem para o declínio da TMI. No entanto, mudanças estruturais e intersetoriais são as que irão gerar a sustentabilidade necessária para levar esse indicador ao nível dos países desenvolvidos.*

*Distribuição Espacial; Mortalidade Infantil; Fatores Epidemiológicos*

## Colaboradores

J. G. Bezerra Filho idealizou o projeto, participou desde a construção do banco de dados, análise e elaboração do artigo. L. R. F. S. Kerr participou da escolha do delineamento, da análise e da revisão do artigo. M. L. Barreto participou da seleção das variáveis, da bibliografia recomendada, tendo inclusive contribuído no norteamento dos métodos de análise e obtenção das conclusões. D. L. Miná participou na execução do projeto, tendo atuado na construção dos bancos de dados e auxiliado na elaboração das tabelas e gráficos.

## Referências

1. Werneck GL, Struchiner CJ. Estudos de agregados de doença no espaço-tempo: conceitos, técnicas e desafios. *Cad Saúde Pública* 1997; 13:611-24.
2. Barcellos C, Santos SM. Colocando dados no mapa: a escolha da unidade espacial de agregação e integração de bases de dados em saúde e ambiente através do geoprocessamento. *Inf Epidemiol SUS* 1997; 6:21-7.
3. Assunção RM. Estatística espacial com aplicações em epidemiologia, economia e sociologia. São Carlos: Associação Brasileira de Estatística; 2001.
4. Carvalho MS, Pina MF, Santos SM. Os sistemas de informações geográficas. In: Ministério da Saúde, organizador. *Conceitos básicos de sistemas de informação geográfica e cartografia aplicados à saúde*. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2000.
5. Goldani MZ, Barbieri MA, Bettiol H, Barbieri MR, Tomkins A. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Rev Saúde Pública* 2001; 35:256-61.
6. Monteiro CA, Nazário CL. Declínio da mortalidade infantil e equidade social: o caso da Cidade de São Paulo entre 1973 e 1993. In: Monteiro CA, organizador. *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças*. 2ª Ed. São Paulo: Editora Hucitec; 2000. p. 173-85.
7. Victora CG, Wagstaff A, Schellenberg JA, Gwatkin D, Claeson M, Habicht JP. Appluing and equity lens to child health and mortality: more of the same is not enough. *Lancet* 2003; 362:233-41.
8. Duarte EC, Schneider MC, Paes-Sousa R, Ramalho WM, Sardinha LMV, Silva Jr. JB, et al. *Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório*. Brasília: Fundação Nacional de Saúde; 2002.
9. Andrade CLT, Szwarcwald CL. Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. *Cad Saúde Pública* 2001; 17:1199-210.
10. Leal MC, Szwarcwald CL. Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. *Rev Saúde Pública* 1997; 31:457-65.

11. Carvalho MS, Cruz OG, Nobre FF. Perfil de risco: método multivariado de classificação sócio-econômica de microáreas urbanas – os setores censitários da região metropolitana do Rio de Janeiro. *Cad Saúde Pública* 1997; 13:635-45.
12. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied logistic regression*. New York: Wiley Interscience Publication; 1989.
13. Souza WV, Barcellos CC, Brito AM, Carvalho MS, Cruz OG, Albuquerque MFM, et al. Aplicação do modelo bayesiano empírico na análise espacial da ocorrência de hanseníase. *Rev Saúde Pública* 2001; 35:474-80.
14. Marshall RM. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *J R Stat Soc Ser C Appl Stat* 1991; 40:283-94.
15. Assunção RM, Barreto SM, Guerra HL, Sakurai E. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem bayesiana. *Cad Saúde Pública* 1998; 14:713-23.
16. Carvalho MS. Aplicação de métodos de análise espacial na caracterização de áreas de risco à saúde [Tese de Doutorado]. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro; 1997.
17. Morgenstern H. *Ecologic studies in epidemiology: concepts, principles and methods*. *Annu Rev Public Health* 1995; 16:61-81.
18. Susser M. The logic in ecological: II. The logic of design. *Am J Public Health* 1994; 84:830-5.
19. Morgenstern H. *Ecologic studies*. In: Rothman K, editor. *Modern epidemiology*. Philadelphia: Lippincott-Raven Publishers; 1998. p. 459-80.
20. Fonseca SC, Coutinho ESF. Pesquisa sobre mortalidade perinatal no Brasil: revisão da metodologia e dos resultados. *Cad Saúde Pública* 2004; 20 Suppl 1:S7-19.
21. Hamilton LC. Regression diagnostics. In: Hamilton LC, editor. *Statistics with STATA*. Belmont: Duxbury Thompson Learning; 2003. p. 152-70.
22. Freire L. Boa técnica para salvar vidas: um balanço do programa. *SBP Hoje* 2004; 1:7-12.
23. Chiapin ML, Henn R, Fiori HH. Assistência ao recém-nascido na sala de parto. *Rev Med PUCRS* 2002; 12:213-9.
24. Shimakura SE, Carvalho MS, Aerts DRG, Flores R. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2001; 17:1251-61.
25. Lansky S, França E, Leal MC. Mortes perinatais evitáveis em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1999. *Cad Saúde Pública* 2002; 18:1389-400.
26. Leite AJM, Almeida NMG, Campos JSC. Atenção à saúde de crianças que faleceram em municípios com as mais altas taxas de mortalidade infantil no Estado do Ceará. Fortaleza: Secretaria da Saúde do Estado do Ceará; 2003.
27. Escuder MML, Venancio SI, Pereira JCR. Estimativa do impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil. *Rev Saúde Pública* 2003; 37:319-25.
28. Secretaria de Saúde do Estado do Ceará. A saúde no Ceará em grandes números: uma avaliação da situação de saúde e das ações implementadas pelo Sistema Público Estadual 1995-2002. Fortaleza: Secretaria de Saúde do Estado do Ceará; 2002.
29. Silveira AC, Rezende DF. Epidemiologia e controle da transmissão vetorial da doença de Chagas no Brasil. *Rev Soc Bras Med Trop* 1994; 27:11-2.
30. Macinko J, Guanais FC, Souza MFM. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *J Epidemiol Community Health* 2006; 60:13-9.
31. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Síntese de indicadores sociais 2002. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2002.
32. Agência Reguladora de Serviços Públicos Delegados do Estado do Ceará. Análise dos censos 1991-2000/IBGE. Fortaleza: Agência Reguladora de Serviços Públicos Delegados do Estado do Ceará; 2002.
33. Ayçaguer LCS, Macho ED. Mortalidad infantil y condiciones higiénico-sociales en las Américas. Un estudio de correlación. *Rev Saúde Pública* 1990; 24:473-80.
34. Moraes-Neto OL, Barros MBA, Martelli CMT, Silva SA, Cavenaghi SM, Siqueira Jr. JB. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. *Cad Saúde Pública* 2001; 17: 1241-50.
35. Andrade CLT, Szwarcwald CL, Gama SGN, Leal MC. Desigualdades sócio-econômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001. *Cad Saúde Pública* 2004; 20 Suppl 1:S44-51.
36. 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 Saúde Pública* 2000; 16:477-85.
37. Goldani MZ, Benaliti R, Silva AAM, Bettiol H, Correa JCW, Tietzmann M, et al. Narrowing inequalities in infant mortality in Southern Brazil. *Rev Saúde Pública* 2002; 36:478-83.
38. Barrêto ICH. Utilização de autópsias verbais na investigação da causa básica de óbitos de crianças menores de um ano de idade em três municípios do Ceará [Dissertação de Mestrado]. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará; 1997.
39. Souza ACT, Peterson KE, Andrade FMO, Gardner J, Ascherio A. Circumstances of post-neonatal deaths in Ceará, Northeast Brazil: mothers' health care-seeking behaviors during their infants' fatal illness. *Soc Sci Med* 2000; 51:1675-93.

Recebido em 19/Jan/2006

Versão final reapresentada em 31/Ago/2006

Aprovado em 26/Set/2006