

DESIGUALDADES TERRITORIAIS NOS INDICADORES DE MORTALIDADE INFANTIL DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL, BRASIL

TERRITORIAL INEQUALITIES IN INFANT MORTALITY INDICATORS OF RIO GRANDE DO SUL STATE, BRAZIL

Rivaldo Faria

Doutor em Geografia (IG/UNICAMP)

Prof. Adjunto da Universidade Federal de Santa Maria

rivaldo.faria@ufsm.br

RESUMO

O objetivo deste estudo é analisar as variações espaciais e as desigualdades territoriais nos indicadores de mortalidade infantil do estado do Rio Grande do Sul, Brasil. A pesquisa foi feita ao nível dos municípios, com dados agregados dos anos de 2009 à 2013 e tendo em vista os resultados (óbitos) e os determinantes (contexto) da mortalidade infantil. Todos os dados foram coletados em fontes secundárias oficiais, modelados em Sistema de Informação Geográfica e analisados com recursos da estatística espacial. Os resultados mostraram elevados coeficientes de mortalidade infantil (CMI), neonatal (CMIN) e pós-neonatal (CMIPN) nos municípios localizados ao sul do estado e baixos coeficientes ao norte, com tendência à formação de clusters. Em ambos os casos, foram encontradas relações importantes com os indicadores de privação social, cobertura da atenção básica e uso do pré-natal. Conclui-se, pois, que são necessárias políticas de desenvolvimento territorial que associem a redução da pobreza ao aumento da cobertura assistencial, ampliando-se o acesso aos serviços básicos de promoção à saúde infantil.

Palavras-chave: Mortalidade infantil. Desigualdades territoriais. Pré-natal. Privação social.

ABSTRACT

The aim of this article is to analyze the spatial variations and territorial inequalities in infant mortality indicators of Rio Grande do Sul state, Brazil. The study was done at the level of the municipalities, with aggregated data of years 2009 and 2013, and considering the results (deaths) and the determinants (context) of infant mortality. All the data of this study were collected in secondary sources, modeled in Geographic Information System and analyzed through spatial statistic. The results showed high rates of infant mortality (IMR), neonatal mortality (NMR) and post-neonatal mortality (PMR) in municipalities of the south and low rates of the north. Both showed important relationships with indicators of social deprivation, coverage of primary care and use of prenatal. It was concluded that territorial development policies are necessary, especially the reduction of social deprivation and increased health care coverage.

Keywords: Infant mortality. Territorial inequalities. Prenatal. Social deprivation.

INTRODUÇÃO

A mortalidade infantil, como a fome e a miséria, é um indicador de saúde extremamente sensível às condições sociais relacionadas ao território (BRAVEMAN e GOTTLIEB, 2014; KIM e SAADA, 2013; JOSEPH *et al*, 2009). Por isso, suas variações espaciais normalmente oscilam conforme os níveis de

¹ Trabalho financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Recebido em: 04/03/2016

Aceito para publicação em: 14/10/2016

desenvolvimento dos países ou das unidades administrativas no seu interior (ARKU *et al*, 2016; GRADY e ENANDER, 2009).

Diversos estudos conduzidos no Brasil investigam a dinâmica geográfica dos indicadores de mortalidade infantil (FARIA e SANTANA, 2015; BARUFI, HADDAD e PAEZ, 2012; ALMEIDA e SZWARCOWALD, 2012). Pela sua natureza interdisciplinar e pela necessidade de dialogar com as variáveis sociais de contexto, são trabalhos muito valiosos na identificação dos processos territoriais capazes de explicá-los. Com efeito, as variáveis relatadas a esses processos, que são complexos, vão da escala do corpo à escala da nação (GUIMARÃES, 2005) e podem conformar uma lista relativamente grande de categorias, tais como grau de escolaridade; idade e cor; trabalho e renda; alimentação; moradia e saneamento básico; energia e transporte; localidade urbano-rural, centro-periferia; serviços; sistema de atenção; entre outras. Uma busca ativa dessas categorias foi feita por Quansah *et al* (2016) na investigação dos principais fatores que influenciam a saúde infantil em Gana.

Na perspectiva da análise espacial são também volumosos os trabalhos que se dedicam à produção de modelos preditivos ou ainda de modelagem dos indicadores em superfícies de tendência, sempre buscando a exatidão matemática necessária nesses estudos (LIMA *et al*, 2013; PADILLA *et al*, 2013; SILVA *et al*, 2011). Incluem-se ainda os estudos de avaliação multicritério, tal como o desenvolvido por Santana (2014), ou ainda os esforços dedicados à produção de modelos multiníveis de avaliação dos indicadores, tal como o que foi desenvolvido por Castelli *et al* (2013).

No Brasil, todavia, as análises espaciais e geográficas da mortalidade infantil ainda estão fortemente associadas aos fatores ecológicos e aos processos infecciosos. Em outros casos, o problema é investigado sob uma perspectiva excessivamente técnica, configurando, frequentemente, muito mais um “exercício geoespacial” que uma discussão territorial ampliada. Por isso, fatores como prematuridade e baixo peso, que são hoje os principais determinantes da mortalidade infantil no país (LIMA *et al*, 2013; KATZ *et al*, 2013), acabam sendo negligenciados nos estudos dos geógrafos. Senão, devemos recordar algumas exceções aos trabalhos de Miranda *et al* (2014); Vieira e Mendes (2012), Neves *et al* (2016), entre outros.

É reconhecido que as mudanças sociais e o próprio desenvolvimento territorial foram fundamentais para a redução da mortalidade infantil no Brasil (VICTORA *et al*, 2011). Por isso, o coeficiente de mortalidade infantil, que era de 115,0‰ em 1970, passou para 48,3‰ em 1990 e agora para 13,8‰ (2015)³. Essa impressionante queda foi ainda acompanhada da mudança demográfica desses óbitos, reduzindo-se também a proporção de óbitos pós-neonatais (entre 28 e 364 dias de vida) em relação aos neonatais (menos de 28 dias de vida). Então, os fatores relacionados ao território, que inicialmente impulsionaram a redução da mortalidade infantil, perdem agora importância para os fatores médico-assistenciais. Isso levou a uma relativa desatenção com a dinâmica territorial da saúde infantil e uma maior preocupação com os processos médicos e clínicos associados ao parto e ao puerpério (FARIA, 2016).

Entretanto, contrariando-se os avanços que permitiram ao país antecipar o alcance das metas pactuadas no âmbito dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (WHO, 2005), ainda persistem locais de pobreza mais pronunciada onde os indicadores parecem ainda expressar os anos de 1970. É assim em boa parte do norte e nordeste brasileiro (BRASIL, 2015). Mesmo nas áreas reconhecidamente mais desenvolvidas do sul, há municípios com indicadores estacionados nos anos 1990. Mais grave, é um equívoco pensar que o Brasil alcançou o desenvolvimento em seu indicador de mortalidade infantil, quando ocupa o 98º lugar no ranking dos países com menor coeficiente no mundo (UNICEF, 2014). Portanto, há ainda um longo caminho até atingir coeficientes parecidos com os dos países desenvolvidos.

No estado do Rio Grande do Sul essas questões talvez sejam ainda mais prementes, uma vez que seus indicadores de mortalidade infantil estão entre os menores do Brasil. Portanto, o estado já completou esse primeiro movimento que associa qualidade de vida e redução dos óbitos infantis. Talvez mais difícil agora seja fazer um segundo movimento, àquele que o retira de uma situação intermediária e o coloca numa situação madura de desenvolvimento (a exemplo do que foi feito em muitos países europeus). Não seria equivocado afirmar que o desafio agora será ainda maior, uma vez nem todas as ações de redução da pobreza tiveram efeitos ou foram bem sucedidas. Ainda persistem desigualdades territoriais significativas no estado (ALBURQUERQUE, 2011). Por isso, há ainda políticas básicas que precisam ser efetivadas, de um lado, e a necessidade de aprofundamento ou mesmo criação de políticas específicas, destinadas a públicos e situações de saúde específicas, de outro (CARGNIN, 2014).

³ Segundo dados do IBGE (1999), para os coeficientes de 1970 e 1990, e dados do IBGE (2015), para o coeficiente do ano de 2015.

A redução da mortalidade infantil é uma política elementar do desenvolvimento social e sua implementação é feita sobre uma base territorial (FARIA, 2016). Portanto, é no território que as ações devem ser realizadas. Consequentemente, a capacidade de resposta dos instrumentos de planejamento e gestão, como os planos nacional e estadual de saúde, depende da compreensão dos processos territoriais associados a esses indicadores. Daí a importância desse estudo, cujo objetivo, expresso de forma sintética, é analisar as variações espaciais e as desigualdades territoriais nos indicadores de mortalidade infantil do estado do Rio Grande do Sul. Além dos indicadores de mortalidade (infantil, neonatal e pós-neonatal), foram ainda analisadas três variáveis relacionadas ao sistema de atenção à saúde (uso do pré-natal e cobertura dos serviços de atenção básica) e a privação social (através de um índice composto). Isso foi importante para superar uma avaliação focada apenas na dimensão espacial dos óbitos, para uma discussão territorial dos indicadores de contexto possivelmente relacionados.

MÉTODOS

Este é um estudo de delineamento ecológico realizado com toda a população de nascidos vivos e óbitos infantis registrados entre os anos 2009 e 2013 nos 396 municípios do estado do Rio Grande do Sul⁴. O período de análise foi assim definido tendo em vista a disponibilidade de dados e a capacidade de manipulá-los coerentemente numa única base. A agregação quinquenal, por sua vez, foi feita para dar maior resolutividade aos dados, reduzindo-se a oscilação estatística das taxas e amenizando as ausências de registros nos municípios de pequeno porte populacional.

Levantamento dos dados e construção dos indicadores

Todos os dados deste estudo foram coletados em fontes secundárias oficiais, nomeadamente no Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC); Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM); Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) e no Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE). A relação dos indicadores elaborados, os dados brutos utilizados e suas respectivas fontes são apresentados no quadro 1.

Quadro 1 - Relação dados brutos levantados para cada um dos indicadores elaborados e suas respectivas fontes

	Indicadores	Dados brutos utilizados	Fonte
Indicadores de resultados	Coeficiente de mortalidade infantil (CMI)	Nascidos vivos e óbitos infantis	SINASC
	Coeficiente de mortalidade infantil neonatal (CMIN)	Nascidos vivos e óbitos infantis (<28 dias de vida)	SIM
	Coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal (CMIPN)	Nascidos vivos e óbitos infantis (28 à 364 dias de vida)	
Indicadores de contexto	Índice de nascidos vivos que receberam sete ou mais consultas pré-natal durante a gestação (INV \geq 7CPN)	Total de nascidos vivos e o número dos que receberam sete ou mais consultas pré-natal	SINASC
	Índice de cobertura da atenção básica (ICAB)	População absoluta e a cadastrada nas Equipes de Atenção Básica à saúde no SUS	IBGE SIAB
	Índice de Privação Social (IPS)	Total de mulheres em idade reprodutiva (10-49 anos de idade) e as analfabetas; total de domicílios particulares permanentes e sem instalação sanitária; proporção de criança de até cinco anos de idade em domicílios com renda \leq 1/2 salário mínimo.	IBGE

⁴ Não foi incluído neste estudo o município de Pinto Bandeira, elevado a essa categoria no ano de 2012.

Os indicadores de resultados (CMI; CMIN e CMIPN) e o $INV \geq 7CPN$ foram construídos pela relação simples entre os dados brutos apresentados no quadro 1. Todavia, mesmo agrupando os dados em período quinquenal, foram encontradas significativas variações aleatórias das taxas, recomendando-se o uso de algum método de suavização dessas variações. Por isso, a esses coeficientes brutos foi depois aplicado o método bayesiano empírico, que é um estimador que permite recalculas as taxas a um valor condizente com a população (nesse caso, óbitos) observada.

Conforme orientação de Câmara *et al* (2004), o bayesiano empírico é um estimador que parte do pressuposto de que a taxa θ_i é uma variável aleatória, que contém uma média μ_i e uma variância σ_i^2 . Então, para calculá-lo realiza-se uma combinação entre a taxa observada (t_i), a média (μ_i) e o peso de confiança (w_i) do indicador para cada município conforme descrito na equação 2.1:

$$\theta_i = w_i t_i + (1 - w_i) \mu_i$$

O fator w_i é dado por:

$$w_i = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + u_i / n_i}$$

Portanto, através deste método os municípios tiveram seus CMI, CMIN, CMIPN e $INV \geq 7CPN$ reestimados pela aplicação de uma média ponderada, cujo fator (w_i) ou peso de confiança varia conforme o tamanho da população em estudo, sendo sempre menor quanto menor for a população e vice versa.

O ICAB, por sua vez, foi construído tendo em vista a relação entre a população total do município e a população cadastrada nas Equipes de Atenção Básica à saúde do SUS no mesmo período. Não houve variações que justificassem o alisamento desse índice.

Finalmente, o IPS, que é um indicador composto de privação originalmente proposto por Cartairs e Morris (1991), foi construído pela seleção estratégica de três indicadores relacionados ao território e capazes de determinar situações de contexto influenciadoras da saúde materna e infantil, a saber: índice de analfabetismo da mulher em idade reprodutiva; índice de domicílios sem instalações sanitárias interiores; e proporção de criança de até cinco anos de idade em domicílios de baixa renda (considerada baixa renda os domicílios com renda $\leq 1/2$ salário mínimo). Conforme orientações dos autores, estandardizamos essas três variáveis através do método *z-score* (equação 2.2) de modo que cada uma tivesse a mesma influência no resultado final do índice. O IPS representa, em síntese, a soma dessas variáveis estandardizadas.

$$Z_i = \frac{x_i - \mu}{\sigma}$$

Onde:

Z_i é a variável normalizada;

x_i é o escore bruto da variável;

μ é a média aritmética

σ é o desvio padrão amostral.

Análises e representações espaciais

As análises foram realizadas com uso de técnicas exploratórias de dados espaciais. Uma primeira aproximação foi feita como processo de experimentação através da verificação da distribuição da frequência das variáveis (em histograma), tendência central (média aritmética) e dispersão (desvio padrão, coeficiente de variação). Antes, porém, foi necessário definir o número de classes (k) a serem analisadas. Então, para evitar qualquer inferência subjetiva, utilizou-se a técnica de Sturges (FERREIRA, 2014), segundo a qual o número de elementos (n) da amostra deve ser relacionado ao número de classes a ser estimado (Equação 2.3):

$$k = 1 + 3,3 (\log_{10} n)^2$$

A representação gráfica ou cartográfica das classes, por sua vez, foi feita com recurso ao método de quebras naturais (*natural breaks ou Jenks*). Assim foi definido para evitar a existência de classes vazias e também porque este método permite refletir a variabilidade real dos valores da variável ou indicador (FERREIRA, 2014).

A identificação de padrões espaciais dos indicadores foi realizada através do índice I de Moran Global. De acordo com Câmara *et al* (2004), esse índice permite uma medida geral de associação espacial para o conjunto dos dados e pode variar de +1 à -1, indicando independência espacial (quando o valor da variável é zero e a hipótese nula de não dependência espacial é confirmada), dependência espacial direta (quando o valor é positivo) ou inversa (quando o valor é negativo). Nessa formulação, continuam os autores, a expressão da autocorrelação considera apenas o primeiro vizinho e é dada pela equação 2.4:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}$$

Onde:

n é o número de municípios;

z_i o valor do atributo no i -ésimo município;

\bar{z} é a média do valor do atributo no estado analisado

w_{ji} são os pesos atribuídos de acordo com a proximidade ou conexão entre os municípios.

Deve ser referido que o uso desse método precisa ser acompanhado do teste de pseudo-significância, sem o qual não se pode afirmar se os dados são randômicos (estacionários) ou dependentes (não estacionários). Nesse estudo, a hipótese nula da aleatoriedade dos dados só foi rejeitada com grau de confiança de 99% no referido teste.

Todavia, a função de autocorrelação do índice I de Moran Global fornece um único valor de associação espacial para o conjunto de dados. O que pode ocultar realidades locais (ou regionais) que estão subsumidas nesse único valor global. Por isso, foi também aplicado o “*indicators of spatial association*” (LISA), que é um indicador local de associação espacial originalmente proposto por Anselin (1995). O objetivo do LISA é indicar a extensão de agrupamentos espaciais (clusters) de valores similares ao redor de uma dada observação. A diferença em relação ao indicador global de autocorrelação é que a isotropia (estacionaridade espacial do indicador) ou anisotropia (não estacionaridade espacial do indicador) são consideradas em relação à medida dos vizinhos mais próximos e não a média global. A expressão matemática do LISA é dada pela equação 2.5:

$$I_i = \frac{(z_i - \bar{z}) \sum_j w_{ij} (z_j - \bar{z})}{\sum_j (z_j - \bar{z})^2 / n}$$

Onde:

z_i é o valor do atributo no i -ésimo município;

\bar{z} é a média do valor do atributo entre municípios analisados;

w_{ji} são os pesos atribuídos de acordo com a proximidade e conexão dos municípios

n é o número de municípios observados.

Os resultados do LISA irão, dessa forma, expressar tendência à concentração espacial de indicadores elevados (“Elevado-Elevado”) ou baixos (“Baixo-Baixo”). O primeiro caso ocorre quando municípios com índices elevados de um dado indicador são circundados por municípios com valores similares; o segundo caso ocorre o contrário. Situações espaciais atípicas são representadas como outliers “Elevado-Baixo” e “Baixo-Elevado”, quando o valor do indicador num dado município destoa dos seus vizinhos. Esses casos são comumente avaliados como situações de estacionaridade espacial, pois indicam municípios cujo valor de um dado indicador (elevado ou baixo) é oposto ao apresentado pelos municípios imediatamente próximos.

Todas as análises ora descritas, exploratórias e de autocorrelação espacial, foram feitas em Sistema de Informação Geográfica (SIG), com uso do Programa ArcGis, da empresa Esri, disponível no laboratório de Geoprocessamento do Departamento de Geociências da Universidade Federal de Santa Maria. A base cartográfica, na escala 1: 50.000 e em Sistema de Projeção SIRGAS 2000, foi obtida na plataforma digital do IBGE.

Finalmente, na apresentação da cartografia temática, consideramos pertinente estabelecer como toponímia as Regiões Funcionais (R) do estado, que são unidades administrativas formadas pela agregação dos Conselhos Regionais de Desenvolvimento (COREDES)⁵. No canto inferior direito de cada mapa destacamos também da localização do Rio Grande do Sul e algumas das suas principais cidades.

Considerações éticas da pesquisa

Este projeto está em acordo com a Resolução Nº 466, de 12 de dezembro de 2012 (CNS, 2012), onde são estabelecidas as diretrizes para pesquisas envolvendo seres humanos no Brasil. Ressalte-se que esse trabalho maneja apenas dados secundários, à escala do Rio Grande do Sul, sem qualquer possibilidade de risco humano e de constrangimento aos princípios científicos regulamentados. Evidentemente, nessa escala a generalização dos dados impossibilita o reconhecimento individual do óbito ou oferece qualquer dano material ou imaterial à família e a comunidade.

RESULTADOS

Indicadores de mortalidade infantil

O estado do Rio Grande do Sul registrou 7.609 óbitos infantis no período de 2009-2013, dos quais 5.125 ou 67,4% ocorreram na idade neonatal e 3.643 ou 32,6% na idade pós-neonatal. Os coeficientes brutos calculados foram, respectivamente, 11,1‰, 7,48‰ e 3,63‰ (tabela 1). Os três indicadores apresentaram significativa homogeneidade e simetria verificadas pelos baixos coeficientes de variação e desvio padrão.

Tabela 1 - Medidas de tendência central e dispersão dos coeficientes de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e índices de nascidos vivos que receberam sete ou mais consultas pré-natal, cobertura da atenção básica e privação social, por municípios do Rio Grande do Sul, Brasil

Indicador	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação
CMI*	11,11	0,63	5,66
CMIN*	7,48	0,62	8,22
CMIPN*	3,63	0,15	4,16
INV≥7CPN*	71,5	12,3	15,9
ICAB**	66,0	20,9	31,7
IPS***	0,0	2,5	...

Referente ao período de 2009-2013;

** Referente ao ano de 2013;

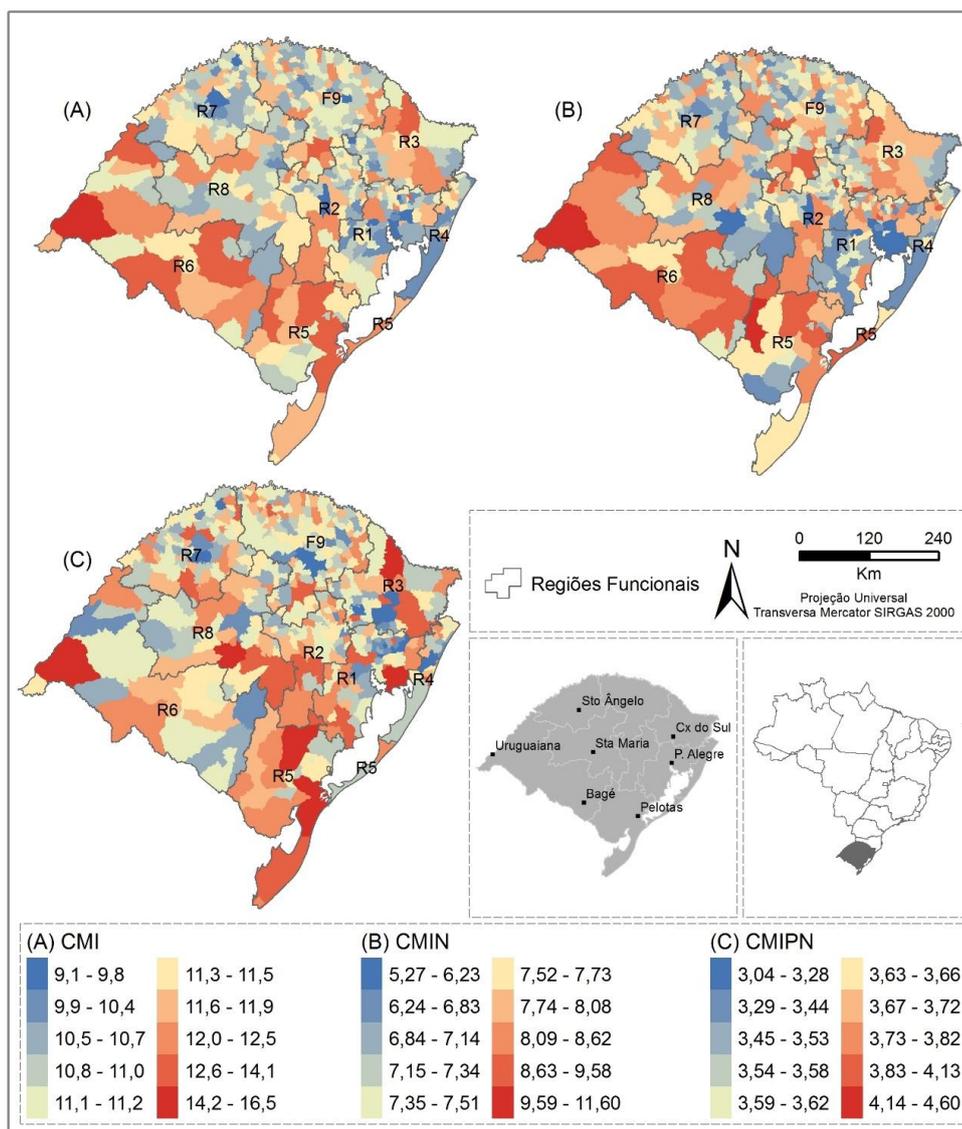
*** Referente ao ano de 2010.

⁵ Lei Nº 10.283, de 17 de Outubro de 1994. Dispõe sobre a criação, estruturação e funcionamento dos Conselhos Regionais de Desenvolvimento e dá outras providências (RS, 1994).

A figura 1 apresenta os coeficientes de mortalidade infantil (A), neonatal (B) e pós-neonatal (C), estimados pelo método bayesiano empírico, ao nível dos municípios do Rio Grande do Sul. O CMI varia de 9,1‰ a 16,5‰ e os valores mais elevados (em vermelho) são encontrados ao sul do estado, entre as regiões funcionais R5 e R6. O CMIN varia de 5,27‰ a 11,6‰ e sua distribuição é relativamente parecida com o CMI. Finalmente, o CMIPN varia de 3,04‰ a 4,6‰ e os valores mais elevados são encontrados nos municípios localizadas entre as regiões R5 e R8, com exceções encontradas na R6, R4 e R3.

Os coeficientes mais baixos (em azul) são espacialmente concentrados nos municípios localizados entre a capital, o centro e o norte do estado, nomeadamente as regiões funcionais R1; R4, R7, R8 e R9. Com algumas exceções ao CMIPN, que indicou maior dispersão espacial.

Figura 1 - Distribuição espacial dos coeficientes de mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal por municípios do Rio Grande do Sul, Brasil



Os resultados encontrados através do método de autocorrelação espacial de I Moran global, embora baixos, mostraram que os indicadores são espacialmente dependentes (tabela 2). O teste de pseudo-significância indicou menos de 1% de chance de que a distribuição espacial dos indicadores analisados seja aleatória. Portanto, foi rejeitada a hipótese nula de estacionaridade espacial.

Tabela 2 - Índice I de Moran Global (Moran I) e Z-score para os coeficientes de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e índices de nascidos vivos que receberam sete ou mais consultas pré-natal, cobertura da atenção básica e privação social, por municípios do Rio Grande do Sul, Brasil

Indicador	I Moran	Z-score
CMI*	0,032	4,27
CMIN*	0,023	3,10
CMIPN*	0,041	5,47
NV \geq 7CPN*	0,147	18,56
ICAB**	0,097	12,31
IPS***	0,383	48,21

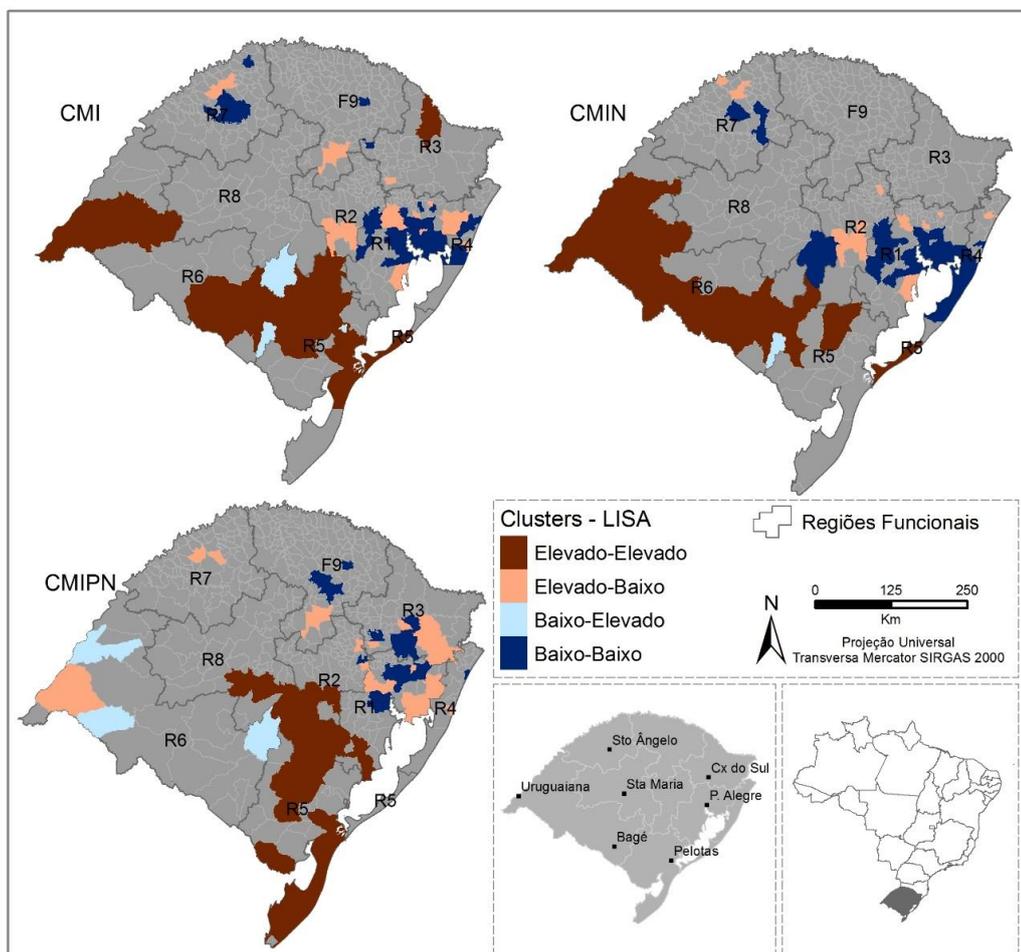
* Referente ao período de 2009-2013;

** Referente ao ano de 2013;

*** Referente ao ano de 2010.

Conhecendo-se os resultados da tabela 2 foi, então, calculado o indicador de autocorrelação local (LISA) (figura 2). Em geral, os municípios fronteiriços localizados entre as regiões funcionais R5 e R6 têm tendência espacial à concentração de coeficientes elevados (clusters Elevado-Elevado), ao passo que os localizados ao redor da região metropolitana de Porto Alegre (R4) apresentam contiguidade espacial de baixos coeficientes (clusters Baixo-Baixo). São relativamente diferentes, todavia, as distribuições espaciais dos clusters dos CMIN e CMIPN. No primeiro caso, a clusterização “Elevado-Elevado” estende-se entre os municípios de Uruguaiana e Bagé, nas regiões funcionais R5 e R6; no segundo, a contiguidade espacial ocorre entre o Chuí (litoral sul) à Santa Maria, nas regiões R5 e R8.

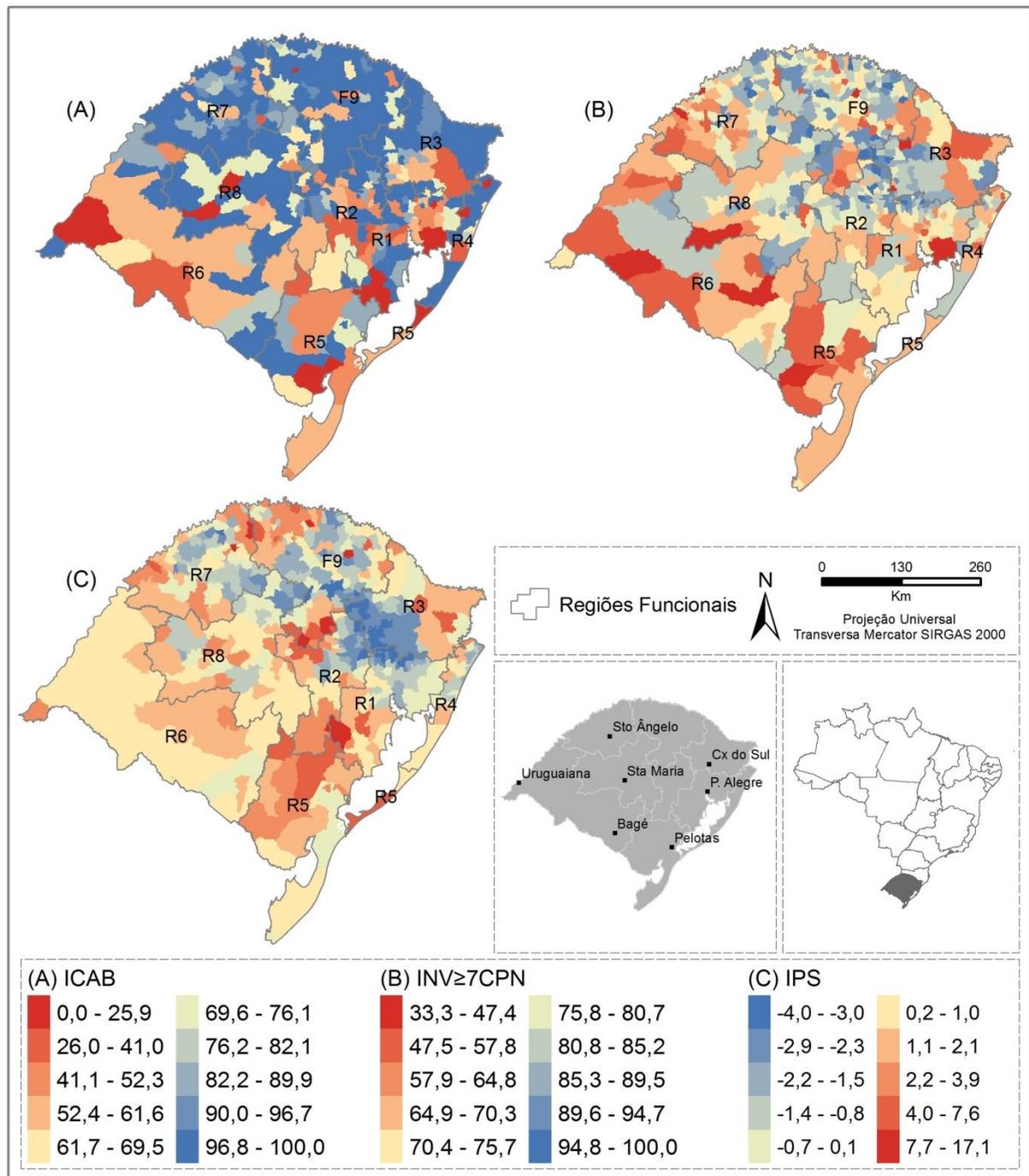
Figura 2 - Autocorrelação espacial local (LISA) aplicado aos coeficientes de mortalidade infantil, neonatal e pós-neonatal por municípios do Rio Grande do Sul, Brasil



Indicadores de contexto relacionados ao território

As variáveis de contexto relacionadas ao território são representadas na tabela 1 e na figura 3 e referem-se às dimensões das condições sociais (IPS), cobertura do sistema de atenção (ICAB) e uso dos serviços de saúde (INV \geq 7CPN).

Figura 3 - Distribuição espacial dos índices de nascidos vivos com sete ou mais consultas pré-natal, cobertura da atenção básica e privação social por municípios do Rio Grande do Sul, Brasil



Os serviços de atenção básica do Rio Grande do Sul atendem, em média, 66,0% da população, mas o ICAB varia da completa ausência (0%) à universalização (100%). Isso faz com que o desvio padrão e o coeficiente de variação sejam elevados. A distribuição espacial do indicador no mapa (figura 3, A) mostrou índices mais elevados nos municípios ao norte, com valores acima da média do estado (em

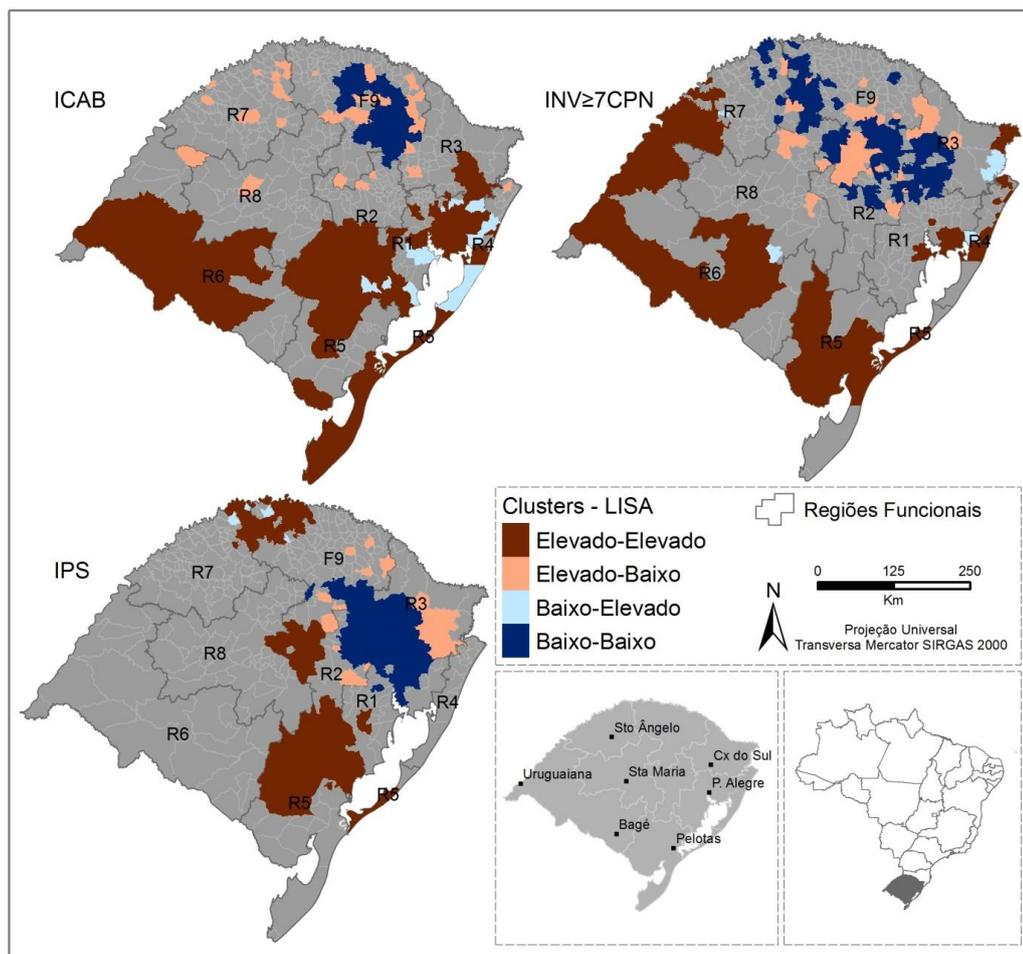
azul escuro), e índices mais baixos nos municípios localizados ao sul, com valores abaixo dessa média (em laranja e vermelho). Destaque para os baixos ICAB nos municípios localizados entre Uruguaiana e Bagé, na região funcional R6.

O $INV \geq 7CPN$, por seu turno, varia de 33,3% à 100% dos nascidos vivos, com uma média estimada de 71,5%. Também nesse caso, os indicadores de variação são elevados e a distribuição espacial mostrou valores mais baixos nos municípios localizados ao sul e mais elevados ao norte (figura 3, B).

Finalmente, a distribuição espacial do índice de privação social (IPS) (figura 3, C) denota claramente uma área menos carenciada, em azul, ao norte, e outra mais carenciada, em vermelho, do sudeste ao centro, principalmente na região funcional R5. Genericamente, municípios com IPS positivos são predominantes do centro ao sul do estado (com exceções encontradas no extremo nordeste e noroeste). Ao contrário, municípios com IPS negativos são predominantes ao norte. Fato que, novamente, evidencia uma distinção norte e sul no estado do Rio Grande do Sul. A dependência espacial dos indicadores da figura 3 pode visualizada na tabela 2 através dos resultados do índice I de Moran Global. Igualmente, os resultados encontrados rejeitaram a hipótese nula de aleatoriedade espacial, com teste de validade estatística (pseudo-significância) de 99%. Portanto, também esses três indicadores tendem à formação de clusters.

Por isso, conhecendo os resultados do índice I de Moran Global, foi também calculado o indicador de autocorrelação local (LISA), cujos resultados são apresentados na figura 4. Vejamos, primeiramente, o ICAB.

Figura 4 - Autocorrelação espacial local (LISA) aplicado aos ICAB, $INV \geq 7CPN$ e IPS por municípios do Estado do Rio Grande do Sul, Brasil.



Os clusters “Elevado-Elevado”, em vermelho, indicam alta proporção de municípios com baixos ICAB e cujas vizinhanças tendem a apresentar valores semelhantes. Eles são predominantes ao sul do estado, mas também se entendem aos municípios litorâneos, até região metropolitana de Porto Alegre. Clusters “Baixo-Baixo”, por sua vez, em azul, são predominantes ao norte, com destaque para a região funcional R9.

Com relação aos clusters de baixos $INV \geq 7CPN$, novamente em vermelho, há, nitidamente, um alinhamento fronteiriço que se estende das regiões funcionais R6 à R5. Algumas exceções são encontradas em municípios localizados à nordeste do estado. Ao contrário, clusters de elevados $INV \geq 7CPN$ são predominantes ao norte.

Por fim, os clusters de elevados IPS são predominantes do sudeste ao centro do estado, entre as regiões funcionais R5 e R2, com um segundo agrupamento localizado à noroeste, na região funcional R9. Clusters de baixos IPS, representados por municípios menos carenciados, são predominantes entre a região metropolitana de Porto Alegre, na região funcional R1, até Passo Fundo, ao sul da região funcional R9.

DISCUSSÃO

De maneira geral, os indicadores de mortalidade infantil e de contexto territorial ora apresentados revelam duas situações relativamente opostas marcadas por um norte mais desenvolvido, com destaque para os municípios localizados entre a Região Metropolitana de Porto Alegre e a “Serra Gaúcha” (passando por Caxias do Sul até Passo Fundo), e um sul mais carenciado, com destaque para os municípios localizados na fronteira com Uruguai. Essa oposição ficou ainda mais evidenciada com o uso do indicador de autocorrelação espacial local, uma vez que, sistematicamente, municípios com os piores indicadores agruparam-se ao sul do estado e melhores indicadores ao norte.

Essa disparidade, genericamente definida como um norte e sul, coloca inúmeros desafios para as políticas territoriais de saúde. De modo especial, em relação ao sul, apresenta-se o desafio, já antigo, de planejar a vida nas fronteiras. Nomeadamente em relação aos indicadores analisados, é preocupante, sobretudo entre os municípios de Uruguiana e Bagé, a baixa cobertura dos serviços de atenção básica, o baixo índice de nascidos vivos que não tiveram o acompanhamento recomendado de sete ou mais consultas pré-natal e o elevado coeficiente de mortalidade infantil neonatal. Portanto, há uma relação inequívoca entre ausência dos serviços, menor acesso ao pré-natal e aumento do CMIN.

Alguns poderiam sugerir que a mesma afirmação não é verdadeira para muitos outros municípios não fronteiriços que possuem baixos ICAB. O que não deixa de ser verdadeiro. Contudo, será necessário também considerar o peso ou o impacto da ausência desses serviços nos municípios de fronteira. Próximo da região metropolitana de Porto Alegre, por exemplo, foram identificados clusters de baixos ICAB. Todavia, sendo essa uma região com elevada densidade de serviços médicos dos mais variados níveis de complexidade e de menor privação social (portanto, com melhores condições de acesso aos serviços particulares de saúde), o impacto da menor cobertura da atenção básica é menor, comparativamente aos municípios afastados dos grandes centros. Efetivamente, não há uma relação apodítica entre cobertura dos serviços e o acesso (FARIA e SANTANA, 2015), mas a presença do serviço no território é fator peremptório para o acesso. Por isso, a melhoria do $INV \geq 7CPN$ nos municípios de fronteira só poderá ser alcançada pela ampliação da cobertura da atenção básica. Os impactos positivos amplamente reconhecidos na literatura do pré-natal na sobrevivência da criança nos seus primeiros dias de vida irão, certamente, colaborar para a redução dos elevados CMIN nesses locais (VIELLAS *et al*, 2014; SAVARD *et al*, 2016).

Em geral, as fronteiras são reconhecidamente locais mais desassistidos pelo sistema de atenção (LEVINO e CARVALHO, 2011), pois são difíceis as condições de acesso aos serviços especializados dos grandes centros urbanos e a densidade da atenção é bem mais rarefeita (a relação médico por habitantes é bem menor e há sobrecarga de pacientes estrangeiros nem sempre contabilizados pelo sistema) (NOGUEIRA e FAGUNDES, 2014). Por essa razão foi proposto o Sistema Integrado de Saúde das Fronteiras (SIS-Fronteiras) (BRASIL, 2005), que basicamente se constitui como um projeto de financiamento das ações de saúde nos municípios aí localizados. A proposta de criação das regiões de saúde fronteiriças, incorporada no Pacto pela Saúde (BRASIL, 2006), é outro exemplo de política desenvolvida para atender as especificidades das populações residentes nas fronteiras. Entretanto, é extremamente lenta a efetivação dessas políticas, ainda mais quando exigem, minimamente, alguma integração e colaboração internacional. Por exemplo, mesmo tendo passado

dez anos da sua criação, o SIS-Fronteira ainda está na fase da definição dos prazos de implementação (BRASIL, 2014). Portanto, a proposta ainda sequer foi efetivada. Os resultados nos indicadores de mortalidade infantil expressam, entre outros, essa lentidão.

O desenho espacial um pouco diferenciado dos clusters de elevados CMIPN, por sua vez, embora também influenciados pela complexa dinâmica das fronteiras, são mais bem compreendidos em relação aos clusters de elevados IPS. Em geral, são mais elevados os indicadores de mortalidade infantil nos municípios mais carenciados do sul. Entretanto, corroborando a máxima segunda a qual o óbito pós-neonatal está mais diretamente relacionado com as condições de vida da população (EZEH *et al*, 2015), os CMIPN mais elevados são encontrados nos municípios com elevados IPS. Ou seja, fatores como grau de escolaridade da mãe, condições sanitárias dos domicílios, renda, entre outros, são determinantes para manutenção de elevados CMIPN em muitos municípios gaúchos. Destaque para aqueles localizados entre o extremo sul do estado (em Chuí), ao sudeste (próximo de Pelotas) e Centro (Santa Maria). Nesses locais também foram encontrados baixos ICAB e elevados $INV \geq 7CPN$. Contudo, diferente do que ocorre com os municípios localizados na fronteira com o Uruguai, como entre Uruguiana e Bagé, muitos desses municípios estão localizados próximos de centros urbanos de médio porte, como Pelotas e Santa Maria, além de Rio Grande (à exceção de municípios distantes como Chuí, Santa Vitória do Palmar e Jaguarão). Há que se considerar ainda que, embora baixos, os ICAB e $INV \geq 7CPN$ aparecem bem mais elevados que os da fronteira com Uruguai, nomeadamente nessa área entre Uruguiana e Bagé. Portanto, os clusters de elevados CMIPN não estão diretamente relacionados com um “vazio assistencial”, embora uma cobertura mais adequada dos serviços também possa contribuir para melhorar esse indicador. Exceções ocorreram com muitos municípios que apresentaram elevados IPS entre o centro e noroeste do estado sem, entretanto, apresentar CMIPN elevados. Todavia, nesses locais, são elevados o ICAB e o $INV \geq 7CPN$. Além de se ter que considerar a proximidade com as áreas mais desenvolvidas da “Serra Gaúcha” (que pode exercer alguma influência no acesso aos serviços e em melhores práticas de saúde).

Finalmente, entre todos os indicadores apresentados neste trabalho o IPS é certamente o mais transversal e capaz de explicar as variações espaciais nos indicadores de mortalidade infantil apresentados. É transversal porque, ao mesmo tempo, influencia os fatores contextuais relacionados à população e ao território como, por exemplo, a moradia e o saneamento, e determina as condições de acesso/uso dos serviços de saúde públicos ou privados. Em outras palavras, a privação social potencializa os fatores capazes de impactar a saúde e causar a morte do recém-nascido e da mãe e, ao mesmo tempo, cria barreiras para o acesso aos serviços de prevenção e promoção à saúde (seja pela locomoção e pelas distâncias ou mesmo pela renda e pela instrução da família). Por essa razão, inexoravelmente, os locais de baixos IPS, portanto, mais desenvolvidos, apresentaram baixos coeficientes de mortalidade infantil. É o que ocorreu com os municípios que se estendem da região metropolitana de Porto Alegre (na região funcional R1) até Passo Fundo (na região funcional R9), passando pela Serra Gaúcha (em parte das regiões funcionais R2 e R3).

Portanto, uma forma efetiva de reduzir os indicadores de mortalidade infantil é fazer desenvolver àqueles municípios cujas condições sociais, como educação e moradia, são mais carenciadas. Evidentemente, essa não é uma tarefa fácil, sobretudo nos municípios de fronteira, dada as condições políticas e burocráticas relacionadas a essas suas existências. Mas se o Rio Grande do Sul pretende uma política equitativa, com redução das desigualdades territoriais, não há outro caminho, senão assumir uma política sistemática de desenvolvimento das fronteiras. Nomeadamente da fronteira com o Uruguai para cima, tais políticas deverão estender-se por quase todo o Pampa gaúcho, dada suas condições claramente menos desenvolvidas. A rigor, tais políticas bem poderiam iniciar-se pela ampliação da rede assistencial e pela melhoria de condições de acesso aos serviços de acompanhamento médico do pré-natal e da gestante, essenciais para a sobrevivência do recém-nascido e da mãe.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A redução da mortalidade infantil ainda é uma política desafiadora para o estado do Rio Grande do Sul. Seus bons indicadores de saúde infantil poderiam dizer o contrário, afinal, o estado está posicionado no ranking dos menores coeficientes, comparativamente às demais Unidades da Federação. Não fossem os significativos bolsões de pobreza e morte ou ainda de vazio assistencial, o Rio Grande do Sul poderia ser considerado (juntamente com Santa Catarina e parte do Paraná) “desenvolvido”, na acepção do termo frequentemente adotada para referir-se a alguns países da Europa Ocidental. Sem entrar nos méritos dessa expressão eivada de ideologias, o território sul-rio-

grandense destoa de grande parte do Brasil pelos bons indicadores de saúde infantil. Some-se ainda a maior simetria dos indicadores neste estado, cuja distribuição mostrou-se bem mais homogênea, comparativamente ao país.

No interior do estado, contudo, as desigualdades territoriais são acentuadas. Destaque para os municípios mais carenciados de fronteira e mais desenvolvidos da “serra”, dois extremos do desenvolvimento regional do Rio Grande do Sul. Dicotomia simplificadora, obviamente, mas que permite expressar duas realidades genericamente definidas como um norte mais desenvolvido e um sul mais carenciado. Os indicadores de mortalidade infantil, e não poderia ser diferente, refletem espacialmente essas duas realidades. Preocupante em relação ao sul, todavia, é não apenas os coeficientes mais elevados de mortalidade infantil neonatal e pós-neonatal, mas também a menor cobertura assistencial dos serviços de atenção básica e o menor acesso aos serviços de acompanhamento do pré-natal.

O vazio assistencial é ainda intensificado, sobretudo em relação aos municípios de fronteira, pelas enormes distâncias em relação aos grandes centros urbanos, onde há maior densidade de equipamentos e de serviços. Isso explica os CMIN mais elevados nesses locais, pois, além da privação social, há também a privação aos serviços médicos básicos para uma gestação adequada. Nos municípios de elevados CMIPN, por sua vez, predominantes entre o sudeste e centro do estado, é a privação social o fator explicativo mais importante, uma vez que são menores as distâncias aos equipamentos de saúde dos maiores centros urbanos. O fator assistencial é relativizado, nesse caso, ao passo que a instrução das mães, a renda e as condições do domicílio, serão determinantes.

Portanto, em termos de política territorial e de saúde, o Rio Grande do Sul parece situar-se numa dupla encruzilhada: a da redução da pobreza e ampliação da cobertura assistencial, de um lado, e a do aprofundamento das políticas de redução da mortalidade infantil, na proporção condizente com as regiões desenvolvidas do mundo, de outro. A superação dos desafios, por sua vez, passa, e não poderia ser diferente, pela efetivação dos programas e propostas. Não há novidade, senão a da prática do discurso, da redução da retórica e da produção de política territorial integrada.

REFERÊNCIAS

- ALBURQUERQUE, E. S. **A produção da miséria nas sociedades campineiras gaúcha e paranaenses**. Ponta Grossa: UEPG, 2011. 167p.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association - LISA. **Geographical Analysis**, Ohio, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ARKU, R. E *et al.* Geographical Inequalities and Social and Environmental Risk Factors for Under-Five Mortality in Ghana in 2000 and 2010: Bayesian Spatial Analysis of Census Data. **PLoS Medicine**, Califórnia, v. 13, n. 6, 2016.
- BARUFI, A. M.; HADDAD, E.; PAEZ, A. Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis. **BMC Public Health**, London, v. 12, n. 181, 2012.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Portaria nº 1.120/GM/MS, de 6 de julho de 2005**, que institui o Sistema Integrado de Saúde das Fronteiras (SIS Fronteiras). Disponível em: <<http://bvsmms.saude.gov.br/bvs>>. Acesso em: 20 de novembro de 2015.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Diretrizes operacionais para os pactos pela vida, em defesa do SUS e de gestão**. Brasília: Ministério da Saúde, 2006.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Portaria Nº 622 de 23 de abril de 2014**. Dispõe sobre os prazos para conclusão da implementação das ações previstas no Sistema Integrado de Saúde das Fronteiras (SIS Fronteiras) e sobre o repasse de incentivo financeiro. Brasília: Ministério da Saúde, 2014. Disponível em: <<http://bvsmms.saude.gov.br/bvs>>. Acesso em: 12 de novembro de 2015.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Pré-natal e Puerpério: atenção qualificada e humanizada - manual técnico**. Brasília: Ministério da Saúde, 2006. 163p.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Saúde Brasil 2014: uma análise da situação de saúde e das causas externas**. Brasília: Ministério da Saúde, 2015.
- BRAVEMAN, P.; GOTTLIEB, L. The Social Determinants of Health: It's Time to Consider the Causes of the Causes. **Public Health Reports**, v. 129, supl. 2, p. 19-33, 2014.

- CAMARA, G. et al. Análise espacial em áreas. In: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. V. (org.). **Análise espacial de dados geográficos**. Brasília: EMBRAPA; 2004. p. 155-205.
- CARGNIN, A. P. P. **Políticas de desenvolvimento regional no Rio Grande do Sul: vestígios, marcas e repercussões territoriais**. Brasília: Ministério da Integração Nacional, 2014.
- CARTAIRS, V. e MORRIS, R. **Deprivation and health in Scotland**. Aberdeen: Aberdeen University Press, 1991.
- CASTELLI, A. et al. Health, policy and geography: Insights from a multi-level modelling approach. **Social Science & Medicine**, v. 92, p. 61-73, 2013.
- CNS. Conselho Nacional de Saúde. **Resolução Nº. 466, de dezembro de 2012**. Disponível em: <http://conselho.saude.gov.br/resolucoes>. Acessado em: 15 de setembro de 2016.
- EZEH, O. K., et al. Risk factors for postneonatal, infant, child and under-5 mortality in Nigeria: a pooled cross-sectional analysis. **BMJ Open**, v. 5, n. 8, 2015. Disponível em: <http://bmjopen.bmj.com>. Acessado em 25 de setembro de 2016.
- FARIA, R. Geografia da mortalidade infantil no contexto das desigualdades regionais do estado de Minas Gerais, Brasil. **Ra'E Ga**, Curitiba, v. 36, p.152 - 178, 2016.
- FARIA, R.; SANTANA, P. Regional inequalities in infant mortality and primary health care in the State of Minas Gerais, Brazil. **Space Populations and Societies**, v. 2-3, p. 1-14, 2015.
- FERREIRA, M. C. **Iniciação à análise espacial: teoria, técnicas e exemplos para o geoprocessamento**. São Paulo: Unesp, 2014. 343p.
- GRADY, S. C.; ENANDER, H. Geographic analysis of low birthweight and infant mortality in Michigan using automated zoning methodology. London, **International Journal Health Geography**, v. 8, n. 10, p. 1-18, 2009.
- GUIMARÃES, R. Regiões de saúde e escalas geográficas. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 4, p. 1017-1025, 2005
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 1999. 56p.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2010), **Censo Demográfico de 2010**. Brasília, IBGE, 2010. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acessado em: 20 de junho de 2015.
- JOSEPH, K. S et al. Regional disparities in infant mortality in Canada: a reversal of egalitarian trends. **BMC Public Health**, v. 9, n. 4, p. 1-9, 2009.
- KATZ, J. et al. Mortality risk in preterm and small-for-gestational-age infants in low-income and middle-income countries: a pooled country analysis. **The Lancet**, v. 382, n. 9890, p. 417-425, 2013.
- KIM, D.; SAADA, A. The Social Determinants of Infant Mortality and Birth Outcomes in Western Developed Nations: A Cross-Country Systematic Review. **Int. Journal Environ. Res. Public Health**, v. 10, p. 2296-2335, 2013.
- LEVINO, A.; CARVALHO, E. F. de. Análise comparativa dos sistemas de saúde da tríplice fronteira: Brasil/Colômbia/Peru. Washington, Washington, **Revista Panamericana Salud Publica**, v. 30, n. 5, p. 490-500, 2011.
- LIMA, M. B. et al. The spatial inequality of low birth weight in Brazil. **Ciência e Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 8, p. 2443-2452, 2013.
- MIRANDA, M. J. et al. Associação espacial entre variáveis socioeconômicas e risco relativo de nascimentos pré-termo na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) e na Área Metropolitana de Lisboa (AML). **Saúde e Sociedade**, São Paulo, v. 23, n. 4, p. 1142-1153, 2014.
- NEVES, K. da Rocha et al. Representação espacial na saúde: análise do déficit de crescimento e desenvolvimento infantil em um município do Jequitinhonha- MG. **Hygeia**, Uberlândia, v.12, n. 22, p. 139-154, 2016.
- NOGUEIRA, V. M. R.; FAGUNDES, H. S. A implementação do SIS-fronteiras: perspectivas para a Ampliação do direito à saúde na fronteira arco sul. **Serviço Social e Saúde**, Campinas, v. 13, n. 2 p. 245-260, 2014.

- PADILLA, C. M. *et al.* Cluster analysis of social and environment inequalities of infant mortality. A spatial study in small areas revealed by local disease mapping in France. **Science of the Total Environment**, n. 454–455, p. 433–44, 2013.
- QUANSAH, E. *et al.* Social factors influencing child health in Ghana. **PLOS One**, Califórnia, v. 11, n. 1, p. 1-20, 2016.
- RIO GRANDE DO SUL (Estado). **Lei Nº 10.283, de 17 de Outubro de 1994**. Dispõe sobre a criação, estruturação e funcionamento dos Conselhos Regionais de Desenvolvimento e dá outras providências. Disponível em: <http://www.al.rs.gov.br/legis>. Acesso em: 11 de setembro de 2015.
- SANTANA, P (org.). **Geografia da saúde da população: evolução nos últimos vinte anos em Portugal Continental**. Coimbra: CEGOT, 2014.
- SAVARD, N. *et al.* Association between prenatal care and small for gestational age birth: an ecological study in Quebec, Canadá. **Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canadá**, v. 35, n. 7, p. 121-129, 2016.
- SILVA, S. C. *et al.* Visualização dos padrões de variação da taxa de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil: comparação entre as abordagens Bayesiana Empírica e Totalmente Bayesiana. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro v. 27, n. 7, p. 1423-1432, 2011.
- UNICEF. United Nations Children's Fund. **Report 2014. Levels and trends in child mortality**. New York: United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation, 2014. Disponível em: <http://www.unicef.org/media/files>. Acessado em: 15 de setembro de 2015.
- VICTORA, C.G. *et al.* Condições de saúde e inovações nas políticas de saúde no Brasil: o caminho a percorrer. **The Lancet**, v. 377, n. 9782, p. 90-202, 2011.
- VIEIRA, A. S.; MENDES, P. C. Análise espacial da prematuridade, baixo peso ao nascer e óbitos infantis em Uberlândia-MG. **Hygeia**, Uberlândia, v. 8, n. 15, p. 146-156, 2012.
- VIELLAS, E. F. *et al.* Assistência pré-natal no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 30, p. s85-s100, 2014.
- WHO. World Health Organization. **Health and the Millennium Development Goals**. Geneva: WHO, 2005. 86p.