

**O REGIME DE CHUVAS E A MORTALIDADE INFANTIL NO ESTADO DO  
CEARÁ: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA O PERÍODO 1991-2010.**

**Área 2 - Economia Social**

**Autor:** Victor Hugo de Oliveira

**Titulação:** Doutor em Economia (Universidad de Alicante - Espanha).

**Filiação Institucional:** Analista de Políticas Públicas. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

**Endereço:** Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG. Cambéba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.839-900. **Fone:** (85)3101-3518. **Fax:** 3101-3500

**E-mail:** [victor.hugo@ipece.ce.gov.br](mailto:victor.hugo@ipece.ce.gov.br)

**Autor:** Cleyber Nascimento de Medeiros

**Titulação:** Doutor em Geografia (Universidade Estadual do Ceará - UECE).

**Filiação Institucional:** Analista de Políticas Públicas. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

**Endereço:** Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG. Cambéba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.839-900. **Fone:** (85)3101-3523. **Fax:** 3101-3500

**E-mail:** [cleyber.medeiros@ipece.ce.gov.br](mailto:cleyber.medeiros@ipece.ce.gov.br)

# **O REGIME DE CHUVAS E A MORTALIDADE INFANTIL NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA O PERÍODO 1991-2010.**

## **RESUMO**

O objetivo deste trabalho foi analisar a associação espacial da taxa de mortalidade infantil (TMI) com a precipitação pluviométrica dos municípios cearenses em 1991, 2000 e 2010. Para esse fim, empregaram-se técnicas de análise exploratória de dados espaciais e modelos econométricos espaciais em painel. Dentre os resultados obtidos, podem-se destacar três: 1) existem grandes disparidades municipais relacionadas à TMI; 2) há uma dependência espacial positiva no tocante a mortalidade infantil, isto é, municípios com altas taxas de TMI são vizinhos a municípios com altos valores desse índice e vice-versa; 3) os modelos econométricos evidenciaram uma relação negativa entre a mortalidade infantil e a precipitação média nos municípios cearenses. De fato, um aumento dos meses de escassez severa de chuvas em um intervalo de três anos eleva a mortalidade infantil municipal e de sua vizinhança. Em direção oposta, a elevação dos meses de disponibilidade moderada ou elevada de chuvas reduz a TMI nos municípios. Há evidências também que atesta a presença de efeitos indiretos da precipitação média municipal, pois o seu incremento resulta na redução da mortalidade infantil dos municípios vizinhos. Portanto, o presente estudo sugere que regiões do Estado do Ceará com escassez elevada de chuvas são mais vulneráveis no que diz respeito à saúde infantil, o que demanda políticas públicas focadas na ampliação do acesso da população à água potável.

**Palavras-chave:** Ceará, regime pluviométrico, taxa de mortalidade infantil, dependência espacial.

## **ABSTRACT**

This paper aims to provide evidence about the spatial association between child health, proxied by the child mortality rate, and rainfall pattern of the municipalities of the State of Ceará in 1991, 2000 e 2010. For this analysis, two techniques were used: exploratory spatial data analysis and parametric estimation applied to spatial panel data. Three results can be highlighted from this study: 1) still there are high disparities of child mortality rate among municipalities in the State of Ceará; 2) there is positive spatial dependence relatively to the child mortality rate, i.e., municipalities with high child mortality rate have neighbors with high child mortality rate, and vice-versa; 3) there is a negative association between child mortality rate and the average rainfall of the municipalities in the State of Ceará. Indeed, rising the proportion of months of severe droughts in the period of 3 years increases the mortality rate of children in the municipalities. On the other hand, an increase in the proportion of months with moderate or high rainfalls decreases the child mortality rate in the municipalities. There is also evidence of spillover effects of the rainfall in a municipality, once its increasing implies a drop in the child mortality of the neighbors. Therefore, the study suggests that regions in the State of Ceará characterized by a large deficit of rainfall shows a higher vulnerability of child health which requires public policies focused on the population access to drinking water.

**Key-words:** Ceará, rainfall pattern, child mortality rate, spatial dependence.

## 1 Introdução

Em 2013, mais de 6 milhões de crianças morreram antes de completar o quinto ano de vida em todo o mundo, segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS).<sup>1</sup> Garantir a saúde das futuras gerações se tornou um desafio global de países pobres e em vias de desenvolvimento a partir da assinatura do acordo relativo aos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) em 2000.

O Brasil, um dos mais populosos países em desenvolvimento, comprometido com os ODM's, diminuiu a taxa de mortalidade infantil para crianças com até de 5 anos de idade em 73% (de 58‰ para 15,6‰) entre os anos de 1990 e 2011, tornando-se um dos primeiros países a cumprir a meta de redução em mais de dois terços do valor do indicador até 2015.<sup>2</sup>

A desnutrição e a exposição a doenças infectocontagiosas são as principais causas de morte de crianças com até cinco anos (CUTLER et al., 2006). No Brasil, a prevalência de crianças com a altura estandardizada pela idade caiu de 37% em 1974/75 para 7% em 2006/07. Vale mencionar que a evolução da saúde infantil no país passa atualmente pelas mudanças demográficas e socioeconômicas vividas pela população ao longo das décadas (VICTORA et al., 2011).

Neste sentido, Alves e Belluzzo (2004) apresentam evidências de que o aumento do saneamento, da educação e da renda *per capita* contribuiu para o declínio da mortalidade infantil no país ao curto e longo prazo. Gamper-Rabindran et al. (2010) mostram que a provisão de água canalizada cooperaram para a redução da mortalidade infantil, especialmente em comunidades onde a mortalidade é elevada.

Políticas públicas também têm contribuído para a queda da mortalidade infantil no Brasil. Em particular, a estratégia de atenção básica às famílias implementada através do Programa Saúde da Família (PSF) ajudou a reduzir a mortalidade infantil na faixa etária de 5 anos de idade bem como colaborou para queda na taxa de fecundidade nas regiões beneficiadas pelo programa (ROCHA e SOARES, 2012).

Mais recentemente, Rosella et al. (2013) apresentam evidências da contribuição do programa de transferência de renda Bolsa Família para a queda da mortalidade infantil. Os autores mostram que o programa ajudou a prevenir mortes causadas por má nutrição, diarreia e doenças respiratórias. Uma das razões que suportam tais resultados é o fato de que ambos os programas têm como público alvo as famílias pobres.

Mesmo diante de todas as evidências apontando diversos mecanismos pelos quais a mortalidade infantil tem caído no Brasil, algumas unidades da federação ainda apresentam dificuldades em alcançar padrões satisfatórios em relação à saúde das crianças. Esse é o caso dos estados na região Nordeste, em especial o Ceará, que ainda possui valores da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) considerados elevados, ainda que tenha experimentado uma redução de 75% entre os anos de 1991 e 2010 (de 82,7‰ para 20,8‰).

Um exemplo disso é o fato de que 80% dos municípios cearenses ainda figuram no terço superior da distribuição da mortalidade infantil entre todos os municípios do país em 2010, segundo o Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD, 2013).

Destaca-se que um fator adicional que pode contribuir com esse padrão de elevadas taxas de mortalidade infantil para os municípios cearenses são as condições climáticas as quais a população está imersa, sobretudo na região do semiárido. Mudanças severas sobre a temperatura e o regime de chuvas podem afetar sensivelmente a produção agrícola e, potencialmente, o consumo, bem como elevar a prevalência de certos tipos de doenças e enfermidades capazes de levar ao óbito de crianças (SKOUFIAS e VINHA, 2012).

Rocha e Soares (2012) mostram que choques negativos no regime de chuvas no semiárido nordestino durante o período gestacional estão associados ao baixo peso ao nascer,

---

<sup>1</sup> <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs178/en/>

<sup>2</sup> <http://www.kas.de/wf/doc/9942-1442-2-30.pdf>

à prevalência de crianças prematuras, e à mortalidade infantil para crianças menores de um ano de idade.

Em particular, 80% dos municípios cearenses pertencem à região semiárida do Nordeste, caracterizada por um baixo regime pluviométrico<sup>3</sup>. Portanto, o presente estudo busca analisar como o regime pluviométrico se relaciona com a mortalidade infantil nos municípios cearenses levando-se em consideração os potenciais fatores espaciais não observáveis capazes de enviesar estimativas provenientes de modelo clássico de painel de dados.

Os resultados empíricos apontam para a presença de autocorrelação espacial positiva para a TMI segundo o índice de Moran, sugerindo a existência de fatores espaciais comuns entre o município e seus respectivos vizinhos.

As evidências indicam para a presença de dependência espacial entre a mortalidade infantil e a precipitação pluviométrica média municipal. A partir de tais resultados estima-se o modelo de painel de dados com efeitos fixos avaliando a presença de autocorrelação espacial da variável dependente e dos erros. As estimativas revelam uma associação espacial entre precipitação média e a mortalidade infantil dos municípios, sendo essa associação ainda mais forte entre a precipitação média e a mortalidade infantil dos municípios vizinhos.

O presente trabalho está organizado nas seguintes seções. A primeira corresponde a Introdução. A Seção 2 exibe a base de dados utilizada no estudo. A Seção 3 descreve a estratégia empírica. A Seção 4 traz os resultados. Finalmente, a Seção 5 mostra as conclusões da pesquisa.

## **2 Base de Dados**

### **2.1 Dados de Precipitação**

Para a construção das variáveis de precipitação utilizou-se a base de dados “Terrestrial Precipitation: 1900-2010 Gridded Monthly Time Series (Version 3.02)” documentada por Kenji Matsuura e Cort J. Willmott da Universidade de Delaware, Estados Unidos. A respectiva base de dados fornece a precipitação pluviométrica para uma grade de latitude e longitude de 0,5 x 0,5 graus, ou 56 x 56 quilômetros. Essa mesma base de dados foi utilizada por Rocha e Soares (2012).

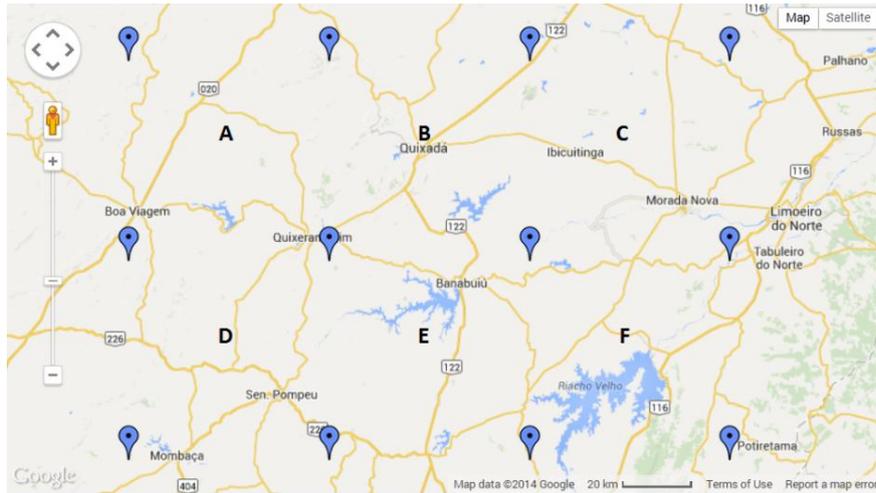
Para obter-se a precipitação mensal histórica de um município calculou-se a média ponderada pelo inverso da distância dos pontos de latitude e longitude mais próximos, considerando o centróide do município em cada mês, entre 1940 e 2010.

A Figura 1 ilustra a disponibilidade dos dados pluviométricos e o centróide dos municípios cearenses para uma dada área do estado do Ceará. Nota-se que em alguns dos quadrados há mais de um município como é o caso das áreas A (Boa Viagem e Quixeramobim), C (Ibicuitinga e Morada Nova) e D (Senador Pompeu e Mombaça).

Utilizando a referida fonte de dados foi possível calcular uma média mensal histórica da precipitação no estado do Ceará, que é de aproximadamente 67 mm com um desvio-padrão de 81 mm.

---

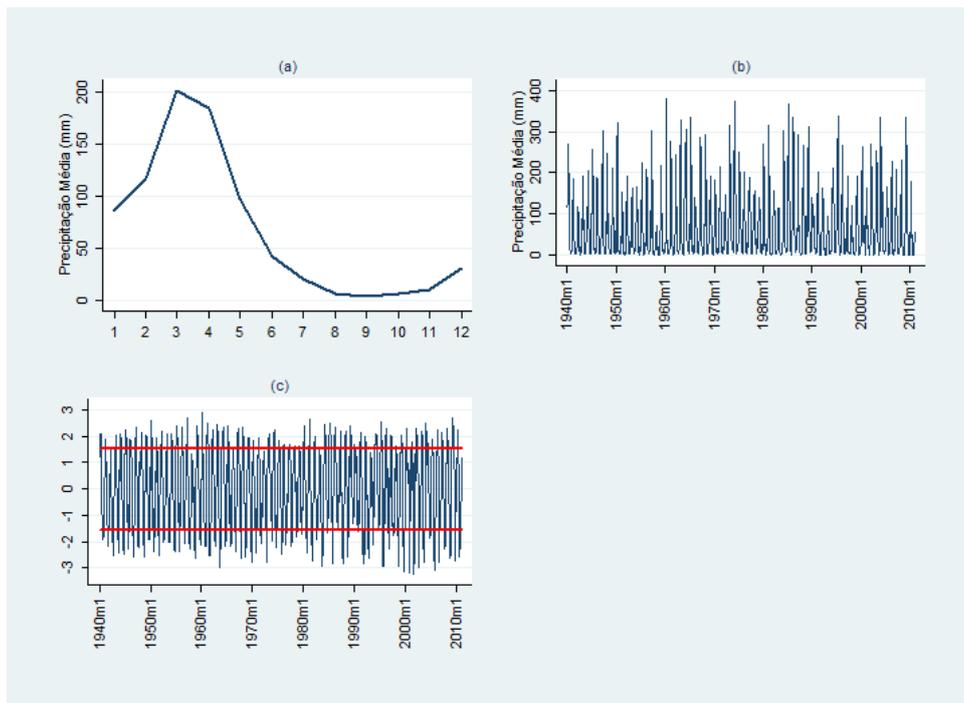
<sup>3</sup> O semiárido é uma região de elevadas temperaturas onde o regime pluvial é bastante irregular e, algumas vezes, há longos períodos secos e chuvas ocasionais concentradas em poucos meses do ano. Em tal região observa-se um grande déficit hídrico, uma vez que a quantidade de chuva é menor do que a água que evapora da superfície.



**Figura 1:** Pontos de Precipitação Pluviométrica.

Fonte: Mapa produzido pelos autores com base em Matsuura e Willmott (2012).

A Figura 2(a) mostra o padrão histórico do regime de precipitações no Ceará, onde as chuvas se concentram em poucos meses do ano. A Figura 2(b) exhibe o comportamento mensal da precipitação média no Ceará entre 1940 e 2010, enquanto a Figura 2(c) apresenta o ciclo da precipitação mensal e os meses em que há escassez severa ou elevada disponibilidade de chuvas.



**Figura 2:** Precipitação Mensal Média e Ciclo da Precipitação Mensal Média do Ceará.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da média mensal da precipitação municipal entre 1940 e 2010 foram construídas algumas variáveis adicionais importantes para o referido estudo. O primeiro grupo de variáveis baseia-se no ciclo do logaritmo natural da pluviometria mensal após aplicar o filtro de Hodrick-Prescott com o parâmetro de suavização  $\lambda = 129.600$ . Em seguida, realizou-se uma classificação dos meses, levando-se em consideração o desvio-padrão dos ciclos de pluviometria na série temporal avaliada.

Tomando-se como referência os anos censitários de 1991, 2000 e 2010, foi possível calcular a proporção de meses com escassez severa, moderada ou baixa de chuvas, bem como a proporção de meses com elevada, moderada e baixa disponibilidade de chuvas para um dado período (Quadro 1).

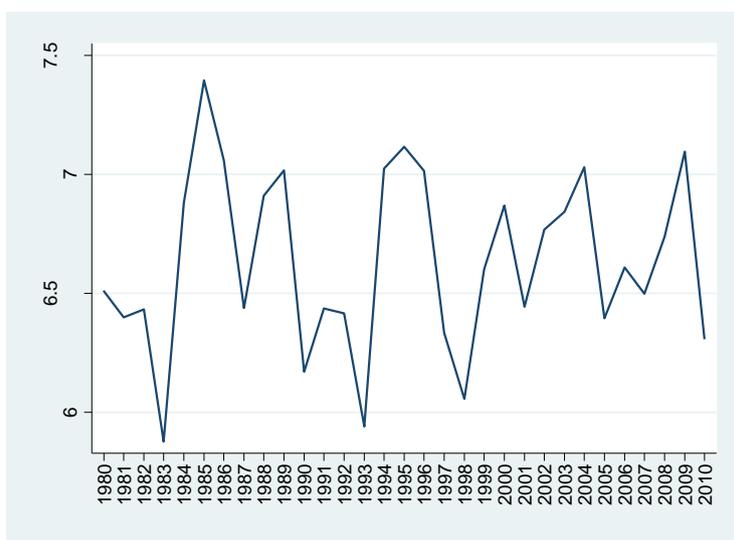
Esse período pode ser de 12 meses referente ao ano censitário, ou estendido para anos anteriores ao ano censitário (1991, 2000 e 2010). Por exemplo, calculou-se tais proporções para um período de 3 anos (ou 36 meses) retrocedendo ao ano censitário. Essa medida é importante para o estudo, pois ela reflete com mais clareza potenciais episódios extremos na flutuação pluviométrica de cada município.

**Quadro 1:** Classificação dos Meses quanto ao Regime Pluviométrico<sup>4</sup>

Padrão de Chuvas	Intervalos
Regime elevado	$CMP_{imt} > SD(CMP)_i$
Regime moderado	$SD(CMP)_i/2 < CMP_{imt} \leq SD(CMP)_i$
Regime baixo	$0 < CMP_{imt} \leq SD(CMP)_i/2$
Escassez baixa	$-SD(CMP)_i/2 < CMP_{imt} \leq 0$
Escassez moderada	$-SD(CMP)_i < CMP_{imt} \leq -SD(CMP)_i/2$
Escassez severa	$CMP_{imt} < -SD(CMP)_i$

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota:  $CMP_{imt}$  é o ciclo do logaritmo natural da precipitação pluviométrica do município  $i$  no mês  $m$  no ano  $t$ , enquanto  $SD(CMP)_i$  é o desvio-padrão do município  $i$  referente ao ciclo da precipitação mensal.

O início das décadas de 1980 e 1990 são marcados por períodos de fortes estiagens que duraram ao menos quatro anos. Os anos do decênio de 2000 também apresentam períodos de baixa pluviometria, especificamente os anos de 2005 a 2008, mas não tão intensos quanto os períodos de baixa pluviometria nas décadas anteriores. O ano de 2010 se apresenta como o pior ano de pluviometria da década. A Figura 3 mostra o comportamento da flutuação das chuvas no Ceará entre 1980 e 2010.



**Figura 3:** Logaritmo natural da precipitação média anual no estado do Ceará. Fonte: Elaborado pelos autores.

<sup>4</sup> A classificação descrita no Quadro 1 não possui a pretensão de substituir metodologias já utilizadas na literatura internacional sobre regimes pluviométricos, mas pretende prover variáveis adicionais para se testar diferentes especificações econométricas.

A Tabela 1 exibe a média e o desvio-padrão (DP) das variáveis de precipitação. No painel (A), percebe-se que aproximadamente 37% e 32% dos meses nos anos censitários de 1991 e 2010 foram de escassez severa de chuvas. Em 2000, esse percentual foi de 16,8%. Em um período de três anos prévios ao ano censitário, verifica-se que a proporção de meses com escassez moderada ou severa é inferior à proporção de meses com regime moderado ou elevado de chuvas.

**Tabela 1:** Estatísticas descritivas das precipitações municipais no estado do Ceará

	1991		2000		2010	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
<b>(A) Ano censitário</b>						
Precipitação	623,68	151,88	960,98	200,82	547,51	152,18
Componente cíclico	-0,19	0,13	0,24	0,12	-0,37	0,15
% meses com:						
Regime elevado	18,61	6,49	21,56	6,59	17,71	4,93
Regime moderado	20,65	7,29	35,46	11,99	28,22	8,96
Regime baixo	5,75	6,56	17,21	13,37	10,33	8,07
Escassez baixa	6,25	5,53	6,79	7,44	4,57	6,45
Escassez moderada	11,55	7,07	2,13	4,04	6,84	6,25
Escassez severa	37,18	6,96	16,85	3,99	32,34	6,08
<b>(B) Período de 3 anos</b>						
Precipitação	738,46	146,02	707,16	139,40	865,35	168,56
Componente cíclico	-0,09	0,09	-0,13	0,03	0,05	0,04
% meses com:						
Regime elevado	18,30	4,37	19,01	5,35	28,96	4,60
Regime moderado	21,32	5,71	24,46	6,39	20,08	6,71
Regime baixo	11,28	4,00	11,94	5,87	12,29	4,31
Escassez baixa	13,39	6,71	9,71	5,15	6,66	3,35
Escassez moderada	14,52	5,82	10,75	4,92	5,87	4,32
Escassez severa	21,20	4,76	24,14	3,82	26,15	4,36

Fonte: Calculado pelos autores.

## 2.2 Mortalidade Infantil e Variáveis Socioeconômicas

A redução da mortalidade infantil no Ceará foi acompanhada por mudanças socioeconômicas e demográficas relevantes entre os anos de 1991 a 2010. Na Tabela 2 observa-se um crescimento da renda domiciliar *per capita* de 136%, enquanto a distribuição da renda oscilou negativamente no período.

Enquanto isto, a taxa de fecundidade total caiu pela metade, sendo que a proporção da população adulta com ensino médio completo quadruplicou em duas décadas. Por outro lado, houve um aumento da incidência de gravidez nos municípios cearenses. A proporção de mulheres entre 15 e 17 anos com filhos era de 5% em 1991, passando para 7,1% em 2010. Entre as mulheres de 10 a 14 anos, 0,2% possuíam filhos em 1991, e 0,43% tinham filhos em 2010.

Os dados mostram também que, em média, a população municipal vive em sua maioria em áreas urbanas. Em 1991, a taxa de urbanização média dos municípios que era de 42,6% passou para 56,4% em 2010. Também, observou-se um maior acesso da população dos municípios à água encanada. Enquanto em 1991 aproximadamente 20,1% da população não possuía acesso à água encanada, esse percentual aumentou para 76,1% em 2010.

A proporção da população com acesso à coleta regular de lixo também cresceu no período em análise, saindo de 36,2% em 1991 para 90% em 2010. Finalmente, observou-se uma melhora nas condições de moradia da população, onde a proporção de pessoas vivendo em domicílios com mais de 2 pessoas por dormitório caiu de 59% em 1991 para 35% em 2010.

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas das variáveis estudadas

<b>Variáveis Explicativas</b>	<b>1991</b>	<b>2000</b>	<b>2010</b>
Log natural da renda domiciliar <i>per capita</i>	4,677 (0,312)	5,053 (0,282)	5,560 (0,233)
Índice de Gini	0,525 (0,064)	0,590 (0,050)	0,528 (0,046)
Taxa de fecundidade total	4,593 (0,901)	3,373 (0,587)	2,277 (0,303)
% de adultos ( $\geq 25$ anos) com ensino médio completo	5,090 (4,164)	8,534 (4,542)	22,236 (6,646)
% de mulheres de 15 a 17 anos com filhos	5,477 (3,392)	9,024 (3,764)	7,135 (2,710)
% de mulheres de 10 a 14 anos com filhos	0,206 (0,483)	0,424 (0,572)	0,428 (0,515)
% de pessoas vivendo em áreas urbanas	42,621 (18,071)	51,069 (16,753)	56,384 (15,682)
% de pessoas com acesso à água encanada	20,071 (14,069)	39,682 (15,410)	76,106 (12,473)
% de domicílios com acesso à coleta de lixo	36,221 (22,176)	67,177 (17,780)	89,899 (7,745)
% da população em domicílios com densidade por dormitório acima de 2	58,674 (6,421)	48,283 (6,409)	34,863 (6,053)

Fonte: Calculado pelos autores. Desvio-padrão entre parênteses.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Apresenta-se a seguir, sucintamente, os aspectos metodológicos da AEDE e do modelo econométrico espacial para dados em painel. Segundo Almeida (2012), uma variável relativa a um determinado município pode sofrer influências significativas de certos fatores em municípios que são geograficamente vizinhos, justificando-se, dessa forma, a utilização de análise exploratória de dados espaciais neste trabalho.

##### 3.1.1 Matriz de Contiguidade ou Peso Espacial

A AEDE observa evidências sobre a existência de padrões globais e/ou locais de associação espacial para um determinado indicador, no caso em questão a taxa de mortalidade infantil para crianças com até 5 cinco anos de idade.

Para tanto, deve-se impor um arranjo que permita estimar coeficientes que meçam o grau de interação entre as unidades espaciais (no caso, os municípios cearenses). Isso consiste em criar uma matriz binária de pesos espaciais ( $W$ ), cujo conceito é baseado na contigüidade. Desse modo, formulou-se a matriz  $W$ , considerando que dois municípios são vizinhos caso eles compartilhem de uma fronteira em comum. Quando isto ocorre, atribui-se o valor 1 (um) na matriz, caso contrário, atribui-se o valor 0 (zero).

Segundo Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), no estudo de vários fenômenos socioeconômicos regiões vizinhas possuem uma interação mais forte entre si do que regiões que não possuem fronteira em comum. Nessas situações, são utilizadas as matrizes definidas pelo princípio de contigüidade tipo Queen (Rainha) ou Rook (Torre).

A matriz Queen considera vizinhos dois municípios que detenham fronteiras comuns, analisando os vértices do polígono (arquivo shapefile georreferenciado). Já a matriz Rook considera vizinha apenas às regiões que tenham fronteira (lados) em comum (HADDAD e NEDOVIC–BUDIC, 2006).

### 3.1.2 Autocorrelação Espacial Global

Os indicadores de autocorrelação espacial global medem a associação de uma variável para a região como um todo, caracterizando-a de modo geral. Para tanto, recorreu-se ao teste estatístico I de Moran Global, o qual possui como hipótese nula a existência de uma distribuição aleatória da variável de estudo, sendo a hipótese alternativa o contrário.

Essa estatística sintetiza num único indicador o esquema geral de dependência espacial, variando de -1 a +1, implicando que quanto mais próximo de +1 maior a autocorrelação espacial positiva e quanto mais próximo de -1 mais forte é a dependência espacial negativa. Conforme Anselin (1995), o índice de I de Moran Global pode ser definido pela fórmula abaixo:

$$I = \frac{n}{\sum_i^n (y_i - \bar{y})^2} \frac{\sum_i^n \sum_j^n \omega_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i^n \sum_j^n \omega_{ij}} \quad (1)$$

onde  $\omega_{ij}$  é o elemento da matriz de contiguidade ou vizinhança  $\omega$ ,  $y_i$  é a taxa de mortalidade infantil do município  $i$ ,  $y_j$  é a taxa de mortalidade infantil do município  $j$ ,  $\bar{y}$  é a média amostral, e  $n$  é o número de municípios, no total de 184 observações.

O coeficiente de I de Moran foi estimado para as matrizes de vizinhança  $\omega$  do tipo Queen e Rook, testando  $k = 1$ ,  $k = 2$ ,  $k = 3$ , ou seja, para o vizinho mais próximo, dois e três vizinhos mais próximos. O melhor resultado foi o da matriz de vizinhança tipo Queen com  $k = 1$ , que obteve o maior valor do índice.

Todas as matrizes foram normalizadas de modo que a soma dos elementos de cada uma de suas linhas seja igual a 1. A significância das estatísticas foi obtida por meio de técnicas de randomização ou aleatorização, utilizando 999 permutações.

### 3.1.3 Autocorrelação Espacial Local

A diferença entre os indicadores de autocorrelação global e local é que os primeiros possuem uma única medida de associação espacial para a área total, enquanto os indicadores locais fornecem um valor para cada subárea possibilitando identificar *clusters* de objetos (municípios) com características semelhantes ou discrepantes. Conforme Anselin (2005), o índice Moran Local ( $I_i$ ) pode ser definido pela fórmula a seguir:

$$I_i = n \frac{z_i \sum_j^n \omega_{ij} z_j}{\sum_j^n z_j^2} \quad (2)$$

Sendo  $z_i = (y_i - \bar{y})$  e  $z_j = (y_j - \bar{y})$ , onde  $\omega_{ij}$  é o elemento da matriz de contiguidade ou vizinhança  $\omega$ ,  $y_i$  é a taxa de mortalidade infantil do município  $i$ ,  $y_j$  é a taxa de mortalidade infantil do município  $j$ ,  $\bar{y}$  é a média amostral, e  $n$  é o número de municípios, no total de 184 observações.

Da mesma forma que para o índice de Moran Global, o índice Moran Local ( $I_i$ ) foi estimado para as matrizes de vizinhança  $\omega$  do tipo Queen e Rook, testando  $k = 1$ ,  $k = 2$ ,  $k = 3$ , ou seja, para o vizinho mais próximo, dois e três vizinhos mais próximos. Novamente, o melhor resultado considerado foi o da matriz de vizinhança tipo *Queen* com  $k=1$ . A significância estatística foi obtida por randomização utilizando 999 permutações, operacionalizado no programa Geoda 1.4<sup>®</sup>.

De acordo com Anselin (1995), o coeficiente I de Moran Local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição de cada observação em quatro categorias, sendo que cada uma individualmente corresponde a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

O citado diagrama representa o coeficiente de regressão, sendo verificado pela inclinação da curva de regressão. Por intermédio do mesmo, pode-se visualizar a divisão dos dados em quatro quadrantes, conforme o Quadro 2.

**Quadro 2:** Representação da associação espacial por quadrantes.

<b>QBA</b> - Baixo-Alto	<b>QAA</b> - Alto - Alto
<b>QBB</b> - Baixo-Baixo	<b>QAB</b> - Alto-Baixo

Fonte: Almeida (2012). Elaboração dos autores.

No quadrante QAA encontram-se os dados com distribuição Alto-Alto, ou seja, municípios com altas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios com elevados índices. O quadrante QBB apresenta os dados com repartição Baixo-Baixo, isto é, municípios com baixas taxas de mortalidade infantil rodeados de municípios com taxas equivalentes. No quadrante QBA localizam-se os dados com repartição Baixo-Alto, ou seja, municípios com baixos índices de mortalidade infantil cercados de municípios com altas taxas. Por fim, o quadrante QAB possibilita detectarem-se os dados com distribuição Alto-Baixo, isto é, municípios com altas taxas de mortalidade infantil rodeados de municípios com reduzidos índices.

Ressalta-se que a autocorrelação espacial local pode ser avaliada para uma única variável (univariada) ou ser analisada para um conjunto de variáveis (multivariada). Neste estudo, também se empreendeu a autocorrelação espacial local bivariada, com o intuito de medir a influência da precipitação pluviométrica na taxa de mortalidade infantil dos municípios cearenses.

De acordo com Anselin (2005), essa estatística dá uma indicação do grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor para uma variável em uma dada locação  $i$  (municípios) e a média de outra variável nas locações vizinhas.

A hipótese a ser validada é a de que a taxa de mortalidade infantil de um determinado município pode sofrer influência positiva ou negativa da precipitação pluviométrica média ocorrida em municípios vizinhos.

### 3.2 Abordagem Econométrica

A estratégia econométrica adotada para a sequência da análise é a de painel de dados levando em consideração a dependência espacial entre as unidades de cada “cross-section”, neste caso, os municípios. Essa abordagem é adequada quando as observações são coletadas de pontos ou regiões localizados no espaço geográfico tais como renda, emprego, população, etc (LESAGE, 2008). No referido estudo a variável de interesse é a precipitação pluviométrica coletada a partir de pontos de latitude e longitude os quais foram utilizados para o cálculo da média de precipitação pluviométrica municipal, como descrito na Subseção 2.1.

O modelo espacial com dados em formato de painel considera os 184 municípios cearenses e os anos censitários de 1991, 2000 e 2010. A especificação adotada é uma versão aninhada entre os modelos de defasagem espacial (Spatial Autoregressive Model – SAR) e de autocorrelação espacial dos erros (Spatial Error Model – SEM). Ambas os modelos são discutidos por LeSage e Peace (2009) e Enhrost (2011). A especificação é descrita pelas seguintes expressões:

$$y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{184} \omega_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K x_{k,it} \beta_k + \mu_i + \gamma_t + v_{it} \quad (3a)$$

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{184} \omega_{ij} v_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3b)$$

Onde os  $\beta$ 's capturam os efeitos das variáveis explicativas sobre a mortalidade infantil do município  $i$  no ano  $t$ . Note também que  $\mu_i$  são os efeitos fixos municipais e  $\gamma_t$  são os efeitos fixos do tempo.

Os parâmetros espaciais são  $\rho$  e  $\lambda$ , que medem respectivamente a autoregressividade da mortalidade infantil e a autocorrelação espacial dos erros. Vale salientar que  $v_{it}$  e  $\varepsilon_{it}$  são termos aleatórios assumidos independentes (entre si) e identicamente distribuídos  $\forall (i, t)$ . Os elementos  $\omega_{ij}$  são pesos provenientes da matriz espacial  $W$  de ordem 184 x 184.

Quando o parâmetro  $\rho = 0$ , a especificação envolvendo (3a) e (3b) se reduz ao modelo de autocorrelação espacial dos erros, ou modelo com erro espacial (SEM). Entretanto, se  $\lambda = 0$ , o modelo envolvendo (3a) e (3b) se reduz a especificação de defasagem espacial (SAR). Portanto, a estrutura (3a) e (3b) é uma forma flexível aos modelos de erro e defasagem espacial.

O parâmetro  $\rho$  captura interações endógenas que são tipicamente consideradas como a especificação formal para o resultado de equilíbrio espacial ou processo de interações sociais na qual o valor da taxa de mortalidade do município  $i$  é conjuntamente determinado com a taxa de mortalidade de seus vizinhos. Um exemplo disso são as possíveis interações entre governos locais para garantir o abastecimento de água em uma região, ou para obter infraestrutura de saúde para atender a população local.

A autocorrelação espacial dos erros é consistente com situações em que determinantes não observáveis da mortalidade infantil são espacialmente correlacionados. A ocorrência de choques exógenos não observáveis, mas que seguem um padrão espacial de distribuição, também motiva a utilização de modelos capazes de controlar tal correlação dos erros. Este é o caso, por exemplo, de ocorrência de desastres climáticos como chuvas torrenciais e inundações, estiagens ou secas, etc. Tais situações estão diretamente relacionadas aos casos extremos da flutuação da precipitação municipal, como discutido na subseção 2.1.

Outro aspecto relevante da especificação adotada é a possibilidade de estimar efeitos indiretos, ou de transbordamento (*spillover effects*), das variáveis explicativas do modelo. Em outras palavras, as especificações (3a) e (3b) permitem estimar quais os efeitos de transbordamento da precipitação sobre a mortalidade infantil dos municípios vizinhos. Esse efeito é obtido pela diferença entre o efeito total e o efeito direto. Em termos práticos, o efeito direto são os coeficientes da diagonal principal da matriz  $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$ , enquanto o efeito indireto são os elementos fora da diagonal principal da referida matriz.

Intuitivamente, o efeito direto mede o impacto médio da precipitação do município  $i$  sobre a mortalidade infantil do município  $i$ . Esse efeito leva em consideração as características de *feedback*, ou seja, efeitos que passam para os municípios vizinhos e voltam para o próprio município (ex.  $1 \rightarrow 2 \rightarrow 1$ , ou  $1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 4 \rightarrow 1$ ). Já o efeito total mede o impacto médio da precipitação do município  $i$  sobre a mortalidade infantil do município  $i$  e de seus vizinhos. De maneira residual, o efeito indireto mede o impacto médio da precipitação do município  $i$  sobre a mortalidade infantil dos municípios vizinhos ao município  $i$  (LESAGE, 2008; LESAGE e PEACE, 2009; ENHORST, 2011).

## 4 Resultados

### 4.1 Resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A taxa de mortalidade infantil é utilizada na análise de políticas públicas aplicadas ao campo da saúde como um indicador que possibilita mensurar as condições de bem-estar de uma população. Este indicador pode ser interpretado como uma estimativa da probabilidade de não sobrevivência do indivíduo do primeiro ao quinto (no caso desse estudo) ano de vida, isto é, ele corresponde ao número de crianças que não deverão sobreviver até o quinto ano de vida em cada 1.000 nascidas vivas.

Neste contexto, o Quadro 3 mostra as estatísticas descritivas para a taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de idade concernente aos anos de 1991, 2000 e 2010, tendo como unidade de observação os municípios cearenses. Verifica-se uma evolução do indicador no período estudado, uma vez que a média reduziu-se significativamente, passando de 92,09 óbitos por mil nascidos vivos em 1991 para 60,52 no ano 2000 e 26,54 em 2010, expressando uma diminuição de 71,18% no intervalo temporal de 1991 a 2010.

**Quadro 3:** Estatísticas descritivas para a taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de idade dos municípios cearenses - 1991, 2000 e 2010

Ano	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão
1991	92,09	62,32	128,48	139,04
2000	60,52	35,04	88,79	141,90
2010	26,54	14,64	36,94	144,72

Fonte dos dados: PNUD (2013). Elaboração dos autores.

Conforme Medeiros et al. (2014), a significativa diminuição da taxa de mortalidade infantil no último decênio pode ser atribuída em parte a redução do número de filhos por família, assim como à introdução de algumas políticas públicas de extrema relevância, como, por exemplo, o maior acesso às campanhas de imunização, a diminuição da exposição às doenças parasitárias e infectocontagiosas a partir da melhoria das condições de saneamento básico, bem como o fortalecimento de políticas de atenção básica com foco em visitas domiciliares, tal qual o programa Saúde da Família. Políticas de assistência à família, como o programa Bolsa Família, também podem ter contribuído para a manutenção da queda da mortalidade infantil no Ceará, que ainda é um dos estados mais pobres do Brasil.

Não obstante, quando estudados os índices em nível municipal constata-se que apesar do arrefecimento do indicador para o Estado como um todo, as cidades que possuíam as maiores taxas de mortalidade infantil em 1991 continuaram, em sua maioria, sendo as mesmas nos anos de 2000 e 2010, conforme pode ser visualizado na Figura 4.

Observando os mapas constantes na mencionada figura, visualizam-se alguns possíveis agrupamentos de municípios com baixas taxas de mortalidade infantil (situados no 1º quartil da distribuição de dados), localizados principalmente na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), Litoral Leste e no Cariri. Verificam-se também grupos de cidades com altos índices de óbitos de crianças com até 5 anos de idade (3º e 4º quartis), encontrados, sobretudo, nas regiões do Litoral Oeste, Sertão Central e Sertão dos Inhamuns.

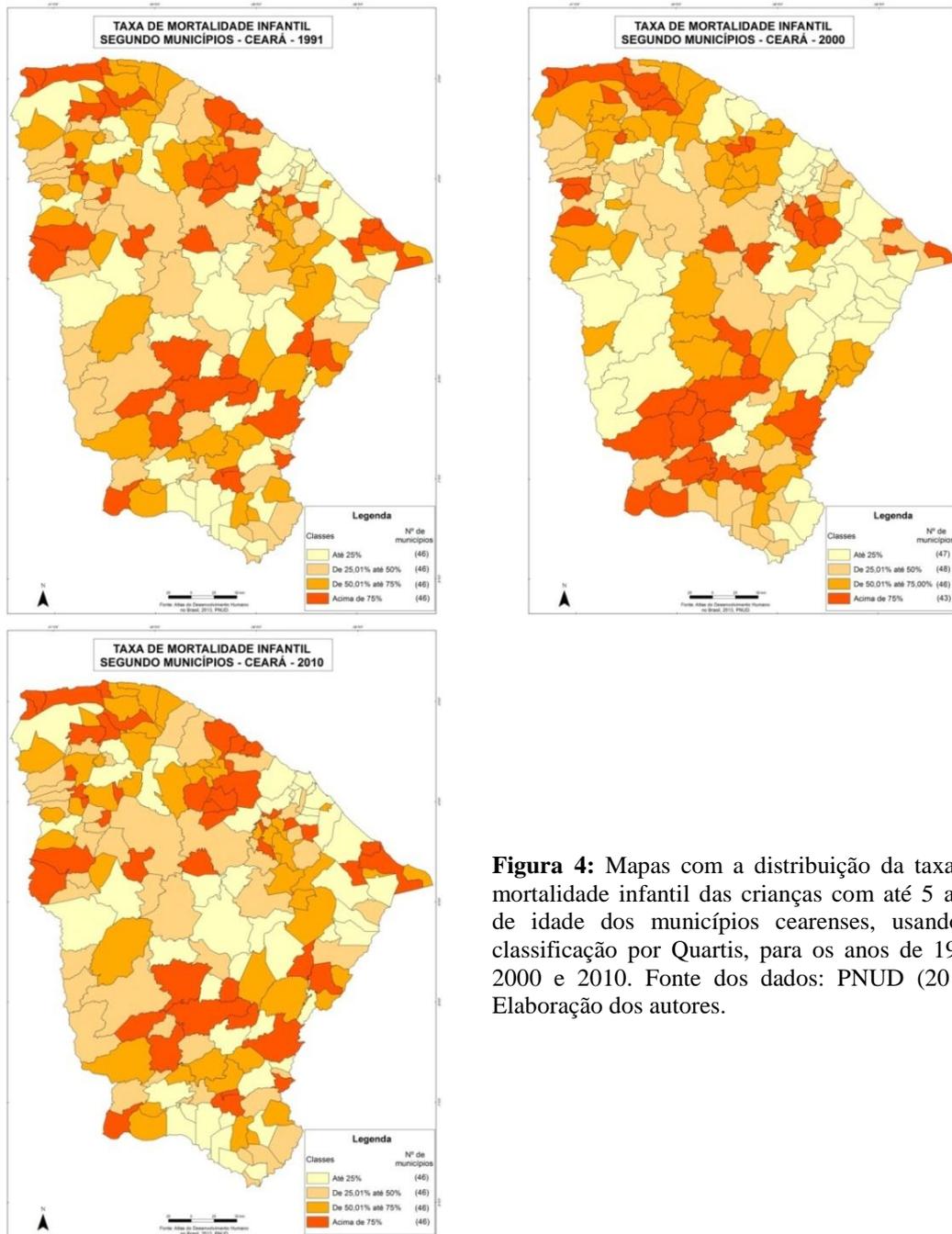
Assim, o exame subjetivo dos referidos mapas sugerem que a distribuição da taxa de mortalidade infantil não é aleatória para os municípios cearenses, existindo *tendências* de concentração de cidades com níveis mais altos e mais baixos deste indicador.

Ressalta-se que os mapas temáticos elaborados classificaram as cidades de acordo com o método de Quartis, distribuindo os 184 municípios cearenses em quatro grupos: Os 25% com maiores taxas de mortalidade infantil (1º quartil); os com taxas variando entre 25,01% e 50% do total de municípios (2º quartil) e de 50,01% até 75% (3º quartil), e o 4º quartil, representando as cidades que possuíam as 25% maiores taxas de mortalidade infantil em determinado ano.

Nessa conjuntura, algumas questões são levantadas: há um padrão de dependência espacial entre os municípios cearenses, levando-se em consideração a taxa de mortalidade infantil das crianças com até 5 anos de idade? Ou seja, há cidades com altos índices rodeadas por outras em situação similar? Existem municípios com baixas taxas vizinhos a cidades na mesma circunstância? Igualmente, pode-se esperar dissimilaridade espacial como cidades com elevadas taxas de mortalidade infantil rodeadas por outras com baixos índices?

Para responder a essas perguntas e se poder fazer inferências mais precisas a esse respeito, é fundamental analisar a taxa de mortalidade infantil utilizando análise exploratória de dados espaciais.

Neste contexto, inicialmente avalia-se se há evidência estatística de dependência espacial da taxa de mortalidade infantil para as crianças com até 5 anos de idade entre os 184 municípios do estado do Ceará como um todo, a partir do cálculo do teste estatístico I de Moran Global.



**Figura 4:** Mapas com a distribuição da taxa de mortalidade infantil das crianças com até 5 anos de idade dos municípios cearenses, usando a classificação por Quartis, para os anos de 1991, 2000 e 2010. Fonte dos dados: PNUD (2013). Elaboração dos autores.

Desse modo, o Quadro 4 exhibe o valor do I de Moran Global para a TMI usando a matriz de contigüidade espacial tipo *Queen* em primeira, segunda e terceira ordem para os anos de 1991, 2000 e 2010. Analisando os dados do referido quadro verifica-se uma evidência de autocorrelação global positiva para o indicador em estudo, ou seja, em média, os municípios com altas taxas de mortalidade infantil, para a faixa etária de até 5 anos de idade, são circundados por municípios na mesma situação, enquanto que cidades com baixas taxas são vizinhas de cidades na mesma circunstância.

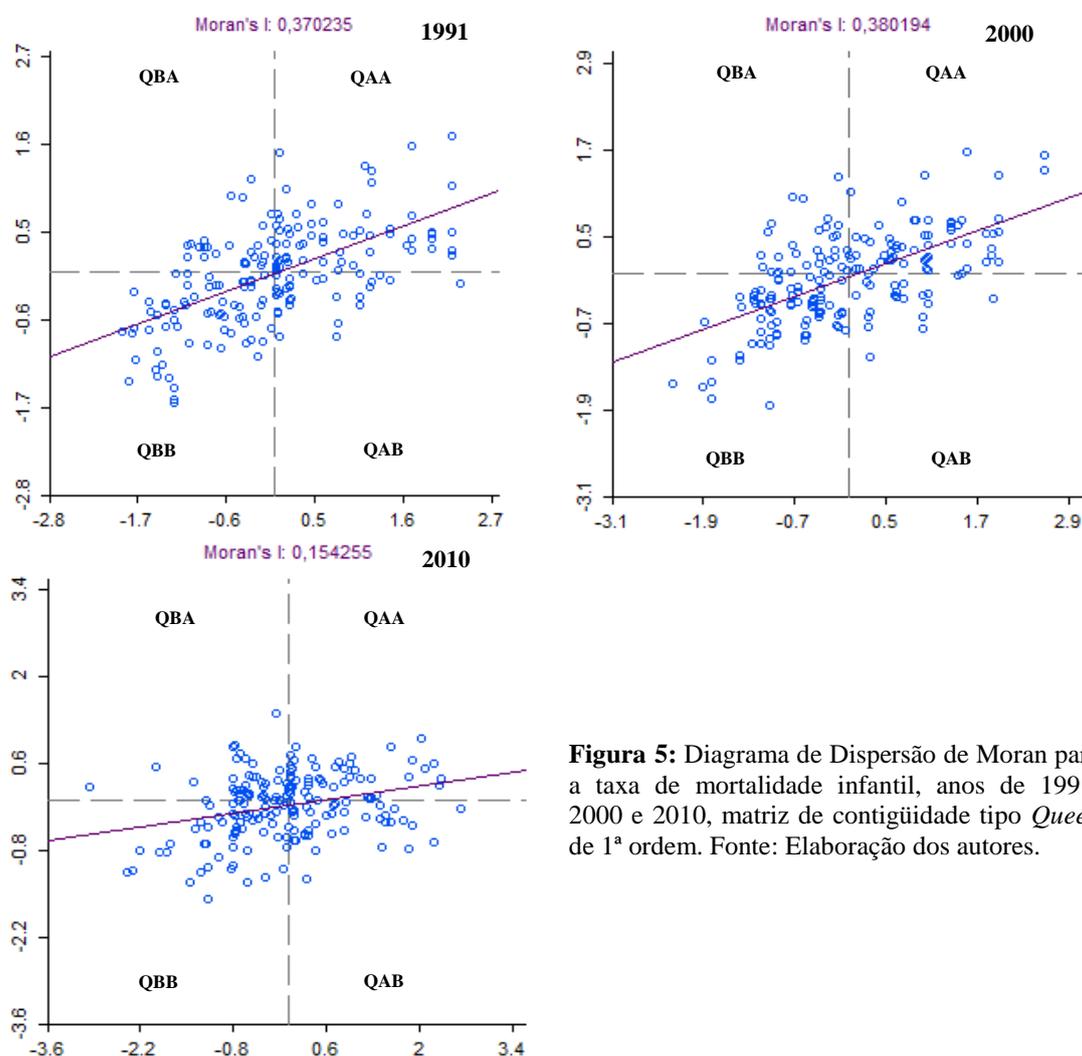
Observa-se também que a dependência espacial da TMI municipal cearense é maior quanto mais próximo se estiver do ponto de referência, devido ao maior valor obtido para a matriz de contigüidade de primeira ordem, nos três anos estudados.

**Quadro 4:** Teste I de Moran Global para o indicador da taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de idade dos municípios cearenses - 1991, 2000 e 2010

Indicador	Valor	P-Valor
Taxa de mortalidade infantil (1991) - Contigüidade de 1ª ordem	0,3702	0,001
Taxa de mortalidade infantil (1991) - Contigüidade de 2ª ordem	0,1168	0,001
Taxa de mortalidade infantil (1991) - Contigüidade de 3ª ordem	-0,0382	0,134
Taxa de mortalidade infantil (2000) - Contigüidade de 1ª ordem	0,3802	0,001
Taxa de mortalidade infantil (2000) - Contigüidade de 2ª ordem	0,1487	0,001
Taxa de mortalidade infantil (2000) - Contigüidade de 3ª ordem	-0,0074	0,475
Taxa de mortalidade infantil (2010) - Contigüidade de 1ª ordem	0,1543	0,002
Taxa de mortalidade infantil (2010) - Contigüidade de 2ª ordem	0,0661	0,007
Taxa de mortalidade infantil (2010) - Contigüidade de 3ª ordem	-0,0598	0,061

Fonte: Elaboração dos autores.

Almejando complementar os resultados evidenciados pelo I de Moran Global apresenta-se na Figura 5 o diagrama de dispersão para a taxa de mortalidade infantil, usando a matriz de contigüidade *Queen* de primeira ordem, constatando-se que a maior parte dos dados (municípios) estão localizados nos quadrantes QAA e QBB, em todos os anos analisados.



**Figura 5:** Diagrama de Dispersão de Moran para a taxa de mortalidade infantil, anos de 1991, 2000 e 2010, matriz de contigüidade tipo *Queen* de 1ª ordem. Fonte: Elaboração dos autores.

Esses resultados estão de acordo com o I de Moran Global computado, uma vez que mostram que a maioria dos municípios localizam-se nos quadrantes que representam a existência de autocorrelação espacial positiva, ou seja, valores de mortalidade infantil de um determinado município semelhante ao verificado por seus vizinhos. Salienta-se que apesar do detalhamento mostrado com o diagrama de dispersão o mesmo não permite identificar geograficamente os *clusters* de municípios com índices similares.

Faz-se necessário recorrer então ao Indicador Local de Associação Espacial (LISA), possibilitando a classificação das cidades cearenses em quatro categoriais quanto à situação da TMI na faixa etária de 0 a 5 anos.

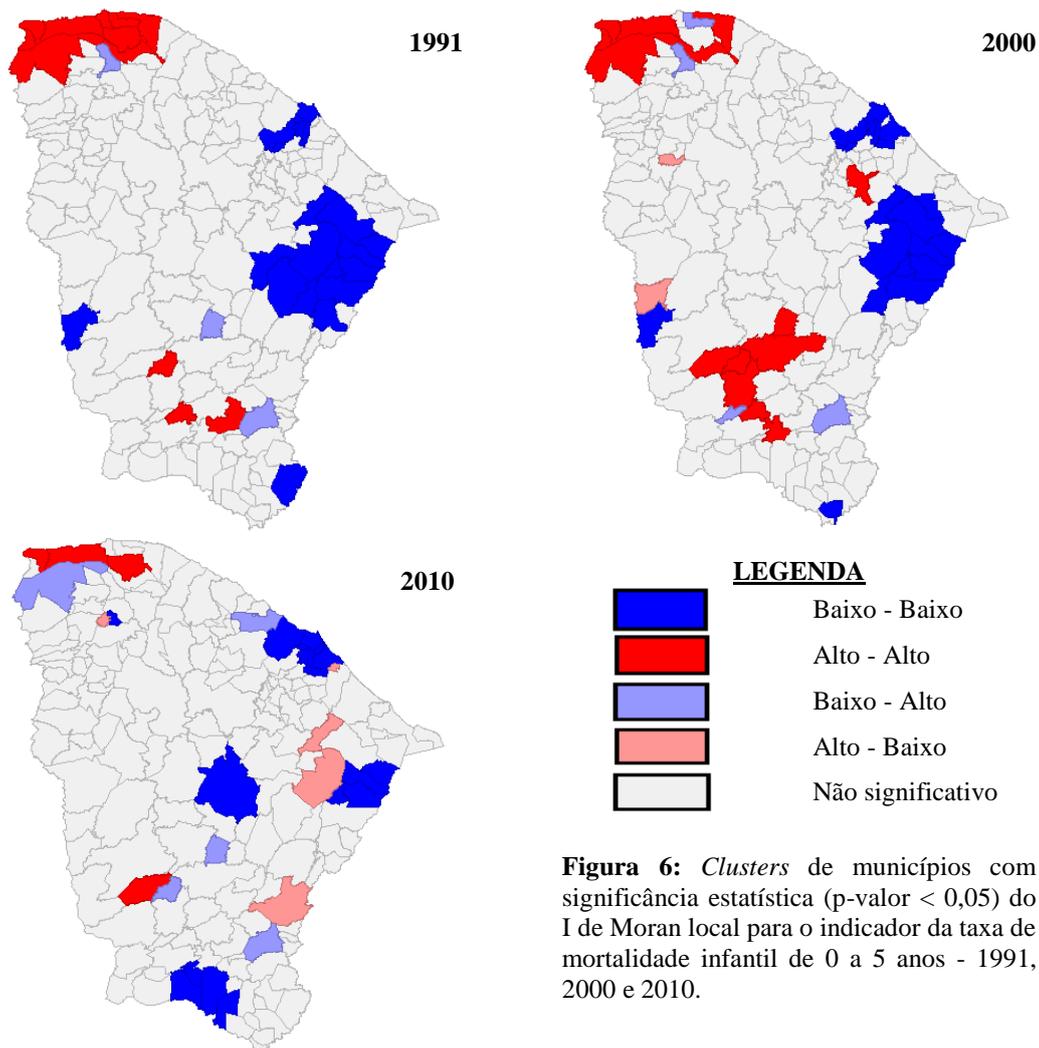
Neste contexto, a Figura 6 exibe os grupos de municípios a partir do cálculo do indicador LISA para os anos de 1991, 2000 e 2010. Os mesmos são classificados em quatro categorias:

→ Alto-Alto: Municípios com altas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios com altas taxas;

→ Baixo-Baixo: Municípios com baixas taxas de mortalidade infantil circundados por municípios com baixas taxas;

→ Alto-Baixo: Municípios com altas taxas de mortalidade infantil rodeados por municípios com baixas taxas;

→ Baixo-Alto: Municípios com baixas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios com altas taxas.



**Figura 6:** *Clusters* de municípios com significância estatística ( $p$ -valor  $< 0,05$ ) do I de Moran local para o indicador da taxa de mortalidade infantil de 0 a 5 anos - 1991, 2000 e 2010.

Analisando os mapas de *clusters* (Figura 6), verifica-se que a existência da autocorrelação global positiva no tocante a TMI das cidades cearenses é confirmada localmente, já que dentre os índices com significância, encontram-se predominantemente a classificação Alto-Alto e Baixo-Baixo.

Em termos de localização territorial, constatam-se certa homogeneidade dos *clusters* de municípios nos anos analisados, identificando-se dois grupos de municípios classificados como Alto-Alto, situados na região do Litoral Oeste e na região do Sertão Central.

Em contrapartida, observaram-se três *clusters* de municípios com reduzidos índices de mortalidade infantil (Baixo-Baixo), situados na RMF, Litoral Leste/Jaguaribe e Cariri. Salienta-se que o quantitativo de municípios varia de um determinado ano para outro, devido a avanços ou retrações do indicador estudado em municípios específicos.

Quanto aos grupos classificados na condição Baixo-Baixo, o primeiro situa-se na RMF, sendo compreendido em 2010 por oito municípios: Caucaia, Fortaleza, Maracanaú, Itaitinga, Pacatuba, Eusébio, Aquiraz e Horizonte. Segundo IPECE (2013), estes municípios respondem juntos por cerca de 60% do Produto Interno Bruto (PIB) do Ceará, sendo também a região do Estado que abriga a maior quantidade de unidades e profissionais de saúde. Estes fatores podem contribuir para a formação deste *cluster* de cidades com baixas taxas de mortalidade infantil, indicando melhores condições de saúde da população. Barbalha, Crato, Santana do Cariri e Nova Olinda compõem o segundo *cluster*, estando os mesmos localizados na região do Cariri, no Sul do Estado. O terceiro grupo encontra-se na região do Litoral Leste/Jaguaribe, próximo a fronteira com o estado do Rio Grande do Norte, compreendendo os municípios de Quixeré, Limoeiro do Norte, Tabuleiro do Norte e São João do Jaguaribe.

Não obstante, constatou-se também a formação de grupos de municípios classificados como Alto-Alto, ou seja, cidades com altos valores para a taxa de mortalidade infantil vizinhas a cidades em situação similar, evidenciando precárias condições de saúde das crianças na faixa etária de até 5 anos. Nos três anos analisados, destaca-se o *cluster* formado na região do Litoral Oeste, compreendido em 2010 pelos municípios de Barroquinha, Camocim e Bela Cruz.

O grupo Alto-Baixo não teve uma formação de agrupamentos de municípios em especial, sendo composto, no último ano em análise, pelas cidades de Pindoretama, Morada Nova, Icó e Alcântaras. Estes municípios caracterizam-se por possuir, relativamente, altas taxas de mortalidade infantil, mas serem cercados de municípios em melhor situação. Por fim, em relação ao *cluster* de cidades Baixo-Alto identificou-se significância estatística para os municípios de Granja, São Gonçalo do Amarante, Lavras da Mangabeira, Piquet Carneiro e Catarina, sendo municípios marcados por baixas taxas de mortalidade infantil, mas que são vizinhos a cidades em condição oposta, de acordo com a análise empreendida.

Dessa forma, por meio do mapa de *clusters* de municípios visualiza-se espacialmente onde a população mais necessitada se encontra, seja regional ou localmente, sendo o mesmo uma importante ferramenta para a proposição de ações públicas na área de saúde voltadas ao combate da mortalidade infantil no Ceará.

Destaca-se que o estado do Ceará possui aproximadamente 93% de seu território encravado na região do semiárido brasileiro, o que o torna vulnerável aos fenômenos da seca, caracterizada pela escassez pluviométrica e a irregularidade temporal e espacial das chuvas, sendo este um dos principais empecilhos para a ocupação humana nesta região, potencializando, por exemplo, agravos à saúde, fome, desnutrição e conflitos sociais.

Neste contexto, destaca-se que as crianças são vulneráveis, sobretudo até o quinto ano de vida, sendo este um dos períodos de maior risco de morte onde a mortalidade infantil é influenciada por determinantes socioambientais (ROCHA, 2012).

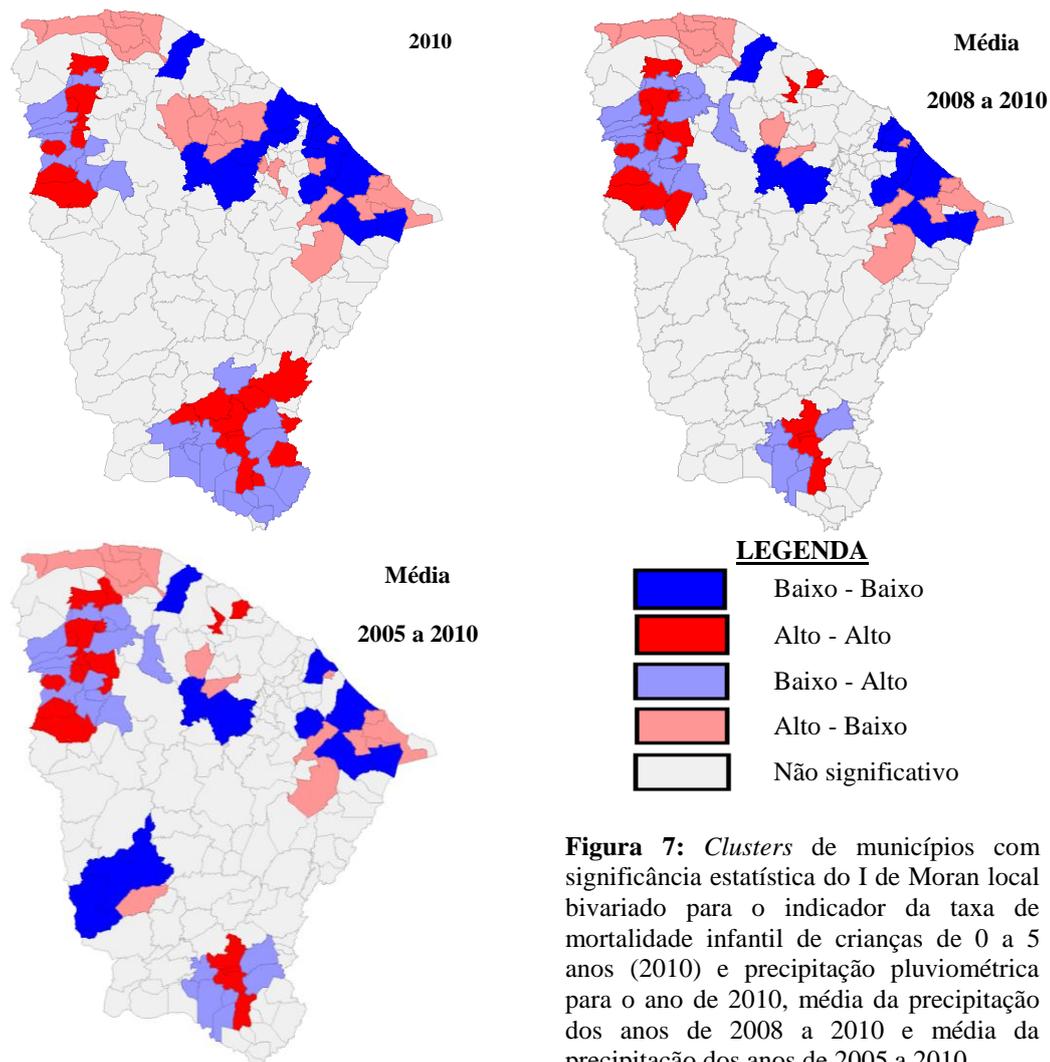
Vale citar que a associação entre variáveis climáticas, socioeconômicas e mortalidade infantil foi avaliada em estudos anteriores, citando, por exemplo, França (2001), Andrade et al. (2006), Bezerra Filho et al. (2007), Gonçalves et al. (2011) e Rocha (2012).

No semiárido cearense, principalmente no meio rural, a ocorrência de baixas precipitações causam sérias dificuldades para o acesso de água pela população, seja para o consumo humano ou para o uso em atividades agropecuárias, potencializando assim o agravo de doenças, causadas por má alimentação ou consumo de água contaminada. Isto ocorre devido à captação da água acontecer, na maioria das vezes, por cisternas ou pequenos reservatórios.

Menciona-se também que o abastecimento de água nas áreas urbanas é oriundo da rede de grandes reservatórios (lagos e açudes), os quais muitas vezes abastecem vários municípios, sendo, dessa forma, importante a avaliação da precipitação pluviométrica em um determinado município e em seus vizinhos.

Desse modo, procurou-se neste trabalho investigar se há associação espacial entre a precipitação pluviométrica e a taxa de mortalidade infantil dos municípios cearenses, empregando análise de autocorrelação local bivariada.

A avaliação foi empreendida para a taxa de mortalidade infantil das crianças com até 5 anos de idade relativa ao ano de 2010 em relação a precipitação pluviométrica ocorrida em 2010; para a média dos anos de 2008 a 2010; e finalmente, para a precipitação pluviométrica média concernente a média dos anos de 2005 a 2010, conforme apresentado na Figura 7.



Os *clusters* Alto-Alto e Baixo-Baixo indicam associação espacial positiva, com municípios detendo índices da taxa de mortalidade infantil e precipitação pluviométrica acima da média ou ambos abaixo da média do Estado, respectivamente.

Por sua vez, os valores Alto-Baixo e Baixo-Alto apontam associação espacial negativa, onde o grupo Alto-Baixo representa os municípios com mortalidade infantil superior à média estadual e possuem fronteira em comum com vizinhos que detêm precipitação pluviométrica inferior à média, enquanto que o *cluster* Baixo-Alto identifica os municípios com mortalidade abaixo da média sendo vizinhos de municípios com precipitação pluviométrica elevada.

Analisando a Figura 7, evidencia-se um padrão, em certa medida, homogêneo para os *clusters* de municípios considerando-se a autocorrelação bivariada da taxa de mortalidade infantil e a precipitação pluviométrica para diferentes anos.

Constata-se o padrão Baixo-Baixo em municípios situados na RMF e no Litoral Leste/Jaguaribe, tendo estes locais menores TMI e precipitação pluviométrica inferior a média estadual. Por sua vez, em municípios da região da serra da Ibiapaba e do Cariri identificou-se o agrupamento Alto-Alto, implicando em municípios detendo alta taxa de mortalidade infantil, e sendo vizinhos de municípios com totais pluviométricos acima da média.

Na avaliação da autocorrelação bivariada, atenção especial deve ser dada aos *clusters* Alto-Baixo e Baixo-Alto. O grupo Alto-Baixo compreende os municípios com elevada TMI e que são circundados por municípios com baixa pluviometria, localizando-se, sobretudo, na região do Litoral Oeste.

Já o *cluster* Baixo-Alto identificou municípios na região de Sobral-Ibiapaba, sendo este local marcado por precipitações pluviométricas acima da média e reduzidos índices de mortalidade infantil. Dessa forma, a análise espacial mapeou municípios com alto risco de mortalidade infantil associada à precipitação pluviométrica. Salienta-se que a baixa proporção da população com acesso ao abastecimento de água e à rede de esgoto, bem como condições socioeconômicas adversas, podem influenciar na mortalidade infantil.

Sendo assim, fica evidenciado que há uma estrutura de autocorrelação espacial na distribuição do indicador da taxa de mortalidade infantil nos municípios do Ceará. Neste caso, qualquer avaliação ou estimação de modelos que se faça para explicar esse indicador, deve-se avaliar a necessidade de incorporar explicitamente tal fenômeno. Logo, cabe o questionamento de quais são as razões que poderiam contribuir para esse resultado, bem como definir o grau de importância de certas variáveis para tentar elucidar a TMI nos municípios cearenses, recorrendo-se, para tanto, ao uso de técnicas econométricas.

## **4.2 Resultados Econométricos**

### **4.2.1 Resultados Básicos**

Esta subseção apresenta os resultados estimados considerando o log natural da taxa de mortalidade infantil de crianças de 0 a 5 anos como variável dependente. A variável de interesse é o log natural da precipitação municipal.

As demais variáveis explicativas são as mesmas apresentadas na Tabela 2, ou seja, log natural da renda *per capita* domiciliar, índice de Gini, taxa de fecundidade total, % de mulheres com idade entre 10 e 14 anos com filhos, % de mulheres com idade entre 15 e 17 anos com filhos, % de adultos com 25 anos ou mais com pelo menos ensino médio completo, taxa de urbanização, % de pessoas com acesso a água encanada, % de pessoas com acesso à coleta de lixo, e % de pessoas vivendo em domicílios com mais de duas pessoas por dormitório. Antes de apresentar os resultados do modelo espacial para painel de dados é necessário comprovar a existência de autocorrelação espacial.

Para tanto, efetua-se o teste I de Moran Global nos resíduos gerados por meio de MQO ao regressar o log natural da TMI sobre as variáveis explicativas descritas acima.<sup>5</sup> Se a autocorrelação espacial for confirmada, é necessário o emprego de um modelo econométrico espacial. Desse modo, para avaliar a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, aplicou-se o teste I de Moran nos resíduos das unidades de corte transversal para cada período estudado (Tabela 3). O teste revelou presença de autocorrelação espacial em 1991 e 2000, mas não em 2010. Realizando o teste para os anos agrupados, observa-se que a autocorrelação espacial permanece.

**Tabela 3: Teste I de Moran Global**

Anos	Teste	
1991	0.034 (0.016)	***
2000	0.044 (0.016)	***
2010	-0.010 (0.016)	
Dados agrupados	0.046 (0.005)	***

Nota. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5% e \*10%.

A Tabela 4 traz as estimativas com base no modelo de painel com efeitos fixos admitindo-se a presença de autocorrelação da variável dependente e dos erros de acordo com as equações (3) e (4). A variável de interesse do modelo é o log natural da precipitação anual municipal. A coluna (1) mostra uma associação negativa entre precipitação média e a taxa de mortalidade infantil municipal, exibindo significância ao nível de 5%. A estimativa é -0,037, ou seja, o aumento de 1% na precipitação média reduz a mortalidade infantil em 0,037%.

Ainda mais interessante é a existência de efeitos diretos e indiretos estimados para a precipitação média municipal. O efeito direto da precipitação do município na própria mortalidade infantil é -0,048 (ver coluna (2)). O efeito indireto da precipitação média na taxa de mortalidade infantil dos municípios vizinhos também é negativo, -0,154 (ver coluna (3)).

Neste caso, um aumento de 1% na precipitação média do município reduz a mortalidade infantil na vizinhança em 0,15%. O efeito indireto é mais de três vezes superior em termos de magnitude ao efeito direto. A soma dos efeitos permanece negativa e significativa (ver coluna (4)). Portanto, a precipitação média do município associa-se negativamente não somente com a mortalidade infantil do próprio município como também com a mortalidade infantil dos municípios vizinhos, devido, provavelmente, a rede de abastecimento de água ser oriunda de açudes, onde um reservatório pode abastecer vários municípios.

Nota-se que as estimativas para a precipitação média são significantes em presença de determinantes clássicos da mortalidade infantil em estudos empíricos. Por exemplo, o log natural da renda domiciliar *per capita* é incluído na regressão como proxy para o consumo médio domiciliar. O efeito estimado da renda domiciliar *per capita* é -0,063, ou seja, um incremento de 1% reduz a mortalidade infantil em 0,063%. O efeito indireto da renda também se mostra superior ao efeito direto, embora significativa somente ao nível de 10%.

A desigualdade de renda é importante do ponto de vista do acesso ao consumo, uma vez que uma concentração de renda inibe o acesso das famílias a insumos importantes para garantir a saúde das crianças. O índice de Gini apresenta uma associação positiva com a variável dependente, mas insignificante.

<sup>5</sup> Ver Anselin (1988).

Um aspecto relevante é o *tradeoff* “quantidade *versus* qualidade”, o qual é capturado pela taxa de fecundidade total do município. Isso se deve ao fato de que a transição demográfica experimentada pela população cearense, onde a média de filhos por mulher em idade fértil tem caído substancialmente ao longo das décadas, pode estar diretamente correlacionada com a melhoria do padrão de vida das famílias e, conseqüentemente, com uma maior qualidade do capital humano das gerações mais novas. Todavia, a estimativa obtida não se mostrou significativa.

**Tabela 4:** Efeitos do log. natural da precipitação média sobre o log. natural da mortalidade infantil

	Efeito Médio		Efeito Direto		Efeito Indireto		Efeito Total	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Log. da precipitação média	-0.037	**	-0.048	***	-0.154	**	-0.201	***
	(0.015)		(0.016)		(0.060)		(0.075)	
Log. da renda domiciliar <i>per capita</i>	-0.063	**	-0.077	*	-0.246	*	-0.323	*
	(0.029)		(0.040)		(0.137)		(0.175)	
Índice de Gini	0.122		0.158		0.502		0.660	
	(0.076)		(0.101)		(0.327)		(0.424)	
Taxa de Fecundidade Total	0.002		0.003		0.010		0.013	
	(0.007)		(0.009)		(0.032)		(0.041)	
% adolescentes (15-17) com filhos	0.002		0.002		0.007		0.010	
	(0.001)		(0.001)		(0.005)		(0.006)	
% adolescentes (10-14) com filhos	0.009		0.013		0.042		0.055	
	(0.007)		(0.009)		(0.028)		(0.037)	
% pop. 25 ou mais com ao menos ensino médio	-0.005	***	-0.006	***	-0.018	***	-0.023	***
	(0.001)		(0.002)		(0.005)		(0.006)	
Taxa de urbanização	0.001		0.001		0.003		0.003	
	(0.001)		(0.001)		(0.004)		(0.005)	
% de pessoas com acesso à água encanada	-0.002	***	-0.002	***	-0.007	***	-0.009	***
	(0.000)		(0.000)		(0.002)		(0.002)	
% de pessoas com acesso à coleta de lixo	-0.001	**	-0.001	**	-0.003	**	-0.004	**
	(0.000)		(0.000)		(0.001)		(0.002)	
Densidade de pessoas por dormitório	-0.001		-0.001		-0.003		-0.004	
	(0.001)		(0.001)		(0.004)		(0.006)	
<b>Coefficientes Espaciais</b>								
$\hat{\rho}$							0.812	***
							(0.028)	
$\hat{\lambda}$							-1.045	***
							(0.072)	
Log. Likelihood							560.1	
Wald para significância global dos coeficientes estimado							56.4	***
<b>Observações</b>							<b>552</b>	

Nota. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5% e \*10%.

Os resultados da Tabela 4 mostram, ainda, que a proporção de mulheres adolescentes nas faixas etárias de 10 a 14 anos e de 15 a 17 anos de idade com filhos exibe coeficientes positivos, muito embora as estimativas sejam insignificantes. O nível de educação da população adulta se relaciona negativamente com a mortalidade infantil municipal. O aumento de 1% na proporção de pessoas de 25 anos ou mais de idade com pelo menos o ensino médio completo reduz a mortalidade infantil em 0,005%.

A taxa de urbanização também não apresenta uma associação significativa com a mortalidade infantil. Por outro lado, o acesso à água encanada e a coleta de lixo contribuem para a redução da mortalidade infantil no Ceará. Os coeficientes estimados para ambas variáveis são -0,002 e -0,001. Novamente, os efeitos indiretos são superiores aos efeitos diretos. Destaca-se que o acesso à água encanada e a coleta de lixo são importantes na prevenção de doenças infecciosas capazes de levar crianças ao óbito.

#### 4.2.2 Efeitos do regime pluviométrico considerando anos anteriores ao ano censitário

Os resultados apresentados na Tabela 4 levam em consideração a precipitação média no ano correspondente ao ano censitário. Todavia, o óbito de crianças com até cinco anos de vida pode estar relacionado à precipitação não somente no ano do respectivo óbito como também à precipitação (acesso à água) dos anos anteriores. Rocha e Soares (2012) mostram que escassez de chuvas durante a gestação afeta a saúde da criança ao nascer e durante o primeiro ano de vida. Neste caso, torna-se relevante testar os efeitos da precipitação média abrangendo períodos anteriores ao ano censitário.

Desse modo, a Tabela 5 exibe os resultados para a variável de precipitação média para períodos de três anos (1989-1991, 1998-2000, 2008-2010) retrocedendo ao ano censitário. As estimativas mostram que um aumento da precipitação média em 1% está associado a uma redução da mortalidade infantil em -0,15%. Essas estimativas superam substancialmente aquelas obtidas quando a precipitação média se restringe somente ao ano censitário. Vale notar que os efeitos indiretos permanecem superiores aos efeitos diretos da precipitação média, aonde o incremento da média de precipitação em 1% chega a se associar com uma redução de 0,53% na mortalidade infantil dos municípios vizinhos.

**Tabela 5:** Efeitos do log. natural da precipitação média para o período de 3 anos sobre o log. natural da mortalidade infantil

	Efeito Médio		Efeito Direto		Efeito Indireto		Efeito Total	
	(1)	***	(2)	***	(3)	***	(4)	***
Log. da precipitação média de 3 anos	-0.146 (0.047)		-0.183 (0.049)		-0.531 (0.162)		-0.714 (0.204)	
<b>Coefficientes Espaciais</b>								
$\hat{\rho}$							0.793 (0.030)	***
$\hat{\lambda}$							-1.035 (0.072)	***
Log. Likelihood							562.0	
Wald para significância global dos coeficientes estimado.							57.19	***
<b>Observações</b>							<b>552</b>	

Nota. A exceção do log da precipitação média, a referida regressão inclui as demais variáveis explicativas observadas na Tabela 4. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5% e \*10%.

As evidências na Tabela 4 sugerem que potenciais efeitos de episódios de estiagens prolongadas ou de disponibilidade regular de chuvas não estejam sendo captados quando se utiliza a média de precipitações somente do ano censitário. Para tornar tal evidência mais clara, estima-se o modelo empírico substituindo a precipitação média por variáveis que refletem os episódios de escassez ou disponibilidade de chuvas no período de 3 anos, retrocedendo a cada ano censitário (1989-1991, 1998-2000, 2008-2010).

As variáveis de interesse, neste caso, são: % de meses com escassez severa de chuvas, % de meses com escassez moderada de chuvas, % de meses com escassez leve de chuvas, % de meses com precipitação moderada, e % de meses com precipitações severas. A variável de % de meses com precipitações leves foi retirada da estimação como forma de evitar a multicolinearidade perfeita. Vale ressaltar que tais variáveis foram calculadas com bases no ciclo da precipitação mensal, como exposto no Quadro 1.

A Tabela 6 mostra claramente que a escassez bem como a disponibilidade de chuvas no período de 3 anos correlacionam-se com a mortalidade infantil municipal de maneiras opostas. Na coluna (1), o aumento de 1% na proporção de meses com escassez severa de chuvas está associado a uma ampliação de 0,006% da taxa de mortalidade infantil municipal. A escassez moderada e leve não se mostram significantes.

Todavia, os meses com disponibilidade de chuvas contribuem para a redução da mortalidade infantil. Uma variação de 1% na proporção de meses com precipitações moderadas contribuem para a redução da taxa de mortalidade infantil em 0,003%, enquanto a mesma variação para a proporção de meses com precipitações severas reduzem a mortalidade infantil em 0,004%.

**Tabela 6:** Efeitos do regime pluviométrico sobre o log. natural da mortalidade infantil

	Efeito Médio		Efeito Direto		Efeito Indireto		Efeito Total	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
% meses com escassez severa de chuvas	0.006	***	0.007	***	0.022	***	0.029	***
	(0.002)		(0.002)		(0.007)		(0.009)	
% meses com escassez moderada de chuvas	0.002		0.002		0.006		0.008	
	(0.002)		(0.002)		(0.005)		(0.007)	
% meses com escassez leve de chuvas	0.001		0.001		0.002		0.003	
	(0.001)		(0.001)		(0.004)		(0.005)	
% meses com precipitações moderadas	-0.003	***	-0.004	***	-0.012	***	-0.015	***
	(0.001)		(0.001)		(0.004)		(0.005)	
% meses com precipitações severas	-0.004	***	-0.005	***	-0.013	***	-0.018	***
	(0.001)		(0.002)		(0.005)		(0.006)	
<b>Coefficientes Espaciais</b>								
$\hat{\rho}$							0.791	***
							(0.031)	
$\hat{\lambda}$							-1.044	***
							(0.072)	
Log. Likelihood							567.7	
Wald para significância global dos coeficientes estimado.							66.54	***
Wald para significância conjunta dos coeficientes associados ao regime pluviométrico.							20.77	***
<b>Observações</b>							<b>552</b>	

Nota. A exceção do log da precipitação média, a referida regressão inclui as demais variáveis explicativas observadas na Tabela 4.. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5% e \*10%.

Os efeitos indiretos do regime de precipitação no município permanecem superiores aos efeitos diretos. No caso dos meses com escassez severa, o aumento de 1% está associado a um incremento de 0,022% na mortalidade infantil dos municípios vizinhos. Já o incremento de 1% na proporção de meses com precipitações moderadas e severas reduzem a mortalidade infantil dos municípios em 0,012% e 0,013%, respectivamente.

Portanto, as evidências empíricas apresentadas nas Tabelas 5 e 6 corroboram a hipótese de que não somente o regime pluviométrico no ano censitário como em anos anteriores se correlacionam com a mortalidade infantil municipal, e possui efeitos que extrapolam para a vizinhança dos municípios.

#### 4.2.3 Efeitos sobre a mortalidade infantil controlando pela disponibilidade de alimentos

Um dos potenciais canais de efeito pelo qual a escassez de chuvas pode afetar a saúde infantil é por meio da baixa nutrição das crianças resultante da escassez de alimentos. Neste caso, torna-se interessante testar os coeficientes da precipitação média em presença de variáveis que capturem o efeito da disponibilidade de alimentos no município. A partir da produção agrícola municipal do IBGE, também disponibilizada no IPEADATA, foi possível calcular a soma de toneladas de feijão, mandioca, milho e cana-de-açúcar por município. A soma foi calculada para o ano censitário, e para o período de 2 e 3 anos retrocedendo ao ano censitário. Na Tabela 6, o efeito da precipitação média sobre a mortalidade infantil basicamente se mantém inalterado em relação ao efeito apresentado na Tabela 4.

A coluna (1) apresenta uma estimativa de -0,038 quando se inclui a produção *per capita* no ano censitário. A coluna (2) exhibe um coeficiente de -0,037 quando se inclui a produção *per capita* para o período de 2 anos.

O mesmo coeficiente é obtido quando se inclui a produção *per capita* para o período de 3 anos. Vale notar que o erro-padrão do coeficiente não se altera com a inclusão dessas variáveis de disponibilidade de alimentos.

Tais resultados sugerem que a disponibilidade de alimentos não é um canal de efeito pelo qual se observa a influência do regime pluviométrico sobre a mortalidade infantil no município. Esse resultado também foi evidenciado em Rocha e Soares (2012). Uma potencial razão para tal fenômeno é a adaptação da população aos períodos de elevada escassez de chuvas. Durante tais períodos, a população encontra outras maneiras de garantir uma alimentação mínima capaz de suprir suas necessidades, mesmo com a produção local de alimentos sendo baixa em decorrência da seca ou estiagem.

**Tabela 6:** Efeitos do log. natural da precipitação média sobre o log. natural da mortalidade infantil controlando pela disponibilidade de alimentos

	Disponibilidade no Ano Censitário		Disponibilidade no Período de 2 anos		Disponibilidade no período de 3 anos	
	(1)		(2)		(3)	
Log. da precipitação média	-0.038 (0.015)	***	-0.037 (0.015)	***	-0.037 (0.015)	***
<b>Decomposição dos Efeitos</b>						
Efeito direto	-0.048 (0.016)	***	-0.048 (0.016)	***	-0.048 (0.016)	***
Efeito indireto	-0.153 (0.059)	***	-0.153 (0.059)	***	-0.155 (0.060)	***
Efeito total	-0.201 (0.073)	***	-0.201 (0.073)	***	-0.203 (0.074)	***
<b>Coefficientes Espaciais</b>						
$\hat{\rho}$	0.808 (0.029)	***	0.810 (0.029)	***	0.812 (0.028)	***
$\hat{\lambda}$	-1.044 (0.072)	***	-1.044 (0.072)	***	-1.045 (0.072)	***
Log. Likelihood	560.4		560.3		560.1	
Wald	56.44	***	56.45	***	56.52	***
<b>Observações</b>	<b>552</b>		<b>552</b>		<b>552</b>	

Nota. A exceção do log da precipitação média, a referida regressão inclui as demais variáveis explicativas observadas na Tabela 4. Modelos: (1) inclui o log natural da produção *per capita* de culturas de subsistência no ano censitário; (2) inclui o log natural produção *per capita* de culturas de subsistência no período de 2 anos; (3) inclui o log natural da produção *per capita* de culturas de subsistência no período de 3 anos. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5% e \*10%.

## 5 Conclusões

Um dos maiores desafios no campo da saúde é conhecer os tipos e a magnitude dos impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar das pessoas, uma vez que as alterações do clima relacionadas ao regime de chuvas no tempo e no espaço podem potencializar a ocorrência de doenças, ou desnutrição em função da baixa disponibilidade de alimentos. Tais situações podem levar ao óbito de crianças, especialmente aquelas na faixa etária de 0 a 5 anos de idade. O presente estudo buscou mensurar para o Ceará os efeitos da precipitação pluviométrica municipal sobre a taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de vida. Utilizando-se os dados do Atlas do Desenvolvimento Humano 2013, verificou-se que a precipitação abaixo da média influencia negativamente na TMI dos municípios.

Além disso, observou-se que não somente a mortalidade infantil do município é afetada negativamente, como também a taxa de mortalidade dos municípios vizinhos. Esse último resultado sugere claramente um efeito de transbordamento da precipitação sobre a saúde infantil.

Neste contexto, constatou-se a hipótese de que há dependência espacial da TMI das cidades cearenses com base na análise da estatística I-Moran Global. Verificou-se também que existe *clusterização* de municípios, existindo cidades com baixas taxas de mortalidade infantil cercadas de cidades na mesma situação, indicando melhores condições de saúde da população destes locais. Os municípios que compõem este grupo situam-se, em sua maioria, na RMF, Cariri e no Litoral Leste. No tocante aos *clusters* de cidades com altos valores de TMI, isto é, municípios com elevadas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios em situação similar, evidenciando condições precárias de saúde das crianças com até 5 anos, em todos os anos estudados, destaca-se o *cluster* formado na região do Litoral Oeste do Ceará.

Outro resultado identificado no estudo foi a autocorrelação espacial entre a TMI e a precipitação pluviométrica nos municípios cearenses, revelando uma situação adversa de acesso à água pela população, sobretudo a residente nas áreas rurais e que em anos de seca estão mais suscetíveis a agravos de doença de veiculação hídrica.

Para comprovar o efeito dos ciclos de chuvas, estimou-se especificações onde a variável de interesse era a média de 3 anos da precipitação municipal. Os resultados encontrados sugerem efeitos ainda mais fortes, pois capturam melhor os períodos de elevada escassez ou disponibilidade de chuvas. Corroborando tal evidência, observou-se que um aumento dos meses de escassez severa de chuvas em um período de 3 anos eleva a mortalidade infantil municipal e de sua vizinhança. Em direção oposta, o aumento dos meses de disponibilidade moderada ou elevada de chuvas reduz a mortalidade infantil.

Na investigação dos potenciais canais de efeito, verificou-se que a disponibilidade de alimentos parece não ser um potencial mecanismo de propagação do efeito das chuvas sobre a mortalidade infantil. Uma razão é a adaptação da população local aos períodos de elevada escassez de chuvas. Todavia, a incidência de doenças causadas pela escassez de chuvas permanece latente, sendo um possível mecanismo capaz de justificar os efeitos da precipitação sobre a taxa de mortalidade infantil. Infelizmente, a base de dados utilizada não informa as possíveis causas de morte, o que impossibilitou investigar a relação com o ciclo de chuvas no município.

Enfatiza-se que historicamente a região Nordeste do Brasil sofre com as secas, as quais influenciam o desenvolvimento socioeconômico da região. Deve-se mencionar, entretanto, que nos últimos anos a região tem experimentado avanços socioeconômicos significativos vinculados a medidas de curto prazo, como a transferência de renda e à implantação de infraestrutura hídrica, que em conjunto com a ampliação dos serviços básicos de saúde e investimentos em educação, contribuem para a melhora da qualidade de vida da população.

Tais medidas reduziram o risco de vulnerabilidade da população da região nas últimas décadas, especialmente a rural, contudo, se mostram ainda insuficientes para impedir um quadro de fragilidade social em anos com as características climáticas adversas, que repercute socialmente, provocando elevadas perdas de safra e agravando problemas de saúde, especialmente, em crianças pela falta de acesso à água de qualidade.

Percebe-se, assim, a relevância de se mapear e analisar a TMI, gerando subsídios para a proposição de políticas públicas localizadas, identificando no território onde se encontra a população com piores condições de saúde nos municípios cearenses.

## Referências

- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Editora Alínea. Campinas. 498 p. 2012.
- ALMEIDA, E. S., PEROBELLI, F. S. e FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**. p. 31-52. 2008.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. **Infant mortality and child health in Brazil**, Economics and Human Biology, 2, p.391-410, 2004.

- ANDRADE, S. M. et al. Condições de vida e mortalidade infantil do Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 22(1):181-189, 2006.
- ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa: a Workbook**. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.
- ANSELIN, L. **Local Indicator of Spatial Association-LISA**. *Geographical Analysis*, 27:93-115, 1995.
- BEZERRA FILHO, J.G. et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, 2007.
- CUTLER, D. et al. **The determinants of mortality**. *Journal of Economic Perspectives*, 20(3):97-120, 2006.
- ELHORST, J. P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. **Journal of Geographical Systems**, 14, 5–28. 2011.
- FRANÇA, E. Associação entre fatores socioeconômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controlado. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 17(6): 1437-1447, nov-dez, 2001.
- GAMPER-RABINDRAN, S. et. al. **The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach**, *Journal of Economic Development*, 92:188-200, 2010.
- GONÇALVES, A. C. et al. Análise da distribuição espacial da mortalidade neonatal e de fatores associados, em Salvador, Bahia, Brasil, no período 2000-2006. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 27(8):1581-1592, 2011.
- HADDAD, M. A.; NEDOVIC–BUDIC, Z. **Using Spatial Statistics to Analyze Intra-urban Inequalities and Public Intervention in São Paulo, Brazil**. *Journal of Human Development* Vol. 7, No. 1, March, 2006.
- IPECE. **Anuário Estatístico do Ceará 2013**. Fortaleza - CE. 2013. Disponível em: <<http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/anuario/anuario2012/index.htm>>. Acesso em: 15 out. 2014.
- LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press. 2009.
- MATSUURA, K.; WILLMOTT, C. J. **Terrestrial Precipitation: 1900-2010 Gridded Monthly Time Series (Version 3.02)**, Universidade de Delaware, 2012. Disponível em: [http://climate.geog.udel.edu/~climate/html\\_pages/download.html](http://climate.geog.udel.edu/~climate/html_pages/download.html), Acesso em: 05 ago. 2013.
- MEDEIROS, C. N.; OLIVEIRA, V. H.; MENEZES, A. S. B.; RODRIGUES, L. R. O padrão de crescimento demográfico no Estado do Ceará. In: BARRETO, F. A.; MENEZES, A. S. B. **Desenvolvimento Econômico do Ceará: Evidências recentes e reflexões**. Fortaleza. 11-46 p. 2014.
- PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD/ONU, 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>> Acesso em: 05 ago. 2013.
- ROCHA, M. A. G. **Associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco**. Tese de Doutorado. Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública. USP. São Paulo - SP. 87 p. 2012.
- ROCHA, R.; SOARES, R. **Water Scarcity and Birth Outcomes in the Brazilian Semi-arid**, IZA Working Paper, 6773, 2012.
- ROSELLA, D. et al. **Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities**, *The Lancet*, 386:57-64, 2013.
- SKOUFIAS, E.; VINHA, K. **Climate variability and child height in rural Mexico**, *Economics and Human Biology*, 10:54-73, 2012.
- VICTORA, C. et al. **Maternal and child health in Brazil: progress and challenges**, *The Lancet*, 377:1863-1876, 2011.