



UNIVERSIDADE ESTADUAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA

HIAGO JOSÉ ANDRADE DE ALBUQUERQUE MARTINS

MODELAGEM ESPACIAL APLICADA A DADOS DE SAÚDE PÚBLICA EM MUNICÍPIOS DO ESTADO DA PARAÍBA

CAMPINA GRANDE - PB

2019

HIAGO JOSÉ ANDRADE DE ALBUQUERQUE MARTINS

**MODELAGEM ESPACIAL APLICADA A DADOS DE
SAÚDE PÚBLICA EM MUNICÍPIOS DO ESTADO DA
PARAÍBA**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Bacharelado em Estatística do Departamento de Estatística do Centro de Ciências e Tecnologia da Universidade Estadual da Paraíba em cumprimento às exigências legais para obtenção do título de bacharel em Estatística.

Orientador: PROF. DR. RICARDO ALVES DE OLINDA

CAMPINA GRANDE - PB

2019

É expressamente proibido a comercialização deste documento, tanto na forma impressa como eletrônica. Sua reprodução total ou parcial é permitida exclusivamente para fins acadêmicos e científicos, desde que na reprodução figure a identificação do autor, título, instituição e ano do trabalho.

M386m Martins, Hiago José Andrade de Albuquerque.
Modelagem espacial aplicado a dados da saúde pública em municípios do Estado da Paraíba [manuscrito] / Hiago Jose Andrade de Albuquerque Martins. - 2019.
34 p. : il. colorido.
Digitado.
Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) - Universidade Estadual da Paraíba, Centro de Ciências e Tecnologia , 2019.
"Orientação : Prof. Dr. Ricardo Alves de Olinda ,
Coordenação do Curso de Estatística - CCT."
1. Mortalidade infantil. 2. Dados de área. 3. Regressão espacial. I. Título

21. ed. CDD 519.5

HIAGO JOSÉ ANDRADE DE ALBUQUERQUE MARTINS

MODELAGEM ESPACIAL APLICADA A DADOS DE SAÚDE PÚBLICA EM MUNICÍPIOS DO ESTADO DA PARAÍBA

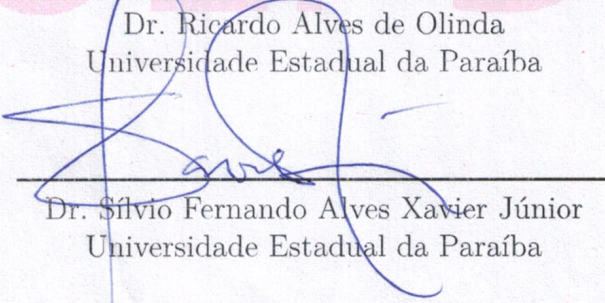
Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Bacharelado em Estatística do Departamento de Estatística do Centro de Ciências e Tecnologia da Universidade Estadual da Paraíba em cumprimento às exigências legais para obtenção do título de bacharel em Estatística.

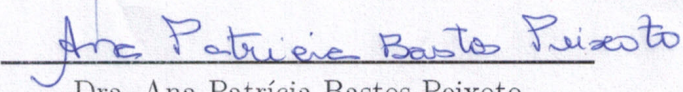
Trabalho aprovado em 11/12/2019.

BANCA EXAMINADORA



Dr. Ricardo Alves de Olinda
Universidade Estadual da Paraíba


Dr. Silvio Fernando Alves Xavier Júnior
Universidade Estadual da Paraíba


Dra. Ana Patrícia Bastos Peixoto
Universidade Estadual da Paraíba

Agradecimentos

Primeiramente a Deus pelo seu amor e pela graça a mim concedida.

Ao Professor e orientador Ricardo Alves de Olinda pelo conhecimento adquirido, pelo crescimento profissional e principalmente pela paciência.

Aos Professores dos Departamentos de Estatística e de Matemática da Universidade Estadual da Paraíba, Ana Patrícia Bastos Peixoto, Davis Matias de Oliveira, Divanilda Maia Esteves, Ednário Barbosa de Mendonça, Gustavo Henrique Esteves, Kléber Napoleão de Oliveira Barros, Mácio Augusto de Albuquerque, Maria Isabelle Silva, Onildo dos Reis Freire, Silvio Fernando Alves Xavier Júnior e Tiago Almeida de Oliveira, por todo o conhecimento transmitido ao longo da minha formação.

Aos amigos do curso de Estatística, Antônio Leopoldo Cardoso Sabino, Débora de Sousa Cordeiro, Iago Renan Valentim Silva, Lucas Cardoso Pereira, Mayara Cristina de Almeida Silva, Pedro Augusto Ferreira da Silva, por todos os estudos e conhecimentos compartilhados e por serem verdadeiros companheiros de jornada.

À minha família e amigos, em especial a Aline Maria de Lima Silva, Dário José de Macêdo, Gustavo Nóbrega de Olinda Chaves, Ialy Maria Maciel Melo, João Caio Andrade de Albuquerque Gomes, Livia Maria Dias de Barros por todo o apoio motivacional e emocional de importância ímpar que me auxiliaram a seguir no curso.

Por fim, agradeço principalmente aos meus pais, Cícero José Martins e Irailda Andrade Albuquerque Martins, e a minha avó Irene Andrade de Albuquerque, por tudo.

“A verdadeira ciência ensina sobretudo a duvidar e a ser ignorante.”
(Miguel de Unamuno)

Resumo

Para este trabalho objetivou-se verificar a existência de um padrão de dependência espacial entre os municípios do estado da Paraíba, tendo como a base a taxa de mortalidade infantil para o primeiro ano de vida nos anos de 1991, 2000 e 2010, bem como a formatação de um modelo que explique o comportamento dessa taxa. Para verificar a existência da associação espacial foram utilizadas ferramentas estatísticas em escalas global, bem como os Índices de *Moran* e de *Geary*, que obtiveram valores extremamente significativos, confirmando assim a existência de dependência espacial, que também foi avaliada por meio da estatística local de *Moran* com o intuito de analisar áreas de influência significativa entre cada município e seus vizinhos. Em sequência, foi verificada e realizada a comparação entre os modelos de Regressão Clássico, Espacial Autorregressivo Misto, Erro Espacial e Espacial de Durbin a fim de identificar uma relação que contribua para o desempenho da taxa de mortalidade, e pelos critérios de seleção observou-se que os modelos que incluem a localização geográfica são mais adequados com relação ao modelo clássico. Por fim, pôde-se concluir que o estado da Paraíba possui quatro importantes municípios cuja localização geográfica contribui para a diminuição da taxa em regiões vizinhas, bem como que seis dos municípios que apresentaram uma contribuição significativa para o aumento da taxa de mortalidade nas regiões vizinhas, estão situadas em fronteiras da Paraíba com outros estados.

Palavras-chave: Mortalidade Infantil, Dados de Área, Regressão Espacial.

Abstract

This study aimed to verify the existence of a spatial dependence pattern among the municipalities of Paraíba State, based on the infant mortality rate for the first year of life in 1991, 2000 and 2010, as well as the formulating a model that explains the behavior of this rate. To verify the existence of spatial association, statistical tools were used at global scales, as well as the Moran and Geary indices, which obtained extremely significant values, thus confirming the existence of spatial dependence, which was also assessed using local Moran statistics to analyze areas of significant influence between each municipality and its neighbors. The Classic, Spatial Autoregressive Mixed, Spatial Error and Durbin Spatial Regression Models also were verified and compared in order to identify a relationship that contributes to the mortality rate performance and the selection criteria were observed that models that include geographic location are more appropriate in comparison to the classic model. Finally, it can be concluded that the state of Paraíba has four important municipalities whose geographical location contributes to the reduction of the rate in neighboring regions, as well as that six of the municipalities that made a significant contribution to the increase in the mortality rate in neighboring regions are located in Paraíba borders with other states.

Key-words: *Infant mortality, Area Data, Spatial Regression*

Lista de ilustrações

Figura 1 – Matriz de proximidade espacial, normalizada pelas linhas (CÂMARA et al., 2004)	13
Figura 2 – Diagrama de Espalhamento de Moran para o índice de exclusão/inclusão social de São Paulo, censo de 1991. (CÂMARA et al., 2004)	15
Figura 3 – Localização geográfica do Estado da Paraíba com seus respectivos municípios.	19
Figura 4 – Mapa de quantis para a taxa de mortalidade nos municípios do estado da Paraíba	21
Figura 5 – Mapa de quartis dos anos 1991 (A), 2000 (B) e 2010 (C) para a taxa de mortalidade infantil nos municípios do Estado da Paraíba	21
Figura 6 – Índice Local de <i>Moran</i> para os municípios do estado da Paraíba nos anos de 1991(A), 2000(B) e 2010(C).	23
Figura 7 – Diagrama de espalhamento de <i>Moran</i> dos municípios do estado da Paraíba no ano de 1991	24
Figura 8 – Diagrama de espalhamento de <i>Moran</i> dos municípios do estado da Paraíba no ano de 2000	25
Figura 9 – Diagrama de espalhamento de <i>Moran</i> dos municípios do estado da Paraíba no ano de 2010	26
Figura 10 – <i>Box Map</i> para os municípios paraibanos nos anos de 1991 (A), 2000 (B) e 2010 (C)	27
Figura 11 – <i>Lisa Map</i> para os municípios paraibanos nos anos de 1991 (A), 2000 (B) e 2010 (C)	28
Figura 12 – <i>Moran Map</i> para os municípios paraibanos nos anos de 1991 (esquerda), 2000 (centro) e 2010 (direita)	29
Figura 13 – Mapa dos resíduos dos modelos mais adequados nos anos 1991, 2000 e 2010	31

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para a taxa de mortalidade infantil nos anos de 1991, 2000 e 2010	20
Tabela 2 – Estimativas I Global de Moran e Estatística C de Geary para os municípios do estado da Paraíba nos anos de 1991, 2000 e 2010	23
Tabela 3 – Tabela dos coeficientes estimados e dos índices de Moran dos modelos de Regressão - 1991, 2000 e 2010	30

Sumário

1	INTRODUÇÃO	10
2	MATERIAL E MÉTODOS	12
2.1	Metodologia	12
2.1.1	Visualização dos Dados	12
2.1.2	Matriz de Proximidade Espacial (W)	12
2.1.3	Autocorrelação Espacial	13
2.1.4	Média Móvel	14
2.1.5	Diagrama de Espalhamento de <i>Moran</i>	15
2.1.6	Mapas de Visualização da Dependência Espacial	16
2.1.7	Modelos de Regressão	16
2.1.7.1	Modelo Linear Clássico	16
2.1.7.2	Modelo Espacial Autorregressivo Misto - <i>SAR</i>	16
2.1.7.3	Modelo Espacial do Erro - <i>SEM</i>	17
2.1.7.4	Modelo Espacial de <i>Durbin</i> - <i>SDM</i>	17
2.1.7.5	Diagnósticos de modelos com efeitos espaciais	17
2.2	Material e Região de Estudos	18
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	20
3.1	Análise Descritiva	20
3.2	Identificação de Dependência Espacial	21
4	CONCLUSÃO	32
	REFERÊNCIAS	33

1 Introdução

A mortalidade infantil é considerada um grave problema de saúde pública mundial, pois, apesar da diminuição global de seus índices, ainda é uma realidade presente em vários países em desenvolvimento. No mundo e no Brasil, observa-se que as diferenças estatísticas em relação às taxas de mortalidade nas crianças são manifestações das disparidades socioeconômicas e ambientais que ainda dificultam o acesso e uso dos meios de promoção, proteção e recuperação da saúde, configurando-se, portanto, um dos melhores indicadores do nível de vida e bem-estar social de uma população (SANDERS et al., 2017).

Conforme Paixão e Ferreira (2012 apud OLIVEIRA; ALBUQUERQUE; LINS, 2004), a taxa de mortalidade infantil é definida como o número de óbitos de menores de um ano de idade (por mil nascidos vivos), em determinada área geográfica e período, e interpreta-se como a estimativa do risco de um nascido vivo morrer durante o seu primeiro ano de vida. Altas taxas de mortalidade infantil refletem, de maneira geral, baixos níveis de saúde, de condições de vida e de desenvolvimento socioeconômico. As taxas de mortalidade infantil são geralmente classificadas em altas (50% ou mais), médias (20% - 49%) e baixas (menos de 20%), em função da proximidade ou distância dos valores já alcançados pelas sociedades mais desenvolvidas ao longo do tempo. No entanto, mesmo quando as taxas de mortalidade infantil são baixas no conjunto, podem ser verificadas pronunciadas variações entre distintos segmentos da população.

Atualmente, é notório a crescente preocupação por parte dos pesquisadores, realizar estudos relacionados aos fatores ambientais, socioeconômicos e a saúde, visto que, no tocante ao impacto das variações desses fatores, Souza (2017) destaca que na literatura especializada mostra que a mortalidade infantil tem diminuído mundialmente como resultado do desenvolvimento socioeconômico e implementação das intervenções materno-infantil.

Modelos estatísticos, que levam em consideração a dependência espacial, podem relacionar a incidência de determinadas doenças com fatores ambientais e socioeconômicos, mostrando assim, a importância da integração das ações de controle com a atenção primária à saúde, por meio da adequada incorporação das rotinas de prevenção e controle pelas equipes interdisciplinares de saúde da família (SILVA; FERREIRA, 2006).

Um estudo inicial, onde foi relatado as primeiras análises envolvendo a categoria espaço, realizado no século XIX por John Snow, no qual ocorria em Londres, no ano de 1854, uma das várias epidemias de cólera trazida das índias e pouco sabia-se sobre os motivos de causa da doença. Até então duas hipóteses foram levantadas para solucionar o caso: uma relacionando-a aos mananciais, concentradas nas regiões baixas e pantanosas da

cidade, outra relacionada à ingestão de água insalubre. Após estudos, foi confirmada esta hipótese, com o auxílio de informações como a localização do ponto de captação de água desta bomba ao rio abaixo da cidade, em local onde a concentração de dejetos era máxima (OLINDA, 2008).

Modelagem espacial em Dados de Área compõe uma série de procedimentos cujo foco é detectar uma associação que incorpore explicitamente as relações espaciais constituintes de um fenômeno. Normalmente, a modelagem é iniciada pela análise exploratória associada à visualização dos dados por meio de gráficos e mapas e, posteriormente, identificam-se padrões de dependência espacial das variáveis em estudo.

A principal questão que motivou esta pesquisa baseia-se na hipótese de que pode haver dependência espacial da taxa de mortalidade infantil em municípios do Estado da Paraíba. A dependência espacial pode ser um forte indicador de que as ações de controle não estejam produzindo o resultado desejado de minimizar os problemas causadores em regiões nas quais são destacados fortes índices. Além disso, é possível relacionar essas regiões aos indicadores socioeconômicos e auxiliar na tomada de decisões por parte das autoridades responsáveis.

2 Material e Métodos

Nesta seção será apresentada a descrição dos dados utilizados nesta pesquisa, bem como os principais métodos empregados para as análises e a região onde foram realizadas as mesmas.

2.1 Metodologia

Na presente pesquisa utilizou-se, das técnicas da estatística espacial cuja localização está associada a áreas delimitadas por polígonos. Este caso ocorre mais frequentemente quando lidamos com fenômenos agregados por municípios, estados, setores censitários, onde não há disposição exata dos eventos, mas sim de valores por área. Costa (2017) explica que os dados de área referem-se a um mapa de uma região R , particionando em n áreas $A_i = 1, 2, \dots, n$, onde em cada área é feita uma observação aleatória Y_i , em que Y_i é uma agregação sobre a área A_i , onde essa medição refere-se a toda área A_i , não a um ponto específico no espaço.

2.1.1 Visualização dos Dados

Em qualquer análise estatística de dados deve-se primeiramente realizar uma análise descritiva dos mesmos. Conforme Câmara et al. (2004), a forma mais simples e intuitiva da análise exploratória é a visualização de valores extremos nos mapas. Nesta análise foram realizados três métodos de visualização da variável em estudo: intervalos iguais, percentis e desvio padrão. No método intervalos iguais os valores máximo e mínimo são divididos pelo número de classes. No uso do método percentis é o intervalo de valores de cada classe, é uma forma de separar as classes em percentual de valores da variável. E por fim, o método dos desvios padrão, onde são gerados classes de acordo com o valor do desvio padrão (COSTA, 2017).

2.1.2 Matriz de Proximidade Espacial (W)

A matriz de proximidade espacial, também chamada de matriz de vizinhança, de acordo com Caumo (2006), é uma matriz simétrica $n \times n$, onde ficar-se-á explicitada a relação que elas têm, isto é, é a matriz que promoverá a estruturação espacial para cada área A_i , de um conjunto de n áreas. Denotado por Câmara et al. (2004) como $\mathbf{W}_{(n \times n)}$, é

expressa da seguinte maneira,

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

onde cada elemento w_{ij} representa uma medida de proximidade entre A_i e A_j , assumindo valor $w_{ij} = 1$, quando são as mesmas são consideradas vizinhas, e $w_{ij} = 0$ caso contrário.

Como a matriz de proximidade é utilizada em cálculos de indicadores na fase de análise exploratória, é muito útil normalizar suas linhas, para que a soma dos pesos de cada linha seja igual a 1. Isto simplifica muito vários cálculos de índices de autocorrelação espacial, como se verá a seguir.

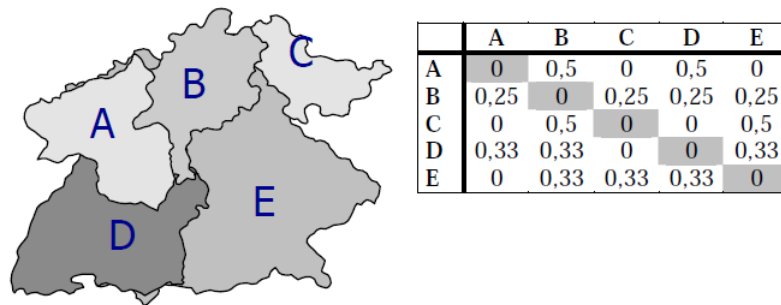


Figura 1 – Matriz de proximidade espacial, normalizada pelas linhas (CÂMARA et al., 2004)

2.1.3 Autocorrelação Espacial

Conforme Câmara et al. (2004), um aspecto fundamental da análise exploratória espacial é a caracterização da dependência espacial mostrando como os valores estão correlacionados no espaço. A autocorrelação espacial é a correlação de uma certa variável em uma área A_i com os valores dessa mesma variável em áreas vizinhas. Segundo Costa (2017) as medidas de autocorrelação espacial distinguem-se entre as medidas globais e locais.

Para as globais todos os elementos da matriz de proximidade espacial $\mathbf{W}_{(n \times n)}$ estão incluídas no cálculo da autocorrelação parcial, produzindo um valor de autocorrelação espacial para toda a região de estudo. Já as medidas locais avaliam a autocorrelação associada com uma ou algumas unidades de área particulares. (FISCHER; WANG, 2011). Na presente pesquisa foram utilizados duas medidas para o cálculo de autocorrelação, o

índice I de *Moran* e a estatística C de *Geary*. O I de *Moran* pode ser expresso da seguinte maneira,

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2}, \quad (2.1)$$

e a estatística C de *Geary* segue por:

$$C = \frac{(n-1)}{2 \sum_{i=1}^n \sum_{i \neq j} w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}. \quad (2.2)$$

Segundo Costa (2017), o Índice I de *Moran* varia em um intervalo de $[-1,1]$, onde os extremos valores significam, respectivamente, dispersão e associação perfeita, e o valor 0 representa um comportamento aleatório, ou seja, ausência de associação espacial. Já a estatística C de *Geary* assume valores entre $[0,2]$, no qual os extremos valores significam, como no índice anterior, dispersão e associação perfeita, respectivamente, e o valor 1 significa ausência de associação espacial.

Ainda que essas medidas globais sejam muito úteis para fornecer uma indicação de agrupamento global dos dados, esta medida precisa ser complementada por estatísticas locais. A fórmula para o cálculo do índice de *Moran* local para cada área A_i é dada por:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 / n}. \quad (2.3)$$

A estatística pode ser interpretada da seguinte maneira: valores positivos de I_i significam que existem agrupamentos espaciais com valores similares da variável em estudo, valores negativos significam que existem agrupamentos espaciais com valores dissimilares (COSTA, 2017).

2.1.4 Média Móvel

Para verificar a variação da tendência espacial dos dados, pode-se calcular a média dos valores dos vizinhos. Isto reduz a variabilidade espacial, pois a operação tende a produzir uma superfície com menor flutuação que os dados originais (CÂMARA et al., 2004). A equação que descreve a média móvel para a autocorrelação espacial é dada por

$$\hat{\mu}_i = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y}), \quad (2.4)$$

onde a média $\hat{\mu}_i$ é associada ao desvio da variável em estudo, relativo á j-ésima área e é calculada a partir da matriz de proximidade espacial normalizada $\mathbf{W}_{(n \times n)}$.

2.1.5 Diagrama de Espalhamento de Moran

O diagrama de espalhamento de Moran é uma maneira adicional de visualizar a dependência espacial. Construído com base nos valores normalizados, permite analisar o comportamento da variabilidade espacial (CÂMARA et al., 2004). É Dividido em quatro quadrantes (Q1, Q2, Q3 e Q4) que são interpretados da seguinte maneira:

- **Quadrante 1 (Q1):** representa as áreas que apresentam valores positivos e que possuem vizinhos com médias também positivas (valores positivos, médias positivas).
- **Quadrante 2 (Q2):** representa as áreas que possuem valores negativos e vizinhos com médias negativas (valores negativos, médias negativas).
- **Quadrante 3 (Q3):** neste quadrante estão as áreas que possuem valores positivos e vizinhos com médias negativas (valores positivos, médias negativas).
- **Quadrante 4 (Q4):** Apresenta áreas com valores negativos e vizinhos com médias positivas (valores negativos, médias positivas).

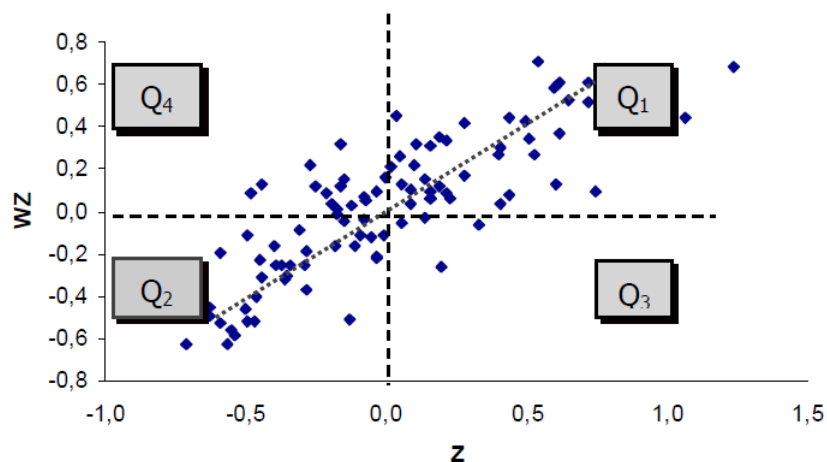


Figura 2 – Diagrama de Espalhamento de Moran para o índice de exclusão/inclusão social de São Paulo, censo de 1991. (CÂMARA et al., 2004)

Conforme Costa (2017), as áreas localizadas nos quadrantes Q1 e Q2 apresentam autocorrelação local positiva, isto é, possuem valores similares. Já as áreas situadas nos quadrantes Q3 e Q4 apresentam autocorrelação negativa, uma vez que há dissimilaridade entre as áreas vizinhas.

2.1.6 Mapas de Visualização da Dependência Espacial

No **Box Map** tem-se uma maneira alternativa ao Diagrama de Espalhamento Moran, apresentando em forma de mapa, onde cada área é indicada de acordo com o seu quadrante no diagrama de espalhamento (CAMARGO; FELGUEIRAS, 2001).

De acordo com Camargo e Felgueiras (2001), uma vez determinada a significância estatística do índice local de Moran, é bastante útil gerar um mapa indicando as áreas de associação local significativamente diferente das demais. Este mapa é denominado por mapa de indicador local de associação espacial (**Lisa Map**) e seus valores são classificados em quatro grupos: não significativos, significativos aos níveis de 95%, 99% e 99,9%.

Outra forma de visualização importante é o **Moran Map**, que de maneira semelhante, apresenta somente as regiões consideradas significativas no *Lisa Map*, e classificadas de acordo com o quadrante ao qual pertencem no Diagrama de Espalhamento de *Moran*, apresentados no *Moran Map*.

2.1.7 Modelos de Regressão

2.1.7.1 Modelo Linear Clássico

O modelo de regressão linear consiste de uma variável chamada de dependente estar relacionada a uma ou mais variáveis por uma equação linear (MEDEIROS; BIANCHI, 2009). Conforme Câmara e Monteiro (2001), se constatada autocorrelação espacial, deve-se introduzir ao modelo uma estrutura espacial, uma vez que esta afeta a capacidade explicativa dos dados ao modelo.

Seja o modelo de regressão múltipla dado por:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2.5)$$

onde \mathbf{Y} é o vetor da variável resposta, \mathbf{X} é a matriz de variáveis explicativas, $\boldsymbol{\beta}$ é o vetor de parâmetros do modelo, e $\boldsymbol{\varepsilon}$ é o vetor de erros com distribuição Normal multivariada de dimensão n com média $\mathbf{0}$ e covariância $\sigma^2\mathbf{I}$ (RIGHETTO; TACHIBANA, 2010).

2.1.7.2 Modelo Espacial Autorregressivo Misto - SAR

Conforme Rêgo e Pena (2012), o modelo espacial autorregressivo misto (*Spatial Auto Regressive - SAR*), consiste em um modelo de regressão em que uma das variáveis explicativas possui uma dependência espacial com a variável resposta. Para considerar esta dependência, adiciona-se ao modelo de regressão um novo termo em forma de uma relação espacial para a variável a ser explicada, isto é, é atribuída à variável resposta a autocorrelação espacial calculada anteriormente (RIGHETTO; TACHIBANA, 2010).

O modelo é expresso por:

$$Y = \rho \mathbf{W}Y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon, \quad (2.6)$$

onde \mathbf{W} é a matriz de vizinhança que, multiplicada a \mathbf{Y} indica a relação de dependência espacial e ρ é o coeficiente espacial auto-regressivo. Segundo Rêgo e Pena (2012), o que diferencia o modelo *SAR* do modelo de regressão clássico é o coeficiente ρ . Ao passo que ρ assume valor zero, significa que há ausência de dependência espacial para essa(s) variável(eis), isto é, as regiões vizinhas não influenciam nos valores da variável em estudo.

2.1.7.3 Modelo Espacial do Erro - *SEM*

No modelo espacial do erro (*Spatial Error Model - SEM*) os efeitos de autocorrelação espacial estão associados ao termo de erro ε e o modelo é descrito da seguinte forma:

$$\varepsilon = \lambda \mathbf{W}\varepsilon + \xi, \quad (2.7)$$

em que $\mathbf{W}\varepsilon$ é o componente do erro com efeitos espaciais, λ é o coeficiente auto-regressivo e ξ é o componente do erro com variância constante e não correlacionado (RIGHETTO; TACHIBANA, 2010).

2.1.7.4 Modelo Espacial de *Durbin - SDM*

O modelo espacial de *Durbin* é uma extensão dos modelos *SAR* e *SEM*, visto que é incluído um "*lag spatial*" nas variáveis dependente e explicativas (COSTA, 2017). Ele possui tanto um alcance global dado pelo multiplicador espacial que surge em decorrência da presença da variável dependente defasada espacialmente quanto um alcance localizado dado pelas defasagens espaciais das variáveis explicativas (ALMEIDA, 2012). O modelo é dado por:

$$Y_i = \rho \mathbf{W}Y + \mathbf{X}\beta + \mathbf{W}\mathbf{X}\Theta + \varepsilon, \quad (2.8)$$

onde Y é o vetor de variáveis dependentes, X é a matriz de dados, na qual contém as variáveis explicativas, β é o vetor de parâmetros, W é a matriz de proximidade espacial e ρ é o parâmetro espacial autorregressivo. Conforme Costa (2017), um adicional de variáveis é aplicado ao modelo criando um *lag* espacial das variáveis explicativas utilizando o produto com a matriz de proximidade espacial, com os parâmetros associados Θ .

2.1.7.5 Diagnósticos de modelos com efeitos espaciais

Inicialmente, para ser avaliada a qualidade do ajuste de regressão, deve ser realizada uma análise gráfica dos resíduos. Conforme Monteiro et al. (2004) uma alta concentração

de resíduos positivos ou negativos em alguma parte do mapa é um bom indicador de autocorrelação espacial.

Os estimadores e os diagnósticos tradicionais de regressão não levam em conta os efeitos espaciais, assim, na regressão espacial as inferências, como por exemplo, as indicações de qualidade de ajuste, baseadas no coeficiente de determinação (R^2) não são confiáveis (RIGHETTO; TACHIBANA, 2010).

A comparação de modelos é feita normalmente utilizando-se o Critério de Informação de Akaike (AIC), onde o modelo que apresentar o menor valor será o mais adequado. O AIC utiliza o logaritmo da máxima verossimilhança e o número de parâmetros ajustados de forma independente no modelo de regressão (AKAIKE, 1992). Expresso da seguinte forma:

$$AIC = -2\log L(\hat{\theta}) + 2k, \quad (2.9)$$

em que $\hat{\theta}$ é a função de máxima verossimilhança e k é o número de parâmetros ajustados.

2.2 Material e Região de Estudos

A Paraíba, conforme pode ser visto na Figura 1, é uma das 27 unidades federativas do Brasil. Está situada a leste da região Nordeste e tem como limites o estado do Rio Grande do Norte ao norte, o Oceano Atlântico, a leste, Pernambuco ao sul e o Ceará a oeste. Ocupa uma área de 56.439 km^2 (pouco menor que a Croácia). A população do estado conforme estimativas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE¹) em 2015 foi de 3.943.885 milhões de habitantes, sendo o décimo terceiro estado mais populoso do Brasil.

Os dados utilizados no presente trabalho são referentes a Taxa de Mortalidade Infantil (variável principal), Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), Índice de Gini e Taxa de Fecundidade Total (covariáveis utilizadas para verificar o comportamento da variável principal em modelos de regressão). Oriundas dos censos brasileiros dos anos de 1991, 2000 e 2010, realizados pelo IBGE, que estão disponíveis em Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil².

¹ <http://www.ibge.gov.br/home/>

² <http://atlasbrasil.org.br/2013/pt/>

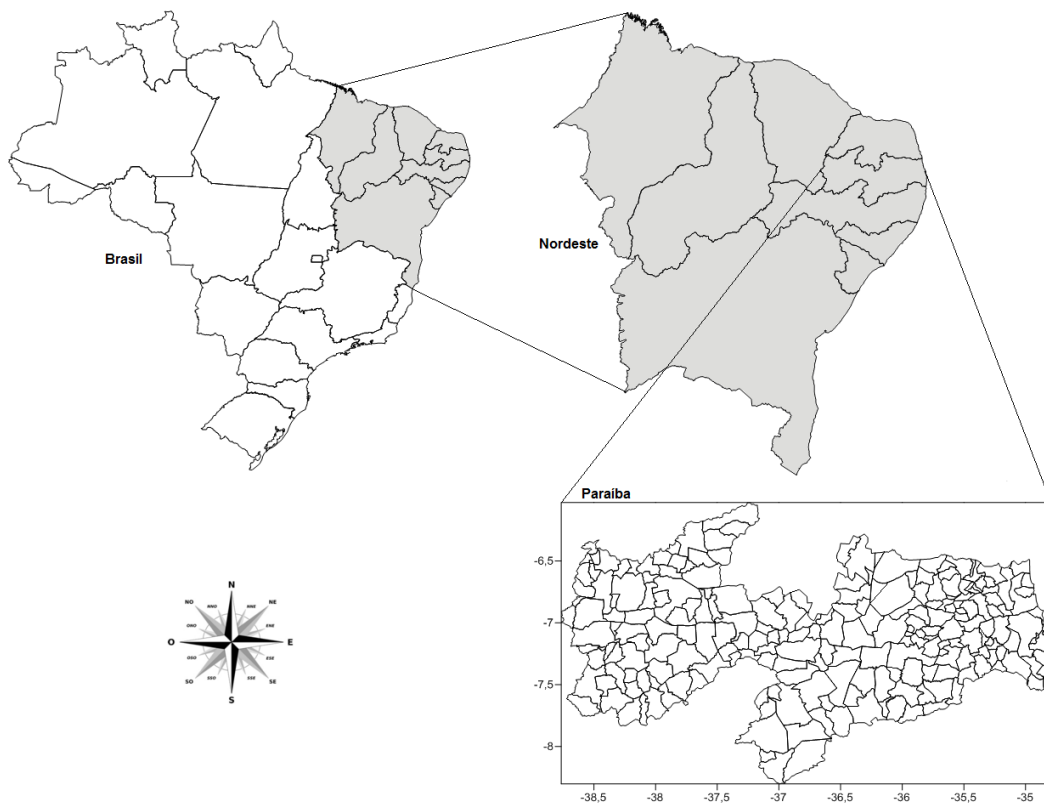


Figura 3 – Localização geográfica do Estado da Paraíba com seus respectivos municípios.

3 Resultados e discussão

3.1 Análise Descritiva

Primeiramente foi realizado uma análise descritiva nos dados e verificou-se que entre os anos 1991 e 2010 a taxa de mortalidade infantil nos municípios do Estado da Paraíba sofre uma baixa bastante significativa, indo de 80,65 em 1991 para 26,69 em 2010. Vale também ressaltar que a baixa foi proporcional com relação a taxa nacional, que sofreu a baixa de 44,68 para 16,70 ao decorrer desses 19 anos, sendo o índice de 2010 o que mais se aproxima do nacional.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para a taxa de mortalidade infantil nos anos de 1991, 2000 e 2010

Estatísticas	1991	2000	2010
Mínimo	44,47	25,52	15,27
1º Quartil	70,57	43,64	22,80
Mediana	81,15	48,60	26,00
Média	80,65	48,50	26,69
3º Quartil	92,08	52,82	30,10
Máximo	116,45	69,40	44,00
Desvio padrão	15,46	7,89	5,61
Variância	238,91	62,28	31,45

Na Figura 4, podemos visualizar os dados através do método *percentis*, que abriga a alocação dos municípios em quantidades iguais pelas cores, através deste, concretiza-se o que se resultou das análises descritivas, como a baixa na taxa de mortalidade infantil nos municípios. Observa-se também uma sub-região próxima ao litoral que manteve-se resistente à queda na taxa da mortalidade infantil, local esse onde predomina o cultivo da cana de açúcar.

Segundo Sanders et al. (2017), o Brasil tem apresentado redução na taxa de mortalidade infantil, e essa queda ocorreu em todas as regiões brasileiras, tendo como destaque a região Nordeste. No período de 1990 a 2012, a referida região apresentou expressiva diminuição, passando de 75,8 óbitos infantis por mil nascidos vivos, considerada maior taxa do país em 1990, para 17,1 em 2012, alcançando valor menor que a região Norte, de 19,1 para o mesmo ano. Oliveira (2016) ratifica que a região Nordeste destacou-se com um percentual de queda na taxa de mortalidade infantil de 48% entre 1991 e 2006. Pelo mapa de quartis mostrado Figura 5, acompanha-se essa diminuição nos municípios do estado da Paraíba entre os anos 1991, 2000 e 2010, no qual os municípios com cores

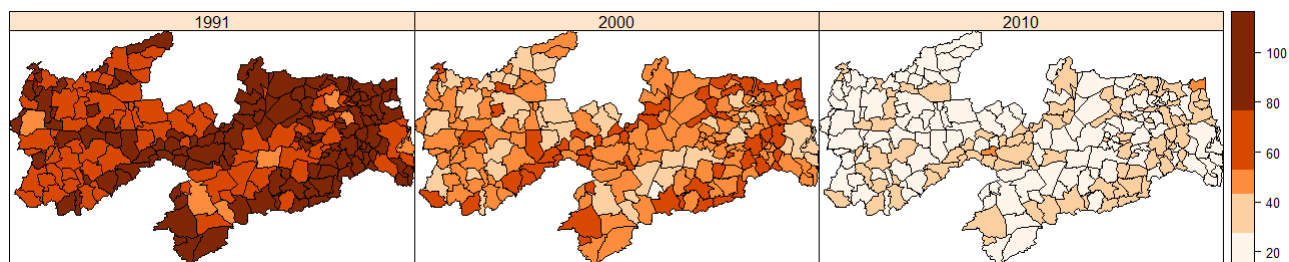


Figura 4 – Mapa de quantis para a taxa de mortalidade nos municípios do estado da Paraíba

mais escuras possuem as maiores taxas de mortalidade infantil, vale também ressaltar que os municípios que possuem as maiores taxas, que, ao longo desses 19 anos diminuíram o valores máximos, são os mesmos e estão em uma mesma região, formando uma espécie de cinturão na parte central do estado paraibano e na região de cultivo da cana de açúcar, como pontuado anteriormente.

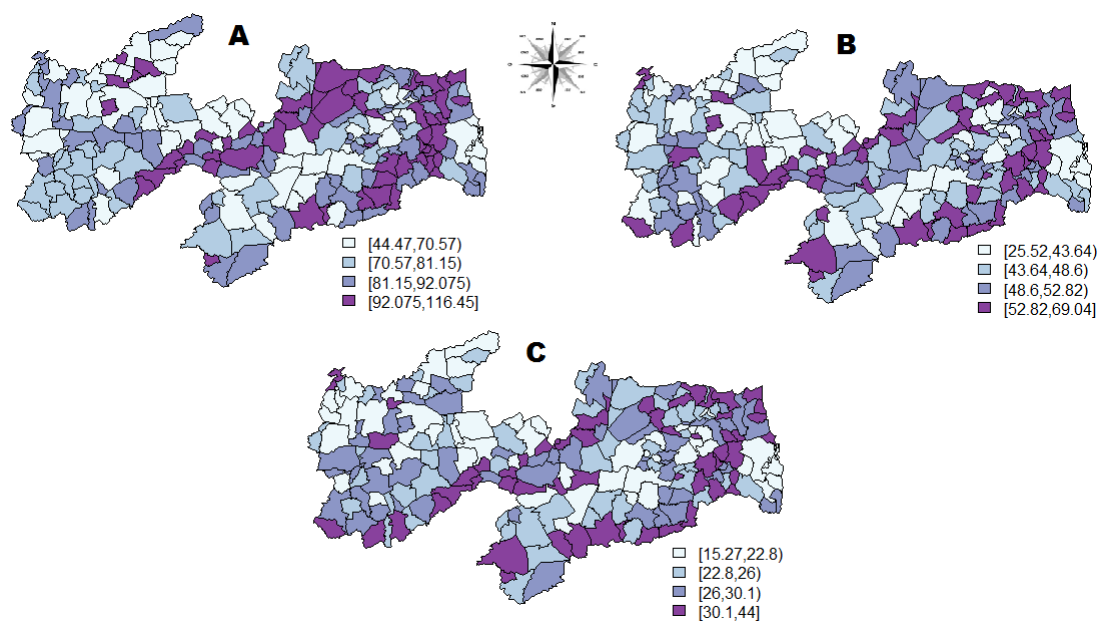


Figura 5 – Mapa de quartis dos anos 1991 (A), 2000 (B) e 2010 (C) para a taxa de mortalidade infantil nos municípios do Estado da Paraíba

3.2 Identificação de Dependência Espacial

Souza (2017) recentemente realizou uma análise espacial da mortalidade infantil e fatores associados no Arco Norte da faixa da fronteira brasileira, ou seja, as áreas da região

Norte localizadas na fronteira do país. Para cada sub-região foi calculado estimativas do Índice Global de *Moran* para verificar a existência de padrões de dependência espaciais, e dentre elas, apenas uma sub-região denominada como Alto Juruá apresentou uma associação significativa ao nível de 5% de significância. Além disso, foi verificado por meio da análise espacial que essa taxa de mortalidade apresenta-se distribuída de maneira desigual, com os maiores índices em municípios mais carentes, ressaltando a ideia de que as condições de vida e os indicadores de desenvolvimento humano são cruciais no desempenho da taxa de mortalidade infantil e a necessidade de avaliar esses indicadores por meio de um modelo de regressão para verificar as relações entre si, como bem pontuou.

Em outro estudo, com o objetivo de identificar dependência espacial para mortalidade neonatal precoce, tardia e total nos municípios do Vale do Paraíba paulista, durante os anos 1991 a 2001, Nascimento et al. (2007) destacam a detecção de um padrão de associação espacial para as áreas analisadas apenas mortalidade neonatal precoce e total ao nível de 5% e salienta também, através do *box map*, regiões críticas que têm uma maior necessidade de atenção por parte das autoridades com relação a políticas de saúde pública, e pelo mapa observa-se que essas regiões estão concentradas na parte sudeste do estado. Porém, não foi realizado uma análise de regressão espacial afim de estudar mais profundamente variáveis socioeconômicas que possam estar atreladas à essa concentração.

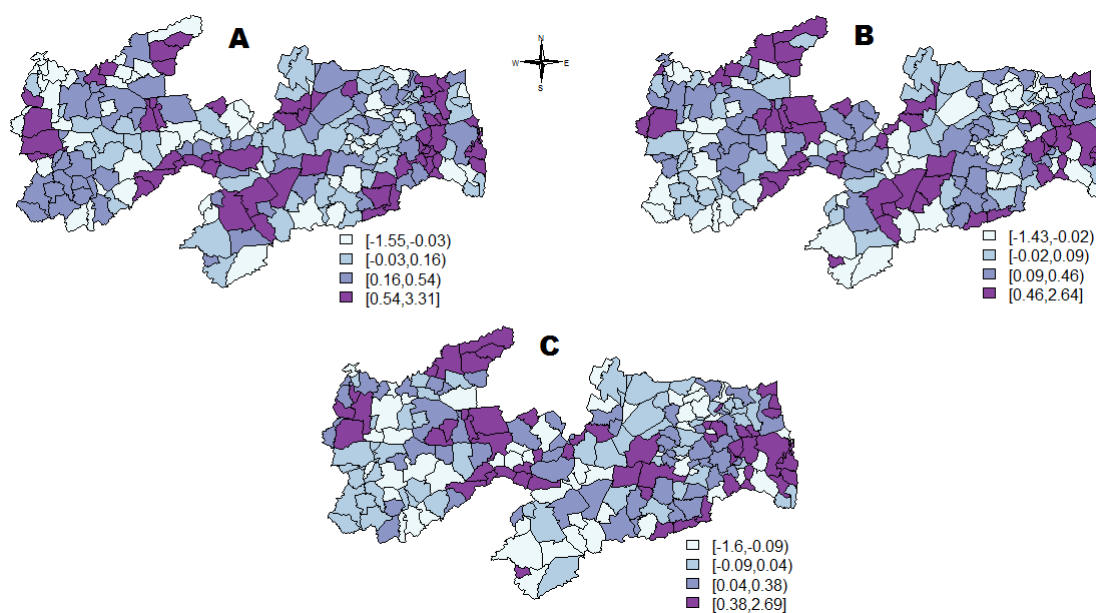
Em outra análise envolvendo estatística espacial, para a pobreza municipal do Estado de Minas Gerais em 1991-2000, Romero (2016) utiliza como principal ferramenta os índices de *Moran* global e local com o intuito de identificar *clusters* de pobreza e se houve ao longo dos anos de estudo uma forma de suavização da pobreza dos municípios mineiros, tendo como base o Índice de Desenvolvimento Humano (IDHM) e suas vertentes renda, longevidade e educação. Pôde-se observar a distribuição do IDHM de maneira dividida, com valores maiores situados na parte na região sul do estado, e com os índices de *Moran* detectando um padrão de dependência espacial em ambos anos referidos, reforçando a importância da localização espacial na especificação da pobreza dos municípios, a qual dependem também, do nível de pobreza de seus vizinhos. De modo não menos importante, ressalta a importância um estudo mais detalhado sobre quais fatores contribuíram para o significativo aumento do IDHM dos municípios mineiros entre 1991 e 2000.

Para o presente trabalho foram calculados o Índice Global de *Moran* e a estatística C de *Geary* para a taxa de mortalidade infantil nos municípios do estado da Paraíba nos anos 1991, 2000 e 2010 e em todos estes anos foram detectados associação espacial significativa ao nível de 0,1%, rejeitando assim, a hipótese de que há uma distribuição espacial aleatória, ou seja, ao longo da nossa região de estudos há zonas de influência espacial. Pode-se visualizar os resultados dos índices na Tabela 2.

Tabela 2 – Estimativas I Global de Moran e Estatística C de Geary para os municípios do estado da Paraíba nos anos de 1991, 2000 e 2010

Ano	I Global Moran (p-valor)	C de Geary(p-valor)
1991	0,299(< 0,001)	0,712(< 0,001)
2000	0,253(< 0,001)	0,743(< 0,001)
2010	0,196(< 0,001)	0,790(< 0,001)

No intuito de realizar a comparação dos valores para cada município paraibano com os seus respectivos vizinhos e identificar dependências espaciais entre cada um, calculou-se o Índice Local de *Moran* para 1991, 2000 e 2010. Na Figura 6 pode-se visualizar por meio de intervalos iguais estas estimativas, onde os valores positivos, representados por tons mais escuros significa que há grupos espaciais com valores semelhantes, e os valores negativos, representados por tons mais claros, significa que há grupos com valores distintos. A partir disso, pode-se perceber que no decorrer dos anos, os pólos de influência variam, ao passo que em 2010 podemos notar grupos com valores semelhantes no extremo oeste (Cajazeiras), na zona da Borborema (Campina Grande) e no litoral (João Pessoa).

Figura 6 – Índice Local de *Moran* para os municípios do estado da Paraíba nos anos de 1991(A), 2000(B) e 2010(C).

Em seguida, verificou-se esse comportamento espacial através do diagrama de espalhamento de *Moran*, onde os municípios, de acordo com os seus respectivos índices locais, foram divididos em quatro quadrantes para classificar a característica da influência espacial. Na Figura 7, para o ano de 1991 pode-se visualizar no 1º quadrante, os municípios que apresentam, de maneira destacada, influência para o aumento na taxa de mortalidade de seus vizinhos, sendo eles Teixeira, Itapororoca, Imaculada, Mari, Cacimbas, Natuba,

Capim Juripiranga e Marcação. No 2º quadrante, visualiza-se os municípios com indicadores mais favoráveis e que apresentam influência satisfatória, uma vez que estes contribuem para diminuir a taxa de mortalidade de seus vizinhos, no diagrama visualiza-se os municípios de Cajazeiras, Boa Vista e Santa Cruz. No 3º e 4º quadrante encontram-se os municípios que apresentam associação espacial inversa, isto é, contribuem adversamente para a taxa de mortalidade de seus vizinhos. Estão no 3º quadrante os municípios Belém do Brejo do Cruz, Brejo dos Santos, Bom Jesus e São Domingos, estes com altos valores para a taxa de mortalidade, porém, contribuindo para que seus vizinhos diminuam este indicador. Enquanto que no 4º quadrante estão destacados Passagem e Baía da Traição, com valores baixos, contribuindo para que a taxa de mortalidade de seus vizinhos aumente.

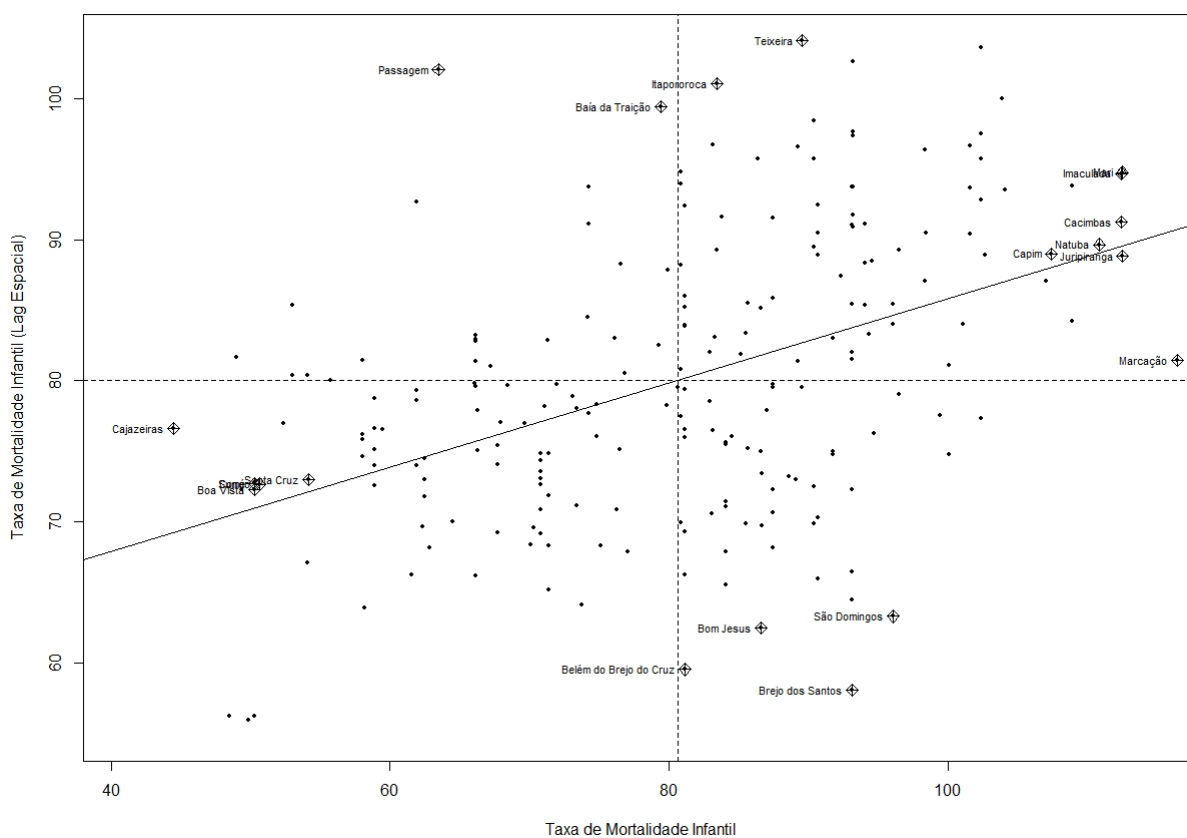


Figura 7 – Diagrama de espalhamento de *Moran* dos municípios do estado da Paraíba no ano de 1991

Para o ano de 2000 (Figura 8), observa-se algumas alterações com relação ao ano de 1991, com alguns municípios passando a apresentar destaques com relações a seus valores, logo no primeiro quadrante pode-se notar um aumento do número de municípios que estão destacados devido a seus valores, sendo eles Mari, Riachão do Poço, Teixeira, Baía da Traição (que em 1991 se encontrava no 4º quadrante pois devido a seus valores baixos e altos valores de seus vizinhos, adentra no 1º quadrante 9 anos depois, com valores altos e

seguindo a mesma influência), Cuité de Mamanguape, Santa Cecília, Marcação, Cacimbas, Juripiranga e Poço Dantas. Contribuindo para reduzir as taxas de mortalidade de seus vizinhos, e com baixos valores para a mesma, estão contidos no 2º quadrante Campina Grande, São Domingos do Cariri, Cajazeiras, Patos, Pilõezinhos, Boa Vista e Brejo dos Santos (que em 1991, estava contido no 3º quadrante devido a seus valores altos). Com associação inversa, destaca-se apenas os municípios de Manaíra (3º quadrante) e Passagem (4º quadrante).

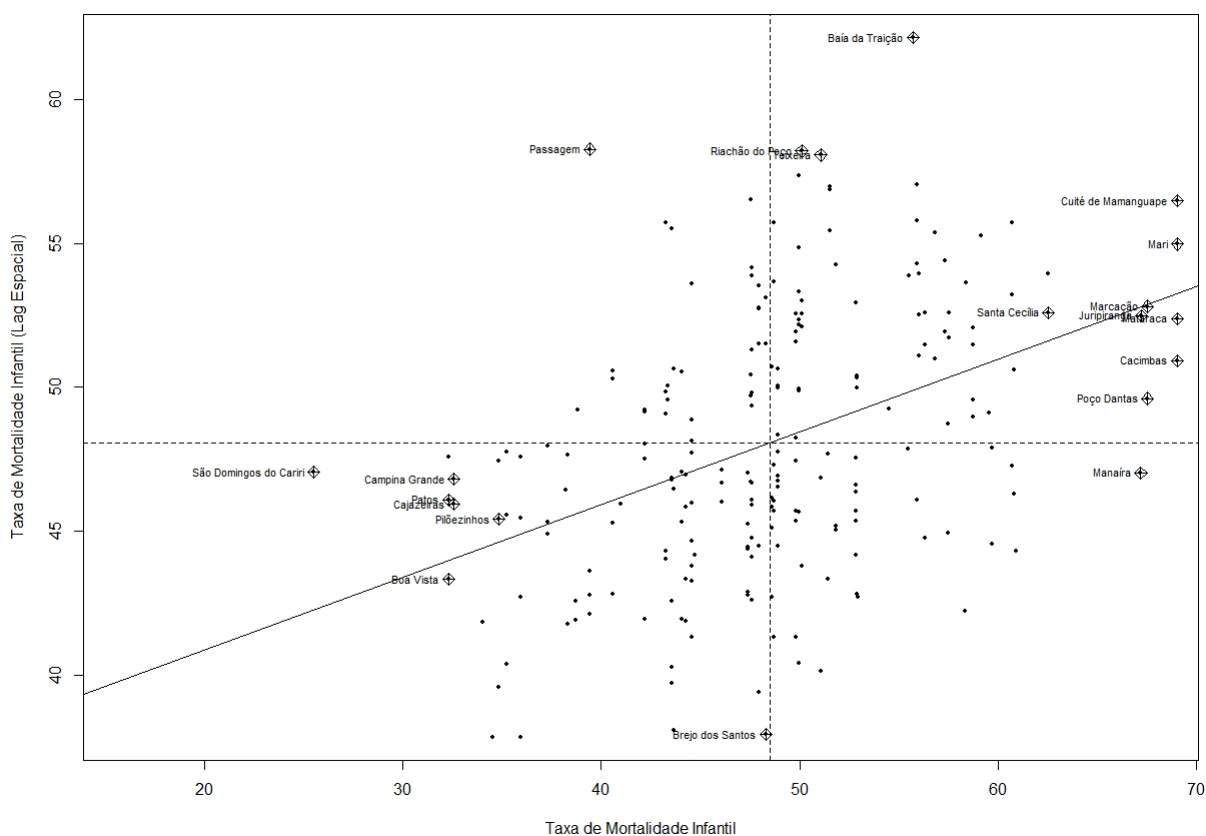


Figura 8 – Diagrama de espalhamento de *Moran* dos municípios do estado da Paraíba no ano de 2000

Em sequência, na Figura 9, para o ano de 2010, pode-se notar no 1º quadrante os boa parte dos municípios observados no ano 2000 (Baía da Traição, Teixeira, Riachão do Poço, Cuité de Mamanguape, Mari, Marcação, Santa Cecília, Cacimbas e Juripiranga) e novos municípios que adentraram este quadrante, como Areia de Baraúnas, Mataraca e Manaíra (que em 2000 pertencia ao quadrante 3, devido aos altos valores e influência inversa, para o ano de 2010, continua com altos valores, porém com associação positiva). Para o 2º quadrante nota-se os municípios Santa Teresinha, Cajazeiras, Patos e Bayeux. Apenas Cuitegi apresenta destaque no 3º quadrante, enquanto que o 4º contém Passagem, São José de Princesa, Pilar e Mamanguape. Vale também salientar, que esse diagrama é de

suma importância para a tomada de decisões do ponto de vista de políticas relacionadas à saúde pública, uma vez que a localização pode ser utilizado como solução para os agravantes sociais.

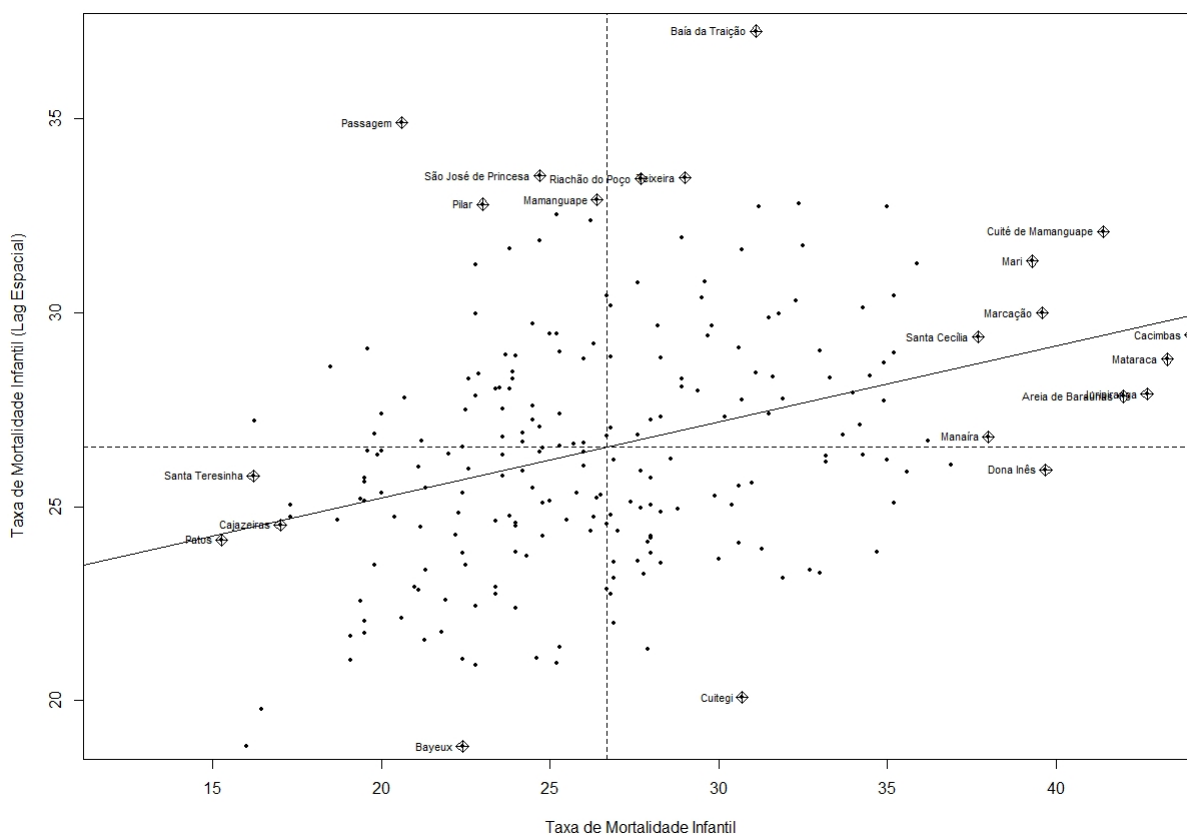


Figura 9 – Diagrama de espalhamento de *Moran* dos municípios do estado da Paraíba no ano de 2010

A partir do diagrama de espalhamento de *Moran* na Figura 10, verifica-se na região de estudo, o quadrante no qual cada município pertence através do *Box Map*, onde os quadrantes $1^{\circ}(+/+)$, $2^{\circ}(-/-)$, $3^{\circ}(+/-)$ e $4^{\circ}(-/+)$ estão representados pelas cores vermelho, azul, rosa claro e azul celeste, respectivamente. Pode-se observar pelos três mapas abaixo, para os anos de 1991, 2000 e 2010, que há uma diminuição nos municípios que fazem parte do 1° quadrante, o que é um bom resultado, uma vez que, como mencionado anteriormente, esses municípios, além de possuírem altos valores na taxa de mortalidade, tendem a contribuir com o aumento no valor da taxa de mortalidade dos municípios vizinhos. Observa-se também que todas as cidades localizadas na região da cana-de-açúcar estão alocadas no 1° quadrante, podendo haver um grave problema social, uma vez que estas cidades que possuem altos valores para a taxa de mortalidade infantil, podem estar influenciando positivamente os seus vizinhos, o que será confirmado ou refutado a partir da visualização do mapa de associação espacial (LISA).

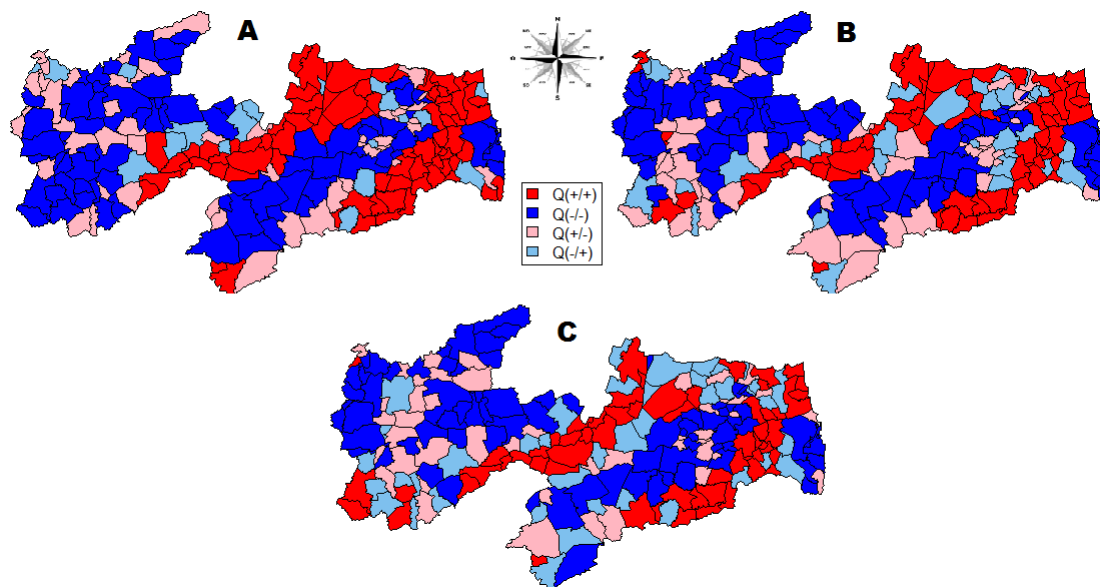


Figura 10 – *Box Map* para os municípios paraibanos nos anos de 1991 (A), 2000 (B) e 2010 (C)

Por outro lado, os municípios destacados anteriormente podem não apresentar associação significativa, necessitando assim, a visualização desses municípios com associação significativa. Câmara et al. (2004) para uma melhor discussão dos resultados, na Figura 11 verificam-se os municípios que estão influenciando os seus vizinhos significativamente, ou seja, os municípios que rejeitam a hipótese de que há uma associação espacial aleatória e que não exercem influência para com os seus vizinhos, possuindo um índice local de *Moran* significativo aos níveis de 5%, 1% e 0,1%, representados pelas cores rosa claro, azul e vermelho, respectivamente, os municípios não significativos estão representados pela cor branca. Neste mapa, pode-se observar que uma pequena parte dos municípios apresentam correlação local significativa, onde podemos destacar os municípios Cajazeiras, Campina Grande, que adentraram na zona de significância após a década de 2000 à ao nível de 5% e possuem vizinhos também com associação local significativa. Patos, que em 1991 não possuía associação significativa, adentra ao nível de 5% de significância em 2000 e torna-se ainda mais significativo de 2010, atingindo um nível de 1% de significância. Vale ressaltar que a capital do Estado, que nos três anos em questão, possuiu uma associação espacial extremamente significante, sendo a única cidade a permanecer neste nível durante os 19 anos. A cidade de Boa Vista, foi extremamente significativa em 1991 e em 2000, porém em 2010 foi significativa apenas ao nível de 5%. Enquanto que para a região da cana-de-açúcar teve uma diminuição de municípios significativos no decorrer dos anos, mas ainda contendo regiões que contribuem para o aumento da taxa de mortalidade infantil em 2010.

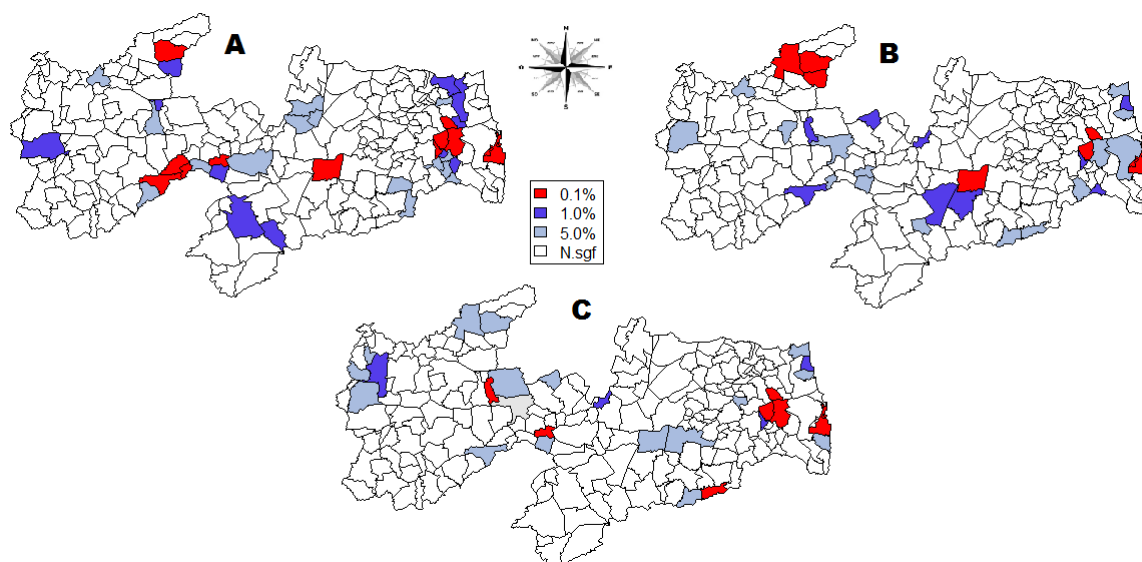


Figura 11 – *Lisa Map* para os municípios paraibanos nos anos de 1991 (A), 2000 (B) e 2010 (C)

Após a verificação dos municípios com associação significativa, permite-se visualizar a que quadrante pertencem os mesmos, pelo *Moran Map* (Figura 12), no qual os quadrantes estão representado pelas mesmas cores do *Box Map*, com a inclusão da cor branca para representar os municípios que apresentaram associação não significativa. Destacam-se os municípios de Campina Grande, Cajazeiras João Pessoa e Patos, que são quatro grandes zonas urbanas do estado e estão situados em microrregiões distintas, estão contidos no 2º quadrante, apresentando um bom resultado de suas posições metropolitanas, uma vez que os mesmos possuem baixas taxas de mortalidade e contribuem para que a taxa de mortalidade infantil de seus vizinhos diminuam. Observa-se também que, dos municípios contidos no 1º é diminuiu significativamente com relação à 1991, reduzindo de 29 para 13 municípios, vale salientar também que, desses 13 municípios, 6 estão em fronteiras da Paraíba com os estados de Pernambuco e Rio Grande do Norte, podendo haver uma zona de influência interestadual não estudada, uma vez que nossa região de estudo limita-se apenas ao Estado da Paraíba.

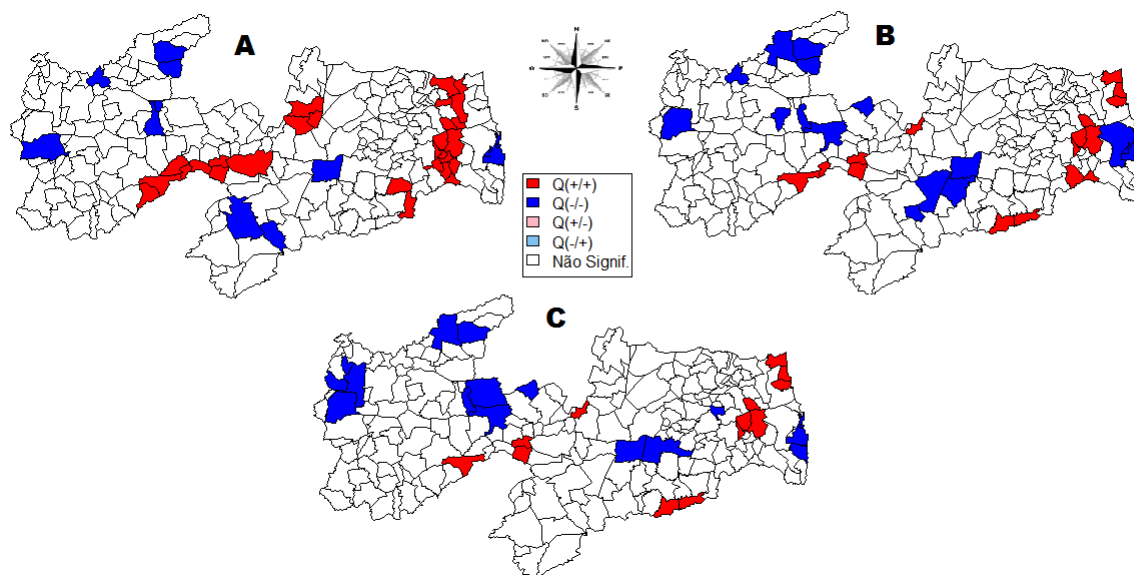


Figura 12 – *Moran Map* para os municípios paraibanos nos anos de 1991 (esquerda), 2000 (centro) e 2010 (direita)

Em um estudo sobre os determinantes da mortalidade infantil no Brasil, Paixão e Ferreira (2012) ratificam em um modelo de regressão econométrico de dados em painel em uma série temporal de 1997 a 2005, que a taxa de fecundidade, índice de GINI, renda, educação e saúde são variáveis significativas ao nível de 10%. Seria interessante aprofundar essas análises afim de verificar se há um padrão de dependência espacial entre as 27 unidades federativas do Brasil. Farias, Leivas e Menezes (2018) tendo em vista realizar uma caracterização espacial da pobreza no estado do Rio Grande do Sul em 2010, utiliza tanto dos métodos econométricos quanto dos métodos espaciais, e constata que o modelo econométrico não é o mais apropriado e que existe uma dependência espacial entre os municípios gaúchos, com a estatística I de *Moran* equivalente à 0,432.

Nas Análises do presente trabalho, envolvendo o espaço obtivemos pelo critério de seleção de modelos, o modelo mais adequado foi o modelo espacial autorregressivo misto em 1991 e 2000, e o modelo espacial do erro em 2010, com os menores valores de AIC. Pode-se observar na Tabelas 3, que apenas a variável GINI foi não significativa nos anos de 1991 e 2010, ao nível de 1%. Já em 2010, somente o Índice de Desenvolvimento Humano, que é uma relação entre as variáveis renda, educação e saúde, foi significativo no mesmo nível. Então para os resultados mais recentes, tem-se pelo modelo espacial do erro que, à medida em que o Índice de Desenvolvimento Humano aumenta, diminui-se o índice da taxa de mortalidade nos municípios, confirmando os resultados esperados. É importante salientar que os modelos de regressão envolveram as variáveis Índice de Desenvolvimento Humano, índice de GINI (que mede a concentração de renda domiciliar, variando entre 0

e 1, quanto mais próximo de 0, mais distribuído será a renda domiciliar, ao passo que se aproxima de 1, a mesma cada vez mais concentrada) e Taxa de Fecundidade Total (que calcula o número de filhos que uma mulher deverá ter ao terminar o período reprodutivo, de 15 à 49 anos de idade), podendo futuramente realizar novas análises envolvendo novas variáveis afim de observar suas contribuições com a taxa de mortalidade.

Tabela 3 – Tabela dos coeficientes estimados e dos índices de Moran dos modelos de Regressão - 1991, 2000 e 2010

1991				
Covariável	RC(p-valor)	SAR(p-valor)	SEM(p-valor)	SDM(p-valor)
Intercepto	10,6($\leq 0,001$)	84,1($\leq 0,001$)	107,7($\leq 0,001$)	85,98($\leq 0,001$)
IDHM	-123,3($\leq 0,001$)	-113,8($\leq 0,001$)	-117,1($\leq 0,001$)	-113,89($\leq 0,001$)
GINI	-	-	-	-
Fecundidade	0,09($\leq 0,01$)	0,07($\leq 0,01$)	0,08($\leq 0,01$)	0,06($\leq 0,01$)
AIC	1751,693	1738,6	1744,7	1741,2
ρ	-	0,29($\leq 0,001$)	0,28($\leq 0,001$)	0,25($\leq 0,001$)
2000				
Intercepto	82,2($\leq 0,001$)	70,2($\leq 0,001$)	83,3($\leq 0,001$)	66,77($\leq 0,001$)
IDHM	-86,3($\leq 0,01$)	-81,99($\leq 0,01$)	-87,7($\leq 0,001$)	-91,1($\leq 0,01$)
GINI	-	-	-	-
Fecundidade	0,04($\leq 0,01$)	0,03(0,017)	0,03(0,016)	-
AIC	1438,8	1433,3	1434,3	1438,2
ρ	-	0,22($\leq 0,01$)	0,26(0,011)	0,31($\leq 0,01$)
2010				
Intercepto	79,6($\leq 0,001$)	71,7($\leq 0,001$)	79,5($\leq 0,001$)	63,6($\leq 0,001$)
IDHM	-90,1($\leq 0,001$)	-84,7($\leq 0,001$)	-89,9($\leq 0,001$)	-88,7($\leq 0,001$)
GINI	-	-	-	-
Fecundidade	-	-	-	-
AIC	1304,05	1301,4	1300,7	1302,6
ρ	-	0,18(0,031)	0,22(0,02)	0,22(0,02)

No mapa dos resíduos pode-se verificar os erros dos modelos que foram mais adequados em cada ano, vale ressaltar que para os modelos de regressão espacial não há a restrição de que os valores dos resíduos devem permanecer no intervalo $[-2,2]$. Vale também ressaltar que em cada mapa de resíduos pode-se observar a dependência espacial através dos valores agrupados, os valores positivos e negativos alocados próximos uns aos outros indicam a presença de dependência espacial.

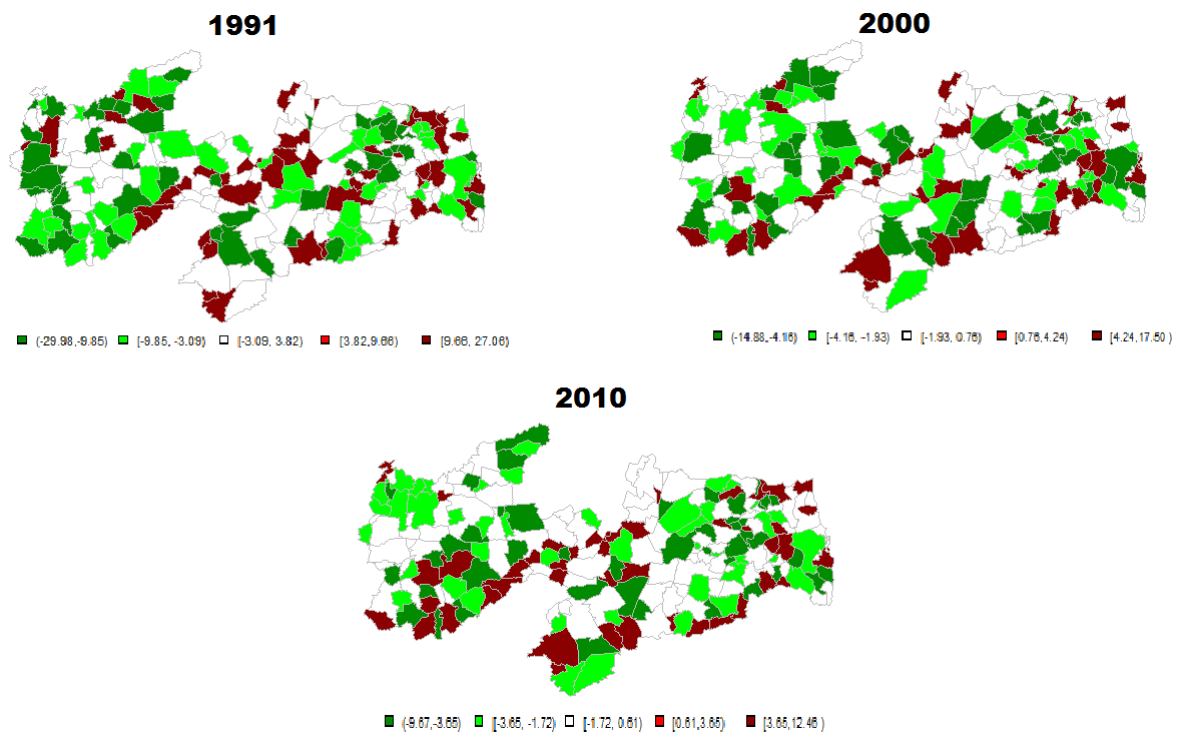


Figura 13 – Mapa dos resíduos dos modelos mais adequados nos anos 1991, 2000 e 2010

4 Conclusão

Mediante os resultados apresentados, pode-se verificar que além a Paraíba ter reduzido significativamente os valores ao longo desses 19 anos, a meta proposta pelos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, mencionada NA ONU (2000), que é de reduzir em dois terços a taxa de mortalidade infantil mundial até 2015, ficou próximo de ser alcançada em 2010. Ressalta-se também que este índice ainda está bem acima do índice nacional, havendo áreas críticas e influentes em algumas microrregiões do estado. Também foi observado satisfatoriamente 4 zonas de influência para a diminuição da taxa de mortalidade perante as áreas vizinhas, que foram Cajazeiras, Campina Grande, João Pessoa e Patos, como também pôde-se observar a formação de um grupo de municípios no litoral norte da paraíba com altos valores nas taxas de mortalidade e que estão influenciando fortemente os valores de municípios vizinhos, podendo haver um agravante social que esteja influenciando no desempenho desse indicador, cabendo as repartições públicas da saúde explorar o problema. Vale também salientar que em 2010, 46% dos municípios que possuíam altos valores e influenciavam positivamente os valores da taxa de mortalidade de seus vizinhos fazem vizinhança com outros estados, podendo também haver uma influencia de parte interestadual, cabendo novamente às autoridades tomar providências necessárias.

Por fim, ressalta-se a importância do estudo da influência espacial do ponto de vista de tomadas de decisões, uma vez que, em um estado com 223 municípios, tendo o conhecimento de áreas podem contribuir para o agravamento de problemas públicos e importantes indicadores sociais, bem como o analisado no presente trabalho, facilita na aplicação de políticas públicas para a melhoria do bem-estar social.

Referências

- AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: *Breakthroughs in statistics*. [S.l.]: Springer, 1992. p. 610–624. Citado na página 18.
- ALMEIDA, E. *Econometria espacial*. Campinas-SP: Alínea Editora, 1a ed. 2012. Citado na página 17.
- CÂMARA, G.; CARVALHO, M. S.; CRUZ, O. G.; CORREA, V. Análise espacial de áreas. *Análise espacial de dados geográficos*. Brasília: EMBRAPA, p. 157–82, 2004. Citado 6 vezes nas páginas 7, 12, 13, 14, 15 e 27.
- CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. Conceitos básicos em ciência da geoinformação. *Câmara G, Davis C, Monteiro AMV, organizadores. Introdução à ciência da geoinformação*. [acessado 2016 Fev 01]. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/introd/Links>, 2001. Citado na página 16.
- CAMARGO, E. C.; FELGUEIRAS, C. Análise espacial de dados geográficos. *São José dos Campos, INPE*, 2001. Citado na página 16.
- CAUMO, R. B. Estatística espacial em dados de área: uma modelagem inteiramente bayesiana para o mapeamento de doenças aplicada à dados relacionados com a natalidade em mulheres jovens de Porto Alegre. 79 p. Monografia (Bacharelado em Estatística) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2006. Citado na página 12.
- COSTA, A. O. Modelagem espacial no mapeamento de doenças transmitidas pelo aedes aegypti no Estado da Paraíba. 39p. Monografia (Bacharelado em Estatística) - Universidade Estadual da Paraíba, 2017. Citado 5 vezes nas páginas 12, 13, 14, 15 e 17.
- FARIAS, H. N. de; LEIVAS, P. H.; MENEZES, G. Análise espacial da pobreza nos municípios gaúchos. *Revista Estudo & Debate*, v. 25, n. 2, 2018. Citado na página 29.
- FISCHER, M. M.; WANG, J. *Spatial data analysis: models, methods and techniques*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2011. 91 p. Citado na página 13.
- MEDEIROS, F. S. B.; BIANCHI, R. C. A aplicação do método regressão linear simples na demanda de produtos sazonais: um estudo de caso. *Disciplinarum Scientia/ Sociais Aplicadas*, v. 5, n. 1, p. 35–53, 2009. Citado na página 16.
- MONTEIRO, A. M. V.; CÂMARA, G.; CARVALHO, M.; DRUCK, S. Análise espacial de dados geográficos. Brasília: Embrapa, 2004. Citado na página 17.
- NASCIMENTO, L. F. C.; BATISTA, G. T.; DIAS, N. W.; CATELANI, C. S.; BECKER, D.; RODRIGUES, L. Análise espacial da mortalidade neonatal no Vale do Paraíba, 1999 a 2001. *Revista de Saúde Pública, SciELO Public Health*, v. 41, p. 94–100, 2007. Citado na página 22.
- OLINDA, R. A. de. *Métodos para análise de independência entre marcas e pontos em processos pontuais marcados*. 76 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, 2008. Citado na página 11.

OLIVEIRA, D. L. A. Indicadores de saúde da população infantil atendida pela atenção básica no Estado do Maranhão. 89 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Saúde da Família) - Universidade Federal do Maranhão, São Luíz, 2016. Citado na página 20.

OLIVEIRA, J. d. C.; ALBUQUERQUE, F.; LINS, I. B. Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 1980-2050–revisão 2004: Metodologia e resultados. *Diretoria de Pesquisas–DPE, Coordenação de População e Indicadores Sociais–COPIS2004*, 2004. Citado na página 10.

ONU. *Declarações do Milênio*. 2000. Disponível em: <<https://www.unric.org/html/portuguese/uninfo/DecdoMil.pdf>>. Citado na página 32.

PAIXÃO, A. N.; FERREIRA, T. Determinantes da mortalidade infantil no brasil. *Informe Gepec*, v. 16, n. 2, p. 6–20, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 10 e 29.

RÊGO, C. V.; PENA, M. G. Análise dos modelos de regressão espacial SAR, SEM e SAC. 76f. Monografia (Bacharelado em Estatística) - Universidade de Brasília, Brasília, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 16 e 17.

RIGHETTO, A. J.; TACHIBANA, V. M. Análise de regressão linear: abordagem tradicional e espacial em um estudo de caso. *Resumo, 19º SINAPE, São Pedro–SP*, 2010. Citado 3 vezes nas páginas 16, 17 e 18.

ROMERO, J. A. R. Análise espacial da pobreza municipal no estado de Minas Gerais-1991-2000. *Anais*, p. 1–20, 2016. Citado na página 22.

SANDERS, L. S. de C.; PINTO, F. J. M.; MEDEIROS, C. R. B. de; SAMPAIO, R. M. M.; VIANA, A.; ALVES, R.; LIMA, K. J. Mortalidade infantil: análise de fatores associados em uma capital do Nordeste brasileiro. *Cadernos Saúde Coletiva*, SciELO Brasil, v. 25, n. 1, 2017. Citado 2 vezes nas páginas 10 e 20.

SILVA, T. P. T.; FERREIRA, I. L. M. Doenças infecciosas e parasitárias: guia de bolso. *Cadernos de Saúde Pública*, SciELO Public Health, v. 22, n. 11, p. 2498–2498, 2006. Disponível em: <<http://www.scielosp.org/pdf/csp/v22n11/26a.pdf>>. Citado na página 10.

SOUZA, F. V. d. *Análise espacial da mortalidade infantil e condições de vida no Arco Norte da faixa de fronteira brasileira no período de 2000 a 2015*. Tese (Doutorado), 2017. Citado 2 vezes nas páginas 10 e 21.