

TESTANDO A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA NA TAXA DE CRIMINALIDADE DOS MUNICÍPIOS CEARENSES: UMA ANÁLISE À LUZ DO PROGRAMA RONDA DO QUARTEIRÃO

Otoniel Rodrigues dos Anjos Junior

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Mestre em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Doutorando em Economia Aplicada pelo PPGE-UFPB. E-mail: pbdosanjos@hotmail.com

Andréa Ferreira da Silva

Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri (URCA). Mestra em Economia Rural pelo Mestrado em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (MAER-UFC). Doutoranda em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br

Eryka Fernanda Miranda Sobral

Graduada em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Mestra em Economia pela UFPE. Doutoranda em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). E-mail: fmsobral@hotmail.com

Magno Vamberto Batista da Silva

Graduado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba. E-mail: magnobs@yahoo.com

ÁREA 1: TEORIA ECONÔMICA E APLICADA

TESTANDO A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA NA TAXA DE CRIMINALIDADE DOS MUNICÍPIOS CEARENSES: UMA ANÁLISE À LUZ DO PROGRAMA RONDA DO QUARTEIRÃO

RESUMO: A taxa de criminalidade tem apresentado tendência de aumento para todas as regiões do país nos últimos anos, mesmo com a ação de programas de repressão à criminalidade. O Ceará se destaca como segundo maior em taxa de homicídio da Região Nordeste, onde a região metropolitana de Fortaleza contribui substancialmente para este fato. Ante a isso, o objetivo deste estudo é testar a hipótese de convergência nas taxas de criminalidade dos municípios cearenses. Para tanto, utiliza-se a taxa de homicídios como *proxy* para criminalidade, e controlando a dependência espacial. Os resultados mostram ocorrência tanto Global quanto Local de dependência espacial significativa, sinalizando dados espalhados de forma não aleatória no espaço. Além disso, a hipótese de convergência não foi rejeitada e ocorre paralelamente com o aumento na taxa média de homicídios e a redução em sua variabilidade. Por fim, esse fenômeno parece ocasionar aumentos marginais maiores nas taxas de homicídios dos municípios considerados "tranquilos" comparativamente aos outros municípios ditos "violentos".

Palavras-chaves: Criminalidade, Municípios, Ceará.

ABSTRACT: The crime rate has shown a tendency to increase for all regions of the country in the last years, even with the action of programs of repression to the crime. Ceará stands out as the second largest homicide rate in the Northeast Region, where the metropolitan region of Fortaleza contributes substantially to this fact. Before this, the objective of this study is to test the hypothesis of convergence in the crime rates of the municipalities of Ceará. To do so, the homicide rate is used as a proxy for crime, and controlling spatial dependence. The results show both Global and Local occurrence of significant spatial dependence, signaling data scattered nonrandomly in space. In addition, the convergence hypothesis was not rejected and occurs in parallel with the increase in the average homicide rate and the reduction in its variability. Finally, this phenomenon seems to cause larger marginal increases in the homicide rates of the municipalities considered "quiet" compared to other municipalities called "violent".

Keywords: Crime, Municipalities, Ceará.

1. Introdução

O problema da criminalidade tem sido visto como um dos mais sérios obstáculos ao desenvolvimento econômico e social (FAJNZYLBBER; JR, 2001; CLEMENTE; WELTERS, 2007; SANTOS; FILHO, 2011). Os governos e a sociedade civil passaram a dar maior importância ao assunto, uma vez que foram observados os aumentos nas taxas de violência e os elevados custos associados à mortalidade, sobretudo de jovens.

Na literatura brasileira, diversos estudos analisam o crime representado pela taxa de homicídio (OLIVEIRA *et al.*, 2005; MENDONÇA *et al.*, 2001; SAPORI; WANDERLEY, 2001; CANO; SANTOS, 2007; SANTOS; FILHO, 2011; JÚNIOR *et al.*, 2018; JÚNIOR; FILHO; AMARAL, 2018). Isso se deve pela tendência crescente que esse indicador tem apresentado para todas as regiões do país nos últimos anos e por sua alta taxa de reportagem às autoridades comparativamente a outros crimes. Conforme Waiselfisz (2016), autor do Mapa da Violência de 2016, as regiões do Nordeste (NE) e Sudeste (SE) são as que se destacam em primeiro e segundo lugar, respectivamente, no total de homicídios do país, ao longo de todo o período de 2008-2014. Em 2014, 43% do total dos homicídios por armas de fogo no Brasil ocorreram no NE. Dentre seus estados, Alagoas, Ceará e Sergipe são os que apresentam as maiores taxas de homicídios da região com aproximadamente 57, 43 e 42 homicídios à cada 100 mil habitantes, respectivamente.

Ante isso, o desafio ao longo dos anos passou a ser formular e implantar políticas que permitam a prevenção e, conseqüentemente, a redução da violência. Nesse caso, é importante o desenvolvimento de pesquisas que permitam avançar na compreensão desse fenômeno por meio da geração de informações que permitam monitorar e melhorar o entendimento das tendências temporais e espaciais da criminalidade.

Na literatura internacional o arcabouço teórico apresentado por Becker (1968), em economia do crime, discute as decisões racionais dos indivíduos entre crime e não crime. Nesse caso, o crime é considerado uma atividade econômica. Assim, um indivíduo só cometerá um crime se, e somente se, os ganhos que pretende obter forem maiores do que os custos. Dessa forma, o criminoso irá agir de acordo com as suas motivações, ponderando as suas decisões, da mesma forma otimizadora que se faz em outros setores da sociedade.

De acordo com Chiras e Crea (2004), ampliar o número de policiais nas ruas pode ser considerado eficaz no combate as atividades ilegais, pois tais medidas elevam os custos da ação criminosa.

Do mesmo modo, Suliano e Oliveira (2015) afirmam que a forma mais eficaz de combater a criminalidade passa pelo método de inibição ou repressão do seu causador. Dentre as políticas de ação, destacam a política de detenção por meio do aumento de policiais nas ruas. Em seu estudo, os autores supracitados testam a hipótese do aumento do policiamento impactar na redução da criminalidade no Ceará e encontram que o meio de inibição adotado pelo estado, através do programa Ronda do Quarteirão, altera os ganhos e as ações dos criminosos.

Considerado um programa de segurança pública, o Ronda do Quarteirão foi implementado no Ceará em 2007, inicialmente em Fortaleza, e a partir de 2008 foi abrangendo outras regiões do estado. Neste ano, existiam 13.418 policiais efetivos, já em 2015, esse dado cresce 27% passando para 17.100 policiais ativos em todo o estado, segundo dados do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). No que tange ao número de homicídios no Ceará, no período entre 2000 e 2015 foi observado um crescimento de 237% no total de mortes por agressão no estado. Em média, em 2000, ocorria 6,8 mortes homicida por município, passando a ser, em 2015, 23 mortes, observando-se, dessa maneira, uma média quase 4 vezes maior do que a vigente no ano

2000, de acordo com dados do DATASUS.

Diferentemente da pesquisa de Suliano e Oliveira (2015), que investigou o impacto sobre os crimes contra a propriedade, como roubos e furtos na região metropolitana de Fortaleza, a presente pesquisa trata sobre crimes que acarretaram mortes por agressão no estado. Logo, objetiva-se testar a hipótese de convergência nas taxas de homicídios cearenses, uma vez que foi implantada uma política de aumento de policiais, o programa Ronda do Quarteirão. Nesse caso, espera-se que tal programa gere redução da criminalidade.

Com a convergência, teria-se tendência de que a taxa de homicídio dos diversos municípios ficasse cada vez mais homogênea como sugerido por Scalco *et al.* (2007). Santos e Filho (2011) verificam convergência com aumento da média de criminalidade e redução da variabilidade. Com isso, ao longo do tempo não se observaria lugares mais ou menos violentos e a criminalidade afetaria com a mesma intensidade todos os municípios. Ao longo dos anos, não haveria nenhum lugar que possa ser considerado “mais” ou “menos” seguro para se viver, pois a atividade criminosa estaria presente com a mesma intensidade em todos os municípios do estado.

Para tanto, como forma de atingir o objetivo proposto, além dessa introdução, o artigo encontra-se estruturado em mais quatro seções. A seção 2 traz uma breve revisão da literatura. Na seção 3 é descrito o procedimento metodológico, sendo composto pela análise exploratória de dados espaciais, análise de dependência espacial e dados utilizados na investigação. A seção 4 apresenta a análise de resultados das estimações realizadas. Por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

2. Revisão da Literatura

O comportamento criminoso pode ser enxergado por diferentes teorias o que o torna um fenômeno complexo e multifacetado (CERQUEIRA; LOBÃO, 2003). Esses distintos pontos de vista de um mesmo fato pode influenciar, inclusive, o planejamento e execução das políticas públicas.

Mediante a isso, uma importante teoria econômica acerca do estudo da criminalidade foi denominada de teoria da Escolha Racional. Em seu trabalho seminal intitulado *Crime and Punishment: An Economic Approach*, Becker (1968) mostra que os agentes decidem entre crime e não crime a partir dos custos e benefícios de cada tomada de decisão individual. A abordagem racional permitiu estudar o setor criminal por meio de instrumentos matemáticos e estatísticos avançados. Nessa abordagem o crime é apresentado como uma alternativa à atividade econômica. Dessa forma, conforme Becker (1968) a escolha por atividade criminosa ocorrerá se, e somente se, a utilidade esperada por essa ação for superior a utilidade de empregar seu tempo e recursos em atividades legais.

Nessa perspectiva, o setor legal apresentará tanto mais adeptos quanto maiores forem seus rendimentos líquidos. Por sua vez, as oportunidades de otimização de ganhos funcionam como setas indicativas de onde cada indivíduo deverá exercer maior dedicação. Nessa conjuntura, se o crime passa a compensar (benefício maior que custos) então ocorrem entradas no mercado criminal incentivados pelo efeito contágio e/ou imitação (VIAPIANA; BRUNET, 2007). A atividade criminosa possibilita, inclusive, encontrar uma curva de oferta de crimes apenas partindo do processo de maximização de lucro (SANTOS; KASSOUF, 2008).

O fato dos agentes serem racionais, segundo McKenzie e Tullock (1975), permite que a quantidade de crime de uma localidade seja determinada como qualquer outra atividade da economia. Nesse caso, a análise custo/benefício impulsiona os agentes a maximizarem a utilidade esperada de suas ações (EHRlich, 1973; HEINEKE, 1978; WITTE; DASGUPTA; BALTIMORE, 1980).

Nesse contexto, similar a uma atividade econômica, a taxa de criminalidade apresenta desigualdade por região, mas alguns estudos sugerem que a criminalidade está se espalhando entre os municípios brasileiros. Um desses é o de Scalco *et al.* (2007), que testa a existência de convergência na taxa de criminalidade dos municípios mineiros. Seus resultados sugerem redução nas disparidades da criminalidade entre os municípios e consequentemente, homogeneização do crescimento das taxas de criminalidade.

Por sua vez, Santos e Filho (2011) testam a hipótese de convergência da taxa de crime para as microrregiões brasileiras. Para isso, utilizaram a taxa de homicídios como *proxy* para a criminalidade, e controlando a dependência espacial nos dados regionalmente agrupados, essa hipótese não foi refutada. Assim, por esse resultado, tem-se evidência de que a criminalidade tende a crescer mais rapidamente nas localidades menos violentas do que nas localidades mais violentas, com a diferença nas taxas de crimes dessas localidades sendo eliminadas gradativamente ao longo do tempo. Os autores argumentam que se a tendência permanecer a redução no bem-estar é inevitável.

Contudo, em função deste arcabouço teórico e empírico, é fato que a criminalidade é um problema para maioria dos indivíduos. Portanto, dada a evidência supracitada para Minas Gerais e para o Brasil como um todo, é pertinente testar a convergência dentro do Estado do Ceará dado que é o segundo mais violento da região Nordeste. Dessa forma, acredita-se contribuir para a compreensão do fenômeno localmente, possibilitando o redesenho das políticas públicas de segurança no estado do Ceará.

3. Metodologia

Nesta seção, discutem-se os procedimentos metodológicos empregados na pesquisa, demonstrando brevemente os fundamentos da análise exploratória de dados, os testes e procedimentos que permitem identificar padrões espaciais. Consolidando a análise, demonstram-se os passos empregados na estratégia empírica para estimação de modelos de convergência incorporando os efeitos dos transbordamentos espaciais. Finalmente, na última parte da presente seção, trazem-se informações sobre os dados e variáveis utilizados na pesquisa.

3.1 Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados (AEDE), de acordo com Anselin (1995) consiste na técnica para se testar a existência ou não de padrões estatisticamente significativos, extraíndo medidas de autocorrelação espacial global e local. Isto é, sua proposta é descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), verificar a existência de outras formas de instabilidade espacial (não-estacionariedade), e identificar observações atípicas (*outliers*).

Nesse sentido, para a autocorrelação espacial tem-se a proposta dos índices de Moran global (*I*-Moran) e local (LISA). O primeiro fornece um único valor para o conjunto de todos os municípios, caracterizando toda a região de estudo, que representará o grau de associação espacial entre os mesmos. De forma que, como indicador, é definido no intervalo $[-1,1]$, segundo o qual quanto mais próximo de 1, maior será a associação espacial entre as observações, indicando a possível ocorrência de homogeneidade entre regiões vizinhas. Por sua vez, quanto mais próximo de -1, maior será o grau de dissimilaridade entre estas regiões. Já quando mais próximo à zero implicará na inexistência de dependência espacial para aquela variável. Posto isso, o indicador *I*-Moran global é calculado a partir da seguinte especificação:

$$I_t = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{i,t} - \bar{y}_t)(y_{j,t} - \bar{y}_t)}{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2} \quad (1)$$

em que n é o número de regiões, w_{ij} são os elementos da matriz de pesos espaciais W , $y_{i,t}$ é a observação na região i no período t e \bar{y}_t é a média das observações entre as regiões no período t . Conforme Anselin (1995), a matriz W conterá as informações referentes à dependência espacial entre as n regiões i . Os elementos w_{ii} na diagonal principal são iguais à zero, enquanto os elementos w_{ij} indicam a associação espacial entre as regiões i e j .

$$E[I] = -[1/(n - 1)] \quad (2)$$

A referida equação demonstra o valor obtido quando não há padrão espacial nos dados, além disso, observa-se que quando o número de municípios (n) aumenta o valor esperado para o I-Moran se aproxima de zero. Dessa forma, caso o índice de I-Moran encontrado seja significativamente maior que o esperado ($E[I]$), tem-se indício de presença de autocorrelação espacial positiva nos dados. Por outro lado, se significativamente menor, há evidências a favor de autocorrelação negativa.

Na análise da autocorrelação espacial local, utiliza-se o indicador local de autocorrelação espacial *LISA*, definido por Anselin (1995) como qualquer estatística que satisfaça dois critérios: 1) o *LISA* para cada observação fornecerá uma indicação de *clusters* ou agrupamentos espaciais significativos, de valores semelhantes, em torno daquela observação, bem como uma identificação de instabilidades locais, ou seja, *outliers* significativos; e 2) a soma do *LISA* para todas as observações será proporcional ao indicador global de associação espacial. A medida *LISA* para cada região i e período t pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(y_{i,t} - \bar{y}_t) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{j,t} - \bar{y}_t)}{m_0} \quad (3)$$

em que m_0 assume a seguinte forma:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2}{n} \quad (3a)$$

Na Equação (3) um valor positivo de $I_{i,t}$ indica o agrupamento de valores similares (alto ou baixo), enquanto um valor negativo indica um agrupamento de valores desiguais. Uma vez calculado, o indicador *LISA*, poderá fornecer os seguintes tipos de associações espaciais: os *clusters* Alto-Alto, região que apresenta alto valor da variável em estudo, circundada por uma vizinhança em que o valor médio da mesma variável também é alto, e Baixo-Baixo, região de baixo valor na qual a média dos seus vizinhos também é baixa; e os *outliers* Baixo-Alto, região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto, e Alto-Baixo, região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa. Dessa maneira, a AEDE também servirá de apoio para estimação econométrica, uma vez que poderá confirmar a presença de dependência espacial nos dados.

3.2 Análise de dependência espacial

A princípio o modelo sugerido para estimação é o Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) que trata das hipóteses ou pressupostos subjacentes ao estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No entanto, ressalva-se que se na região analisada existir dependência espacial seja na variável dependente, independente ou no termo de erro, os estimadores serão tendenciosos. Isso porque, se a dependência espacial age sobre a variável dependente do modelo estimado, percebe-se que as estimativas serão viesadas e inconsistentes se estimadas por MCRL. Por sua vez, se a dependência espacial ocorre nos erros, tem-se que as estimativas de MCRL serão não viesadas e consistentes, porém ineficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN; BERA, 1998).

Nessa perspectiva, a estimação do MCRL no contexto de dependência espacial, e averiguando a convergência da criminalidade entre dois períodos, Equação 4, objetiva apenas encontrar como a dependência espacial toma forma no espaço (na variável dependente e/ou no termo de erro). Logo, a ação da dependência espacial pode ser constatada por meio dos testes do Multiplicador de Lagrange (ML) e Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR)¹.

$$\ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(crime_{t-n}) + u_i \quad (4)$$

Onde, $\ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre taxa média de homicídios de dois anos distintos, $\ln(crime_{t-n})$ é o logaritmo natural da taxa média de homicídios no período inicial e u_i é o termo de erro. À medida que o termo de erro segue um processo espacial autorregressivo, tem-se:

$$u_i = \lambda u_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Onde, λ se refere ao coeficiente escalar do erro espacial e o termo de erro ε_i é normalmente distribuído com média zero e variância constante. Assim, incorporando a Equação 5 na Equação 4, tem-se então a forma adequada do modelo de regressão de erro espacial, sendo este:

$$\ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(crime_{t-n}) + (I - \lambda W)\varepsilon_i \quad (6)$$

Observa-se que a partir da especificação apresentada pela Equação 6, W é a mesma matriz de contiguidade utilizada para realizar AEDE. Logo, se $\lambda \neq 0$, a incidência determinado choque numa região se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas afeta também os vizinhos de ordem maior (REY; MONTOURI, 1999). Assim, o coeficiente espacial autorregressivo (λ) mede a força da autocorrelação espacial, isto é, o grau de dependência espacial no termo de erro ou de efeitos não modelados que não são aleatoriamente distribuídos através do espaço.

Outra forma de internalizar os efeitos dos transbordamentos é através da modelagem global de defasagem espacial. Nesse caso, mudanças na variável explicativa numa região afetarão diretamente a própria região e poderão afetar as demais regiões por meio de efeito indireto (LESAGE; PACE, 2009).

¹ Informações, consultar Florax, Folmer e Rey (2003).

$$\ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right) + \beta \ln(crime_{t-n}) + \tau W crime_{t-n} + \xi \quad (7)$$

Sendo, $\xi = \lambda W \xi + \varepsilon_i$ o termo de erro, $\ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right)$ o logaritmo natural da razão entre criminalidade média de dois diferentes anos, $\ln(crime_{t-n})$ o logaritmo natural da criminalidade média no período inicial, τ o termo de transbordamento espacial, $W \ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right)$ denota a defasagem espacial da criminalidade. Por fim, ρ é o coeficiente de defasagem, espera-se que seja maior do que zero, sugerindo, existência de autocorrelação espacial positiva.

Finalmente, tem-se a Equação 8 representando uma junção das Equações 6 e 7 em que os transbordamentos podem ocorrer tanto na variável dependente quanto no termo de erro do modelo.

$$\ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{crime_t}{crime_{t-n}}\right) + \beta \ln(crime_{t-n}) + \tau W crime_{t-n} + \lambda W_2 \xi + \varepsilon_i \quad (8)$$

Onde, W_1 e W_2 são matrizes de contiguidade não necessariamente iguais.

Na ótica de (COHEN; TITA, 1999), existem duas formas de disseminação da criminalidade. Inicialmente, através do contato direto entre os agentes surgindo às redes de organizações criminosas (gangues, quadrilhas, etc) disseminando o crime por meio do efeito contágio. Por fim, através da imitação, incentivada pelas oportunidades de retorno com práticas criminosas em regiões pouco exploradas. Nesse último processo, não precisa haver qualquer contato entre os criminosos dessas localidades.

Almeida (2012) afirma que a partir de determinados instrumentos econométricos é possível modelar consistentemente os efeitos contágio e imitação. Para tanto, seria necessário utilizar o modelo global *Spatial Auto Regressive* (SAR), que possibilita captar os efeitos advindos do processo de imitação. Por sua vez, o *Spatial Mixed Regressive Auto-Regressive Complete* (SAC) possibilita identificar o efeito contágio agindo sobre o processo de transbordamento de determinado fenômeno.

3.3 Dados

Os dados de homicídios em termos absolutos para o Estado do Ceará são uma amostra do DataSUS para os anos de 2000, 2008 e 2015. Os óbitos aqui considerados são aqueles provenientes de mortes por agressão (X85-Y09) considerando o local da ocorrência. No mais, destaca-se que considerar o local de residência da vítima poderá viesar os resultados uma vez que determinado indivíduo pode ser assassinado em um município mesmo residindo em outro. Nesse caso, o homicídio seria contabilizado para um município que não ocorreu efetivamente à ação criminosa.

Para construir a taxa de homicídios por 100 mil habitantes, foram utilizados os dados populacionais do Censo elaborado no ano 2000, assim como as estimativas populacionais construídas anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos de 2008 e 2015. Logo, a variável dependente em questão é:

$$Crime_{i,t} = (M_{i,t}/N_{i,t}) * 100mil \quad (9)$$

onde, os subscritos i e t representam, respectivamente, a região e o tempo; Crime é a taxa de morte por 100 mil habitantes do município; M é o número absoluto de mortes do município e N é a população.

4. Análise de Resultados

Nesta seção são descritos os resultados da pesquisa. Inicialmente, são apresentadas as estatísticas descritivas e os resultados da AEDE. Em seguida, discutem-se os principais resultados das estimações dos modelos de convergência.

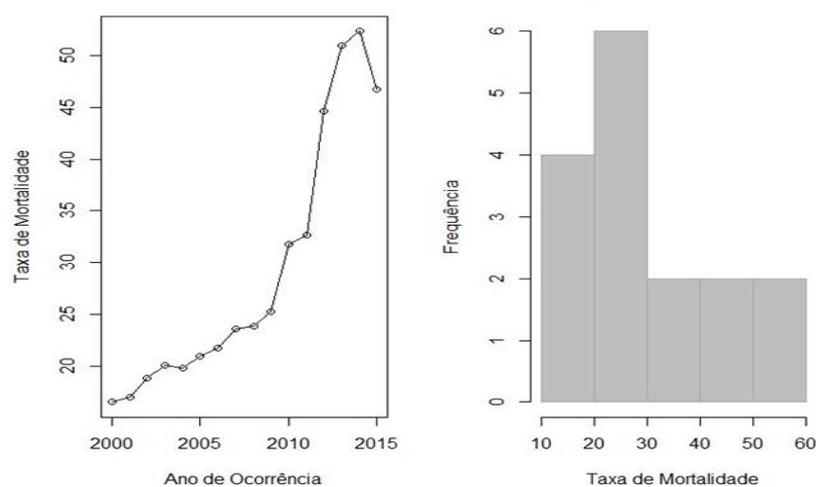
4.1 Análise Descritiva

No Estado do Ceará foram contabilizados 39.287 mortes por agressão entre 2000 e 2015. Segundo estimativa populacional do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 74,46% dos municípios Cearenses apresentava população inferior a 39 mil habitantes em 2015. A quantidade de mortes aumentou 238%, saindo de 1.232 no ano 2000 para 4.162 em 2015, no mesmo período o crescimento populacional do Estado foi de apenas 20%.

Em relação à taxa de mortalidade (por grupo de 100 mil habitantes), destaca-se que houve aumento de 182% no período, saltando de 16,57 (2000) para 46,75 (2015) com destaque para o ano de 2014 (52,3) com valor máximo da série (Figura 1). Por sua vez, tem-se que a média estadual é de 29,2 mortes (por 100 mil habitantes) no período. Neste contexto, destaca-se que a Organização Mundial da Saúde (OMS) sugere taxa de mortalidade abaixo de dez (por 100 mil habitantes) para uma boa convivência humana, e taxas acima desse valor podem ser consideradas epidêmicas.

A partir da Figura 1, constata-se que ocorreu movimento sensível de queda na taxa de mortalidade apenas entre 2014 e 2015 (11%), já os demais anos apresentaram taxas sempre crescentes. Em relação ao histograma, nota-se maior frequência de taxas de mortalidade situadas entre 20 e 30 (por grupo de 100 mil) no período de 2000 a 2015.

Figura 1 – Taxa de Mortalidade no Estado do Ceará entre 2000 e 2015



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Na Tabela 1 são apresentados dados que buscam descrever o comportamento da taxa de homicídio nos anos selecionados de 2000, 2008 e 2015. Com essa informação, constata-se que tanto a média quanto a dispersão (desvio padrão) dos dados cresceram ao longo dos anos analisados.

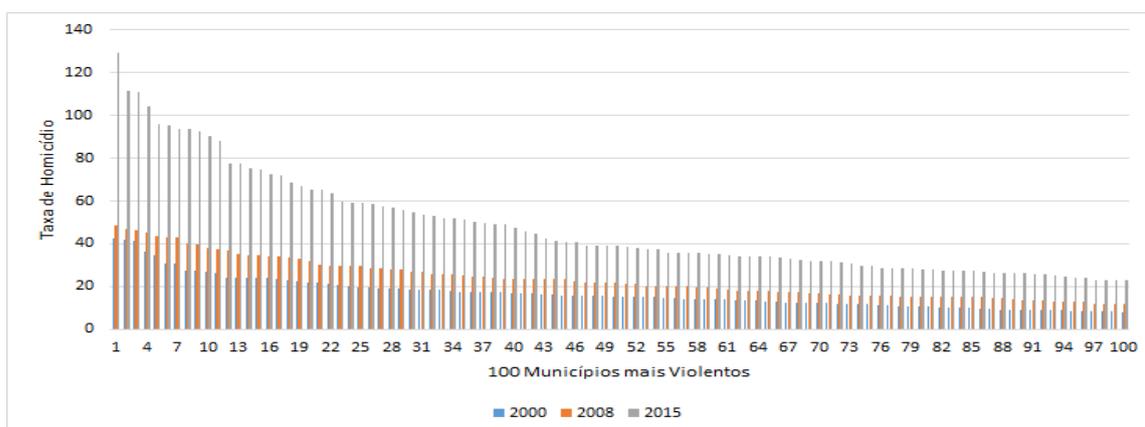
Tabela 1 – Estatística Descritiva da Taxa de Homicídios

Variável	2000	2008	2015
Média	10,24	15,17	30,98
Desvio padrão	9,35	11,81	25,92
Coef. de Variação	0,91	0,78	0,84
Maior	42,43	48,55	129,52
Menor	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Os dados da estatística descritiva mostram que entre 2000 e 2008 a média de homicídio por município cresceu 48,14% no estado, saindo de 10,24 para 15,17 mortes por grupo de 100 mil habitantes. Por sua vez, no período que se estende entre 2008 e 2015 tal crescimento foi de 104,22% em que a mortalidade se desloca de 15,17 para 30,98 homicídios por 100 mil. Por fim, tem-se que entre 2000 e 2015 a média de mortalidade homicida apresenta expressivo aumento de 202,54% a qual passa de 10,24 para 30,98 casos por 100 mil habitantes. Em relação ao coeficiente de variação ou dispersão relativa dos dados, tem-se uma redução de 7,69% no período 2000-2015.

Figura 2 – As 100 maiores taxas de homicídios do Ceará nos anos de 2000, 2008 e 2015



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Para destacar a diferença da taxa de mortalidade dos anos analisados, pegaram-se aqueles 100 municípios cearenses que apresentaram as maiores taxas de homicídios nos anos de 2000, 2008 e 2015 respectivamente (Figura 1). A partir disso foi possível constatar que o ano de 2015 é destaque e apresenta municípios com maiores taxas de mortalidade por homicídios, em seguida, tem-se o ano de 2008 e 2000 respectivamente. Como visto, os municípios aumentam sua carga de violência ao longo dos anos e, aparentemente, estar em qualquer município entre os 100 mais violentos em 2015 é expressivamente pior que estar nesses mesmos municípios tanto 2008 quanto 2000.

Na Tabela 2, apresenta-se a estatística descritiva dos dados na forma de estratos uma vez que tal procedimento pode melhorar a compreensão da dinâmica espacial da criminalidade no espaço. Como visto, ocorreu expressiva redução na quantidade de municípios nos estratos mais baixos (menor que 10 por 100 mil) e aumento considerável naqueles estratos mais altos, sobretudo com taxa de mortalidade acima de 50 por 100 mil habitantes.

Como forma de ilustrar, tem-se que municípios com taxa de mortalidade menor que dez (por 100 mil) reduziram de 101 (2000) para 36 (2015) uma contração de 180,56% no período. Já os que não apresentaram caso de homicídios, em 2000, por exemplo, eram 26,53% (49 municípios), 14,67% (27 municípios) em 2008 e 10,89% (20 municípios) em 2015. Tais fatos sinalizam determinada tendência de aumento na taxa de mortalidade, sobretudo nos municípios que se encontravam dentro dos limites "aceitáveis" (taxa menor que dez por grupo de 100 mil habitantes).

Tabela 2 – Estatística descritiva da taxa de homicídio estratificada

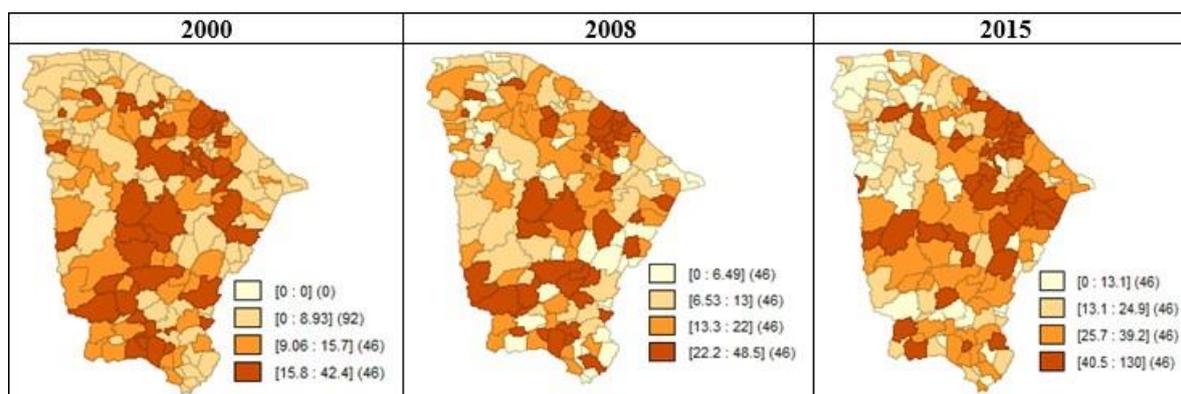
Taxa de Homicídios	2000			2008			2015		
	Média	DP	Cont.	Média	DP	Cont.	Média	DP	Cont.
$0 \leq Tx < 10$	3,44	3,67	101	4,07	3,59	70	3,03	3,68	36
$10 \leq Tx < 20$	4,82	2,76	59	14,41	2,84	58	14,51	2,86	31
$20 \leq Tx < 30$	3,75	2,28	17	24,55	3,03	35	24,63	2,81	44
$30 \leq Tx < 40$	3,20	2,78	4	34,88	2,59	13	35,10	2,66	27
$40 \leq Tx < 50$	1,79	0,67	3	44,6	2,68	8	45,09	3,62	10
$50 \leq Tx < 60$	–	–	–	–	–	–	55,25	3,32	14
$60 \leq Tx < 70$	–	–	–	–	–	–	65,98	1,87	5
$70 \leq Tx < 80$	–	–	–	–	–	–	74,88	2,38	6
$80 \leq Tx < 90$	–	–	–	–	–	–	88,00	0	1
$90 \leq Tx < 100$	–	–	–	–	–	–	93,53	1,96	6
$Taxa > 100$	–	–	–	–	–	–	114,03	10,83	4
Total	10,23	9,35	184	15,17	11,81	184	30,98	25,92	184

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

*DP é o Desvio Padrão; ** Cont. é a Contagem.

Com o exposto na Figura 3, podem-se identificar evidências de distribuição espacial não aleatória na taxa de homicídios cearenses nos anos de 2000, 2008 e 2015 respectivamente. A fim de ilustrar melhor essa distribuição, classifica-se a taxa de mortalidade por 100 mil habitantes em cinco grupos.

Figura 3 – Distribuição Espacial da Taxa de Homicídio nos anos de 2000, 2008 e 2015



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Conforme enunciado anteriormente, não há uma distribuição homogênea da referida taxa de homicídio entre os municípios do estado. Sendo assim, o mapa já fornece indícios de que municípios com baixas/altas taxas de mortalidade homicida encontram-se, de forma geral, próximo de municípios com valores similares dessa mesma variável.

4.2 Dependência Espacial Global e Local

A Figura 4 reporta os resultados da AEDE realizada na taxa de homicídios dos municípios cearenses nos anos 2000, 2008 e 2015 respectivamente. Para tanto, utiliza-se o indicador de autocorrelação espacial global e local univariado. Inicialmente, verifica-se globalmente por meio do indicador de Moran e, posteriormente, usa-se o indicador LISA para analisar localmente. Como visto, tais indicadores sugerem que há indícios de autocorrelação espacial agindo sobre a taxa de mortalidade homicida dos municípios cearenses em todos os anos analisados.

Com intuito de atingir resultados estatísticos mais robustos, considerou-se uma matriz de contiguidade espacial do tipo *Queen* de primeira ordem, normalizada na linha. Em tempo, destaca-se que a utilização de tal matriz encontra alicerce no fato da mesma ter sido capaz de capturar a maior dependência espacial comparativamente as demais matrizes testadas (*Queen* de primeira, segunda, terceira, quarta e ordens superiores, K-vizinhos para dois, quatro, seis, oito, dez e outros).

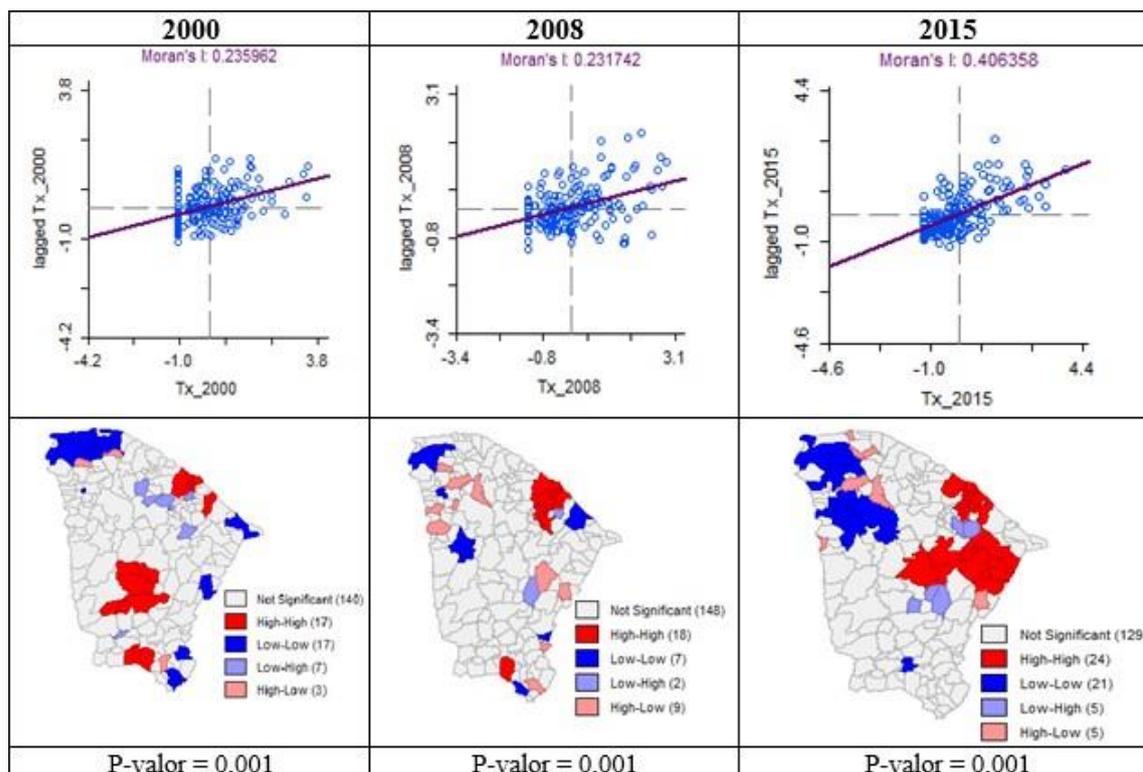
A interpretação do I de Moran Global é bastante simples uma vez que tal indicador é um gráfico composto por quatro diferentes quadrantes representando relações entre os dados no espaço: Q1 (Alto-Alto, AA), Q2 (Alto-Baixo, AB), Q3 (Baixo-Baixo, BB) e Q4 (Baixo-Alto, BA). Estatisticamente, rejeita-se a 1% de pseudo-significância, a hipótese nula de aleatoriedade espacial em todos os anos analisados, para tanto, considerou-se um teste de hipótese a 1% de pseudo-significância e 999 permutações aleatórias. Com essa rigorosidade estatística, encontraram-se resultados que sugerem dados de homicídios espacialmente não aleatórios no espaço.

Anselin (1995) aponta que o indicador de associação espacial global pode ocultar ou mesmo ser insatisfatório na identificação de padrões espaciais locais. Sendo assim, tem-se que tanto os *clusters* quanto os *outliers* espaciais podem ser camuflados frente aos indicadores globais de autocorrelação espacial. Neste contexto, Anselin (1995) aponta o indicador de associação espacial LISA como eficiente para capturar localmente possíveis padrões de autocorrelação espacial, identificando agrupamentos de objetos com valores de atributos semelhantes entre si. Logo, nota-se que o resultado apresentado pelo mapa LISA (Figura 4) corrobora os indícios encontrados pelo indicador de autocorrelação espacial global. Os mapas temáticos obtidos a partir do LISA são compostos por cinco cores distintas, cada qual representando um tipo de associação espacial: Vermelha (Alto-Alto), Azul (Baixo-Baixo), Cinza (Baixo-Alto), Rosa (Alto-Baixo) e Branca (Não Significativo).

Como visto, tem-se que a autocorrelação espacial da taxa de homicídio dos municípios cearenses foi confirmada global e localmente. Assim, têm-se indícios suficientes para se acreditar em distribuição não aleatória da mortalidade homicida no Ceará.

Continuando a avaliação do LISA para os anos selecionados de 2000, 2008 e 2015, nota-se que a maior parte dos municípios não se mostraram estatisticamente significantes (76,09%, 80,43% e 70,11%) aos níveis da pesquisa. No entanto, observa-se que 23,91%, 19,56% e 29,89% dos municípios do estado apresentaram alguma correlação espacial entre si nos anos de 2000, 2008 e 2015 respectivamente. Entre os significantes a maior parte é similar (AA e BB) 77,27%, 69,44% e 81,83%, por sua vez, os dissimilares (AB e BA) representaram 22,73%, 30,56% e 18,18% nos anos de 2000, 2008 e 2015 respectivamente.

Figura 4 – Indicador de Moran Global e LISA para os anos de 2000, 2008 e 2015



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Em relação aos Alto-Alto (AA), representavam 38,64%, 50% e 43,64% enquanto a relação Baixo-Baixo (BB) representava 38,64%, 19,44%, 38,19% dos significantes nos anos de 2000, 2008 e 2015 nessa ordem. Já os dissimilares do tipo Baixo-Alto (BA) nos mesmos anos, representavam 15,91%, 5,56% e 9,09% nos mesmos anos. Sequencialmente, notam-se os Alto-Baixo (AB) com 6,82%, 25% e 9,09% dos casos nos anos de 2000, 2008 e 2015 respectivamente.

Diante do exposto, percebe-se que entre 2000 e 2015 ocorre determinado movimento em que os casos significantes aumentam ao longo dos anos frente aos não significantes. Além disso, entre os significantes se nota determinada predominância da relação mais similar entre si (AA e BB). No todo, percebe-se indícios que a taxa de homicídios dos municípios cearenses nos anos avaliados se distribuem de forma não aleatória no espaço formando diversos *clusters* significantes ao longo do território.

4.3 Resultados das Estimções dos Modelos Econométricos

Na Tabela 3, encontra-se a estimação do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL). O resultado positivo e significativo encontrado na estatística de Moran aplicado nos resíduos para os períodos selecionados de 2000-2008 ($I = 1,562$), 2008-2015 ($I=1,456$) e 2000-2015 ($I=2,811$) sugerem distribuição não aleatória da taxa de homicídios ao longo do território cearense e tal fato torna inválida as estimativas do MCRL.

Nesse caso, a estimação do MCRL serve apenas para direcionar o processo de estimação dos modelos espaciais. Sendo assim, torna-se adequado a utilização de modelos econométricos que levem em consideração essa ocorrência de transbordamentos espaciais na variável de interesse.

Tabela 3 – Estimação econométrica do MCRL

	2000-2008	2008-2015	2000-2015
α	0,038 (0,001)	0,083 (0,000)	0,025 (0,000)
β	0,009 (0,064)	-0,004 (0,060)	-0,010 (0,001)
Diagnóstico da Regressão			
AIC	-370,517	-270,250	-557,322
SC	-364,087	-263,820	-550,892
LIK	187,259	137,125	280,661
Teste Jarque-Bera	13,474 (0,001)	1,041 (0,594)	27,754 (0,000)
Teste Breusch-Pagan	0,281 (0,596)	1,717 (0,190)	0,089 (0,765)
Multicolinearidade	3,302	4,296	3,302
Diagnóstico de Dependência Espacial			
I de Moran	1,562	1,456 (0,014)	2,811 (0,005)
$ML\rho$ - defasagem	1,365 (0,243)	1,410 (0,235)	8,469 (0,004)
$MLR\rho$ - defasagem	3,295 (0,069)	12,349 (0,000)	3,141 (0,076)
$ML\lambda$ - erro	1,930 (0,165)	1,673 (0,196)	6,831 (0,008)
$MLR\lambda$ - erro	3,861 (0,049)	12,612 (0,000)	1,502 (0,220)
$ML(SARMA)$	5,226 (0,073)	14,022 (0,000)	9,971 (0,007)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa utilizando o *Software* Geoda versão 1.8.14.

Nota: Resultados entre parênteses indicam valor das probabilidades.

Continuando com o diagnóstico da regressão do MCRL, tem-se que o valor significativo do teste de Jarque-Bera sugere não normalidade dos resíduos nos períodos 2000-2008 e 2000-2015. Contrariamente, no lapso temporal 2008-2015 os resíduos se mostram normalmente distribuídos. Por sua vez, o teste de Breusch-Pagan aponta que todos os períodos apresentam erros homocedásticos. Finalmente, tem-se que os valores apresentados pelo teste de multicolinearidade sugerem valores dentro dos parâmetros estatisticamente aceitáveis em todos os períodos selecionados (valor menor que 30).

É amplamente divulgado o processo de seleção de modelos econométricos por meio dos menores critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwartz (SC), assim como o maior valor da função de verossimilhança (LIK) do modelo. Em econometria espacial existe a possibilidade de utilização de outros procedimentos para seleção de modelos tão eficientes quanto o anterior. Tal estratégia consiste na utilização dos testes dos Multiplicadores de Lagrange (ML) e Multiplicador Lagrange robusto (MLR) para identificar como a dependência espacial toma forma (ALMEIDA, 2012). Sendo que a especificação correta será aquela que apresentar maior significância estatística nos dois testes (ML e MLR) respectivamente.

Considerando o exposto, nota-se que os períodos de 2000-2008 e 2008-2015 podem

ser espacialmente modelados a partir da utilização do *Spatial Autorregressive and Moving Average* (SARMA), pois tal especificação demonstrou resultados significantes tanto para os testes ML quanto MLR. Já entre os anos de 2000 e 2015 o modelo de maior robustez para tratar a dependência espacial é o *Spatial Auto Regressive* (SAR). Nesse mesmo período, tem-se a modelagem SARMA como opção aos demais modelos. No entanto, este seria estimado apenas nos casos em que o modelo SAR ou SEM não fossem capazes de capturar toda fonte de dependência espacial.

Na Tabela 4, apresenta-se o resultado da estimação do modelo β -convergência considerando efeito de transbordamento espacial para os períodos 2000-2008, 2008-2015 e 2000-2015 respectivamente.

Em econometria espacial o melhor modelo será aquele que não apresentar evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos. Como visto, os testes realizados pós-estimação apontam que os modelos utilizados foram capazes de modelar consistentemente toda fonte de dependência espacial existente. Portanto, os testes de Moran realizados nos resíduos do modelo SARMA e o teste de Anselin-Kelejian aplicado aos resíduos do modelo SAR, foram não significativos dando credibilidade a seus estimadores.

Ao analisar o parâmetro β estimado pelos diferentes modelos espaciais, constata-se que todos os modelos apresentam sinal condizente com a incidência de convergência. Logo, nos períodos 2000-2008, 2008-2015 e 2000-2015, verifica-se um processo de convergência β estatisticamente significativa na taxa de homicídios dos municípios cearenses. Portanto, tais períodos merecem ser mais bem avaliados do ponto de vista da velocidade de convergência e de suas respectivas meias-vidas.

Tabela 4 – Estimação econométrica dos modelos espaciais

	2000-2008	2008-2015	2000-2015
	SARMA-GMM	SARMA-MV	SAR-GMM
α	0,0892 (0,000)	-0,117 (0,261)	0,015 (0,056)
β	-0,013 (0,049)	-0,006 (0,015)	-0,009 (0,005)
ρ	0,492 (0,038)	00961 (0,000)	0,272 (0,007)
λ	0,120 (0,037)	0,832 (0,001)	- -
Velocidade Convergência	0,109	0,006	0,010
Meia Vida	52,9	115,2	76,7
Teste de Dependência Espacial no Resíduo do Modelo Estimado			
I de Moran	0,680 (0,348)	0,636 (0,134)	- -
Teste de Anselin-Kelejian	- -	- -	7,197 (0,457)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa utilizando o *Software* Geoda versão 1.8.14 e o *GeodaSpace*. **Nota:** Resultados entre parênteses indicam valor das probabilidades.

No presente estudo, avalia-se apenas a ocorrência de convergência absoluta da taxa de homicídios cearense. Neste contexto, têm-se valores estimados de $\beta = -0,013$, $\beta = -0,006$ e $\beta = -0,009$ para os períodos de 2000-2008, 2008-2015 e 2000-2015 respectivamente.

Assim, estimam-se as respectivas velocidades de convergência de 10,9%, 0,6% e 1% ao ano, nessa ordem.

Como visto, no período até implantação do programa Ronda do Quarteirão (2000-2008) a velocidade de convergência mostrava-se maior comparativamente ao período pós-implantação. Em termos econômicos, significa que demoraria-se 52,9 anos para que a taxa de homicídios de determinado município percorresse a metade da diferença que a separava de seu valor de estado estacionário. No período entre 2008 e 2015 tal valor passou a ser de 115,2 anos. Esses resultados sugerem que o Ronda do Quarteirão reduziu a velocidade de crescimento da taxa de homicídios. Sendo assim, na ausência do referido programa as taxas de homicídios dos municípios cearenses estariam ainda maiores.

Considerando-se todo o exposto até o presente, nota-se que entre 2000 e 2015 ocorreu aumento (202,54%) na média da taxa de homicídios acompanhada por uma redução em sua dispersão intra-regional (7,69%) calculada pelo coeficiente de variação. Isso associado aos valores do teste β -convergência sustentam a hipótese de convergência nas taxas de homicídios dos municípios do Ceará. Salienta-se que resultado similar já havia sido encontrado por Santos e Filho (2011) testando a hipótese de convergência na taxa de criminalidade das microrregiões brasileiras.

Santos e Filho (2011) apontam que a convergência nas taxas de crimes intra-regionais significa que a criminalidade tende a crescer mais rapidamente nas localidades menos violentas comparativamente às demais, sendo que a diferença nas taxas de crimes deve ser gradativamente eliminada ao longo do tempo.

Similarmente ao exposto por Santos e Filho (2011), os dados da presente pesquisa sugerem que a convergência ocorre paralelamente com aumento na taxa de homicídios afetando o bem estar dos agentes. Contrariamente, se essa equidade fosse acompanhada de uma redução nessa taxa de homicídio, certamente haveria uma elevação do bem-estar social (SANTOS; FILHO, 2011).

Para Santos e Filho (2011) na ausência de mudanças exógenas e elaboração de políticas públicas que mudem as decisões entre crime e não crime dos agentes, então, não haverá regiões mais violentas ou menos violentas ao longo dos anos, já que todas seriam afetadas aproximadamente com a mesma intensidade pela criminalidade.

Neste contexto, destaca-se que o Programa Ronda do Quarteirão parece reduzir a velocidade de convergência da taxa de criminalidade do Ceará. Observa-se no período, aumento da média de mortalidade, convergência e redução da variabilidade. No entanto, para melhor avaliar tal problemática seria bastante valiosa a elaboração de pesquisa que incorporasse as características dos municípios analisados em uma proposta de convergência relativa.

5. Considerações Finais

O artigo analisa a incidência de convergência na taxa de criminalidade nos municípios cearenses nos períodos de 2000-2008, 2008-2015 e 2000-2015. Em tal empreitada, utilizou-se o modelo de convergência β considerando os efeitos dos transbordamentos espaciais uma vez que tanto o indicador de autocorrelação espacial Global quanto o Local se mostraram estatisticamente significantes. Nesse caso, não se rejeita a hipótese de convergência nas taxas de criminalidade desses municípios. Tal resultado corrobora os achados de Scalco *et al.* (2007), para municípios mineiros, e Santos e Filho (2011), para as microrregiões brasileiras.

No Ceará, a convergência ocorre paralelamente com o aumento na taxa de homicídios conforme Santos e Filho (2011) encontra para microrregiões brasileiras. Nesse

caso, as políticas públicas devem ser implantadas incorporando esses resultados.

Para pesquisas futuras, sugere-se estimar modelos que incorporem características locais dos municípios: renda, desemprego, população jovem, densidade populacional, nível de desenvolvimento entre outros. Com isso, poderiam-se determinar quais os principais fatores relacionados à problemática da criminalidade nesse estado. Por fim, salienta-se a importância da avaliação formal do programa Ronda do Quarteirão para melhor destacar seus resultados sobre a taxa de mortalidade do Estado do Ceará.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial**. Campinas–SP. Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. **Geographical analysis**, Wiley Online Library, v. 20, n. 1, p. 1–17, 1988.
- ANSELIN, L. Exploratory spatial data analysis and geographic information systems. **New tools for spatial analysis**, Eurostat Luxembourg, v. 17, p. 45–54, 1994.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association—lisa. **Geographical analysis**, Wiley Online Library, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- ANSELIN, L.; BERA, A. K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. **Statistics Textbooks and Monographs**, MARCEL DEKKER AG, v. 155, p. 237–290, 1998.
- BECKER, G. Crime and punishment: An economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 169–217, 1968.
- CANO, I.; SANTOS, N. **violência letal, renda e desigualdade no Brasil**. [S.l.]: 7letras, 2007.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)**, 2003.
- CHIRAS, D.; CREA, D. Do police reduce crime? estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 94, n. 1, p. 115–133, 2004.
- CLEMENTE, A.; WELTERS, A. Reflexões sobre o modelo original da economia do crime. **Revista de Economia**, v. 33, n. 2, 2007.
- COHEN, J.; TITA, G. Diffusion in homicide: Exploring a general method for detecting spatial diffusion processes. **Journal of Quantitative Criminology**, Springer, v. 15, n. 4, p. 451–493, 1999.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 81, n. 3, p. 521–565, 1973.
- FAJNZYLBER, P.; JR, A. A. Violência e criminalidade. **Texto de Discussão**, n. 162, 2001.
- FLORAX, R. J.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 33, n. 5, p. 557–579, 2003.
- HEINEKE, J. **Economic models of criminal behavior: An overview**. 1978.
- JÚNIOR, O. R. dos A.; FILHO, S. C. L.; AMARAL, P. V. M. do. Determinantes da criminalidade na região sudeste do Brasil: uma aplicação de painel espacial. **Economía Sociedad y Territorio**, n. 57, 2018.
- JÚNIOR, O. R. dos A. et al. Testando a hipótese de dependência espacial na taxa de crime dos municípios da região sul do Brasil. **DRd-Desenvolvimento Regional em debate**, v. 8,

n. 1, p. 118–141, 2018.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics (Statistics, textbooks and monographs)**. [S.l.]: CRC Press, 2009.

MCKENZIE, R. B.; TULLOCK, G. **new world of economics**. [S.l.]: RD Irwin, 1975.

MENDONÇA, M. J. C. de et al. Um modelo de criminalidade para o caso brasileiro. In: ANPEC-ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓSGRADUAÇÃO EM ECONOMIA [BRAZILIAN ASSOCIATION OF GRADUATE PROGRAMS IN ECONOMICS]. *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 29th Brazilian Economics Meeting]*. [S.l.], 2001.

OLIVEIRA, C. A. de et al. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: Um enfoque da economia do crime. In: ANPEC-ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓSGRADUAÇÃO EM ECONOMIA [BRAZILIAN ASSOCIATION OF GRADUATE PROGRAMS IN ECONOMICS]. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 33th Brazilian Economics Meeting]*. [S.l.], 2005.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. Us regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional studies**, Taylor & Francis Group, v. 33, n. 2, p. 143–156, 1999.

SANTOS, M. J.; FILHO, J. I. S. Convergência das taxas de crimes no território brasileiro. **Revista Economia**, v. 12, n. 1, p. 131–147, 2011.

SANTOS, M. J. D.; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. **Revista Economia**, v. 9, n. 2, p. 343–372, 2008.

SAPORI, L. F.; WANDERLEY, C. B. A relação entre desemprego e violência na sociedade brasileira: entre o mito e a realidade. *A violência do cotidiano*. **Cadernos Adenauer**. São Paulo: Fundação Kinrad Adenauer, p. 42–73, 2001.

SCALCO, P. R. et al. Criminalidade violenta em Minas Gerais: Uma proposta de alocação de recursos em segurança pública. Universidade Federal de Viçosa, 2007.

SULIANO, D. C.; OLIVEIRA, J. L. Avaliação do programa Ronda do Quarteirão na região metropolitana de Fortaleza (Ceará). **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 7, n. 2, p. 52–67, 2015.

VIAPIANA, L.; BRUNET, J. **Padrões de Criminalidade no Rio Grande do Sul - 1997-2004**. 2007.

WASELFISZ, J. J. Mapa da violência. **Homicídios por armas de fogo no Brasil**. *Flasco do Brasil/Cebela*, 2016.

WITTE, O. N.; DASGUPTA, A.; BALTIMORE, D. Abelson murine leukaemia virus protein is phosphorylated in vitro to form phosphotyrosine. *Nature*, **Nature Publishing Group**, v. 283, n. 5750, p. 826–831, 1980.