

Economia regional

Mentes Criminosas Pensam Iguais: Análise da Concentração Espacial da Criminalidade no Estado da Paraíba entre os anos de 2011 e 2013

Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior (UFPB)

Mestre em Economia pelo PPGE-UFPB.

Endereço Postal: Rua Radialista Antônio Assunção de Jesus nº 654, Apt. 202.

CEP: 58052-230 - Bairro: Bancários

João Pessoa-PB

E-mail: pbdosanjos@hotmail.com

Telefone: (83) 98860-3463

Magno Vamberto Batista da Silva (UFPB)

Doutor em Economia (PIMES-UFPE).

Endereço Postal: Jardim Cidade Universitária, CEP - 58.059-900, João Pessoa - PB

Cidade: João Pessoa-PB

E-mail: magnobs@yahoo.com

Telefone: (83) 98841-6870

Economia regional

Mentes Criminosas Pensam Iguais: Análise da Concentração Espacial da Criminalidade no Estado da Paraíba entre os anos de 2011 e 2013

RESUMO: Este artigo buscar analisar os determinantes da criminalidade nos municípios paraibanos entre os anos de 2011 e 2013. Tal análise tem como base teórica o trabalho de Becker (1968). Os dados de crime foram fornecidos pela Secretaria de Segurança do Estado da Paraíba e os demais são oriundos do Censo (2010). A estatística descritiva dos dados mostra que os criminosos seguem determinado padrão de ação no que diz respeito ao dia do ocorrido, turno e armas mais utilizadas nos delitos. Por outro, demonstra características das vítimas como a idade e o gênero mais afetado. Efetuou-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), no intuito de descrever e visualizar distribuições espaciais através das estatísticas de Moran Global e Local (LISA). Verificou-se a presença de *clusters* espaciais distribuídos entre as mesorregiões do Estado. Estimou-se o MCRL para verificar a dependência e os modelos espaciais globais (SAR, SEM e SAC) para tratá-la.

PALAVRAS-CHAVE: Criminalidade, Municípios Paraibanos, Análise Espacial.

JEL CLASSIFICATION: C21, K42.

ABSTRACT: This article seek to analyze the determinants of crime in cities in Paraíba between the years 2011 and 2013. This analysis is based on the theoretical work of Becker (1968). Crime data were provided by the State Security Bureau of Paraíba and the others come from the Census (2010). Descriptive statistics of the data shows that criminals follow certain pattern of action with respect to the day of the event , shift and weapons most used in crimes. On the other , it shows characteristics of victims and the age and gender most affected. Made up the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) in order to describe and visualize spatial distributions through the Global Moran statistics and Local (LISA). It is the presence of spatial clusters distributed between meso state . It was estimated the MCRL to check the dependence and global spatial models (SAR , SEM and SAC) to treat it.

KEYWORDS : Crime , Paraibanos Municipalities, Spatial Analysis.

1 Introdução

Os estudos da criminalidade ganharam relevância científica a partir dos trabalhos de Becker (1968). Desde então seu modelo de escolha racional tem passado por diversas mudanças e permitido, sobretudo, encontrar resultados e respostas cada vez mais satisfatórios aos estudos da dinâmica da criminalidade ao longo do tempo. A ideia do agente como otimizador de suas ações permitiu, principalmente, encarar a criminalidade como um setor da economia em que o agente inserido neste procura maximizar os benefícios e minimizar as perdas envolvidas no processo de escolha. Neste contexto, os estudos e, conseqüentemente, o entendimento do setor criminal avançaram relevantemente em todo mundo, além disso, a compreensão do fenômeno causador ou multiplicador da criminalidade passaram a ser cada vez mais visíveis à sociedade. Neste sentido, podem-se classificar as contribuições e os avanços atingidos pelo modelo de escolha racional como fundamentais no moderno estudo da criminalidade.

No Brasil, sobretudo, nas últimas duas décadas os altos e resistentes índices de criminalidade tem ficado entre os grandes problemas enfrentados pela sociedade. Tal fenômeno tem impactado expressivamente sobre a qualidade de vida das pessoas e os indivíduos se mostram cada dia mais preocupados com os incrementos observados nas taxas de criminalidade do país. Destaca-se que o modelo de segurança e combate ao crime adotado no país tem como base a descentralização, sendo assim, responsabiliza os Estados pelo financiamento e, sobretudo, a elaboração de políticas públicas de segurança. Para Waiselfisz (2012) em 1999 o país ocupava a segunda posição (26,3 mortes por 100 mil) mundial em mortes de homicídios e ficava atrás apenas da Colômbia. Dados do ano de 2010 mostram que os índices que atingem outras nações ao redor do mundo como Estados Unidos (5,3), Reino Unido (0,3), Inglaterra e Gales (0,1) ou mesmo aqueles vizinhos mais próximos como Paraguai (10,6), Chile (5,4), Argentina (4,4) e Costa Rica (9,2) são relevantemente menores que os observados no Brasil (27,4 por 100 mil).

Waiselfisz (2012) destaca que o Brasil é um país sem disputas territoriais, movimentos emancipatórios, guerras civis, enfrentamentos religiosos, raciais ou étnicos, conflitos de fronteira ou atos terroristas. No entanto, foram contabilizados entre 2008 e 2011 a alarmante quantidade de 206.005 vítimas de homicídios em todo país. Para se ter ideia foram registrados 52.198 vítimas apenas no ano de 2011, sendo assim, são 143 assassinatos diários ou quase 6 por hora. Destaca-se que a taxa de mortalidade brasileira [2001 (27,8); 2006 (26,3); 2010 (27,5); 2011 (27,1)] é alta, resistente e estável ao longo do tempo. Logo, as políticas de segurança implantadas no país não tem impactado eficientemente sobre a mesma. De acordo com Organização Mundial da Saúde (OMS) são consideradas epidêmicas taxas de homicídios superiores a 10 por grupo de 100 mil habitantes. No entanto, considerando apenas as mortes por armas de fogo, segundo Waiselfisz (2013), são 36.792 pessoas assassinadas no Brasil apenas em 2010. Agregando-se tal resultado com o valor de 2009, nota-se que foram mais de 70 mil mortes no país. Nas últimas décadas [1980 (8.710), 1990 (20.614), 2000 (34.985) e 2010 (38.892)] a quantidade de mortes só aumenta e entre 1980 e 2010 houve um aumento de 346,5% na quantidade de mortes por armas de fogo no Brasil.

Waiselfisz (2013) encontra taxa de homicídios ocasionados por armas de fogo de 20,4 por 100 mil habitantes no ano de 2010. No entanto, esta taxa não se distribui homogeneamente no território brasileiro. Assim, nota-se que nos últimos anos algumas regiões estão aumentando suas respectivas taxas, outras diminuindo e, poucas se mantêm estabilizadas ao longo dos anos. Desagregando tais resultados a níveis estaduais, nota-se que Estados como Alagoas (55,3), Espírito Santo (39,4), Pará (34,6), Bahia (34,4), Paraíba (32,8) e Pernambuco (30,6) tem alavancado as altíssimas taxas de homicídios ocasionadas por armas de fogo no Brasil. Em tempo, pode-se considerar o espaço entre 2000/10 e perceber que os

Estados de maior avanço da violência foram: Pará (307,2%), Maranhão (282,2%), Alagoas (215%), Bahia (195%) e Paraíba (184%) respectivamente. Outros Estados como Rio de Janeiro e São Paulo tiveram redução de 43,3% e 67,5% respectivamente na última década.

Destaca-se o fato de se ter quatro Estados entre os cinco de maior crescimento da criminalidade na última década situados na região Nordeste. Tais índices levam a crer que houve certa redistribuição espacial da criminalidade no território brasileiro em que as altas taxas de crimes deixam de ter como principais focos de ocorrências aqueles Estados situados no sudeste (Rio de Janeiro e São Paulo) e passam a se localizar na região Norte e Nordeste. Sendo assim, há indícios para se acreditar numa nova dinâmica da atividade criminosa no país. Nota-se que entre os anos de 2000/2010 houve expressivo crescimento da violência na região Norte (195,2%) e Nordeste (92,2%), enquanto que o Centro-Oeste manteve seu índice relativamente constante nos últimos dez anos. No Sudeste houve significativa diminuição (39,7%) no decênio e, por sua vez, o sul do país experimentou acréscimo (53,6%) em seu nível de violência. Em suma, o fato é que a violência tem demonstrado estabilidade ou diminuição nas regiões tradicionalmente afetadas. Na contra mão destes resultados tem apresentado expressivo aumento em regiões outrora menos atingidas a exemplo do Norte e do Nordeste.

Waiselfisz (2013), destaca que entre as cinco capitais mais violentas do Brasil quatro estão situadas no nordeste: Maceió (94,5), João Pessoa (71,6), Salvador (59,6) e Recife (47,8) assumindo os postos de primeiro, segundo, quarto e quinto lugar respectivamente. Em terceira posição, encontra-se a cidade de Vitória, no Espírito Santo, com taxa de 60,7 homicídios por 100 mil habitantes.

Ao passo que se considera os dados apenas do Estado da Paraíba, observa-se que os índices de homicídios ocasionados apenas por armas de fogo entre os indivíduos do gênero masculino é de 63,4, enquanto para o gênero feminina não ultrapassa 4 por grupo de 100 mil habitantes. Vale destacar que a média nacional é de 39,1 para homens e 2,4 para as mulheres. Outra informação bastante reveladora é o diferencial de mortes entre brancos e negros no Estado, pois ao passo que a taxa de mortes entre os brancos é de 2,7 entre os negros atinge 51,2 mortes por 100 mil habitantes. A média de mortalidade brasileira para estes estratos sociais é de 11,5 entre os brancos e de 26,8 entre os negros.

Diante do exponencial aumento da criminalidade observada no Estado da Paraíba, sobretudo, na última década e considerando que tal fato tem diminuído de forma expressiva a qualidade de vida e o bem-estar dos paraibanos, propõe-se uma análise que consiga capturar qualquer movimento na reordenação espacial da criminalidade nos últimos anos. Neste contexto, faz-se necessário um estudo espacial da criminalidade objetivando, sobretudo, capturar possíveis correlações entre variáveis socioeconômicas e as suas respectivas taxas de crimes ao longo dos anos. A partir da inserção das características de cada município em determinado modelo econométrico, este estudo busca contribuir relevantemente com a compreensão do papel do espaço sobre a criminalidade. Para tanto, utiliza-se a metodologia da econometria espacial, a fim de captar possíveis influências e características de municípios vizinhos nas taxas de criminalidade de determinadas cidades.

Além desta introdução este trabalho apresenta mais quatro seções. A próxima apresentará um modelo teórico e algumas contribuições empíricas. A seguinte apresentará a metodologia e a base de dados utilizada. Por fim, serão apresentados os resultados encontrados e as considerações finais.

2 MODELO TEÓRICO E CONTRIBUIÇÕES EMPÍRICAS

2.1 Modelo Teórico

A ideia de explicar a criminalidade a partir de variáveis econômicas surge com o artigo de Becker (1968). Neste trabalho, considera-se que o comportamento criminoso é

resultado da análise custo/benefício do crime e que o indivíduo busca maximizar a utilidade esperada de suas ações. Trata-se do desenvolvimento formal de um modelo que analisa com base no retorno líquido da atividade criminosa. Neste modelo, fatores como a probabilidade de apreensão e posterior condenação, rigorosidade no cumprimento das penas, perdas de renda futura decorrente de possível prisão, custos diretos do ato criminoso (tempo de planejamento, instrumentos, etc.) e custos associados à reprovação moral do grupo e da comunidade em que vive influenciam negativamente o lucro da atividade criminosa, por outro lado, existe correlação positiva entre os ganhos monetários e psicológicos e a atividade ilegal.

Fernandez e Pereira (2001) consideram que só a partir da introdução da racionalidade é que foi possível interpretar a criminalidade como um setor da economia. Destacam que os agentes inseridos neste setor respondem aos incentivos propostos e, a partir disto, torna-se possível incorporar o raciocínio lógico entre outras ferramentas matemática e estatística no problema de otimização individual de cada agente. Para Araújo (2002), o modelo de Becker pode ser sintetizado da seguinte forma:

$$NB_i = l_i - c_i - w_i - (pr * pu) \quad (1)$$

NB_i = benefício líquido do crime i ;

l_i = valor monetário do ganho com o crime i ;

c_i = custo de planejamento e execução do crime i ;

w_i = custo de oportunidade ao cometer o crime i ;

pr = probabilidade de captura e condenação ao cometer o crime i ;

pu = valor monetário do castigo.

Sempre que NB_i assumir valores maiores que zero, a decisão individual de cometer determinada ação criminosa é incentivada, em contrapartida, quando NB_i é menor que zero há desincentivo à prática de determinado crime. A teoria da escolha racional considera que o indivíduo reage aos incentivos com objetivo de obter um determinado padrão previamente desejado de bem estar individual. Lembrando que a atividade criminosa, por um lado, proporciona um determinado benefício ao agente, por outro, implica uma matriz de custos. A ação ilegal dependerá, então, de quão grande são os benefícios comparativamente aos custos associados a ação ilegal.

2.2 Contribuições Empíricas

A criminalidade foi avaliada por meio da econometria espacial por diversos estudiosos [Anselin (1999); Almeida (2007); Sartoris (2000); Almeida *et al.* (2005); Meneses *et al.* (2011); Trevisan *et al.* (2013)]. Normalmente o que se observa no processo de espalhamento da criminalidade é o beneficiamento desta em relação à interação entre as diversas localidades formadoras de grandes conglomerados populacionais. Diversos autores [Choe (2008); Scorzafave e Soares (2009); Menezes *et al.* (2011); Trevisan *et al.* (2013)] apontam os efeitos advindo do fator populacional de determinada região como variável de relevantes impactos sobre as taxas de criminalidade de uma localidade qualquer. Existem fortes argumentos em favor de um aumento na utilidade esperada do crime ao passo que a urbanização aumenta em determinada região. Glaeser *et al.* (1996) e Glaeser e Sacerdote (1999) admitem ser a interação social fundamental na determinação da taxa de crime de uma sociedade. Para Kume (2004), quanto maior a concentração populacional maior possibilidade e facilidade de fuga, dificuldade na identificação do criminoso e, conseqüentemente, diminuição nas probabilidades de prisão e respectiva punição.

Destaca-se, ainda, o índice de concentração de renda para explicar o comportamento criminoso. Para Lemos (2008), a concentração de renda é um importante determinante da criminalidade, e na visão de Santos e Kassouf (2008) a desigualdade da renda é fator de incremento da criminalidade. Kume (2004) conclui que o grau de desigualdade de renda e a taxa de criminalidade do período anterior geram um efeito positivo sobre a taxa de

criminalidade no período presente. Merece destaque ainda, os trabalhos de Kelly (2000), o qual encontra efeitos positivos e significativos da desigualdade sobre os crimes violentos (homicídios, estupro, roubo e agressões). Felix (2002) afirma que lugares onde riqueza e pobreza dividem lugar mais fortemente, o descompasso dessas duas forças seria um forte influenciador da criminalidade. Para Costa e Balestreri (2010) a concentração da renda é um dos pilares de sustentação dos altos índices de criminalidade no Brasil.

Outras pesquisas destacam a relação entre crime e desenvolvimento econômico [Beato e Reis (2000)]. No entanto, os resultados se mostram relativamente consensuais, apontando para existência de correlação negativa entre crime e desenvolvimento humano. A respeito dos aspectos morais de cada município, encontram-se alguns trabalhos na literatura [Araújo e Fajnzylber (2001) e Glaeser e Sacerdote (1999)] que procuram delimitar seu impacto sobre as taxas de crime de determinada região. No entanto, tais trabalhos são construídos, sobretudo, utilizado-se como *proxy* para capturar tais aspectos o fato da família ser chefiada por mulheres. Logo, as famílias que possuem esta característica é considerada de risco em relação ao fenômeno da criminalidade.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Para Almeida (2012) a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) trata diretamente de efeitos decorrentes da dependência espacial e da heterogeneidade espacial, buscando, sobretudo, identificar padrões de associação espacial. Uma das mais relevantes é a estatística *I de Moran*. Tal indicador pode ser global ou local e possui como extremos o valor um (1) e menos um (-1) respectivamente. Para Anselin (1992), a presença de autocorrelação espacial ocorre, grosso modo, quando valores vizinhos passam a apresentar uma inter-relação causal. Este indicador construído por Moran (1948) faz uso de certa medida de autocovariância na forma de produto cruzado. Matricialmente, tem-se:

$$I = \frac{\mathbf{Z}'\mathbf{W}\mathbf{Z}}{\mathbf{Z}'\mathbf{Z}} \quad (2)$$

Em que \mathbf{Z} (criminalidade) é um vetor de n (municípios) observações da variável de interesse, \mathbf{W} a matriz de pesos espaciais utilizada e $\mathbf{W}\mathbf{Z}$ é a média dos valores da variável de interesse dos vizinhos. Sendo que o valor esperado da estatística de *Moran* é:

$$E[I] = -[1/(n-1)] \quad (3)$$

Sendo assim, a equação (3) representa o valor obtido quando não há padrão espacial nos dados. Nota-se que tal estatística se aproxima bastante de zero quando $n \rightarrow \infty$. Logo, valores positivos que excedem I indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores negativos indicam autocorrelação espacial negativa.

Anselin (1994) argumenta que a utilização do teste de *Moran* global pode deixar de captar padrões espaciais em algumas regiões. Para Peixoto (2004) os testes globais podem levar a resultados enganosos a cerca da existência de autocorrelação espacial e na perspectiva de Batista da Silva e Silveira Neto (2009) o indicador de associação espacial global pode ocultar ou mesmo não ser satisfatório na identificação de padrões locais como, por exemplo, os *clusters* e *outliers* espaciais. Anselin (1995) afirma que é possível encontrar a partir de fragmentos do teste de *Moran* global um teste de associação espacial local que identifica padrões espaciais. Assim, pode-se classificar tal teste de Indicador de Autocorrelação Espacial Local (*Local Indicator of Spatial Association-LISA*) e representá-la por:

$$I_i = \frac{z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j}{\sum_{j=1}^n z_j^2} \quad (4)$$

A principal diferença entre o índice local e o global é que os indicadores locais produzem um valor específico para cada objeto, permitindo assim, a identificação de agrupamentos de objetos com valores de atributos semelhantes enquanto o global fornece apenas valor único.

3.2 Modelo Clássico

Para Anselin (1988), os modelos tradicionais da econometria são limitados quando confrontados com problemas que possuam componentes espaciais. Portanto, tais modelos apresentam características que os impossibilita tratar eficientemente interações entre regiões. Segundo Lesage e Pace (2009), o modelo clássico de regressão linear possui coeficientes relacionados às suas variáveis independentes indicando, sobretudo, a correlação parcial com o regressando. Toda vez que é incorporado à influência dos vizinhos os estimadores passam a possuir interpretações relativamente mais complexas e criteriosas, pois tanto a variável explicativa do modelo quanto a dependente defasada possuem o poder de atingir a si próprio, assim como seus vizinhos.

Portanto, o modelo clássico possui determinadas características que permitem encontrar valores para o regressando a partir de determinado conjunto de regressores. Lembrando que estes valores estão associados a certo termo de erro aleatório, sendo assim:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

Sendo que na presença de qualquer tipo de dependência espacial (autocorrelação espacial) seja nos regressores, nos regressandos ou mesmo no termo de erro os estimadores ($\hat{\beta}$) de MQO serão viesados, inconsistentes ou inefficientes. Assim, nos casos em que os erros são correlacionados entre si os estimadores de MQO são inefficientes e os estimadores das variâncias apresentam vies, lembrando que tal fato invalida os testes de significância. Quando a dependência ocorre na variável dependente, tem-se que as estimativas de MQO além de viesadas serão inconsistentes.

3.3 Modelos Econométricos

3.3.1 Critério de Escolha do Modelo e da Matriz Espacial

Nota-se que processos de interações espaciais podem ser devidamente capturados por meio de modelos espaciais. No entanto, a forma funcional mais adequada para representar os dados depende, grosso modo, dos resultados encontrados nos testes dos Multiplicadores de Lagrange (ML). Para Anselin (2003) o teste do Multiplicado de Lagrange é o mais indicado no processo de escolha da especificação mais adequada do modelo espacial. Para Almeida (2012) testes difusos como o *I de Moran* possuem certa incapacidade de indicar como a dependência espacial toma forma. Por outro, nos testes do tipo focado como o ML pode identificar a forma mais adequada de tratamento para os dados. Para tanto: a) Estima-se o MCRL por MQO; b) testa-se a incidência de autocorrelação, por meio das estatística $ML\rho$ e $ML\lambda$; c) Se os dois testes não forem significantes, o modelo não apresenta autocorrelação espacial (deve-se utilizar MCRL); d) Se os dois testes forem significantes, parte-se para as versões robustas ($ML*\rho$ e $ML*\lambda$). Neste caso, estima-se o modelo mais significativo; e) Nos casos em que apenas um dos testes é significativo, o modelo mais apropriado é o que for significativo. Logo, consideram-se as versões robustas (RML) válidas apenas naqueles casos em que as versões padrões (ML) forem significantes.

Destaca-se, ainda, que a matriz utilizada será a de contiguidade. Lembrando que esta deve retratar o grau de interação entre municípios vizinhos. Para tanto, considera-se uma matriz binária de pesos espaciais (\mathbf{W}) a qual atribui valor 1 (um) para o caso em que dois municípios são vizinhos e valor 0 (zero) quando não são. Sendo que a escolha da melhor matriz exige aquele procedimento de especificação abordado por Baumont (2004), o qual busca capturar o máximo de dependência por intermédio do teste de diagnóstico: a) Estimar o

modelo clássico de regressão linear; b) Testam-se os resíduos desse modelo para autocorrelação espacial, usando o *I de Moran* para um conjunto de matrizes \mathbf{W} ; c) Seleciona-se a matriz de pesos espaciais que tenha gerado o mais alto valor do teste *I* de Moran, e que seja significativo estatisticamente¹.

3.3.2 Modelo SAR

Dada a existência da dependência espacial nos dados, necessita-se do uso dos modelos espaciais, pois a partir destes é possível modelar consistentemente os efeitos advindos da interação espacial. Pode-se modelar globalmente através do *Spatial Auto Regressive* (SAR). Este segundo Almeida (2012), busca, sobretudo, capturar os efeitos advindos do processo de imitação inserido em determinado fenômeno. De acordo com LeSage e Pace (2009), num modelo espacial do tipo SAR, uma mudança na variável explicativa numa região afetará a própria região pelo efeito direto, no entanto, poderá afetar as demais pelo efeito indireto de forma realimentadora e circular. Para Keleijian e Prucha (2010), tal modelo em sua forma mista exhibe uma memória que é amortecida à medida que o grau de conectividade entre as regiões vai diminuindo. Sendo assim, tem-se:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

em que: $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$

Assim, tem-se que a variável dependente da região *i* está correlacionada espacialmente com o valor da variável dependente na região *j* e esta possui seu transbordamento capturado em ρ mediante defasagem espacial da variável dependente Wy . A restrição que se admite sobre o modelo é que $|\rho| < 1$. Este coeficiente espacial (ρ) autorregressivo mede o grau de dependência espacial da variável dependente. LeSage e Pace (2009), acreditam que a motivação para se ter um modelo espacial do tipo SAR é o fato do mesmo representar um equilíbrio de longo prazo de um processo dinâmico. Assim, decisões tomadas por agentes econômicos em períodos passados influenciam as decisões dos agentes no período presente.

3.3.3 Modelo SEM

Darmofal (2006) argumenta que o uso dos modelos do tipo *Spatial Error Models* (SEM) estão associados a incapacidade de se modelar toda a fonte de dependência espacial oriunda do processo estocástico gerador dos dados espaciais. Sendo assim, determinada parte da dependência não modelada pode se manifestar no padrão do erro aleatório entre regiões vizinhas. Dessa forma, tem-se que:

$$y = X\beta + \lambda W\xi + \varepsilon \quad (7)$$

em que

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad \text{e } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$$

Com base no multiplicador espacial o alcance de determinado choque é global e, sendo assim, faz com que haja uma propagação do efeito ao longo do sistema atingindo todas as regiões, no entanto, tal intensidade é decrescente à medida que se afasta do epicentro $|\lambda| < 1$. Este coeficiente espacial (λ) autorregressivo mede o grau de dependência espacial no termo de erro do modelo. Logo, choques na região *i* afeta os vizinhos e os vizinhos dos vizinhos por intermédio das potências de \mathbf{W} , e, algumas vezes, volta a afetar a região *i* novamente, porém, agora, com efeito amortecido (ALMEIDA 2012).

3.3.4 Modelo SAC

¹ Procedimento análogo é feito para a escolha da matriz espacial ao realizar a AEDE.

Existe a possibilidade de se avaliar o fenômeno da dependência a partir do uso de outro importante modelo espacial global denominado o *Spatial Mxed Regressive Auto-Regressive Complete* (SAC). Para Almeida (2012), este modelo possui características que possibilitam identificar o efeito contágio agindo sobre o processo de transbordamento de determinado fenômeno espacial. Assim, tem-se:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (8)$$

em que

$$u = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \text{ e } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 In)$$

Nesse modelo, os parâmetros $|\rho| < 1$ e $|\lambda| < 1$ evita comportamento instável. Considerando determinada matriz \mathbf{W} , tem-se que $|\lambda| < 1$ permite que a intensidade do processo de determinada variável seja decrescente ao longo de certa região atingida por determinado choque.

3.4 Base de Dados

Os dados referentes aos homicídios ocorridos nos municípios do Estado da Paraíba entre 2011 e 2013 são uma amostra do banco de dados do Núcleo de Análise Criminal e Estatística pertencente à Secretaria de Segurança Pública e da Defesa Social do Estado. Estes dados são construídos a partir das incidências de homicídios ocorridos em todo Estado e possuem como limites geográficos os municípios que compõe esta unidade federativa. Destaca-se que estes dados constam de um histórico de homicídios (e latrocínios). Escolhe-se a variável homicídios como *proxy* para representar a criminalidade de determinada região, pois tal variável possui expressiva taxa de reportagem comparativamente aos demais delitos.

Os dados de crimes possuem informações desagregadas a cerca do crime e da vítima. Portanto, os crimes são descritos por dia da semana, dia do mês, além do ano e do turno do dia em que ocorreu o ato delituoso. Além disso, tem-se, ainda, o período e o local geográfico que referencia onde ocorreu o crime, o banco traz um conteúdo completo sobre a vítima com características como, por exemplo, idade, sexo e também sobre o delito, como objeto utilizado pelo agressor entre outros.

As variáveis socioeconômicas pretendidas são coletadas do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para ano de 2010. Lembrando que estas variáveis não são determinísticas, ou seja, as variáveis que se enumeram aqui são apenas o que por hora é tido como relevante à explicação da criminalidade de determinada região.

3.4.1 Variáveis da Pesquisa²

Variável dependente (TxMCrime): Taxa de criminalidade média (por 100 mil habitantes) entre 2011 e 2013³ dos municípios paraibanos. Usa-se a média para reduzir a quantidade de municípios *missing* e, assim, pode-se aumentar a robustez dos resultados.

Urbanização⁴(Urb) e a Densidade Demográfica Urbana⁵ (Dens_Pop_Urb): Deve captar a influência dos fatores demográficos sobre as taxas de criminalidade média de determinado local. Espera-se sinal positivo (+) de ambas as variáveis.

Índice de Concentração de Renda (Con_Ren_GINI) e a Densidade do PIB⁶ (D_PIB): Deve captar a influência dos fatores relacionados a má distribuição de renda e a riqueza de cada região sobre as taxas de criminalidade média de determinado local. Espera-se sinal positivo (+) de ambas.

² Todas as variáveis estão linearizadas, pois tal procedimento foi capaz de aumentar a robustez dos resultados.

³ Média da quantidade de mortes do município i entre 2011 e 2013 dividido pela população de i vezes 100 mil.

⁴ População urbana de cada município dividido pela população total.

⁵ População urbana dividido pela área urbana de cada município.

⁶ PIB dividido pela área do município (riqueza de cada região).

Índice de Desenvolvimento Humano⁷ (IDH): Deve captar a influência daqueles aspectos relacionados a longevidade, a educação e ao padrão de vida dos agentes. Espera-se sinal negativo (-). Ou seja, ao passo que a expectativa de vida, a educação e o padrão de vida das pessoas aumentem o custo do crime deve aumentar. Potanto, pratica-se menos crimes.

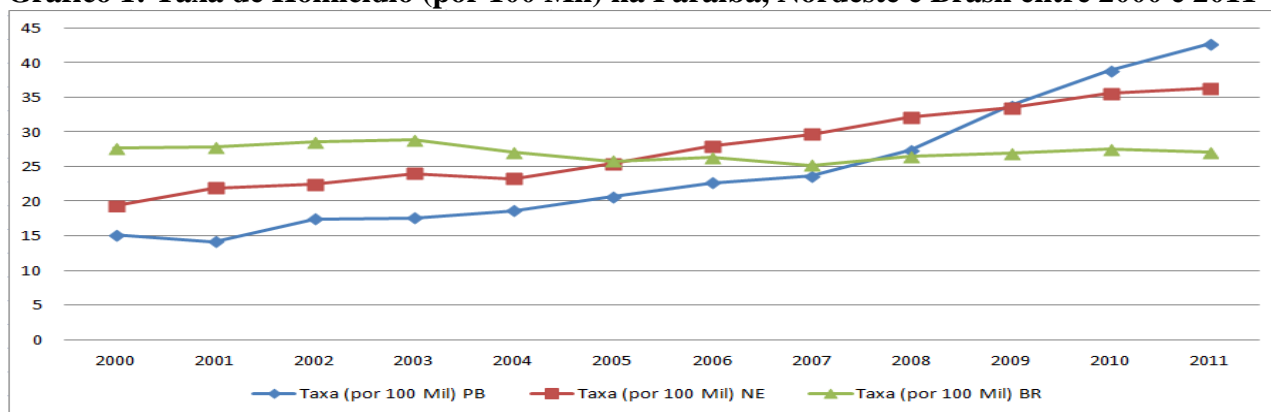
Densidade de Religiosos⁸ (D_Religiosa): Deve captar os aspectos morais de cada região e sua respectiva influência sobre a taxa de criminalidade média de determinado local. Espera-se sinal negativo (-). Assim, quanto maior a reprovação moral da ação criminosa de determinada região menores serão as taxas de crimes observadas nesta.

4 ANÁLISES DOS RESULTADOS

4.1 Estatística Descritiva

No Brasil estudos que envolvem longas séries de tempo em economia do crime são extremamente escassos. Tal fato relaciona-se, sobretudo, a confiabilidade das bases de dados e, principalmente, as limitações e indisponibilidade destas. Viapiana (2006) acredita saber-se pouco acerca da criminalidade no Brasil devido ao déficit de informações qualificadas, falta de indicadores, além de conhecimentos mais amplos e detalhados. No entanto, sabe-se que é de fundamental importância avaliar o comportamento da variável crime, sobretudo, durante longos períodos de tempo, para, a partir disso, poderem-se verificar suas tendências ao longo do tempo. Neste contexto, a seguir demonstra-se a evolução das taxas de homicídios por 100 mil habitantes ocorridas no Brasil, Nordeste e no Estado da Paraíba entre os anos de 2000 e 2011. No Gráfico 1, demonstra-se que durante a última década e início desta houve relativa estabilidade das taxas de homicídios do país comparativamente as observadas na região nordeste e, principalmente, aquelas que afetaram o Estado da Paraíba neste espaço de tempo.

Gráfico 1: Taxa de Homicídio (por 100 Mil) na Paraíba, Nordeste e Brasil entre 2000 e 2011



Elaboração própria a partir dos dados do Mapa da Violência 2012 e 2013

A partir do esboço gráfico pode-se constatar, claramente, que o avanço da criminalidade na região nordeste se dá mais fortemente a partir de 2004 e percebe-se, ainda, que no ano seguinte essas taxas já se demonstram superiores as encontradas no Brasil. O comportamento da série estadual, neste lapso temporal, demonstra que em pouco mais de dez anos as taxas de criminalidade no Estado quase triplicaram. Para efeito apenas de comparação, detinha-se uma taxa de 15,1 mortes por grupo de 100 mil habitantes em 2000 enquanto que no ano de 2011, utilizando o mesmo parâmetro, esta taxa passa a ser de 42,7. Tais índices são mais que preocupantes, principalmente, por ter ocorrido em espaço de tempo relativamente curto. Considerando-se agregadamente os números de homicídios ocorridos na

⁷ Este índice varia entre zero (sem desenvolvimento algum) e um (máximo de desenvolvimento). Outras classificações são atribuídas àquelas regiões com desenvolvimento até 0,499 (baixo desenvolvimento) entre 0,500 e 0,799 (médio desenvolvimento) e por fim as superiores a 0,800 (alto desenvolvimento).

⁸ Quantidade de religiosos (auto-declarado: Evangélico, Católico ou Espírita).

Paraíba entre os anos de 2000 e 2011, encontra-se a alarmante quantidade de 10.743 mortes ou média de aproximadamente 976,64 homicídios por ano. Lembrando que esse valor agregado de mortes ocorridas nos últimos onze anos é superior a quantidade de habitantes da maior parte dos municípios do Estado e, possivelmente, do Brasil.

4.1.2 Identificando o Dia, o Turno, o Instrumento e o Gênero de Maior Incidência de Crimes entre 2011 e 2013

Na Tabela 1, exposta a seguir, demonstram-se dados de crimes de homicídios ocorridos no Estado da Paraíba entre os anos de 2011 e 2013 levando em consideração o dia da semana e o turno em que ocorreu o fato, assim como, o instrumento mais utilizado na ação e o gênero mais vitimado. Nota-se com estatística dos os dados que o domingo é o dia de maior incidência de crimes em todos os anos [2011 (19,46%); 2012 (21,27%) e 2013 (20,95%)], seguido pelo sábado [2011 (17,32%); 2012 (16,21%) e 2013 (17,50%)].

Tabela 1: Número de Homicídios por Dia da Semana entre 2011 e 2013

Dia da Semana	2011		2012		2013	
	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%
Segunda-Feira	240	14,28	223	14,46	206	13,40
Terça-Feira	197	11,73	187	12,13	162	10,54
Quarta-Feira	205	12,20	155	10,05	181	11,78
Quinta-Feira	185	11,01	188	12,19	194	12,62
Sexta-Feira	235	14,00	211	13,68	205	13,34
Sábado	291	17,32	250	16,21	269	17,50
Domingo	327	19,46	328	21,27	322	20,95
Total	1680	100	1542	100	1537	100

Número de Homicídios por Turno de Ocorrência entre 2011 e 2013

Turno de Ocorrências	2011		2012		2013	
	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%
Madrugada	326	19,40	280	18,16	255	17,00
Manhã	371	22,08	280	18,16	309	20,10
Tarde	423	25,17	383	24,84	421	27,39
Noite	560	33,33	599	38,84	552	35,91

Número de Homicídios por Instrumento Utilizado no Crime Ocorrido entre 2011 e 2013

Instrumento do Crime	2011		2012		2013	
	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%
Arma de Fogo	1.409	83,87	1.208	78,34	1.237	80,48
Arma Branca	202	12,02	209	12,55	176	11,45
Outros	69	4,11	122	7,91	124	8,07

Número de Homicídios por Gênero da Vítima Ocorridos entre 2011 e 2013

Gênero	2011		2012		2013	
	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%	Nº de Homicídios	%
Homens	1.527	90,89	1.402	90,92	1.415	92,06
Mulheres	146	8,69	139	9,01	118	7,68
Não Informado	7	0,42	1	0,07	4	0,26

Elaboração própria a partir dos dados da Secretaria da Segurança e da Defesa Social do Estado da Paraíba

Outros dias que merecem destaque na incidência de crimes são a segunda [2011 (14,28%); 2012 (14,46%) e 2013 (13,40%)] e a sexta-feira [2011 (14,00%); 2012 (13,68%) e 2013 (13,34%)] que aparecem em terceiro e quarto lugares respectivamente. Percebe-se, portanto, que maiores taxas de crimes tendem a se repetir entre sextas e segundas-feiras. Observam-se, ainda, que as taxas de crimes estão subordinadas a efeitos sazonais e com isso apresentam diferenciação nos finais de semana. Logo, entre sextas e segundas-feiras, portanto,

têm-se [2011 (65,06%); 2012 (65,62%) e 2013 (65,19%)] que a incidência de crimes é maior que 65% em todos os anos analisados.

Nota-se que em todos os anos o turno⁹ da noite [2011 (33,33%); 2012 (38,84%) e 2013 (35,91%)] é o que apresenta maior incidência de crimes. Em seguida, tem-se o turno da tarde [2011 (25,17%); 2012 (24,84%) e 2013 (27,39%)], manhã [2011 (22,08%); 2012 (18,16%) e 2013 (20,10%)] e madrugada [2011 (19,40%); 2012 (18,16%) e 2013 (17%)] respectivamente. Entre os turnos apresentados os de maior destaque foram os da tarde e os da noite nesta ordem. Estes, agregadamente, respondem [2011 (58,50%); 2012 (63,64%) e 2013 (63,28%)] pela maioria absoluta dos crimes ocorridos em todo Estado. Os resultados se repetem ao longo dos anos demonstrando, assim, que os criminosos não possuem qualquer receio de serem identificados e presos. Quando o horário considerado está entre as 07h e 22h, portanto, percebe-se [2011 (76,37%); 2012 (76,98%) e 2013 (80,29%)] que há possibilidade aproximada a 80% de ocorrência de determinado ato criminoso. Sendo que este intervalo de tempo é o de maior movimentação de pessoas nas ruas (trabalho, escola, faculdade, compras, passeios entre outras) fato que tornaria maior a possibilidade de identificação e possível prisão do criminoso, no entanto, o mesmo está acometido de certo sentimento de impunidade e invadido pela certeza do anonimato característica, principalmente, das médias e grandes cidades. Apenas entre as 17h e 22h, pode-se constatar uma incidência [2011 (38,69%); 2012 (47,15%) e 2013 (44,24%)] de crimes de proporções bastante relevante ao longo do anos.

Percebe-se, ainda, que os homicídios praticados por meio de armas de fogo representam maioria [2011 (83,87%); 2012 (78,34%) e 2013 (80,48%)], seguido por uso de armas brancas¹⁰[2011 (12,02%); 2012 (12,55%) e 2013 (11,45%)] e outros instrumentos¹¹ [2011 (4,11%); 2012 (7,91%) e 2013 (8,07%)] respectivamente. O uso excessivo de armas de fogo para cometer crimes está ligado, principalmente, à eficiência da mesma, pois não é necessário aproximação ou força como no caso de armas brancas. Neste caso, tem-se a tecnologia favorecendo ao crime, pois ao passo que se cria novas armas e estas, tradicionalmente, apresentam-se com maior poder de fogo, mais rápidas, mais leves, de fácil manuseio e com maior potência, estão financiando a morte de milhares de pessoas em todo mundo.

Dados do Censo (IBGE, 2010) apontam que a população feminina do Estado da Paraíba é de 51,56%, sendo no município de João Pessoa (53,32%) onde se encontra a maior proporção de mulheres. Guedes (2006) realizando estudos com dados sobre causas de morte de mulheres com idade entre 10 e 49 anos no Estado da Paraíba provou, a partir dos resultados, que tais homicídios possuem determinada tendência de crescimento ao longo do tempo. Em 1999, apenas 3,6% dos homicídios do Estado eram praticados contra mulheres, no entanto, esse valor aumenta para 4,78% no ano seguinte e, tais índices, atingem 4,96% e 5,18% em 2001 e 2002 respectivamente. Neste contexto, apesar do gênero feminino apresentar uma quantidade de assassinato bem inferior [2011 (8,86%); 2012 (9,01%) e 2013 (7,68%)] que as observados contra o gênero masculino entre 2011 e 2013, seus valores apresentam insistente aumento, em termos relativo, com o passar dos anos. Na Paraíba, o número de homicídios de mulheres mais que triplica na última década, além disso, sua característica é de ocorrer, principalmente, no meio doméstico e ser praticado por algum parente próximo. Segundo Portella (2009), cerca da metade dos casos de homicídios de mulheres é cometido por parceiros íntimo das vítimas, neste caso, não especifica a profundidade da relação do casal (namorados, noivos, casados entre outros). Para Soares *et al.*

⁹ Turno: Manhã [06h ≤ horário <12h]; Tarde [12h ≤ horário <18h]; Noite [18h ≤ horário < 00h]; Madrugada [00h ≤ horário < 06h].

¹⁰ Facas, facões, Serras, Estiletos entre outros objetos cortantes e/ou perfurantes.

¹¹ Paus, Pedras, Cordas entre outros.

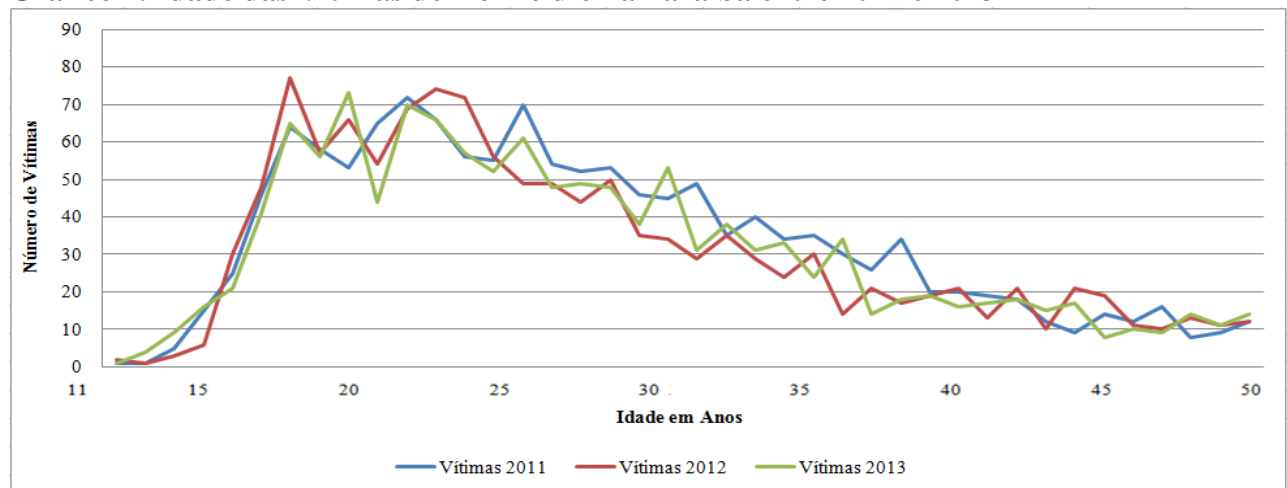
(2009), geralmente os homens são assassinados na rua enquanto as mulheres no âmbito doméstico.

Waiselfisz (2013), afirma que 71,8% das agressões acontecem no domicílio da vítima. Sendo que 43,4% dos casos foi parceiro ou ex da vítima (na faixa de 30 a 39 anos de idade e há casos dessa proporção atingir os 70,6%). Em 19,8% dos casos os agressores são os pais (nos primeiros anos de vida essa proporção fica acima de 80%) e em 7,5% são os irmãos ou filhos. Estes níveis de violência, até então considerado problema de família, ultrapassam os limites residenciais e deixaram de serem problemas iminente privados e se transformaram em problemas de saúde pública [BRANDÃO, 2006; GARCIA *et al.*, 2008; OLIVEIRA e SOUZA, 2006]. Para Lamoglia e Minayo (2009) só a partir dos anos 1980 a violência entre conjugues passa a ser assumida como questão social. Corsi (2003) acredita que a violência doméstica foi considerada durante muito tempo como sendo um fenômeno natural e cotidiano.

4.1.3 Idade das Vítimas de Homicídio na Paraíba entre 2011 e 2013

Os impactos das altas taxas de homicídio, sobretudo, nas últimas décadas, vêm atingindo de forma significativa parte da população jovem com idade entre 15 e 29 anos. Para o Instituto de geografia e Estatística (IBGE, 2010) a participação na população total do país de jovens nesta faixa etária de idade é de aproximadamente 27%. Para Waiselfisz (2013) a taxa de mortalidade entre jovens representa aproximadamente 54% de todas as mortes registradas no Brasil nos últimos anos. No Estado da Paraíba os dados mostram que 49,76% (836 jovens), 53,82% (830 jovens) e 51,33% (789 jovens) das mortes por homicídio é composta pela população jovem entre 15 e 29 anos de idade que foram vitimados nos anos de 2011, 2012 e 2013 respectivamente. No Gráfico 2, exposto a seguir, destacam-se o número de homicídios ocorridos no entre os anos de 2011 e 2013 no Estado. Neste, pode-se averiguar que as séries de vitimização por homicídio possuem comportamento característico e similar em que a partir dos 13 anos de idade a quantidade de mortes começa a crescer exponencialmente e, nos três casos, atingem seu ponto máximo em 21, 17 e 19 anos de idade que são suas respectivas modas nos anos de 2011, 2012 e 2013 nesta ordem.

Gráfico 2: Idade das Vítimas de Homicídio na Paraíba entre 2011 e 2013



Elaboração própria a partir dos dados da Secretaria de Segurança e da Defesa Social do Estado da Paraíba

Verifica-se que as taxas de criminalidade são mais elevadas entre 15 e 24 anos de idade, sendo a partir dos 24 anos que passa a apresentar movimento relativamente monótono de decaimento no número de vítimas e, por fim, os valores passam a apresentar certa estabilidade ao passo que a idade das vítimas aumentam. Tais resultados convergem com os encontrados por Saporì (2008), pois, segundo o mesmo, os jovens com idade entre 15 e 24 aparecem como grupo de maior risco de vida em determinada sociedade. Sendo assim, a idade

das pessoas influencia na probabilidade de torna-se vítima ou não de determinado crime. Tais resultados representam simplesmente que quanto mais maturidade e experiência os agentes tiverem menores serão as chances de serem vitimados.

4.1.4 Identificando as Maiores Concentrações de Crimes entre 2011 e 2013

Na Tabela 2, expostas a seguir, demonstram-se as dez maiores concentrações de crimes de homicídios no Estado da Paraíba entre os anos de 2011 e 2013. Os resultados apontam que o crime demonstra significativa concentração nas cidades de João Pessoa e Campina Grande na ordem de 45,82%; 44,61% e 45,48% entre os anos de 2011 e 2013 nesta sequência. Sendo que este Estado é composto por 223 municípios agrupados em quatro mesorregiões (Agreste, Borborema, Sertão e Zona da Mata) e vinte e três microrregiões¹². No entanto, apenas dez municípios concentram 71,13%; 71,4% e 68,9% dos crimes ocorridos nos anos de 2011, 2012 e 2013 nesta ordem. Destaca-se que entre todos envolvidos na pesquisa os municípios de Patos, Sousa e São Bento pertencem à mesorregião do Sertão, Campina Grande e Guarabira ao Agreste enquanto Bayeux, Cabedelo, Conde, João Pessoa, Mari, Sapé e Santa Rita, situam-se na Mata paraibana.

Nota-se, no entanto, que ao passo que se considera aqueles municípios que fazem fronteira entre si, percebe-se que o município de João Pessoa, o mais importante do Estado em diversos aspectos, compõe uma região metropolitana somado a outros onze [Alhandra - Bayeux - Caaporã - Cabedelo - Conde - Cruz do Espírito Santo - João Pessoa - Lucena - Pedras de Fogo - Pitimbu - Rio Tinto - Santa Rita]. Sendo que existe, entre estes, aqueles que formam aglomerados e processos de conurbação [João Pessoa, Bayeux, Cabedelo, Conde e Santa Rita]. Este aglomerado soma uma população de 1.022.885 habitantes (IBGE, 2010) ou 27,16% da população do Estado. No que concerne à criminalidade, nota-se que estes cinco municípios, concentram [2011 (52,91%); 2012 (51,62%) e 2013 (50,75%)] mais da metade dos crimes ocorridos em todo Estado nos últimos anos. O alto índice de criminalidade observado nestes podem estar ligado, sobretudo, ao efeito contágio ou mesmo o efeito imitação do crime, pois tais processos podem aumentar o poder de propagação da criminalidade entre regiões próximas, principalmente, através da cópia de comportamento e atitudes entre indivíduos (VIAPIANA, 2006). Estas regiões se mostram atrativas a prática criminosa devido a farta disponibilidade de vítimas, varias vias de acesso e migração a custos relativamente baixos.

Vale considerar que as interações ocorridas no meio urbano, sobretudo, nas cidades e conurbações, são fenômenos sociais que sofrem, principalmente, impactos da ação humana e sua relação com meio em que vive. Na ótica de Case e Kaltz (1991) a imitação do comportamento criminoso aumenta, tradicionalmente, quando amigos e colegas estão envolvidos em atividades ilícitas. Logo, a influência destas tribos urbanas ou gangs impactam positivamente as taxas de criminalidade de determinado meio. Para Costa e Balestreri (2010) estes locais em que os criminosos predominam impossibilitam que as mulheres e os homens simples construam livremente suas teias de militância e voluntariado popular.

¹² Microrregiões paraibanas: Brejo - Cajazeiras - Campina Grande - Cariri Ocidental - Cariri Oriental - Catolé do Rocha - Curimataú Ocidental - Curimataú Oriental - Esperança - Guaraira - Itabaiana - Itapororoca - João Pessoa - Litoral Norte - Litoral Sul - Patos - Piancó - Sapé - Seridó Ocidental - Seridó Oriental - Serra do Teixeira - Sousa e Umbuzeiro.

Tabela 2: Municípios que Apresentaram Maiores Concentrações de Crimes de Homicídios em 2011

Municípios	Pop.Total ano de 2010	Numero de Homicídios	Proporção Estadual (%)	Pop. entre 15 e 29 anos (%)	Mortes por 100 Mil 15 ≤ Pop. ≤ 29 anos	Mortes por 100 Mil da Pop. Total
João Pessoa	723.515	594	35,35	56,13	46,08	82,10
Campina Grande	385.213	176	10,47	55,68	25,44	45,69
Santa Rita	120.310	130	7,74	50,76	54,88	108,10
Cabedelo	57.944	83	4,94	56,62	81,10	143,23
Bayeux	99.716	60	3,57	58,33	35,10	60,17
Patos	100.674	60	3,57	46,66	27,81	59,60
Sapé	50.143	29	1,73	58,62	33,90	57,83
Conde	21.400	22	1,31	63,64	60,26	102,80
Sousa	65.803	21	1,25	42,86	13,68	31,91
Mari	21.176	20	1,19	65,00	61,39	94,45
Total dos dez	1.645.894	1.195	71,13	-	-	72,60
Outros	2.120.606	485	28,87	-	-	22,87
Total Estadual	3.766.500	1680	100,00	49,76	22,19	44,60

Situação no ano de 2012

Municípios	Pop.Total ano de 2010	Numero de Homicídios	Proporção Estadual (%)	Pop. entre 15 e 29 anos (%)	Mortes por 100 Mil 15 ≤ Pop. ≤ 29 anos	Mortes por 100 Mil da Pop. Total
João Pessoa	723.515	518	33,59	59,65	42,71	71,59
Campina Grande	385.213	170	11,02	55,29	24,40	44,13
Santa Rita	120.310	144	9,34	56,25	67,33	119,69
Patos	100.674	68	4,41	58,82	39,73	67,54
Cabedelo	57.944	59	3,83	61,02	62,13	101,82
Bayeux	99.716	50	3,24	68,00	34,10	50,14
Conde	21.400	25	1,62	56,00	65,42	116,82
Mari	21.176	24	1,56	50,00	56,67	113,33
Guarabira	55.326	22	1,43	45,45	18,07	39,76
Sapé	50.143	21	1,36	61,90	25,92	41,88
Total dos dez	1.635.417	1.101	71,40	-	-	67,32
Outros	2.131.083	441	28,60	-	-	20,69
Total Estadual	3.766.500	1.542	100,00	53,82	22,04	40,94

Situação no ano de 2013

Municípios	Pop.Total ano de 2010	Numero de Homicídios	Proporção Estadual (%)	Pop. entre 15 e 29 anos (%)	Mortes por 100 Mil 15 ≤ Pop. ≤ 29 anos	Mortes por 100 Mil da Pop. Total
João Pessoa	723.515	515	33,51	58,83	41,87	71,18
Campina Grande	385.213	184	11,97	54,35	25,96	47,76
Santa Rita	120.310	148	9,63	52,70	64,83	123,01
Bayeux	99.716	48	3,12	58,33	28,32	48,14
Patos	100.674	45	2,93	62,22	27,81	44,70
Cabedelo	57.944	39	2,54	51,28	34,51	67,31
Conde	21.400	30	1,95	56,67	79,44	140,19
São Bento	30.879	19	1,24	42,10	25,90	61,53
Sapé	50.143	16	1,04	18,75	5,98	31,91
Guarabira	55.326	15	0,98	33,33	27,11	27,11
Total dos dez	1.645.120	1.059	68,90	-	-	64,37
Outros	2.121.380	478	31,1	-	-	22,53
Total Estadual	3.766.500	1.537	100,00	51,13	22,19	40,81

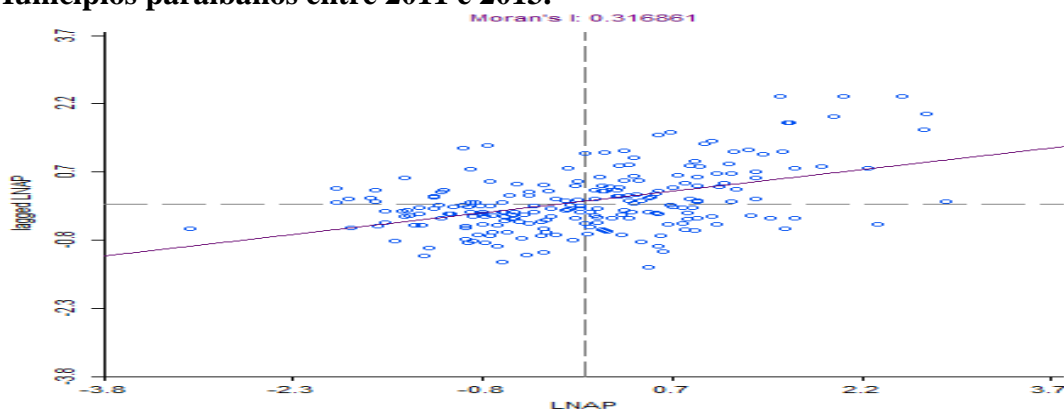
Elaboração própria a partir dos dados da Secretaria de Segurança e da Defesa Social do Estado da Paraíba

4.2 Dependência espacial global e local

Nesta seção, tanto os aspectos globais quanto os locais relacionados à distribuição das taxas de criminalidade média serão devidamente analisados. Para tanto, as avaliações serão construídas a partir da utilização da matriz de contiguidade espacial do tipo *Queen* de primeira ordem normalizada na linha. Estima-se o modelo econométrico tradicional (3.2) para identificar a presença de dependência espacial. Ao passo que tal fenômeno foi constatado, parte-se para modelagem desta dependência. Para tanto, pode-se utilizar modelos espaciais que capturem o efeito da dependência agindo sobre a variável dependente (3.3.2), sobre o erro (3.3.3) ou em ambas (3.3.4). Sendo que foram utilizados os testes ML para escolha do modelo mais ajustado e o critério de Baumont (2004) para escolha da matriz mais adequada.

No diagrama de dispersão de *Moran* Global (**Gráfico 3**) é possível encontrar quatro padrões de associação espacial¹³. Tal procedimento estatístico é capaz de identificar, sobretudo, a ação de tendência geral no agrupamento de dados. Inicialmente, testa-se a hipótese nula de aleatoriedade espacial da taxa média de criminalidade. Neste contexto, nota-se que o resultado positivo e significativo da estatística permite concluir que há indícios de dependência espacial positiva nessa variável, ou seja, municípios que apresentaram altas taxas médias de criminalidade no período, grosso modo, encontram-se geograficamente próximas daqueles que também demonstraram elevadas taxas médias de crime. Por outro, municípios que apresentaram baixas taxas médias nesta variável, geralmente, estão rodeadas por municípios que também apresentam baixas taxas médias de criminalidade no período analisado. Para Anselin (1995) o valor da estatística de Moran Global (0,317) representa justamente o coeficiente angular da reta de regressão.

Gráfico 3: Moran Global - Logaritmo da Taxa Média de Criminalidade dos Municípios paraibanos entre 2011 e 2013.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

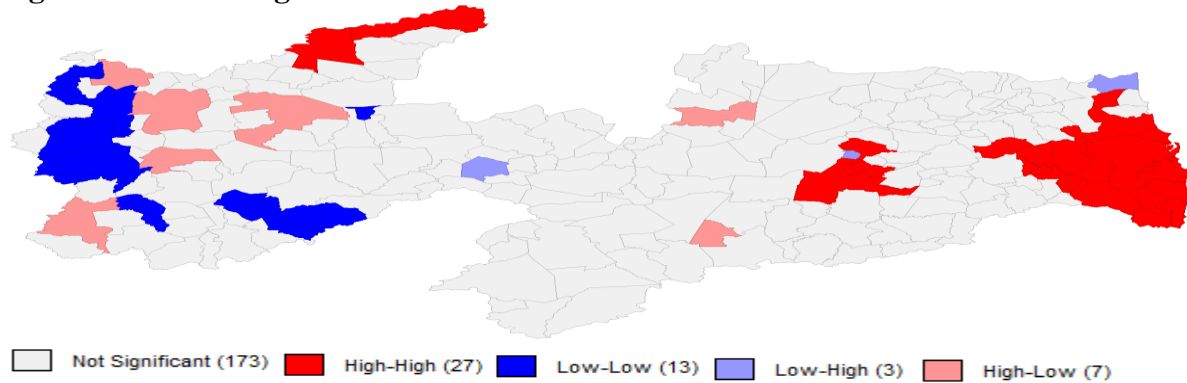
O valor do *I de Moran* Global, assim como, o formato da reta de regressão, permitem verificar o perfil dos dados e a relação entre os mesmos. Sendo assim, nota-se que a maior parte dos dados (municípios) está situado no primeiro e terceiro quadrante. Neste contexto, pode-se sugerir que existe nos dados relevante taxa de similaridade, ou seja, o valor linearizado da taxa média de criminalidade de um determinado município é relativamente semelhante aquele encontrado nos municípios que compõe sua vizinhança.

Este indicador de associação espacial Global pode ocultar (os *clusters* e os *outliers*) padrões locais significantes. Portanto, faz-se necessário a estimação do *I de Moran* Local (LISA), pois tal procedimento é capaz capturar tais padrões locais de autocorrelação espacial. Para tanto, elaborou-se o **LISA Box Map**. Este indicador captura a dependência espacial de

¹³ Q_1 = Alto-Alto, Q_2 = Alto-Baixo, Q_3 = Baixo-Baixo e Q_4 = Baixo-Alta. Hipóteses do teste são: (H_0) admite independência espacial e (H_1) admite existência de dependência; Os resultados foram significativo a 1%;

determinado município e compara os valores com os encontrados nos municípios vizinhos. Destaca-se, no entanto, que tais resultados foram atingidos considerando-se 999 permutações aleatórias. Assim, aumentou-se a rigorosidade e, principalmente, a robustez dos resultados. Interpretam-se os valores da variável em questão, considerando, para tanto, a visualização do mapa temático (**Figura 1**):

Figura 1: LISA - Logaritmo da Taxa Média de Criminalidade entre 2011/2013



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

De acordo com os resultado do *LISA Box Map*, verificou-se que a autocorrelação espacial global positiva também se confirma localmente. Demonstra-se a existência de três *clusters* representando municípios de elevada taxa média de criminalidade e que são rodeados por outros que também apresentam altas taxas médias de crime no período. Tais aglomerados se encontram espalhados entre as mesorregiões (Zona da Mata, Agreste e Sertão) do Estado.

Assim, nota-se a predominância apresentada na relação do tipo Alto-Alto (High-High) entre os municípios que se mostraram significantes. Constatou-se que o maior *cluster*, composto por vinte municípios, encontra-se envolvendo toda região metropolitana de João Pessoa (capital do Estado) e estes municípios são cortados ou se localizam nas imediações da BR 101, BR 230 ou ambas. O segundo *cluster* do tipo Alto-Alto é composto por cinco municípios situado no Agreste em que o maior destaque entre estes é o município de Campina Grande, pois é considerado o segundo maior município do Estado em diversos aspectos (populacional, produtivo, educacionais etc). Por fim, têm-se um *cluster* (Alto-Alto) no Sertão do Estado composto por dois municípios (Belém do Brejo do Cruz e Catolé do Rocha), seus altos índices de crime são influenciados, sobretudo, pela "rixa" entre famílias locais e "pistolagem".

Nas relações de similaridade do tipo Baixo-Baixo (quadrante Low-Low) contrariamente ao caso anterior, encontram-se os municípios que possuem atributo e média dos vizinhos abaixo da média global. Neste caso destaca-se a incidência de quatro *cluster* que juntos somam treze municípios todos na mesorregião do Sertão. Os quadrantes Baixo-Alto e Alto Baixo (Low-High e High-Low) são formados por municípios com maior grau de dissimilaridade. Portanto, no quadrante (Low-High) têm-se os municípios que possuem índice de criminalidade abaixo da média, porém a média de seus vizinhos encontra-se acima da média. Enquanto no quadrante (High-Low), encontram-se municípios que apresentaram índices de criminalidade acima da média, no entanto, a média de seus vizinhos está abaixo da média global. Nota-se a existência de sete *cluster* (sete municípios) na relação do tipo Alto-Baixo (High-Low). Estes são distribuídos entre as mesorregiões: dois no Agreste e cinco no Sertão. Por fim, têm-se três *clusters* com comportamento Baixo-Alto (Low-High). Portanto, o primeiro, encontra-se na Zona da Mata paraibana (Mataraca), o segundo no Agreste (Areial) e o último na Borborema (Cacimba de Areia).

4.2.1 Resultados dos Modelos Econométricos Estimados

Inicialmente, estimou-se o modelo clássico de regressão linear (MCRL). Para tanto, a equação (11), expressa a seguir, retrata o modelo estimado¹⁴:

$$\begin{aligned} \ln(TxMCrime) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(Urb) + \beta_2 \ln(IDH) + \beta_3 \ln(Dens_PIB) + \beta_4 \ln(Dens_REL) + \beta_5 \ln(Dens_Pop_Urbana) \\ & + \beta_6 \ln(Concen_Renda_GINI) \end{aligned}$$

Tabela 3: Estimativas do Modelo Clássico de Regressão Linear - MCRL

	Coeficiente	P-Valor
Constante	4,725	0,000
Urbanização	0,402	0,010
IDH	-0,642	0,450
D_PIB	0,242	0,000
D_Religiosa	-0,119	0,048
Dens_Pop_Urb	0,262	0,014
Con_Ren_Gini	0,684	0,023
Estatística		
Multicolinearidade	78,361	
Coef. Determinação - R ²	20,000	
AIC	440,572	
BIC	464,422	
LIK	L-213,286	
Teste Jarque-Bera	1,676	0,432
Teste Breusch-Pagan	10,430	0,108
Testes para Autocorrelação Espacial		
I de Moran	4,731	0,000
ML (defasagem)	27,627	0,000
ML (defasagem) robusto	9,642	0,001
ML (erro)	19,197	0,000
ML (erro) robusto	1,22	0,270
Número de Observações	223	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Os resultados encontrados mostram indícios de existência de aglomerados espaciais. Sendo assim, o modelo estimado (MCRL) acima não é adequado para lidar com o problema da taxa de criminalidade média que atingiu o Estado da Paraíba entre 2011 e 2013. Ao passo que na presença de interação espacial, seja, na defasagem, seja no termo de erro ou em ambas, o uso do MCRL se torna inadequado, resta, no entanto, estimar-se modelos espaciais. Para tanto, estimou-se alguns modelos espaciais de alcance global: SAR, SEM e SAC. Sendo que o modelo mais adequado é aquele que não apresenta mais autocorrelação espacial nos resíduos.

Tabela 4: Estimativas dos Modelos Espaciais

	SAR		SEM		SAC	
	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor
Constante	3,333	0,001	4,916	0,000	2,330	0,024
ρ	0,361	0,000	-	-	0,579	0,000
λ	-	-	0,390	0,000	-0,398	0,072
Urbanização	0,369	0,010	0,380	0,012	0,307	0,022
D_Religiosa	-0,108	0,050	-0,074	0,211	-0,119	0,016
D_PIB	0,174	0,000	0,166	0,000	0,154	0,000
Con_Ren_Gini	0,710	0,090	0,903	0,090	0,514	0,312
IDH	-0,338	0,067	-0,240	0,793	-0,326	0,621
Dens_Pop_Urb	0,202	0,041	0,171	0,094	0,120	0,028
	R ² = 0,46		R ² = 0,14		R ² = 0,48	

¹⁴ Salienta-se que os modelos estimados estão na forma *log-log*.

Tabela 4: Continuação

AIC = 270,636	AIC = 273,348	AIC = 270,400
BIC = 301,300	BIC = 304,013	BIC = 304,472
LIK = -126,318	LIK = -127,740	LIK = -125,200

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Mostra-se conveniente, no entanto, a realização de testes do tipo focado com o intuito de identificar se a dependência ocorre na defasagem e/ou nos resíduos do modelo. Para Almeida (2012), os resultados do teste do Multiplicador de Lagrange são suficientes para realização de tal diagnóstico. Neste caso, nota-se a presença de autocorrelação espacial agindo sobre a defasagem do modelo, visto que o multiplicador de Lagrange robusto do termo de erro não apresenta qualquer significância estatística. Logo, considera-se a dependência espacial através da adição ao modelo de regressão de um novo termo na forma de uma relação espacial para a variável dependente.

O teste de dependência espacial de Moran (Tabela 5), realizado nos resíduos de cada modelo estimado, aponta para uma especificação do tipo SAR. Logo, o modelo estimado não deve apresentar qualquer autocorrelação espacial em seus resíduos, caso contrário, não foi capaz de capturar todo o processo de dependência espacial.

Tabela 5: Teste de Autocorrelação Espacial dos Resíduos dos Modelos Estimados

Indicador	Valor da Estatística	p-valor
Resíduos do SAR	-0,0197	0,764
Resíduos do SEM	0,2148	0,000
Resíduos do SAC	-0,1307	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Nota-se que o resultado apresentado pelo coeficiente ($\rho = 0,361$) do modelo SAR sugere que a taxa média de criminalidade de determinado município está influenciando positivamente os valores observados em sua vizinhança. Portanto os dados são relativamente homogêneos entre si. Logo, como ρ é positivo, uma alta (baixa) taxa de criminalidade média nas regiões vizinhas aumenta (diminui) a taxa de criminalidade de determinado município. Destaca-se que a motivação para o surgimento de dependência espacial na forma de um modelos SAR são decisões tomadas no período corrente pelos agentes econômicos que foram influenciados por decisões de outros agentes em períodos passados (ALMEIDA, 2012).

A interpretação dos coeficientes ρ do modelo espacial SAR não é direta, sobretudo, porque uma mudança na variável explicativa numa determinada região afetará não apenas a própria região pelo efeito direto, mas pode afetar o valor da variável dependente em todas as regiões por meio do efeito indireto. Sendo assim, o efeito marginal total é a soma dos efeitos marginais diretos e indiretos proporcionados por esta mudança e pela realimentação que ocorre através das regiões (LESAGE e PACE, 2009). Portanto, a interpretação dos coeficientes em modelos que contenham a defasagem espacial da variável dependente (W_y) precisa ser cuidadosa. Para tanto, elaborou-se a Tabela 6, exposta a seguir:

Tabela 6: Efeito Marginal: Total, Direto e Indireto das Variáveis Explicativas

Variável Explicativa	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Indireto
Urbanização	0,58***	0,37*	0,21*
D_Religiosa	-0,17*	-0,11**	-0,06**
D_PIB	0,27**	0,17*	0,10**
Con_Ren_Gini	1,11***	0,71***	0,40*
IDH	-0,53*	-0,34***	-0,19**
Dens_Pop_Urb	0,32*	0,20**	0,12***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Notas: * significativo ao nível de 1%. ** significativo ao nível de 5%. *** significativo ao nível de 10%.

Nota-se (Tabela 4) que todas as variáveis da pesquisa, mostram-se significativas e apresentam o sinal esperado. Percebe-se que há certa importância dos fatores demográficos (grau de urbanização e densidade demográfica urbana) na decisão entre crime e não crime dos agentes. Como expresso na Tabela 6, o efeito marginal (Direto, Indireto e Total) de ambas as variáveis é positivo. Logo, o fato de um município possuir alto grau de urbanização gera um efeito direto positivo (0,37) sobre sua taxa de criminalidade e, ao mesmo tempo, a urbanização dos municípios vizinhos afeta sua criminalidade por meio do efeito indireto (0,21). Ou seja, a urbanização de determinado município afeta sua criminalidade de forma direta e a urbanização vigente nas redondezas deste mesmo município afeta sua criminalidade de forma indireta e circular. Em relação ao adensamento populacional urbano, nota-se que o impacto do efeito direto também é positivo (0,20). Sendo assim, aumentos na densidade urbana de determinado município afeta positivamente sua própria taxa de criminalidade média, assim como, esta também é afetada pelos aumentos observados na densidade populacional urbana dos municípios vizinhos, por meio do impacto indireto (0,12).

Sendo assim, ao passo que a urbanização e a densidade demográfica de determinado município aumentam, acabam por desencadear certo processo de redução nos custos do crime destes municípios e, assim, os indivíduos se tornam mais propícios à prática criminosa. Cano e Santos (2000) já argumentavam que quanto mais urbanizadas forem as regiões, menores serão as probabilidades de identificação e prisão dos criminosos. Outro fator que se mostra relevante é a densidade demográfica populacional urbana. Neste contexto, percebe-se que o custo de captura do criminoso em ambientes de alta densidade populacional é muito mais alto que em outros de baixa densidade. Portanto, tais localidades, tornam-se atrativas à prática criminosa, geralmente, por apresentarem baixo custo de fuga, mudança e esconderijo. Este processo de disseminação do crime observado no território paraibano deixa fortes indícios de que há determinada influência da imitação agindo sobre o espalhamento do mesmo. Lembrando que a interação entre grupos criminosos leva ao melhorando do processo de aprendizagem e intensifica a troca de informação, desencadeando, portanto, certa redução dos custos de planejamento e execução da atividade ilegal.

Outro conjunto de variáveis que se mostram, relativamente, importantes para auxiliar na explicação da dinâmica da criminalidade paraibana são aquelas relacionadas à renda dos agentes. Neste contexto, nota-se que tanto a densidade do PIB quanto o índice de concentração de renda de Gini impactam positivamente as taxas médias de crime nestes municípios. A força da associação de tais impactos podem ser vistos na Tabela 6. Nota-se que o fato de um município ter uma alta concentração de renda gera um efeito marginal direto (0,71) e positivo sobre sua própria taxa de criminalidade média e, ao mesmo tempo, a concentração de renda dos municípios vizinhos também incide sobre sua taxa de criminalidade de forma indireta (0,40). Tanto os impactos diretos quanto os indiretos da densidade do PIB sobre a taxa de criminalidade média dos municípios paraibanos são (0,17 e 0,10 respectivamente) positivas.

Supondo que a riqueza é mais densa no município "i" e, considerando, que a probabilidade de condenação é a mesma em qualquer município do Estado, inclusive em um outro município "j", nota-se, claramente, que seria economicamente mais atrativo praticar crimes no município "i", pois as possibilidades de ganhos advindos da atividade ilícita deste município são, relativamente, maiores que os do município "j". Em relação a concentração de renda, nota-se que uma série longa de trabalhos convergem em resultados [Cano e Santos (2000); Fajnzylber, *et al.* (2001); Araujo e Fajnzylber (2000 e 2001); Andrade e Lisboa (2001) entre outros] e confirmam que a criminalidade aumenta ao passo que a renda de determinada região fica mais concentrada. Dado dois ambientes: o primeiro de renda baixa e o segundo de renda alta, porém em ambos não se observa má distribuição de renda. A tendência é que dentro de cada região as taxas de criminalidade sejam relativamente baixas e similares,

no entanto, ao passo que estas regiões passam a interagir, inicia-se certo processo que acaba por elevar, relevantemente, as taxas de criminalidade de ambas as regiões.

A melhora no Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), geralmente, ocasionam reduções na criminalidade de determinada região. Nos municípios paraibanos, não é diferente. Considerando que este indicador tem como base uma série de fatores (longevidade, educação e renda) que impactam diretamente o bem estar dos agentes. Nota-se que melhoras de IDH implicam em maiores ganhos do setor legal da economia comparativamente ao do setor ilegal. No caso paraibano se nota que os município de melhores Índices de Desenvolvimento Humano (IDH) estão associados a menores taxas de criminalidade. Tanto o Efeito direto (-0,34) quanto o Efeito Indireto (-0,19) do IDH sobre a criminalidade média de determinado município são negativos. Sendo assim, melhoras observadas no IDH estão associadas a menores taxas de criminalidade média. Ou seja, melhoras no IDH do município "i" estão associadas a menores taxas médias de criminalidade no município "i". Por outro, melhoras no IDH na vizinha de "i" impactam como redutoras da criminalidade média de "i".

Por fim, tem-se o impacto da densidade da religião sobre as taxas médias de criminalidade. Como defende Becker (1968), tais aspectos, mostraram-se significativos e incidem negativamente sobre a taxa de criminalidade média de determinado município. Sendo assim, ao passo que a reprovação moral da ação criminosa aumenta, eleva-se também, o custo de cometer determinada ação ilegal. Lembrando que a perda desses valores e regras de boa convivência comunitária tende a afetar os parâmetros individuais do certo e errado dos indivíduos. Portanto, apenas o fato de um município ter uma alta quantidade de religiosos gera um efeito marginal direto (-0,11) negativo sobre sua própria taxa de criminalidade média e, ao mesmo tempo, o efeito marginal indireto (-0,06) faz com que aumento da quantidade de religiosos nos municípios vizinhos também impactem sobre sua a taxa de criminalidade.

Como visto, as políticas de segurança que são pautadas apenas no aumento de efetivo policial, embora importantes, não são suficientes para garantir a redução nas taxas médias de criminalidade dos municípios paraibanos. Sendo assim, nota-se que políticas capazes de agregar de forma eficiente o poder de prevenção e repressão, por um lado, e políticas públicas adequadas, por outro, visando, principalmente, atender a algumas necessidades básicas dos indivíduos, podem contribuir relevantemente com a redução das taxas médias de crime do Estado. Para tanto, sugere-se ações que sejam capazes de garantir a ocupação urbana sem com isso prejudicar a própria dignidade dos indivíduos. Políticas adequadas que promovam a distribuição de renda entre os indivíduos e que sejam capazes de aumentar o desenvolvimento humano dos municípios.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

De modo geral, analisou-se a dinâmica da criminalidade dos municípios paraibanos entre os anos de 2011 e 2013. Constatou-se, sobretudo, que a criminalidade, encontra-se distribuída de forma desigual entre os municípios. Índícios levam a crer que a criminalidade possui comportamento de massa, concentrando-se, grosso modo, nas proximidades dos grandes agregados populacionais.

A estatística descritiva dos dados sugere que a criminalidade paraibana, demonstra-se, relativamente, concentrada em determinados dias e horários em detrimento de outros. Logo, contata-se que o dia de maior incidência de crimes entre os anos 2011 e 2013 é o domingo com probabilidade de aproximadamente 20%, seguido pelo sábado (17%), segunda (15%) e sexta-feira (14%) respectivamente. Há probabilidade de 65% de um determinado crime ter ocorrido entre sexta e segunda-feira. Tais ilícitos ocorrem, geralmente, nos turnos da tarde e da noite. Outros resultados apontam que aproximadamente 80% dos crimes foram cometidos com uso de armas de fogo enquanto 12% utilizaram armas branca. Sendo que 90% das mortes

foram praticadas contra pessoas do gênero masculino enquanto os demais 10% atingem o gênero feminino. Lembrando que a maior parte das vítimas possuem idade entre 15 e 29 anos.

O resultado da análise exploratória de dados espaciais sugerem a existência de dependência espacial positiva na taxa média de criminalidade municipal. Tal fato foi constatado a partir da análise do índice global de *Moran*. Sendo assim, acredita-se que existe indícios de correlação espacial entre determinados municípios e seus respectivos vizinhos. Analisando-se os resultados do *LISA*, verificou-se que apesar da maioria das cidades mostrarem-se insignificantes (77,58%), percebe-se, sobretudo, que a criminalidade média tem formado *clusters* ao longo do território paraibano. Nota-se que 54% dos municípios que se mostraram significantes possuem relação do tipo Alto-Alto, 26% do tipo Baixo-Baixo, 14% do tipo Alto-Baixo e, por fim, 6% do tipo Baixo-Alto.

Estimou-se o MCRL, no entanto, constatou-se a presença de autocorrelação espacial nos resíduos de tal modelo. Sendo assim, descartou-se qualquer análise feita por meio deste. Portanto, recorreu-se a modelos espaciais que fossem capazes de capturar tal interação. Estimou-se os modelos SAR, SEM e SAC. Com base em critérios e testes foi possível verificar que o modelo SAR é o mais adequado para tratar o problema e corrigir os efeitos espaciais agindo sobre a variável dependente.

Os resultados estimados apontam que todas as variáveis da pesquisa se mostraram significantes para explicar a questão da criminalidade média que atingiu os municípios paraibanos entre os anos de 2011 e 2013. Nota-se que a concentração de renda é a variável que apresenta a maior associação com a taxa média de criminalidade dos municípios paraibanos seguida pela urbanização, IDH, densidade demográfica urbana, densidade do PIB e, por fim, enquanto a quantidade de religiosos. Tais resultados sugerem, grosso modo, que a taxa média de criminalidade vigente nos municípios paraibanos entre 2011 e 2013 é fruto de uma vasta combinação de fatores que podem estar influenciar o crime e o não crime.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Editora Alínea, Campinas, São Paulo, 2012. 498p.

ALMEIDA, E. S; HADDAD, E. A; HEWINGS, G. J. S. The spatial patters of crime in Minas Gerais: na exploratory analisys: **Economia Aplicada**, vol.9, no1, 2005.

ALMEIDA, M. A. S, Analise exploratória e modelo explicativo da criminalidade no Estado de São Paulo: interação espacial, **Dissertação de mestrado**, UNESP, 2007.

ANDRADE, M. V, LISBOA, M. B. Economia da Saúde no Brasil In: **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. I ed. Rio de Janeiro: Contra Capa, p.285-332, 2001.

ANSELIN, L. Exploratory spatial data analysis and geographic information systems. In: **PAINHO, M. (Ed.) New tools for spatial analysis: proceedings of the workshop**. Luxemburgo: Euro Stat, p.45-54, 1994.

ANSELIN, L. Local indicator of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v.27, n3, p.93-115, 1995.

ANSELIN, L. *Spacestat tutorial: a workbook for using Spacestat in the analysis of spatial data*. Illinois: Urbana, 1992.

ANSELIN, L. Spacial externalities, spacial multipliers and spacial econometrics. *International Regional Science Review*, v.26, n.3, 2003.

ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, Netherlands, 1999.

ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, 1988.

ARAÚJO, A. F. Raízes Econômicas da Criminalidade Violenta no Brasil: Um estudo usando microdados e pseudopainel - 1981-1996. **Revista de Economia e Administração**, v. 1, n. 3, jul./set.2002, p.1-34.

ARAÚJO, A. F.; FAJNZYLBER, P. O Que Causa a Criminalidade Violenta no Brasil? Uma Análise a Partir do Modelo Econômico do Crime: 1981 A 1996. **Texto de Discussão n°162, CEDEPLAR/UFMG**, setembro de 2001.

BATISTA DA SILVA, M. V.; SILVEIRA NETO, R. M. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. **Revista Economia Aplicada**, v. 13, p. 299-331, 2009.

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models. Do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999). Document de travail - Economie 2004-04, LEG - Laboratoire d'Economie et de Gestion, CNRS UMR 5118, Université de Bourgogne, 2004.

BEATO, C.; REIS, I. Desigualdade, desenvolvimento socioeconômico e crime. In: HENRIQUES, Ricardo (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro. São Paulo: IPEA, p. 385-404, 2000.

BECKER, G. S. Crime e Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy** **76: 169-217**, 1968.

BRANDÃO, E.R. 2006. Renunciantes de direito? A problemática do enfrentamento público da violência contra mulher: o caso da delegacia da mulher. *PHYSIS: Revista Saúde Coletiva*, **16:207-231**.

CANO, I.; SANTOS, N. Violência letal, renda e desigualdade no Brasil. Fórum de Debate. Rio de Janeiro: **IPEA**; CESeC, 2000.

CASE, A.C.; L. F. KATZ, 1991. "The Company You Keep: The Effects of Family and Neighborhood on Disadvantaged Youths", National Bureau of Economic Research Working Paper 3705. Cambridge, Massachusetts.

CHOE, J. Income Inequality and Crime in United States. **Economic Letters**, v. 101, p. 31-33, 2008.

CORSI, J. 2003. La violencia en el contexto familiar como problema social. In: J. CORSI (ed), **Maltrato y abuso en el ámbito doméstico**. Buenos Aires, Píds, p. 15-40.

COSTA, I. F.; BALESTRERI, R. B. (organizadores). Segurança pública no Brasil : um campo de desafios - Salvador : EDUFBA, 2010. 143 p.

DARMOFAL, D. Spatial econometrics and political science. In: **Annual Meeting of the Southern Political Science Association**, Atlanta, GA, 2006.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Inequality and Violent Crime. **The Journal of Law and Economics**. 2001.

FELIX, S. A. Geografia do Crime: Interdisciplinaridade e Relevância. **Marília: Unesp Marília Publicações**, 2002.

FERNANDEZ, J. C.; PEREIRA, R. Diagnóstico da Criminalidade na Bahia: Uma Análise a Partir da Teoria Econômica do Crime. **Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza**, v. 32, n. especial, p.792-806, 2001.

GARCIA, M. V.; RIBEIRO, L. A.; JORGE, M. T.; PEREIRA, GR.; RESENDE, A. P. 2008. Caracterização dos casos de violência contra mulher atendidos em três serviços na cidade de Uberlândia, Minas Gerais, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, **24**: 2551-2563.

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B. Why Is There More Crime in Cities? **Journal of Political Economy, University of Chicago Press**, vol. 107(S6), p. S225-S258, dec. 1999.

GLAESER, E.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. Crime and Social Interactions. **Quarterly Journal of Economics** 111: 507-548, 1996.

GUEDES, R N. Violência conjugal: problematizando a opressão das mulheres vitimizadas sob olhar de gênero, 2006. **Dissertação- (Mestrado)** - Centro de Ciências da Saúde/ Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: **Censo Demográfico 2010 - Resultados do Universo**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 01 de Janeiro de 2015.

KELEIJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of econometrics**, número vindouro, 2010.

KELLY, Morgan. Inequality and Crime. *The Review of Economics and Statistics* 82(4): 530-539, 2000.

KUME, L. (2004). Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: Uma aplicação em painel dinâmico. In: **XXIII Encontro Nacional de Economia-ANPEC**, João Pessoa. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper/anpen2004/148.htm>. Acesso em 03/06/2015.

LAMOGLIA, C. V. A.; MINAYO, M. C. S. 2009. Violência conjugal, um problema social e de saúde pública: Estudo em uma delegacia do interior do Rio de Janeiro. **Ciência & Saúde Coletiva**, **14**:595-604.

LEMOS, J. J. S. Mapa da exclusão social no Brasil: radiografia de um país assimetricamente pobre. 2.ed. Fortaleza: **Banco do Nordeste do Brasil**, 2008.

- LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press, 2009.
- MENEZES, T.; SILVEIRA NETO, R. M.; MONTEIRO, S.; RATTON, J. Spatial Correlation Between Homicide Rates And Inequality: Evidence From Urban Neighborhoods In A Brazilian City. Paper supported by Pernambuco Research Foundation (FACEPE), 2011.
- MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society B**, 10:243-251, 1948.
- OLIVEIRA, D.C.; SOUZA, L. 2006. Gênero e violência conjugal concepções de psicólogos, **Estudo e Pesquisem em psicologia**, 6:34-50.
- PEIXOTO, B. T. Criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte: Uma Análise Espacial. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Belo Horizonte, 2004.
- PORTELLA, A. P. Violência contra mulheres: desafios para as políticas públicas. In: LOPES, F. L. (ed.) **Observatório da cidadania: diálogos sobre violência e segurança pública**. Rio de Janeiro: Ibase, 2009.
- SANTOS, M.; KASSOUF, A. Estudos Econômicos da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias, **Revista ANPEC**, v. 9, p. 343-372, 2008.
- SAPORI, L. F. (2008), Segurança pública no Brasil. Desafios e perspectivas. FGV. Rio de Janeiro.
- SARTORIS NETO, A. Homicídios na cidade de São Paulo: uma análise da causalidade e autocorrelação espaço-temporal. 2000. **Tese (Doutorado), apresentada ao IPE-USP**, São Paulo.
- SCORZAFAVE, L. G., SOARES, M. K. Income inequality and pecuniary crimes, **Economics Letters**. Elsevier, 2009.
- SOARES, G. A. D.; SOUZA, C. P.; RIBEIRO, M. M. V. (2009) “Gênero e vitimização por homicídio”. In Coleção Segurança com cidadania, Ano 1, Nº3, Homicídio: Políticas de Controle e Prevenção no Brasil. ISSN 1984-7025.
- TREVISAN, G. C.; MENESES, T. A.; AMORIN, J. L. R. J. (2013) **Estudo da criminalidade violenta na cidade do Recife: o espaço realmente é relevante?**. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/paper/anpen2013/173.htm>>. Acesso em: 06/06/2015.
- VIAPIANA, L. T. **Economia do crime: uma explicação para a formação do criminoso** - Porto Alegre, RS: AGE, 2006.
- WEISELFISZ, J. J. **Mapa da Violência 2013**. Mortes Matadas por Armas de Fogo. Disponível em: <http://www.mapadaviolencia.org.br/mapa2013_armas.php>. Acesso em: 06/06/2015.
- WEISELFISZ, Júlio Jacobo. **Mapa da Violência 2012**. Os Novos Padrões da Violência Homicida no Brasil. Disponível em:< <http://www.mapadaviolencia.org.br/mapa2012.php>>. Acesso em: 07/06/2015.