DOI: 10.33148/CESV38n2(2023)2167

UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS PARA CRIMINALIDADE VIOLENTA NO ESTADO DE PERNAMBUCO

Thalia Marques Silva[1]
Chiara França Araújo[2]
Diego Firmino da Silva[3]

RESUMO

Esse estudo tem como objetivo identificar padrões espaciais nos índices de criminalidade violenta no Estado de Pernambuco, com base na Teoria Econômica do Crime. Através da aplicação das taxas de (Crime Violento Letal e Intencional (CVLI) e (Crime Violento contra o Patrimônio (CVP), que representam os índices de homicídio e roubo, no período de 2014 a 2020, como variáveis de interesse. Para tal proposta, foi utilizada a metodologia AEDE, com a pretensão de testar a autocorrelação espacial e identificar os clusters espaciais. Com isso, foram identificados agrupamentos espaciais, para ambas as variáveis, nas mesorregiões: Sertão, Agreste e (Região Metropolitana do Recife (RMR). Além disso, verificou-se a ruptura do padrão de comportamento no ano de 2020 de maneiras diferentes para cada variável em estudo, como possível efeito da pandemia pela Covid-19. Notou-se ainda uma possibilidade de estudo futuro no que se referiu ao incremento da variável de renda com o PIB per capita de cada município, ao realizar uma análise espacial com I de Moran Local bivariado, que resultou em baixa autocorrelação.

PALAVRAS-CHAVE: *Pernambuco. AEDE. Criminalidade. Economia do crime. Clusters.*

[1] ORCID: 0000-0002-8202-8511 - Filiação: Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE)
[2] ORCID: 0000-0001-8332-2520 - Filiação: Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE)
[3] ORCID: 0000-0001-8819-7546 - Filiação: Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE)

AN EXPLORATORY ANALYSIS OF SPATIAL DATA FOR VIOLENT CRIMINALITY IN THE STATE OF PERNAMBUCO

ABSTRACT

This study aims to identify spatial patterns in violent crime rates in the state of Pernambuco, based on the Economic Theory of Crime. Through the application of the rates of (Lethal and Intentional Violent Crime (CVLI) and (Violent Crime against Property (CVP), which represent the rates of homicide and robbery, in the period from 2014 to 2020, as variables of interest. For this proposal, the AEDE methodology was used, with the intention of testing spatial autocorrelation and identifying spatial clusters. With this, spatial clusters were identified, for both variables, in the mesoregions: Sertão, Agreste and RMR (Metropolitan Region of Recife). In addition, it was verified the rupture of the pattern of behavior in the year 2020 in different ways for each variable under study, as a possible effect of the covid-19 pandemic. It was also noted a possibility of future study regarding the increment of the income variable with the PIB per capita of each municipality, by performing a spatial analysis with bivariate Local Moran's I, which resulted in low autocorrelation.

KEYWORDS: *Pernambuco. AEDE. Criminality. Economy of crime. Clusters.*

UN ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS ESPACIALES DE LA CRIMINALIDAD VIOLENTA EN EL ESTADO DE PERNAMBUCO

RESUMEN

Este estudio tiene como objetivo identificar patrones espaciales en las tasas de delitos violentos en el Estado de Pernambuco, con base en la Teoría Económica del Delito. Al aplicar las tasas de (Delitos Violentos Letales e Intencionales (CVLI) y (Delitos Violentos contra la Propiedad (CVP), que representan las tasas de homicidio y robo, en el periodo de 2014 a 2020, como variables de interés. Para esta propuesta, la Se utilizó la metodología AEDE, con el objetivo de probar la autocorrelación espacial e identificar clusters espaciales, con lo que se identificaron agrupaciones espaciales, para ambas variables, en las mesorregiones: Sertão, Agreste y (Região Metropolitana do Recife (RMR). Además, se analizó el comportamiento El patrón se trastocó en 2020 de diferentes maneras para cada variable en estudio, como posible efecto de la pandemia de Covid-19, de la variable ingreso con el PIB per cápita de cada municipio, al realizar un análisis espacial con bivariado I de Moran Local, que resultó en una baja autocorrelación.

PALABRAS CLAVE: P*ernambuco. AEDE. Delito. Economía del crimen. Clústeres.*

1 INTRODUÇÃO

Considerando a existência de um trade-off econômico entre criminalidade e custos relacionados à aplicação das políticas públicas a fim de reduzir as taxas de criminalidade, nota-se também outra importante motivação capaz de intensificar a análise sobre a criminalidade e às perdas econômicas oriundas do crime organizado e seus desdobramentos.

De acordo com o 15º Anuário Brasileiro de Segurança Pública de 2020 do Fórum Brasileiro de Segurança Pública (FBSP), um total de 83,4% (somando as faixas etárias de 18 à 49 anos) das vítimas de assassinato no Brasil são, portanto, jovens e adultos. Isso chama atenção, pois se trata do núcleo da população economicamente ativa (FÓRUM ECONÔMICO MUNDIAL, 2011). Nessa perspectiva, o Estado de Pernambuco recebeu destaque negativo em 2020, de acordo com dados do FBSP (2020), ocupando o 5º lugar no ranking de estados com maiores taxas médias de MVI por 100 mil habitantes no Nordeste e o 8º no quadro nacional. O cientista político José Maria Pereira da Nóbrega Júnior (2009), aborda na sua publicação "Homicídios em Pernambuco: Dinâmica e Relações de Causalidade" na Coleção Segurança com Cidadania do Ministério da Justiça e Segurança Pública, pontua no que tange a criminalidade violenta no Nordeste as variáveis determinantes não seriam pobreza e desigualdade, por serem fatores comuns à realidade nordestina há décadas de história. Todavia, vale ressaltar que o estudo sobre a criminalidade violenta, seus efeitos, causas e consequências ainda é pouco difundido na literatura acadêmica brasileira.

No campo das Ciências Econômicas, a Teoria Econômica do Crime de Gary Becker, publicado em 1986 no artigo intitulado "Crime and Punishment: An Economic Approach" e vencedor do Prêmio Nobel, inicia a área teórica da Economia do Crime. Sendo os estudos posteriores complementos ou contrapontos à teoria de Becker. Uma fonte de interesse teórico é como o local pode ser um fator importante no estudo do crime. Com teorias consideradas como 'baseadas em localização', a ênfase é como em características espaciais para explicar os níveis de criminalidade. Neste sentido, mudanças espaciais, bem como dependência dos fatores geradores, sugerem que o crime não seria aleatório no espaço (Anselin, 2000; Kounadi et al, 2020). A hipótese central deste ensaio é a de que existem efeitos espaciais na criminalidade entre os municípios do Estado de Pernambuco, de modo a gerar concentração de altos e baixos índices de violência em municípios vizinhos; e, que a taxa de homicídios (CVLI) e a taxa de roubo (CVP) também possuem correlação espacial.

Com isso, a questão problema do estudo é: identificar quais as possíveis correlações espaciais de criminalidade violenta nos municípios pernambucanos. O objetivo geral é compreender se há correlação espacial entre os municípios, possibilitando a identificação de clusters no território. Espera-se que as análises gerem contribuições, potencializando políticas direcionadas à segurança pública. Sendo os objetivos específicos: i) aplicar a Análise Exploratória de Dados (AEDE) na base de dados de CVLI, fornecida pela Secretaria de Defesa Social de Pernambuco(SDS-PE), para os anos de 2014 a 2020; ii) aplicar AEDE na base de dados de CVP, fornecida pela SDS-PE, para os anos de 2014 a 2020; iii) aplicar AEDE bivariada com a taxa de crescimento do PIB per capita em dois cortes temporais: 2015 e 2018, como segunda variável de interesse.

2 REFERÊNCIAL TEÓRICO

2.1 TEORIA ECONÔMICA DO CRIME

O estudo da intitulada "Economia do Crime" inicia-se com Gary Becker em 1986. A Teoria Econômica do Crime aborda o indivíduo criminoso como agente microeconômico que busca maximizar sua utilidade e seu ganho financeiro. Dessa forma, o crime pode ser visto para esses indivíduos como meio de trabalho e sustento, por vezes, sendo percebido como única opção para não vivenciar a extrema pobreza. Assim, assume os riscos inerentes à atividade ilegal fazendo uma escolha maximizadora e racional.

O trabalho vencedor do Prêmio Nobel de economia em 1992, Crime and Punishment: An Economic Approach, de Gary Becker (1986), é fundamental para abordar o caminho de escolha econômica que leva à prática do crime. A avaliação da tomada de decisão está no custo e benefício de praticar atividades ilegais, de maneira que se a utilidade esperada no mercado ilícito for maior do que para as formas lícitas de obter renda, o indivíduo pode escolher alocar seus recursos na atividade criminosa. A seguinte equação da renda do crime descreve a relação desses postulados como elementos do modelo desenvolvido por Glaeser (1999):

$$Rendimento\ Líquido\ Esperado\ do\ Crime = (1-a)L - aJ - e \quad (1)$$

Onde, *a* representa a probabilidade de ser preso, sendo o valor esperado, portanto (1 - a) L, em que L é o saque realizado pelo criminoso. O custo de ser preso está representado por J, então o custo esperado pela punição é aJ, a probabilidade de ser preso vezes o custo disso. Os custos na prática do crime como o próprio esforço

aplicado ou o estigma social é representado por e. Nessa conjuntura, Becker (1986) partindo do pressuposto de que as leis não são cumpridas rigorosamente, ainda estudou uma quantidade ótima de aplicação de recursos e punições visando diminuir os custos sociais do combate ao crime. Com base nisso, Maria (2012) analisa os gastos com segurança pública no Estado do Ceará nos anos de 2006 e 2010, constatando que, apesar dos altos investimentos, o Estado não conseguiu atingir resultados satisfatório na redução do crime.

A análise das razões que levam o indivíduo ao crime, no entanto, não deve se limitar à racionalidade do agente econômico, é necessário compreender as outras variáveis envolvidas. Segundo Ehrlich (1973), existe uma correlação positiva entre a desigualdade de renda e o crime contra o patrimônio, demonstrada na obra *Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation*. Esse resultado também foi obtido por Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998), ao analisarem as taxas de homicídio e roubo de vários países no período de 1970 a 1994, concluíram que a desigualdade de renda aumenta os índices de crime, bem como, que os efeitos repressivos (ações policiais ou encarceramento) são significativos ao controle da criminalidade. A publicação de Isaac Ehrlich (1973) ainda propõe analisar a escolha econômica do crime pelos incentivos do mercado, ao investigar os efeitos da distribuição de renda, o trabalho do autor se diferencia de Becker (1986) porque apresenta uma função de oferta de crimes como pressuposto de escolha entre atividade lícita e ilegal. A função de oferta de crimes pode ser representada dessa maneira:

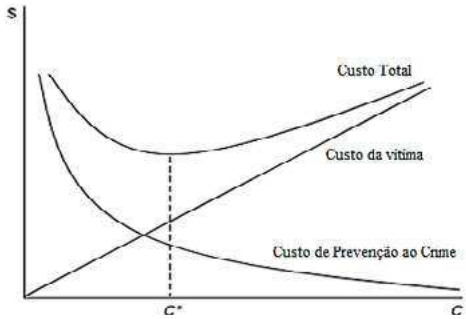
$$O = o\ (p, f, wi, wl, u, \pi) \tag{2}$$

Onde, *p* representa a possibilidade de ser preso e condenado, f a própria pena ou punição imposta ao crime, wi os rendimentos das atividades ilegais, wl rendimentos provenientes das atividades legais, u desemprego e outras variáveis que podem interferir individualmente na decisão (como a educação, moradia, entre outros). Com isso, a desigualdade econômica eleva a criminalidade, principalmente no que tange as taxas de CVP, por afetar diretamente o custo de oportunidade de cometer o crime (EHRLICH, 1973).

O aparato estatal não dispõe de recursos suficientes para um nível nulo de violência (MARIANO, 2010). Dessa forma, existe também a função de demanda agregada do crime que apresenta um nível ótimo que minimiza os custos com segurança pública, já que a quantidade desastrosa de recursos para atingir o nível zero não compensaria o bem estar social na inexistência de violência. O modelo da Teoria Econômica do Crime

dos gastos ideais na prevenção do crime mostra C* como ponto socialmente ótimo de crime, o qual é associado ao menor custo geral.

Figura 1 – O nível socialmente ótimo de crime



Fonte: Brueckner, 2011. Adaptado pelos autores.

Na figura acima temos a relação entre o crime (C) e o custo da força policial ($), como tal custo reduz a criminalidade essa relação é inversa, a curva de custos de prevenção ao crime (*crime prevention costs*) com inclinação para baixo indica essa relação. Nota-se na figura que à medida que o crime diminui os custos de prevenção crescem a taxas crescentes, indicando que sucessivas quedas da criminalidade exigem medidas cada vez mais difíceis e onerosas. A segunda curva, *victim costs*, mostra o custo da criminalidade para as vítimas, numa representação de suas perdas monetárias, é linear pois indica que o aumento no crime gera o mesmo aumento de custo para a vítima. Assim, essas duas curvas geram a terceira, plotando a soma vertical de ambas, obtêm-se os custos totais em diferentes níveis de crime (*overall cost*). O ponto ótimo de criminalidade é justamente o ponto onde se encontra o custo total mínimo.

Considerando que os motivos que levam as pessoas a cometer atividades ilegais, existem outros fatores além da renda, custo de oportunidade e a punição que interferem na decisão como os princípios éticos e fatores psicológicos. Nessa perspectiva, Block e Heineke (1975), criticam os estudos de Becker (1986) e Ehrlich (1973), de maneira que eles acrescentam a distribuição do tempo como parte da decisão. Ao se alocar o tempo em duas possibilidades de atividades, a legal ou a ilegal, ambas gerando riqueza, a função utilidade do indivíduo se dá através do tempo alocado na geração de renda, da seguinte maneira:

$$U = U\ (L, T, W) \tag{3}$$

Onde U é a função utilidade e W a riqueza, L e T os aspectos éticos e morais, de maneira que $U_W > 0$; $U_L < 0$ e $U_T < 0$. Ou seja, a riqueza tem comportamento positivo e diretamente proporcional na função enquanto a ética e moral influência negativa ou inversa, em outras palavras, quanto maiores L e T maior é a tendência de se escolher a atividade legal e o inverso também se aplica. Block e Heineke (1975) ainda acrescentam em seu estudo que a punição ao criminoso não é só a prisão ou multa, mas também os efeitos psicológicos de ter cometido um crime. Dessa maneira, Cerqueira e Lobão (2004) apontam que a oferta agregada do crime deveria conter preferências multifatoriais, que incluíssem os fatores éticos e psicológicos e não somente a renda.

Apesar da maioria dos estudos na Teoria Econômica do Crime serem norte-americanos, há importantes publicações brasileiras recentes, dentre algumas que já foram citadas. É válido pontuar Andrade e Lisboa (2000) que analisaram a evolução das taxas de homicídios nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo entre 1981 e 1997 com algumas variáveis econômicas. Cerqueira e Lobão (2004) também trazem o histórico criminal do agente como impulsionador para que se continue a praticar crimes já que a reinserção no mercado de trabalho legal é extremamente penosa devido o preconceito da sociedade.

2.2 ANÁLISE ESPACIAL NA CIÊNCIA ECONÔMICA

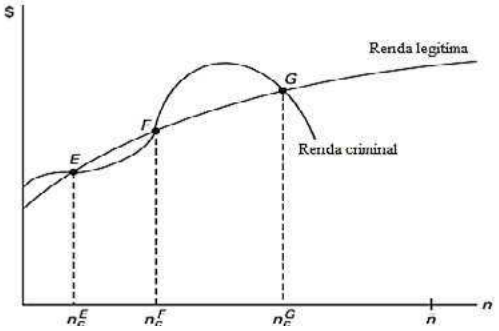
A econometria espacial é o ramo da econometria (aplicação de técnicas matemáticas e estatísticas na teoria econômica) que propõe testar e prever modelos teóricos, que incorpora os efeitos espaciais do território em estudo. Os chamados "efeitos espaciais" são divididos em: dependência espacial (quando a interação entre as regiões gera dependência nos *cross-section* ou seções transversais paralelas) e heterogeneidade espacial (ocasionado por erro de medida dos dados ou má especificação do modelo). Sendo assim, a Análise Espacial (A.E.), implica que os eventos ocorridos em um lugar podem afetar outros (efeito de transbordamento).

Em relação às evidências empíricas, há um crescente número de evidências que indicam a relevância da dependência espacial na análise da criminalidade. Bondezan, Cunha e Lucas (2020), ao analisar as taxas de homicídio no território do Estado do Paraná através da Econometria Espacial e Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), concluíram que os índices de assassinato se concentram na região metropolitana do estado paranaense, ou seja, que a distribuição da criminalidade violenta não é aleatória no espaço geográfico. Para o Estado de Pernambuco, ainda temos poucas evidências disponíveis, entretanto para a capital Recife, observamos que a dependência

espacial é relevante na relação da criminalidade com fatores socioeconômicos e tráfico de drogas, por exemplo (MENEZES et al, 2013; SILVEIRA NETO et al, 2023). Souza Sá (2019), ao aplicar AEDE nos índices de homicídios e roubos no ano de 2016, no território pernambucano, constatou que há *clusters* (ou grupos, aglomerados) de criminalidade na RMR, Agreste e Sertão, com efeitos de transbordamento.

Para entender o princípio por trás da aplicação da análise espacial no modelo da teoria econômica do crime (Figura 1), é preciso pontuar o equilíbrio múltiplo do crime e observar as concentrações espaciais ao se adicionar alguns fatores. De início, supõe-se que o modelo possa ser aplicado à diferentes bairros de uma mesma cidade, percebe-se que os criminosos dos bairros vizinhos começam a concorrer entre si. De maneira que, se cada bairro tem uma determinada renda fixa disponível para os criminosos, quanto maior a quantidade de agentes ativos no crime, menor será a quantidade de renda que eles conseguem obter, ou seja, a renda criminal é menor quando se tem mais criminosos, isso é chamado de fenômeno de "congestionamento". Para a polícia, o fenômeno de congestionamento também é desvantajoso, pois quanto mais criminosos ativos a probabilidade de prendê-los é menor. Dessa maneira, a teoria econômica do crime supõe que ambas as consequências do fenômeno de congestionamento geram a curva de renda criminal da Figura 2. Em resumo, quando n_c (número de criminosos) cresce, a probabilidade de apreensão *a* cai, o que tende a aumentar a renda do crime à medida que n_c cresce; entretanto, o aumento da renda do crime atrai ainda mais criminosos, o que diminui novamente o lucro da atividade; tal ciclo é importante para entender o comportamento da curva abaixo:

Figura 2 – Múltiplos equilíbrios na renda criminal



Fonte: Brueckner, 2011. Adaptado pelos autores.

A curva, nesse caso, cruza três vezes a curva de renda legítima: E, F e G, que representam diferentes momentos de equilíbrio de criminosos e trabalhadores legítimos

na vizinhança. O ponto F de intersecção é um ponto instável à pequenas perturbações, então supomos que a vizinhança esteja em equilíbrio F, onde a quantidade de criminosos é de 1 até n_C^F e a renda criminal, nesse ponto, é a altura *h* até a curva de renda criminal em n_C^F com cada criminoso feliz com sua escolha. Da mesma maneira, cada trabalhador legítimo também está feliz com sua escolha, ganhando mais do que *h*. Entretanto, suponha que alguns dos trabalhadores um pouco acima de n_C^F mudassem, por diversas razões, para atividades criminosas. Como logo acima de F, a curva de renda criminal está acima da renda legítima logo os indivíduos descobririam a renda maior e migrariam cada vez mais para atividade criminosa, até que o ponto de intersecção G fosse atingido.

No G, todos voltam a estar satisfeitos com suas escolhas, mas, suponha que, mais uma vez, alguns trabalhadores lícitos com valores índice logo acima de n_C^G voltam à atividade criminosa. Tais agentes vão se arrepender da migração de atividade porque, do lado direito de G, a curva de renda legítima é maior do que a criminal, logo, estariam ganhando mais na posição original e assim, voltam à atividade legal. De maneira similar, a mesma estabilidade é observada no ponto E. É importante salientar que a característica de estabilidade em E e G é que a curva da renda do crime cruza a curva de renda legítima de cima para baixo, no ponto instável F, a curva de renda criminosa corta por baixo. O resultado são dois equilíbrios estáveis na vizinhança, sendo que o ponto E tem uma quantidade menor de criminosos, enquanto G tem muitos agentes do crime. Sendo que dois bairros com curvas de rendas idênticas podem estar nos dois pontos de equilibro, sendo assim, podem ter uma considerável diferença no nível de criminalidade, como muitas vezes acontece na vida real.

Nesse contexto, percebeu-se que uma ação em um bairro pode interferir no outro, por exemplo, suponha que ambos estão em um ponto de equilíbrio com baixa criminalidade (como no ponto E). Se um determinado número de trabalhadores legais tenta a vida do crime, o número de criminosos poderia ser deslocado para a direita de F, onde mais trabalhadores legítimos teriam incentivo para mudar. As famílias desfavorecidas podem se afastar dos efeitos do aumento da criminalidade indo morar em outra região, podendo encontrar melhores ofertas de emprego e escolas.

Nesse sentido, as relações sociais do bairro podem aproximar indivíduos dos criminosos os levando a atividades criminosas ao invés de empregos legítimos. Como foi apresentado por Zenou (2003), baseado no modelo mais complexo de Glaeser et al. (1996), o autor mostra que o nível de criminalidade é influenciado mais pelo comportamento ou influência dos outros do que em decisões isoladas. Assim, se uma localidade aumenta suas despesas no combate ao crime, estimula os criminosos daquela região a migrarem para outra localidade, o que resulta no aumento do crime no local que recebe esses criminosos.

3 METODOLOGIA

Para identificar os efeitos espaciais da criminalidade no Estado pernambucano, utilizou-se todos os seus 185 municípios catalogados pelo IBGE. Vale ressaltar que havia 186 municípios catalogados, porém, por meio de uma observação empírica e estatística, retirou-se o arquipélago de Fernando de Noronha, constatou-se que por se tratar de uma ilha, sua característica remota causa interferência na relação espacial do Estado pernambucano por não fazer divisa com nenhum outro município. Dessa maneira, para efeito de análise espacial mediante correlação entre municípios vizinhos, Fernando de Noronha distorcia os resultados.

3.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

Segundo Almeida (2012), a AEDE objetiva o estudo de modelos econométricos-espaciais que estão sujeitos a dependência e heterogeneidade espacial. Para realizar a AEDE é necessário escolher uma matriz de ponderação espacial (W) para captar os efeitos de contiguidade, por pressuposto, regiões vizinhas interagem mais. Os pesos espaciais mais utilizados na literatura são Torre (*rook*), onde a contiguidade da vizinhança é apenas nas diagonais e Rainha (*queen*) que considera todo o entorno vizinho como um raio em circunferência (ALMEIDA, 2012). Com isso, para se construir a autocorrelação espacial são necessários: uma medida de auto covariância, uma de variância dos dados e uma de matriz de ponderação espacial (W). Nesse sentido, o primeiro coeficiente de autocorrelação que surgiu na literatura foi proposto por Moran (1948), conhecido como Estatística I de Moran e expresso algebricamente da seguinte maneira:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^{n} z_i^2} \tag{4.1}$$

Ou matricialmente:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z' W z}{z' z} \tag{4.2}$$

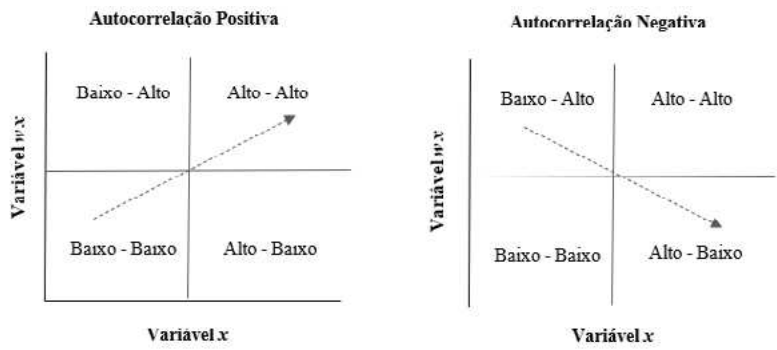
Onde, *n* é o número de regiões, *z* representa os valores da variável de interesse padronizada, *Wz*, a média de *z* nos vizinhos definidos de acordo da matriz

de ponderação espacial W. Um elemento dessa matriz W, que se refere às regiões *i* e *j*, é representado por W_{ij}. O termo S_0 é igual à operação $\sum\sum w_{ij}$, indicando a soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais (ou de ponderação espacial) W que dever ser realizada. A partir disso, percebe-se que se o termo S*0*, ou seja, o duplo somatório da matriz de pesos espaciais for normalizado na linha, resulta em *n*. De maneira que a equação pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$I = \frac{z'Wz}{z'z} \tag{4.3}$$

A estatística crítica de Moran: c = [$1/(n-1)$], onde n é o número de observações, seria o valor obtido se não houvesse padrão espacial nos dados, conforme demonstrado por Cliff e Ord (1981), sob hipótese nula de aleatoriedade espacial sendo testada. Dessa maneira, a autocorrelação espacial positiva ocorre quando o *c* é maior que o *I* de Moran Global, havendo, portanto, similaridade de valores. Já valores de I menores do que o valor esperado c, indicam uma autocorrelação negativa. A autocorrelação positiva indica que os valores altos estão cercados por valores altos, bem como, os valores baixos cercados por também valores baixos, demostrando *concentração de dados*. Já a autocorrelação negativa indica uma relação inversa,em que os valores altos estão cercados por valores baixos e vice-versa, o que demonstra *dispersão dos dados*. Para ilustrar essa relação pode ser utilizado o Diagrama de Dispersão de Moran, apresentado a seguir:

Figura 3 – Dispersão Moran Univariada



Fonte: Almeida (2012), adaptado pelos autores.

No diagrama, a variável de interesse está no eixo *x* e a desfasagem espacial da variável no eixo *y (*ALMEIDA, 2012*)*. A reta é estimada a partir de uma regressão

linear por mínimos quadrados ordinários (MQO), técnica basilar da econometria. Dessa forma, os resultados são observados em quatros quadrantes: no 1º Quadrante encontra-se as autocorrelações do tipo Alto-Alto (AA), as regiões que se encontram nesse espaço apresentam valores altos da variável de interesse e são rodeados por regiões também com valores altos; no 2º Quadrante estão os *clusters* das regiões que apresentam baixo valores da variável de interesse mas estão rodeados por unidades com altos valores, a autocorrelação Baixo-Alto (BA); o 3º Quadrante contempla o agrupamento do tipo Baixo-Baixo (BB), onde das unidades que apresentam baixo valor na variável de interesse são circundados por regiões também com baixos valores; por fim, o 4º Quadrante, corresponde aos *clusters* das regiões com altos valores da variável de interesse mas ficam rodeados por regiões com baixos valores, sendo o agrupamento do tipo Alto-Baixo (AB). Foram desenvolvidos os chamados indicadores LISA (sigla em inglês para "Indicador Local de Associação Espacial") que visa identificar padrões locais de autocorrelação espacial para resultar uma análise mais adequada às especificidades das regiões, a estatística de autocorrelação espacial ***local***. De acordo com Almeida (2012), o coeficiente I de Moran Local realiza uma decomposição do indicador global de autocorrelação, com a contribuição das quatro categorias (AA, BB, AB e BA) correspondentes aos quadrantes do diagrama de dispersão de Moran, a equação do Indicador de Moran Local Univariado, ou seja, para uma variável *y* local, pode ser expressa como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^{j} W_{ij} Z_j \tag{5}$$

Onde $I_{i,}$ só corresponde aos vizinhos da observação *i*, definidos a partir da matriz de pesos espaciais. De maneira que para que I_i seja um indicador LISA, o somatório dos indicadores locais precisa ser equivalente ao indicador global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade (ANSELIN, 1995).

É possível ainda obter autocorrelações globais e locais **bivariadas**, ou seja, para duas variáveis de interesse. Intuitivamente, o objetivo pode ser descobrir se o valor de uma variável que está espacialmente relacionado com os valores da outra variável nas regiões vizinhas, Almeida (2012). A equação que mostra essa relação pode ser vista a seguir:

$$I^{z_1 z_2} = \frac{Z_1^{'} W Z_2}{Z_1^{'} Z_1} \tag{6}$$

Onde Z_1 é uma variável de interesse e Z_2 representa a outra variável, com defasagem na região vizinha e W como matriz de pesos espaciais. Segundo Anselin et al. (2003), assa estatística indica o grau de associação linear, seja positiva ou negativa, entre o valor para uma variável dada região *i* e a média de outra variável nas regiões vizinhas *j*. O diagrama de dispersão do índice de Moran bivariado (Equação 6), possui a mesma formatação já demonstrada para o índice univariado com os mesmos quatro quadrantes nas mesmas posições. A única diferença, portanto, se encontra no eixo y, que ao invés da desfasagem espacial da mesma variável *x*, vai representar o a desfasagem espacial da outra variável, ou seja, os valores da segunda variável observados nas regiões vizinhas. De maneira similar, também é possível obter um índice de autocorrelação espacial local multivariado, supondo duas variáveis de interesse Z_1 e Z_2, a equação do I de Moran local bivariado pode ser representada como, Almeida (2012):

$$I_1^{z_1 z_2} = Z_{1i} W Z_{2i} \tag{7}$$

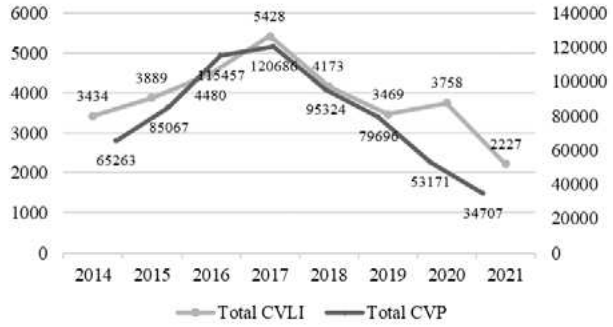
Em que Z_{1i} é uma variável de interesse de WZ_{2i} é a defasagem espacial da segunda variável de interesse Z_{2i} na região vizinha, de maneira que somente os vizinhos da observação *i*, são incluídos no cálculo. Similarmente ao que ocorre na análise univariada, é possível uma visualização geográfica do nível de concentrações dessas variáveis, ao combinar o diagrama de Moran bivariado com o mapa lisa de significância, obtendo-se o mapa de clusters.

3.2 DESCRIÇÃO DOS DADOS E VARIÁVEIS

Análise quantitativa e exploratória com dados secundários coletados no *website* do SDS-PE (Secretaria de Defesa Social do Estado de Pernambuco), os quais são publicamente disponibilizados. As variáveis que indicam a criminalidade na base de dados são: Crimes Violentos Letais Intencionais (CVLI) e Crimes Violentos contra o Patrimônio (CVP). Ou seja, os valores de CVLI referem-se aos homicídios ocorridos no período total de 2004 a 2021, e CVP aos roubos de 2014 a 2021. Devido a defasagem de 10 anos nos dados de CVP, nessa base de dados, optou-se por conter a análise com início em 2014 e fim em 2020. Porém, os resultados do último ano são observados com cautela, uma vez que a pandemia de covid-19 que teve o isolamento social como principal medida de controle, atingiu seu ápice em 2020, o que pode ter alterado, assim como tantas outras variáveis, os padrões de violência na sociedade. Para observamos tal comportamento paralelo a este estudo de correlação espacial, a figura abaixo traz esse quadro em que, tanto a CVLI e CVP caem no ano de 2020. Vale ressaltar que diferente

de todo estudo de AEDE realizado, para essa visão em particular (Figura 4) foi utilizado os dados absolutos anuais dos indicadores.

Figura 4 – Números absolutos de CVLI e CVP ao longo dos anos 2014-2021



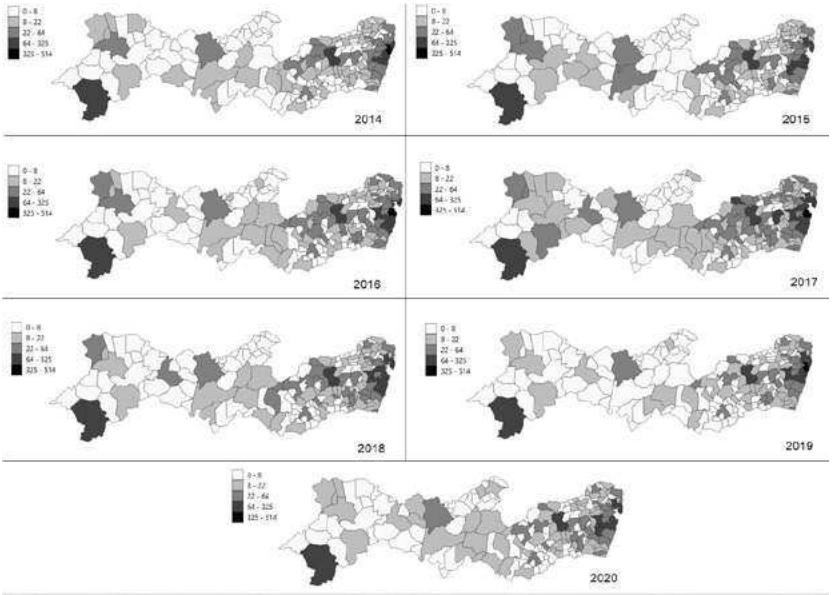
Fonte: Elaboração própria

Portanto, as variáveis dependentes utilizadas nesse estudo foram: Crimes Violentos Letais Intencionais (CVLI) e Crimes Violentos contra o Patrimônio (CVP) em taxas relativas à população (por 1000 habitantes); tal tratamento de dados foi de extrema importância para se atingir resultados menos enganosos dessa relação entre as variáveis de interesse e o espaço. De maneira que, caso fosse utilizado os números absolutos, os dados refletiriam a dependência espacial da população e não do crime. Por fim, na análise bivariada, optou-se por mostrar o comportamento em dois momentos da série, os anos de 2015 e 2018, a partir da taxa de crescimento deflacionada do PIB per capita municipal. Tal decisão foi necessária devido os valores do PIB (Produto Interno Bruto) para o ano de 2019 não terem sido divulgados pelo IBGE até o encerramento desse trabalho, o que inviabilizou o estudo do ano de 2020 na AEDE bivariada. Com isso, escolheu-se dois momentos em pontos distintos da série para demostrar tais relações em dois momentos diferentes.

4 RESULTADOS

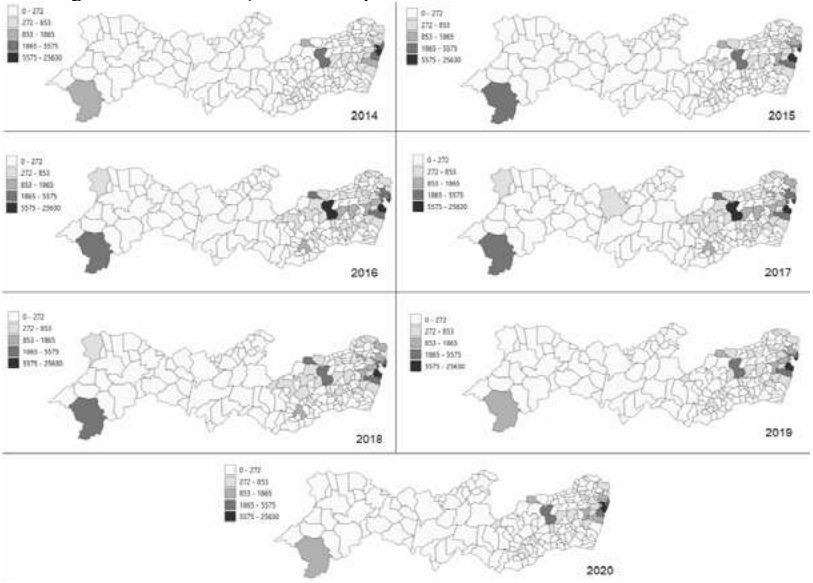
Inicialmente, exibe-se a distribuição espacial das taxas de CVLI e CVP no Estado de Pernambuco de 2014 a 2020, respectivamente as Figuras 5 e 6. Nesse caso, as áreas mais escuras indicam os municípios com as maiores taxas de violência, bem como, as áreas mais claras são as menos violentas. É perceptível já nesse momento que as regiões com tonalidades parecidas estão mais próximas. Almeida (2021), entretanto, ressalta o viés que essa maneira de análise pode trazer confiando apenas na visão humana. Assim, realiza-se a metodologia AEDE para identificar a autocorrelação espacial que certifica a existência ou não da interferência de uma cidade em outra.

Figura 5 – Distribuição da CVLI para o Estado de Pernambuco, 2014-2020



Fonte: Elaboração própria

Figura 6 – Distribuição da CVP para o Estado de Pernambuco, 2014-2020



Fonte: Elaboração própria

A partir da metodologia aplicada, os *clusters* obtidos para a variável CVLI, do ano de 2014 a 2020, são apresentados em ordem cronológica, (Figura 7). Uma grande parte das cidades não possui autocorrelação espacial significantes e estão na cor cinza; são principalmente cidades com menores níveis populacionais e territoriais, mas principalmente, com menores rendas tais variáveis diminuem o incentivo para a atividade criminosa em tais municípios.

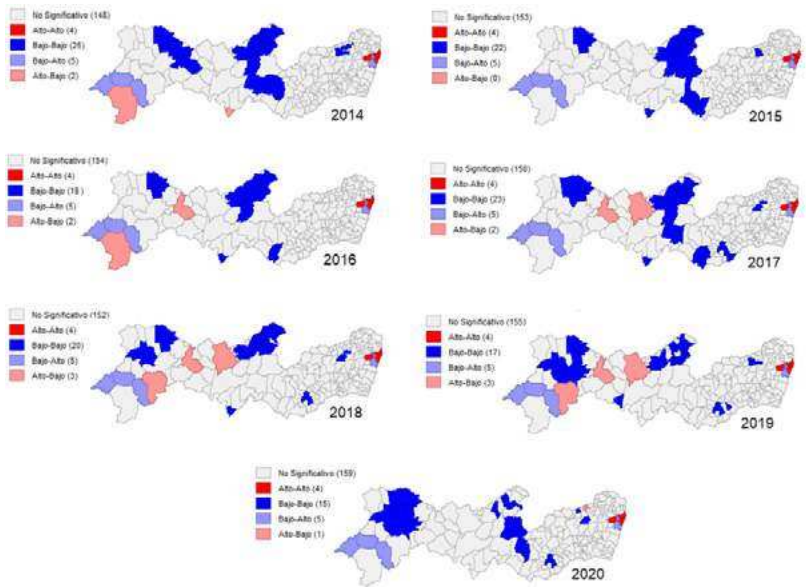
A partir disso, pode-se observar os *clusters*, objetos desse estudo, o primeiro que se destaca é a Região do Sertão pernambucano que apresenta uma autocorrelação espacial do tipo Baixo-Baixo (BB), ou seja, cidades com baixos níveis de homicídios sendo cercadas por cidades também com baixos níveis de CVLI. Percebe-se que o agrupamento referente ao Sertão do Pajeú, Sertão do Moxotó e Vale do Ipanema estava em tendência decrescente e se tornando insignificante em vários municípios dessa mesorregião até o ano de 2020, quando volta a surgir mais cidades nesse padrão. Isso significa que as taxas de homicídios das cidades que ressurgem no agrupamento (em azul escuro) cresceram no ano de 2020, já que mesmo se tratando de baixos valores voltaram a compor o cluster.

Conjuntamente os sertões de Araripina, Salgueiro e Petrolina também formam um *cluster* recorrente ao longo dos últimos anos, porém, com um comportamento mais instável, a quantidade de cidades no agrupamento varia mais durante o período, em comparação com o primeiro cluster do sertão. Entretanto, grande parte do sertão de Petrolina, único com agrupamento Alto-Baixo (AB), deixa de ser significante em 2017 e se mantém sem aumentos nos níveis de homicídio até o ano de 2020. As cidades de Afrânio, Dormentes, Lagoa Grande (em azul mais claro) que fazem divisa com Petrolina estão levando mais tempo para perder essa influência e formam até o ano de 2020 um *cluster* do tipo Baixo-Alto (BA).

Na Mesorregião do Agreste Pernambucano também são notados *clusters* do tipo Baixo-Baixo (BB) que surgem em 2017 e permanecem principalmente até 2020, que são as cidades de Garanhus, Cumaru e Santa Maria da Cambuca. No ano de 2020, é válido pontuar que apenas a zona da mata norte apresenta uma alta taxa de CVLI fora da região metropolitana, na cidade de Casinhas, sendo a primeira vez que a região apresenta um valor alto. Por fim, o único *cluster* na categoria Alto-Alto (AA) em todo o período analisado é justamente a Região Metropolitana do Recife (RMR), pontualmente os municípios em vermelho no mapa são: Recife (capital do Estado), Olinda, Paulista e São Lourenço da Mata, em todos os anos. Oliveira (2005) aponta que os índices de criminalidade brasileira são estáveis em cidades com até 100.000 habitantes, mas aumentam consideravelmente em cidades com populações maiores. Apesar disso,

Camaragibe e Jaboatão dos Guararapes são os municípios da RMR que apresentam baixos índices de homicídios, causando um cluster do tipo Baixo-Alto (BA) no meio da RMR (em azul claro).

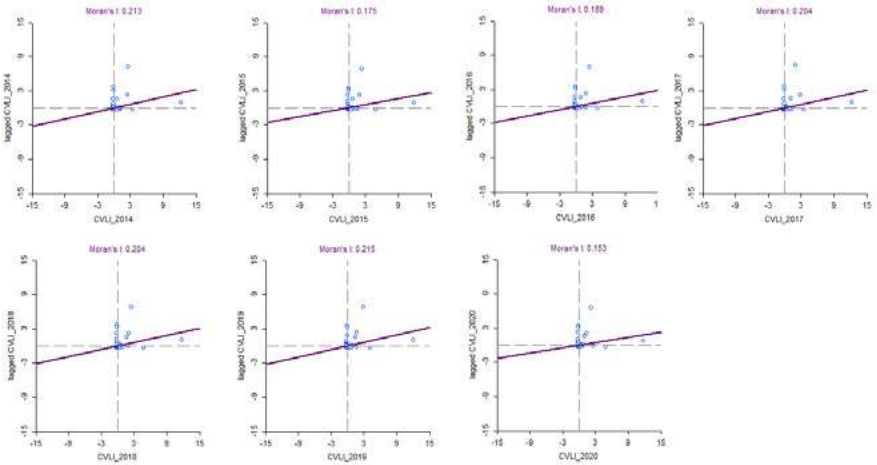
Figura 7 – Evolução dos Clusters de CVLI para o Estado de Pernambuco, 2014-2020



Fonte: Elaboração própria, Software: GEODA

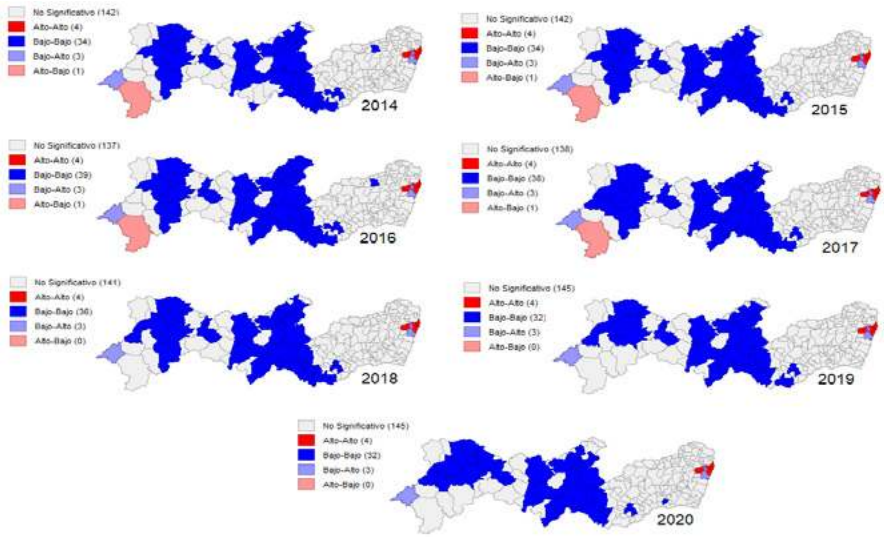
Com isso, na Figura 8, pode ser observado os índices I de Moran Local Univariado para cada ano, junto com seus respectivos diagramas de dispersão, onde pode-se notar a autocorrelação positiva pela inclinação da reta de regressão, mas também, devidos os resultados de I como maiores do que os gerados na matriz RAINHA (Queen) 1. É importante destacar que o ano de 2020 possui o menor índice I de Moran de toda a série, junto com uma reta de regressão muito próxima ao zero, o que pode indicar que a autocorrelação espacial da criminalidade no Estado de Pernambuco diminui com a pandemia pela Covid-19. Dessa maneira, os vizinhos podem ter perdido parte da influência nos outros vizinhos, já que não se havia mais convivência social como de costume, seguindo o protocolo para controle da pandemia de acordo com as regras da OMS e do governo estadual.

Figura 8 – Evolução do I de Moran para CVLI para o Estado de Pernambuco, 2014-2020



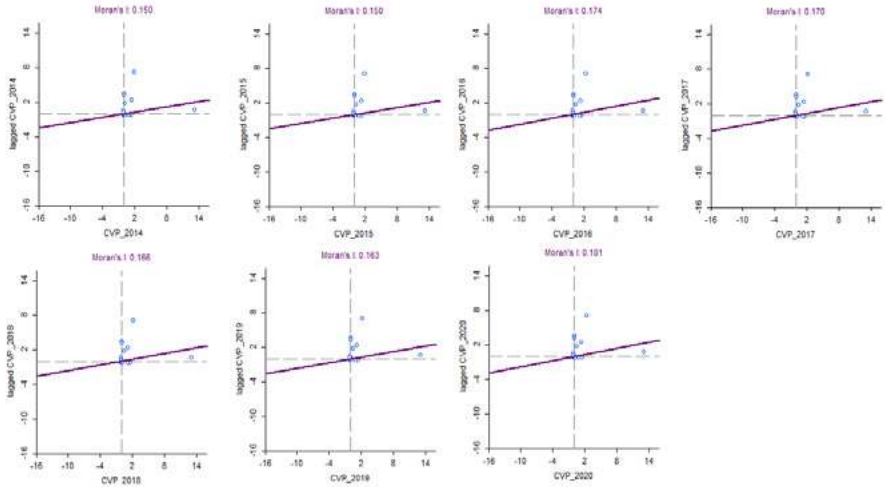
Fonte: Elaboração própria, Software: GEODA

Figura 9 – Evolução dos Clusters dos CVP no Estado de Pernambuco, 2014-2020



Fonte: Elaboração própria, Software: GEODA

Figura 10 – Evolução do I de Moran dos CVP no Estado de Pernambuco, 2014-2020

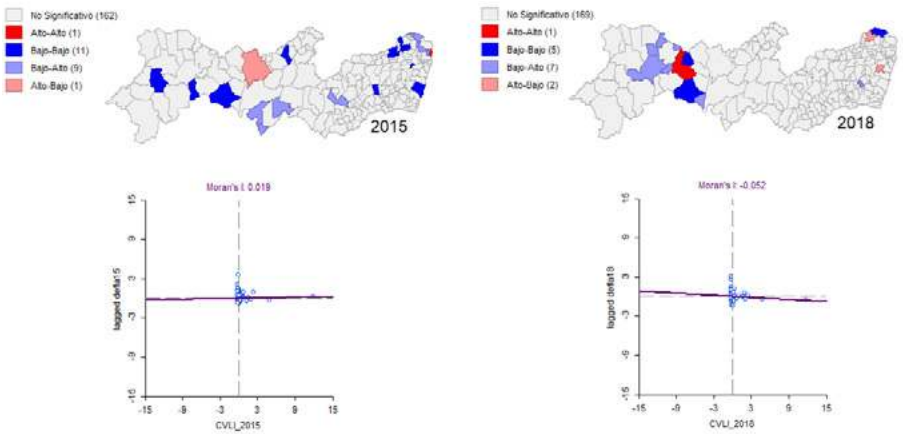


Fonte: Elaboração própria, Software: GEODA

Partindo para a Figura 9, os resultados de *clusters* obtidos para a variável CVP, nota-se os agrupamentos nas mesmas regiões obtidos na CVLI, há *clusters* de criminalidade no Estado de Pernambuco em três principais mesorregiões: Sertão, Agreste e RMR. No caso da variável roubo é notável uma dependência espacial superior ao resultado anterior referente aos homicídios, os agrupamentos do Agreste e do Sertão são bem mais extensos nesse segundo caso. Mas, mantém-se do também tipo Baixo-Baixo (BB) ao longo de toda a série sem quase nenhuma alteração, sem a entrada ou saída de nenhum município. A Zona da Mata se destaca como única mesorregião sem *cluster* quando se trata de roubos, há uma pequena formação em 2014 e 2016, mas que logo desaparece, em 2017, e não retorna até o final da base em 2020. O Sertão de Petrolina também revela comportamento parecido, com agrupamento do tipo Alto-Baixo (AB) na cidade de Petrolina e Baixo-Alto (BA) na cidade vizinha, Afrânio. Entretanto, assim como foi visto no caso dos homicídios, o agrupamento com altos valores de roubos em Petrolina não é visto mais desde 2017 até 2020.

A Região Metropolitana do Recife, similar ao Sertão, também mantém o resultado obtido na CVLI, com o único *cluster* Alto-Alto (AA) do Estado localizado no Recife, Olinda, Paulista e São Lourenço da Mata, bem como, com Camaragibe e Jaboatão dos Guararapes se diferenciando na região como agrupamento do tipo Baixo-Alto (BA), demonstrando que são cidades com baixos índices de criminalidade violenta, mas estão rodeados por municípios com altos valores.

Figura 11 – Análise bivariada comparativa entre CVLI e a taxa de crescimento do PIB per capita municipal para o Estado de Pernambuco, 2014/2015-2017/2018

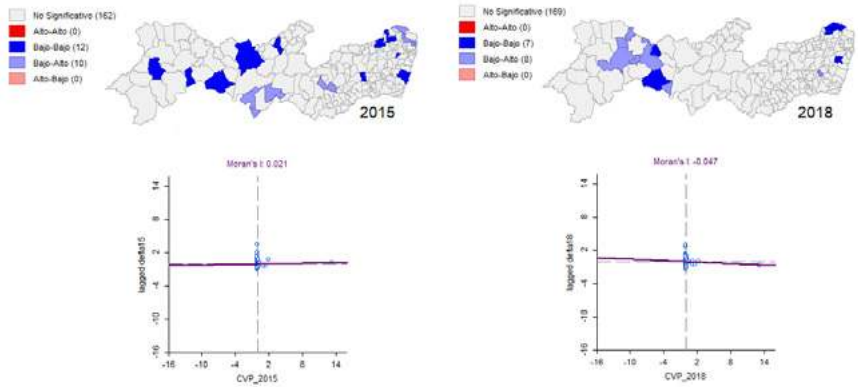


Fonte: Elaboração própria, Software: GEODA

Os índices I de Moran Local Univariado de cada ano de estudo podem ser vistos na Figura 11, assim como seus respectivos diagramas de dispersão. É valido relembrar que os valores dos índices I de Moran apesar de parecerem baixos são maiores do que o obtido na RAINHA 1. Cabe ressaltar também que foram utilizadas taxas de CVP relativa à população (assim como para CVLI), visando evitar resultados enganosos. Entretanto, numa perspectiva geral e comparando diretamente, os índices de Moran obtidos para CVP são maiores do que os resultantes para CVLI, indicando que no Estado de Pernambuco pode haver mais dependência espacial para os roubos do que para homicídios.

Além disso, vale destacar o comportamento do ano de 2020 que, diferente do que se observou para CVLI, demonstrou a permanência dos maiores *clusters* da série, sem efeitos consideráveis de diminuição. Apesar da dependência espacial para os homicídios terem diminuído em 2020, apresentando um comportamento provavelmente mais aleatório, quando se trata dos roubos a pandemia pela Covid-19 aparenta não ter afetado esse padrão, de maneira que o índice I de Moran Global para as taxas de CVP do ano de 2020 é a maior da série, oposto ao que ocorreu com as taxas de CVLI no mesmo ano.

Figura 12 – Análise bivariada comparativa entre CVP e a taxa de crescimento do PIB per capita municipal para o Estado de Pernambuco, 2014/2015-2017/2018



Fonte: Elaboração própria, Software: GEODA

Por fim, comparando os resultados dos *clusters* espaciais com os mapas de distribuição espacial no início do tópico, percebe-se similaridades de resultados, contudo, com a aplicação da análise dos dados espaciais nota-se uma diminuição de agrupamentos das taxas de CVLI. Em outras palavras, a distribuição dos dados como está proposta na Figura 5, pode ter aumentado o efeito de dependência espacial para homicídios no Estado de Pernambuco. Já no caso das taxas de CVP, essa relação é inversa à medida que na Figura 5, quando os dados são apenas distribuídos no espaço, o resultado aparenta ter diminuído os agrupamentos espaciais identificados pela AEDE. É válido pontuar que os *clusters* identificados para ambas as variáveis de interesse estão de acordo com o estudo de Souza Sá (2019), que realiza tal aplicação metodológica no estado de Pernambuco para o ano de 2016 e obtém o mesmo resultado de clusters de criminalidade nas regiões do Agreste, Sertão e RMR.

4.1 ANÁLISE BIVARIADA COM O PIB *PER CAPITA*

Entende-se que a renda deve interferir nos níveis de criminalidade, apesar de haver dentro da literatura resultados controversos sobre a sua influência ser positiva (seu aumento leva ao aumento da criminalidade) ou negativa (relação inversamente proporcional), Oliveira (2012). Entretanto, obteve-se apenas 22 municípios significativos para a análise LISA bivariada do ano de 2015 para CVLI e somente 15 no ano de 2018. Com respectivos índices I de Moran Locais Bivariados espantosamente baixos, muito próximo à zero (nas Figuras 11 e 12 isso pode ser visto nos diagramas),

bem como, autocorrelação positiva para o ano de 2015, mas apresentando autocorrelação negativa em 2018. Como existe três anos separando um momento do outro, é possível observar uma mudança em Pernambuco, porém, índices I de Moran tão próximos do nível zero, apesar de significativos, indicam uma baixa autocorrelação.

Nesse sentido, há poucos *clusters* dos quatro tipos de agrupamentos AA, BB, BA e AB identificados nos mapas, os baixos índices de Moran e autocorrelação espacial são perceptíveis visualmente nesse aspecto. Percebe-se também, um resultado similar para a variável CVP (Figura 12), com poucos *clusters* significativos e índices I de Moran Local bivariado muito próximos ao zero. Entretanto, é válido pontuar que os agrupamentos do tipo Baixo-Baixo (BB) que podem ser vistos no ano de 2015, referem-se a municípios com baixos valores de roubos e são rodeados por municípios com baixos PIB *per cap*ita. Da mesma maneira, os que apresentam categoria Baixo-Alto (BA) indicam que são cidades com baixos valores de CVP, mas que estão rodeados por cidades com altos valores de PIB per capita. Já em 2018, como a autocorrelação é negativa indica que valores com altos índices de roubos estariam rodeados por municípios com baixos níveis de renda per capita, o que pode ser observado nos agrupamentos do tipo Baixo-Alto (BA) que são maioria nesse último resultado. É notável que a minoria que se encontra no tipo Baixo-Baixo (BB) são circundados por Baixo-Alto (BA), indicando a autocorrelação negativa presente.

5 CONCLUSÕES

Este estudo teve como objetivo principal mostrar as formações de *clusters* espaciais de criminalidade violenta no território pernambucano, a partir de duas variáveis: CVLI e CVP no período de 2014 a 2020. Nesse sentido, detectou três regiões de agrupamentos da criminalidade: Sertão, Agreste e RMR, em ambas as variáveis, contudo, a variável roubo (identificada como CVP) foi a que demonstrou maior dependência espacial. Em ambos os resultados também se assemelham os municípios com altos índices de homicídios e roubos que são cercadas por cidades também com alto índices: Recife, Olinda, Paulista e São Lourenço da Mata.

A maior parte dos *clusters* obtidos, contudo, demonstram que no Estado há mais municípios cercados por cidades também com baixos valores, comportamento notado nos demais *clusters* Sertão e Agreste. Nesse sentido, pode se concluir que a dependência espacial da criminalidade pode interferir na efetividade das políticas públicas de combate essa problemática. Ao se identificar os agrupamentos os governos municipais podem, por exemplo, tomar decisões em conjunto, entre outras resoluções.

Ao demonstrar a relação de renda e criminalidade, esse estudo obteve baixos índices de Moran Locais, o que para a teoria da metodologia aplicada significa baixa

autocorrelação espacial, ou seja, que não há forte interferência espacial entre as duas variáveis. Tal resultado pode ser indicar uma possível melhoria no estudo: utilizar outra fonte de dados para renda. Possivelmente, variáveis na área da microeconomia, a qual rege os princípios básicos da Economia do Crime. No que se refere à AEDE, este estudo pontua a importância de trabalhar com taxas relativas à população para evitar resultados espúrios em que a autocorrelação resultante é causada pela quantidade da população ao invés da variável de interesse.

Além disso, pontua-se que a quebra de ruptura do comportamento da criminalidade violenta em Pernambuco no ano de 2020, possivelmente causada pela Covid-19 e o isolamento social necessário para contê-la, contudo se faz necessário estudos mais profundos para entender as relações de causa e efeito da criminalidade com a pandemia. Todavia, notou-se a queda nos índices de homicídios nos municípios pernambucanos no ano de enfretamento à pandemia. Em contrapartida, percebeu-se uma ausência de mudança do comportamento dos índices de roubo no Estado, os quais permanecem iguais ao ano anterior.

Na conjuntura observada, é possível concluir que as Políticas Públicas para a segurança da população pernambucana podem obter melhores direcionamentos se considerarem o efeito espacial da atividade criminosa. O *cluster* Alto-Alto (AA), por exemplo, pode unir recursos e ações para potencializar os resultados com menores custos por município. Isso porque, dentro desse *cluster* na RMR formada por Recife, Olinda, Paulista e São Lourenço da Mata, têm os índices de atividade criminosa diretamente afetados um pelo outro. De maneira que, se o Recife está com alta nas taxas de roubo, por exemplo, ocorrerá um efeito de transbordamento e essa alta também será vivenciada por Olinda, Paulista e São Lourenço da Mata e assim sucessivamente para cada uma dessas cidades, tanto para roubos quanto homicídios.

De maneira similar, o sertão também pode tomar tal medida ao notar que a cidade de Petrolina com alto índice de criminalidade está gerando efeito de transbordamento nas cidades vizinhas. Com isso, os munícipios desse *cluster* com agrupamentos dos tipos Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA), podem unir forças para diminuir a criminalidade na cidade de Petrolina e assim as demais cidades também vivenciariam o efeito de queda, por consequência. Portanto, pontua-se que os agrupamentos espaciais no Estado de Pernambuco analisados no período de 2014 a 2020 estão nas Mesorregiões do Sertão, Agreste e RMR e os resultados encontrados nesse estudo podem ser base para outros trabalhos, mas também, para efeitos de aplicabilidade nas políticas públicas de segurança municipais e estaduais.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP. Editora Alinea, 2012, 498p.

ANDRADE, M. V., Lisboa, M. B. **Desesperança de Vida***:* Homicídios em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 2000.

ANSELIN, Luc et al. **Spatial analyses of crime.** Criminal justice, v. 4, n. 2, p. 213-262, 2000.

BECKER, G. **Crime and punishment: an economic approach.** Journal of Political Economy, v.76, p. 169-217, 1986.

BLOCK, Michael K.; HEINEKE, John M. **A labor theoretic analysis of the criminal choice**. The American Economic Review, v. 65, n. 3, p. 314-325, 1975.

BRUECKNER, Jan K. **Lectures on urban economics**. MIT press, 2011.

BONDEZAN, Lucas, CUNHA, Marina e LUCAS, Miriã. **Determinantes Socio–econômicos da criminalidade no estado do Paraná: uma análise espacial.** Revista de Economia, v. 41, n. 75, p. 248-281, 2020.

CONDEPE/FIDEM - **Gerência de estudos sociodemográficos da agência.** Estatísticas da Criminalidade Violenta em Pernambuco 2011. Recife-PE.

EHRLICH, I. **Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation.** Journal of Political Economy, v. 81, p. 521-565, 1973.

FAJNZYLBER, P.; JÚNIOR ARAUJO, A. **Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras.** IX Seminário sobre a Economia Mineira, vol. 2, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2000.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of Crimerates in Latin America and the World.** World Bank, Latin American and Caribean Studies, Viewpoints Series, 1998.

FBSP – Fórum Brasileiro de Segurança Pública. **15º Anuário Brasileiro de Segurança Pública de 2020**. Atualizado em 15.07.2021.

GFI - **Global Financial Integrity**, de Washington (EUA), 2011.

GLAESER, E. L. (1999). **An overview of crime and punishment.** Washington: World Bank. Mimeographed.

GLAESER, E. L., SACERDOTE, B. & SCHEINKMAN, J. A. (1996), **Crime and social interactions,** The Quarterly Journal of Economics 111(2), 507–548.

JÚNIOR NOBREGA, José. **Homicídios em Pernambuco: dinâmica e relações de causalidade.** Brasília-DF**, In:** Coleção Segurança com Cidadania. Volume III, 2019.

KASSOUF, A.; BECKER, K. **Uma análise do efeito dos gastos públicos em educação sobre a criminalidade no Brasil.** Economia e Sociedade, Campinas, v. 26, n. 1 (59), p. 215-242, abr. 2017.

KOUNADI, Ourania et al. **A systematic review on spatial crime forecasting.** Crime science, v. 9, p. 1-22, 2020.

LEVITT, Steven D. **Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of policeon crime**. Nova Orleans, Technical report, National Bureau of Economic Research, 1995.

MARIA, Jônatas Garcia de. **Economia do crime: uma revisão teórica e análise das despesas públicas em segurança no Ceará (2006-2010)**. 2012. 51 f. TCC (graduação em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Fortaleza-CE, 2012.

MENEZES, Tatiane et al. **Spatial correlation between homicide rates and inequality: Evidence from urban neighborhoods.** Economics Letters, v. 120, n. 1, p. 97-99, 2013.

PERNAMBUCO. Portaria nº 357, de 09 de março de 2010. Disciplina o uso de categorias e definições sobre a motivação de mortes violentas intencionais visando a consolidação de dados estatísticos. **Diário Oficial [do] Estado de Pernambuco,** Recife, ano 87, n. 44, 9 de mar 2010.

SANTOS, M.; KASSOUF, Ana. **Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias**. Revista EconomiA, v.9, n.2, p.343-372, 2008.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota; FIRMINO COSTA DA SILVA, Diego; CAVALCANTI, Filipe Matheus. T**he spatial association between drugs and urban violence: an analysis for the Metropolitan Region of Recife, Brazil**. Spatial Economic Analysis, p. 1-21, 2023.

SOUZA SÁ, Nobrega. **A criminalidade no estado de Pernambuco: uma análise espacial dos determinantes das ocorrências de homicídios e roubos.** REZ, v. 20, n. 43, 2019.

OLIVEIRA, Cristiano. **Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime**. XXXIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC, Niterói, 2005.

ZENOU, Y. (2003). **The spatial aspects of crime.** Journal of the European Economic Association 1(2-3), 459–467.