

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA MESTRADO
EM ECONOMIA APLICADA

RHAFANELLA KARLLA COSTA SANTANA DA SILVA

**ANALISE ESPACIAL DA TAXA DE HOMICÍDIOS NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO
DE ALAGOAS NO ANO DE 2010**

MACEIÓ

2019

RHAFANELLA KARLLA COSTA SANTANA DA SILVA

**ANALISE ESPACIAL DA TAXA DE HOMICÍDIOS NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO
DE ALAGOAS NO ANO DE 2010**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia aplicada da Universidade Federal de Alagoas (UFAL), em cumprimento as exigências para obtenção do título de Mestre em Economia na área de concentração: Economia Aplicada. Linha de pesquisa: Economia do crime.

Orientador: Prof. Dr. Thierry Molnar Prates

MACEIÓ

2019

Catálogo na fonte
Universidade Federal de Alagoas
Biblioteca Central

Bibliotecário Responsável: Marcelino de Carvalho

- S586a Silva, Rhafaella Karlla Costa Santana da .
Análise espacial da taxa de homicídios nos municípios do estado de Alagoas no ano de 2010 / Rhafaella Karlla Costa Santana da Silva. – 2019.
49 f. : il.
- Orientador: Thierry Molnar Prates.
Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. Maceió, 2019.
- Bibliografia: f. 47-49.
1. Criminalidade - Alagoas. 2. Econometria espacial. 3. Homicídio. I.
Título.

CDU: 330.43

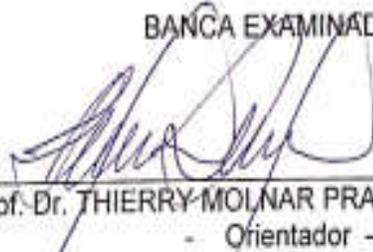
FOLHA DE APROVAÇÃO

RHAFANELLA KARLLA COSTA SANTANA DA SILVA

**ANÁLISE ESPACIAL DA TAXA DE HOMICÍDIOS NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO
DE ALAGOAS NO ANO DE 2010**

Dissertação submetida ao corpo docente
do Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada da Universidade
Federal de Alagoas e aprovada em 22 de
agosto de 2019.

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. THIERRY-MOLNAR PRATES (FEAC/UFAL)
- Orientador -

Prof. Dr. KEULER HISSA TEIXEIRA (FEAC-UFAL)
- Examinador Interno



Prof. Dr. MARCO ANTÔNIO JORGE (UFS – participação via Skype)
- Examinador Externo - (participação via Skype)

A todos que amo, porque o amor é a melhor parte do trabalho.

AGRADECIMENTOS

Gratidão! Começo os meus agradecimentos com essa palavra. Gostaria de ressaltar que por mais longo que fosse o espaço dedicado para os agradecimentos não seria possível citar todas as pessoas que me acompanharam e de alguma forma me auxiliaram nessa jornada. Sempre digo que apesar de ser um curso muito bom, é difícil e o estudo da economia deve ser realizado em grupo. Baseado nisso deixo meus agradecimentos a minha turma de mestrado pelas n vezes que nos reunimos, estudamos, madrugamos, nos divertimos, sorrimos, choramos e tivemos raiva. O alicerce que construímos fez uma base muito forte para que eu pudesse chegar aqui: Arthur, pelo seu amor por ensinar; Josi pelas palavras sinceras; Marília pelo doce de pessoa que és; Tatiane, a caçula rainha dos prêmios; Mari pela energia positiva que contagia todo mundo; Rody pelas suas histórias e paciência de não se irritar com quase nada. A todos obrigada pelos risos e cervejas.

Aos meus pais, em especial a minha mãe me ajudar e me apoiar durante todos os dias da sua vida. Eu não poderia ter uma mãe melhor.

Ao meu filho, que é minha fonte de força pra correr atrás, virar madrugada e conseguir tudo aquilo quero. Vamos longe juntos.

A Taty, pelas inúmeras madrugadas que me fez companhia mesmo estando no sul do país. Distância sempre foi um mero detalhe.

A Larissa, pelas vezes que me ajudou, deu dicas, corrigiu e brigou também.

A você, que teve uma passagem rápida na minha vida e que apesar de todos os problemas e diferenças não me deixou desistir desse curso enquanto esteve presente aqui e me trouxe inúmeros ensinamentos. Obrigada por tudo isto.

Aos velhos amigos e aos novos amigos, obrigada a todos vocês que acreditaram em mim. E mais ainda, obrigada a todos que disseram que eu não conseguiria. Vocês vão ter que me engolir.

Ao professor Thierry, que foi de suma importância no desenrolar desse trabalho. Com toda certeza sem a sua ajuda eu não teria conseguido.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Alagoas junto com a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela bolsa de estudos concedida e pelo apoio institucional à pesquisa científica.

*“Quanto maior for o esforço no estudo, menores serão
as chances de fracasso na vida.”*

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo testar a hipótese de dependência espacial na taxa de criminalidade dos municípios alagoanos e verificar possíveis determinantes de tal fenômeno no ano de 2010. O crime na sociedade é um problema complexo, que abrange um grande leque de interpretações e que passou a incorporar a agenda de pesquisa em economia principalmente após o trabalho de Gary S. Becker (1968). Em um cenário mais recente, observa-se um crescente interesse entre os aspectos sociodemográficos e geográficos da criminalidade. Em 2010, o estado de Alagoas liderou o ranking brasileiro do índice de criminalidade. Tanto os dados relativos aos homicídios quanto algumas variáveis dependentes são oriundas do DATASUS pertencente ao Ministério da Saúde. Outras variáveis dependentes, do Censo IBGE (2010). Efetuou-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais, no intuito de descrever e visualizar distribuições espaciais através das estatísticas de Moran Global e Local (LISA). Por meio da estimação do modelo Lag espacial, verificamos que o aumento da taxa da criminalidade se deu acompanhada a transformações importantes ligadas a jovens, concentração de renda e atividade econômica.

Palavras Chave: econometria; economia do crime; Alagoas

ABSTRACT

This paper aims to test the hypothesis of spatial dependence of crime rate in the municipalities of Alagoas and to verify possible determining factors for the year 2010. Crime in society is a complex problem, which exhibits a large number of interpretations and has now become. incorporate a research agenda in economics mainly after the work of Gary S. Becker (1968). In a more recent scenario, note a growing interest between the sociodemographic and geographical aspects of crime. In 2010, the state of Alagoas led the Brazilian ranking of the crime rate. Both homicide data and dependent variables come from the Ministry of Health's DATASUS. Other dependent variables from the IBGE Census (2010). An Exploratory Spatial Data Analysis was performed to describe and visualize spatial distributions through Moran Global and Local (LISA) statistics. Through the application of the Space Lag model, the levels of increase or crime rate that were accompanied by important transformations were applied to youth, income concentration and economic activity.

Keywords: econometrics; crime economics; Alagoas

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Diagrama de dispersão de Moran	28
Gráfico 1– Histograma do número de vizinhos e frequência nos municípios de Alagoas..	36
Gráfico 2 – Índice de Moran para taxa de homicídios em Alagoas 2010.	37
Gráfico 3 – Distribuição da Taxa de Homicídios e Hipótese de Aleatoriedade – I de Moran	36
MAPA–Clusters De Homicídios Alagoas – LISA.	39

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 REVISÃO DA LITERATURA ECONOMICA	12
2.1 Teoria econômica do crime	12
2.2A literatura empírica do crime	14
2.3 Modelo Teórico de Becker	15
2.3.1 Danos	15
2.3.2 O custo de apreensão e condenação	16
2.3.3 O fornecimento de delitos	16
2.3.4 Punições	18
2.3.5 Multas.....	18
2.3.6 Despesas privadas contra o crime.....	21
2.4A literatura brasileira sobre criminalidade.....	22
2.5Crime e espaço no Brasil	23
3ASPECTOS METODOLÓGICOS	25
3.1 Modelo econométrico	25
3.1.1 Matriz de Dados Espaciais	25
3.1.2 Estatística de Moran.....	26
3.1.3 Teste dos multiplicadores de Lagrange.....	29
3.1.4 Método de estimativa da máxima verossimilhança (MLE)	32
3.1.5 Método dos momentos Generalizados (GMM).....	33
3.2 Dados da pesquisa	33
4CONSTRUÇÃO DO MODELO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	35
4.1 Resultados dos modelos estimados	39
5 CONCLUSÃO	44
REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS	47

1. INTRODUÇÃO

O crime vem ganhando atenção dos economistas desde meados do século passado. A intenção sempre foi tentar capturar através de conceitos microeconômicos, quais os incentivos estariam em jogo na tomada de decisão de um criminoso, entre viver uma vida regrada ou tentar a vida do crime. Os incentivos quase sempre estavam baseados em dois conjuntos de variáveis a serem pesadas pelo indivíduo. O primeiro conjunto agregaria os benefícios do crime, como o aumento de sua riqueza ou algum outro status desejado, e o segundo seriam os fatores negativos como a probabilidade de prisão, condenação, morte, a dureza da lei ou qualquer outro dano colateral, além do fator moral e ético.

Esse grupo de variáveis, quase sempre de maneira não formalizada, guiariam as decisões do indivíduo e seriam importantes para determinar o seu caminho no crime ou fora dele. A tentativa dos economistas e outros cientistas sociais foi a utilização de uma teoria econômica e econométrica para mensurar os fatores que são determinantes para a criminalidade, neste caso a taxa de homicídios.

Tal atenção é totalmente justificável mediante ao fato de que nos últimos vinte anos a taxa de homicídios praticamente dobrou no Brasil. Olhando para o Nordeste, a criminalidade é um problema crônico, pois é onde se concentram as cidades mais violentas do país. Em 2016, segundo o Atlas da violência 2018, a taxa de homicídios média do país era de 30,3 para cada 100 mil habitantes e da região nordeste era de 44,15 para cada 100 mil habitantes. A taxa de homicídios por 100.000 habitantes é o indicador utilizado para analisar e comparar o nível de criminalidade entre as cidades no mundo uma vez que é considerado o ato de violência com maior gravidade e visibilidade pública.

O presente trabalho busca analisar as causas da taxa de homicídios nas cidades do estado de Alagoas em função das variáveis socioeconômicas e demográficas que a impactam, através da econometria espacial. Variáveis socioeconômicas importantes para a elevação do crime foram analisadas. Tais variáveis podem ter um papel decisivo nas escolhas dos indivíduos pela atividade ilegal. Com os objetivos específicos, buscase mostrar que adicionando fatores socioeconômicos em uma análise econométrica, conseguiremos entender se essas variáveis influenciam ou não a taxa de homicídios das cidades, fazendo a correção para espacialidade, a fim de perceber o que de fato pode ou não influenciar essa taxa; explicar a problemática da criminalidade a partir das

características existentes nos municípios alagoanos e pretende-se encontrar respostas para a problemática da criminalidade a partir das características socioeconômicas de cada municípios.

As variáveis econômicas podem explicar uma parte considerável da variação da taxa de homicídios entre os municípios de Alagoas. De outra forma, apresentam-se outros indicadores demográficos como população, percentual de pobres e efetivo policial que podem ser fatores que influenciam os dados agregados da criminalidade. Fez-se necessário uma análise das variáveis socioeconômicas de Alagoas baseado nos dados do Censo IBGE 2010 para delinear os determinantes dos homicídios no Estado.

Este trabalho inicialmente apresenta o arcabouço teórico que visa explicar quais fatores são determinantes para que um indivíduo pratique ou não uma atividade ilícita. Posteriormente, estão descritos os aspectos metodológicos e dados utilizados. Em seguida, demonstram-se os efeitos das variáveis demográficas sobre a taxa de homicídios. A quarta seção possui uma discussão sobre o resultado das análises realizadas, situando esse resultado na literatura. Por fim, e não menos importante, encontra-se a conclusão do trabalho.

2. REVISÃO DA LITERATURA ECONÔMICA

Esta seção apresenta os principais estudos e avanços na economia do crime e os determinantes socioeconômicos da criminalidade, com foco em investigações sobre o impacto da desigualdade de renda e fatores demográficos na taxa de homicídios.

2.1 Teoria econômica do crime

Estudos econômicos relacionados à criminalidade têm ganhado mais visibilidade desde o artigo de Gary Becker intitulado *Crime and Punishment: An Economic Approach* de 1968, considerado como marco inicial de estudos dessa área. O autor faz uso da teoria econômica e da econometria para entender os fatores determinantes da criminalidade, enfatizando uma relação entre custos e benefícios, crime e castigo.

Por sua vez, o modelo de Becker baseia-se no conceito da racionalidade do indivíduo, onde o mesmo escolhe e pondera as suas ações dentro do caminho da legalidade ou ilegalidade, visando o lucro, analisando a probabilidade de ser pego ou

não ao cometer o crime e as punições que serão aplicados em caso de ser pego (BECKER, 1968).

Partindo do pressuposto que recursos públicos e privados são gastos no combate ao crime, desde a prevenção, apreensão e punição de criminosos, Becker (1968) faz uso de uma metodologia que busca mensurar a perda social diante dos atos criminosos e procura uma alocação ótima dos recursos e punições que possam reduzir essa perda. Essa mensuração caracteriza os vínculos entre: a quantidade de crimes e o custo das ocorrências criminais, a quantidade de crimes e a pena para os crimes, a quantidade de ocorrências criminais, prisões, condenações e o gasto público com policiamento e promotoria, a quantidade de condenações e os custos de detenção ou outros tipos de punição e a quantidade de crimes e o dispêndio privado em proteção e apreensão (BECKER, 1968).

O exercício realizado por Becker (1968) faz uso de uma análise econômica para demonstrar que o desenvolvimento de políticas públicas e privadas de combate ao crime trata-se de uma alocação ótima de recursos.

Ehrlich (1973) foi pioneiro em desenvolver um modelo teórico explícito para explicar a participação do indivíduo em atividades ilícitas, onde cada indivíduo enfrenta um *trade-off* entre trabalho e lazer, alocando o seu tempo de trabalho em atividades legais ou ilícitas. Em sua formulação, os indivíduos lidam com a atividade criminosa como uma atividade qualquer que possui um retorno esperado, porém com uma diferença: a possibilidade de prisão.

A conclusão básica desse estudo é que os infratores respondem a incentivos da mesma forma que os agentes que praticam atividades legítimas e muitos, mesmo depois de serem presos e punidos ainda permanecem na prática de atividades ilícitas e isto seria explicado pelas oportunidades relativas disponíveis para os criminosos e não o resultado de apenas uma motivação (EHRlich, 1973).

Além do mais, essa investigação empírica demonstrou uma relação positiva entre as taxas de todos os crimes e o grau de desigualdade de renda e negativamente relacionada à taxa de crescimento e a probabilidade de prisão, sendo o efeito renda indeterminado (EHRlich, 1973).

A inserção das variáveis demográficas como um determinante do nível da criminalidade ainda é pouco explorada nos estudos relacionados de economia do

crime, porém os poucos estudos¹ realizados por economistas, sociólogos e criminologistas evidenciaram que os fatores demográficos são de suma importância para definir a propensão de um indivíduo participar de atividades ilícitas.

2.2 A literatura empírica do crime

Brofenbrenner (1979) faz uma abordagem ecológica em que defende que o ambiente influencia o desenvolvimento do indivíduo em diversos aspectos. O autor defende que em cada etapa do processo de desenvolvimento moral do indivíduo, as relações em diferentes contextos ao qual o mesmo está inserido é que irão determinar as suas referências do que é certo ou errado e dessa forma, determinando se haverá um custo moral ou não na prática de uma atividade ilícita. Em suma, a principal contribuição da sua abordagem é de que o ambiente, ao qual o indivíduo está inserido, altera a sua avaliação moral e conseqüentemente o seu custo moral.

Em relação ao tamanho das cidades, Glaeser e Sacerdote (1999) afirmam que os índices de criminalidade são maiores nas grandes cidades porque o infrator tem uma menor probabilidade de ser reconhecido e preso, devido ao tamanho da população e menor presença do Estado, enquanto os ricos tem maior acesso, e assim os indivíduos possuem um retorno esperado do crime maior que em uma cidade menor.

A escassez de uma explicação satisfatória para o forte crescimento da violência levou a investigações sobre um possível impacto de outras variáveis demográficas que podem (ou não) influenciar os índices de criminalidade, tal como escolaridade, pobreza, densidade demográfica etc. Porém, alguns estudos tentaram fazer uma correlação entre a desigualdade de renda e a criminalidade e não se obteve um senso comum.

Em um estudo aplicado a Colômbia, Bourguignon et al (2003) chegaram a evidências inconclusivas quanto a relação entre desigualdades e crimes contra a propriedade. Resultados obtidos por meio de painel e séries de tempos geram uma maior ambigüidade enquanto quando atingidos por meio de regressões *cross-section* são mais robustos. Já Freeman (1996), ao analisar regiões metropolitanas da América do Norte não chegou a uma correlação significativa entre as duas variáveis. Por outro lado, Fajnzylber et al (2001) conseguiram coeficientes significantes e positivos para dados de diferentes países.

¹ Ver Dagg (1991), Rasanen (1999); Levitt e Donohue (2001);

Geralmente, os trabalhos que buscam analisar tal relação a nível internacional são pouco conclusivos e quando atribuídos em unidade geográficas menores, apresentam melhores resultados. Essa ambiguidade dos resultados pode ser explicada por Dahlberg e Gustavson (2005) que argumentam que é a fatia permanente da renda que realmente importa para explicar a criminalidade, e visto que as medidas tradicionais de desigualdade não fazem a distinção entre a porção permanente e transitória da renda, termina captando o efeito de ambos componentes.

As ideias acima apresentadas visam complementar o modelo econômico do crime proposto por Becker em 1968. Devido sua relevância e pioneirismo para a temática, é extremamente importante abordarmos um pouco a estrutura deste estudo, assim, a próxima seção se propõe a destacar a descrição deste modelo.

2.3 Modelo Teórico de Becker

Gary Becker foi responsável pela construção de um arcabouço teórico que impulsionou os estudos econômicos sobre criminalidade. O seu modelo aponta as relações entre o número de crimes e o custo das ocorrências criminais; o número de crimes e a pena para os crimes; o número de ocorrências criminais e o gasto público com policiamento e promotoria; o número de condenações e os custos de detenção/punição; o número de crimes e o gasto privado em proteção e apreensão (Becker, 1968). A seguir, buscaremos explicar as principais variáveis utilizadas no modelo.

2.3.1 Danos

Usualmente, a convicção de que outros membros de uma sociedade serão prejudicados é o que motiva a limitação ou proibição de uma atividade. Becker (1968) expõe que o dano aumenta com o nível de atividade criminal, descrito na equação

$$H_i = H_i(O_i), \quad \text{com } H_i = \frac{dH_i}{dO_i} > 0$$

onde H é o dano da atividade e O é o nível da atividade. Partindo deste ponto de vista, as atividades criminosas fazem parte de um subconjunto de atividades que causam deseconomias e o nível da atividade criminosa é medida pelo número de infrações cometidas.

Este modelo verifica que o ganho por parte do criminoso aumenta com relação ao número de crimes cometidos, como mostra na equação:

$$G = G(O), \text{ com } G' = \frac{dG}{dO} > 0.$$

Sendo assim, a diferença entre o dano e o ganho representa o custo líquido (ou dano) para a sociedade, escrita por

$$D(O) = H(O) - G(O).$$

Os criminosos geralmente recebem ganhos marginais decrescentes e causam danos marginais crescentes para crimes adicionais, ou seja:

$$D'' = H'' - G'' > 0$$

Visto que H' e $G' > 0$, o sinal de D' depende de suas magnitudes relativas, sendo assim:

$$D'(O) > 0 \text{ para todo } O > O_\alpha \text{ se } D'(O_\alpha) \geq 0.$$

Becker enfatiza o fato de que este modelo subestima algumas variáveis importantes que influenciam diretamente a criminalidade como por exemplo o custo do homicídio que é mensurado pela perda dos ganhos futuros da vítima, excluindo (entre outras coisas) o valor da vida em si. Com relação ao custo do roubo, excluem-se os efeitos de uma distribuição de riqueza forçada e acumulação de capital proveniente da ação criminosa, o roubo (BECKER, 1968).

2.3.2 O custo de apreensão e condenação

Quanto maior o número de policiais, funcionários de tribunais e equipamentos especializados, maior será a facilidade de descobrir, capturar e condenar criminosos, segundo Becker (1968). O aumento do efetivo policial e jurídico seria mais caro² devido à entrada e saída de mão de obra, como representado na seguinte equação:

$$C = C(A) \text{ com } C' = \frac{dC}{dA} > 0$$

onde $A = f(m, r, c)$ sendo f função de produção total de variáveis alocadas. Vale ressaltar que alcançar qualquer nível de atividade será menos caro quando menor for o custo para a contratação e manutenção do efetivo policial, jurídico e de suprimentos que auxiliem nas investigações e capturas dos criminosos. Segundo Becker (1968), a mensuração aproximada da atividade é feita através do número de infrações apuradas pela convicção como representado pela equação:

$$A \simeq pO$$

onde p representa a probabilidade geral de um crime ser desmascarado por convicção. Substituindo os valores nas equações, temos que:

² Dado f e os custos de cada variável. f é uma função de produção que resume o "estado das artes"

$$C_p = \frac{dC(pO)}{dp} = C'O > 0 \quad e \quad C_0 = C'p > 0$$

sendo $pO \neq 0$. Desse modo, um aumento na probabilidade de condenação ou na quantidade de crimes implica num aumento dos custos totais.

2.3.3 O fornecimento de delitos

Ao estudar diversas teorias sobre os determinantes do número de delitos que diferem grandemente, Becker afirma que a maioria concorda que quando outras variáveis determinantes são mantidas constantes, cairia o aumento na probabilidade de uma condenação ou prisão de um indivíduo juntamente com o número de ocorrências cometidas. Becker defende ainda que uma mudança na probabilidade de apreensão possui um efeito maior que uma mudança na gravidade da punição (BECKER, 1968).

Diante disso, Becker faz referência à teoria econômica da escolha racional afirmando que um indivíduo escolherá a prática criminosa se a utilidade esperada deste crime for maior que a utilidade obtida através de outras atividades legais. Ou seja, as pessoas se tornam criminosas mediante os benefícios e custos da prática criminosa serem maiores que os de uma atividade legal.

A partir dessa visão, pode-se dizer que existe uma função relacionando o número de ocorrências criminais de qualquer pessoa à probabilidade de sua condenação, à sua pena, se condenado e outras variáveis, bem como os ganhos implícitos de uma atividade legal ou ilegal (BECKER apud SANTOS, 2007). Isto pode ser representado da seguinte forma:

$$O_j = O_j(p_j, f_j, u_j),$$

sendo O_j a quantidade de crimes que o indivíduo cometeria durante um determinado período de tempo, p_j probabilidade de condenação por crime, f_j punição por crime e u_j variável representante dos fatores exógenos. Contudo que apenas os criminosos condenados são punidos, existe o efeito de “discriminação de preços” e incerteza: quando condenado, o criminoso paga f_j pelo crime condenado, caso contrário não paga nada. Assim, um aumento de p_j ou f_j reduziria a utilidade esperada de um crime e tenderia a reduzir a quantidade total de crimes devido ao aumento da probabilidade de pagar um “alto preço”. De outro modo:

$$O_{pj} = \frac{dO_j}{dp_j} < 0 \quad e \quad O_{fj} = \frac{dO_j}{df_j} < 0$$

A quantidade total de crimes é o somatório de O_j e dependeria de p_j , f_j e u_j .

“Os infratores são mais dissuadidos pela probabilidade de condenação do que pela punição. Quando condenado, acaba por implicar na abordagem da utilidade esperada de que os infratores são os preferidos por risco, menos na região relevante de punições. (Tradução livre. BECKER, 1968)”

A questão de o crime compensar ou não, não é diretamente relacionado à efetividade policial ou à quantidade de recursos gastos no combate ao crime, mas sim uma implicação sobre as atitudes do criminoso ser ou não avesso ao risco. Desse modo, os valores de p e f podem ser alterados pelos recursos de combate e políticas públicas remetendo-se ao nível de risco do crime e, desse modo, influenciando se o crime compensa ou não na escolha racional do criminoso (BECKER, 1968).

2.3.4 Punições

Em toda história da humanidade sempre estiveram presentes os métodos de punição que ao longo do tempo foi se transformando até chegar ao modelo punitivo atual. Na idade antiga, em meados do século VIII a.C., o conhecido cárcere servia para uma finalidade específica de aprisionar para garantir o domínio físico sob um indivíduo para que possa exercer a punição (em ruínas, calabouços, masmorras e torres de castelo), não como um caráter de pena, como nos dias atuais. Nessa época, as prisões eram um acessório de um processo punitivo baseado no tormento físico (DEPEN, 2018).

Na idade média, com a supremacia da Igreja Católica o cárcere era um local de custódia com a finalidade de conservar os indivíduos que seriam submetidos a castigos corporais e à pena de morte garantindo assim o cumprimento das prisões (DEPEN, 2018). As punições deste período estavam atreladas a torturas. De acordo com Carvalho (2002) a amputação dos braços, a degola, a forca, o suplício na fogueira, queimaduras a ferro em brasa, a roda e a guilhotina eram as formas de punição que causavam dor extrema e que proporcionavam espetáculos à população.

O termo penitenciária surge na idade média, influenciado pelo poder da Igreja Católica, com precedentes do Direito Penal Canônico, que é considerado a fonte primária das prisões onde os clérigos rebeldes eram trancafiados (mosteiros) para que por meio da penitência se arrependessem dos atos e obtivessem a devida correção/restauração (DEPEN, 2018).

As punições atingem não só os infratores, mas também outros membros da sociedade. Existem além dos custos de cobrança, as multas pagas pelos criminosos são receitas para outros. Em sua grande maioria, as punições ferem outros membros, pois a

prisão exige um gasto com guardas, supervisores, agentes, infraestrutura, etc. (BECKER, 1968).

De acordo com Becker, o custo de uma prisão para o indivíduo é o resultado do somatório de todos os ganhos perdidos e os descontos devidos às restrições de consumo e liberdade. Porém como a perda dos rendimentos e valores variam de indivíduo para indivíduo não há um custo único de uma sentença de prisão, mas é geralmente maior para indivíduos que poderiam ganhar mais estando fora da prisão, por exemplo. Dessa forma, o custo para cada criminoso seria maior quanto maior fosse o período recluso, visto que ganhos e consumo estão positivamente relacionados ao tamanho da pena (BECKER, 1968).

O custo social total das penas é equivalente ao custo para os criminosos mais o custo para os outros ou menos o ganho para os outros. As multas geram um ganho social que iguala ao custo dos criminosos, que é proveniente dos custos de coleta e como o custo social das multas estão pertos de zero, geram uma transferência de pagamentos entre infrator e vítima. Já o custo social de uma liberdade condicional, prisão ou outras punições, acaba sendo maior por atingir além dos infratores porque a sociedade acaba sendo afetada até na pena do delito (BECKER, 1968).

Em termos de custos, os custos sociais escrito em termos para o criminoso são:

$$f' = bf,$$

Onde f' é o custo social e b é o coeficiente que transforma f em f' . O tamanho do b varia muito entre os diferentes tipos de punições: $b \approx 0$ para as multas e $b > 1$ para liberdade condicional, prisão e a maioria das outras punições. b é maior para os jovens e adultos que estão em centros de detenção e próximo de 1 para tortura ou liberdade condicional.

A função que mede a perda social pode ser escrita da seguinte forma:

$$L = L(D, C, bf, O)$$

então, presume-se que:

$$\frac{\partial L}{\partial D} > 0, \frac{\partial L}{\partial C} > 0, \frac{\partial L}{\partial bf} > 0$$

onde C é o custo de se combater o crime, sendo necessário encontrar valores para f , C e b para minimizar L .

A função da perda social é igual ao total da perda social em renda real de crimes, condenações e penas, assim descrita por:

$$L = D(O) + C(p, O) + bpfO,$$

onde $bpfO$ é a perda social do total das punições, deste bf é a perda por cada crime penalizado e pO é o número de crimes penalizados (caso haja um maior número de infrações independentes). C representa os valores gastos no combate ao crime; f punição por crime; b a forma das penas.

Todavia, pode-se separar pessoas que cometeram o mesmo delito em grupos que possuem respostas diferentes às penas. Uma mudança na probabilidade de ser preso ou no tamanho da pena não os impede de cometer um crime (BECKER, 1968).

Os crimes motivados por patologias ou sentimentos compulsivos mal respondem às variáveis econômicas e comportamentais explicadas por Becker e outros estudiosos da área. Durante o século XX, houve uma redução das penas de reclusão e aumento nas liberdades condicionais e tratamentos psicológicos proporcionando uma consistência nas condições descritas por ele (BECKER, 1968).

2.3.5 Multas

A forma de punição está sujeita ao controle da sociedade da mesma forma que a probabilidade da certeza e gravidade da penalidade. A legislação geralmente é responsável por definir se uma infração será punida através de multas, prisão, liberdade condicional ou alguma outra determinação (BECKER, 1968).

Nas palavras de Becker, multas são preços medidos em unidade monetárias, prisões são preços medidos em unidades de tempo. Sendo assim, a probabilidade de condenação é sistematicamente relacionada com os ganhos do infrator: de forma negativa para os crimes puníveis com pena de prisão e positiva quando punidos com multas (BECKER, 1968).

Se $b=0$, devido a pena ter sido realizada através de multa, e o custo da apreensão e condenação ser igual a zero, dar-se-ia a seguinte condição:

$$D'(O) = 0,$$

Onde O representa o nível ótimo de delitos cometidos e a multa e a probabilidade de apreensão devem ser mantida em níveis que levem o crime somente até o nível O .

De acordo com os conceitos de externalidades, o dano marginal deve ser igualado ao ganho marginal para obter uma soma nula (igual a zero). Porém, se as condições de apreensão, condenação e punição tendem a ser equivalentes a zero e a infração gera mais perdas que ganhos marginais, a perda social devido aos delitos cometidos seria diminuída quando se deferisse penas altas o suficiente para poder eliminar todos os crimes. (BECKER, 1968).

O valor marginal das penas tende a ser igual ao ganho marginal. Assim:

$$V = G'(O),$$

onde $G'(O)$ representa o ganho marginal privado em O e V é o valor monetário das multas e condenações. Ao derivar a equação de danos³ e de multas, substituindo na equação anterior temos o seguinte:

$$V = H'(O)$$

Nesse caso, o valor monetário das penalidades seria igual ao dano marginal causado pelo delito. Se o custo de apreensão e condenação é equivalente a zero, a probabilidade de apreensão e condenação deveria ser, também, equivalente a zero. Sendo assim, o valor monetário das penalidades seria igual às multas impostas e a equação seria:

$$f = H'(O)$$

As multas, determinadas pela equação acima, sendo pagas pelos infratores ao resto da sociedade, compensariam o dano marginal sofrido e o critério de minimizar a perda social seria idêntico com o critério de compensar a perda. Caso o custo de apreensão e condenação não seja zero, a condição ótima incorporaria os custos e danos marginais e se a probabilidade de condenação fosse igual à unidade, a nova equação seria assim:

$$D'(O) + C'(O, 1) = 0$$

2.3.6 Despesas privadas contra o crime

Becker argumenta ainda que há um vasto número de opções pelas quais o setor privado busca reduzir a incidência da criminalidade: vigias, alarmes, cercas elétricas, fechaduras, seguros, desvio de rotas, permuta de uma caminhada por um taxi, etc. Se cada indivíduo opta por tentar minimizar a sua perda inesperada pelas receitas dos delitos, as decisões do setor privado podem ser derivadas da condição ótima anterior sendo assim representado:

$$L_j = H_j(O_j) + C_j(p_j, O_j, C, C_k) + b_j p_j f_j O_j$$

Onde H_j é o dano para j do número O_j de delitos cometidos, C_j é o custo de conseguir condenação de p_j e está relacionado positivamente a O_j e negativamente relacionado a C , aos gastos públicos contra a criminalidade e C_k , que representa os gastos privados na prevenção da criminalidade. Por sua vez, $b_j p_j f_j O_j$ mede a perda

³ $D(O) = H(O) - G(O)$.

esperada de j consoante à condenação dos criminosos que cometem crimes O_j . b_j e f_j são determinados por políticas públicas para punições, a variável principal que auxilia na tomada de decisão diretamente controlada por j é p .

2.4 A literatura brasileira sobre criminalidade

Na literatura brasileira encontramos diversos estudos sobre criminalidade com aspectos e meios de análise diversos e que abrangem diversas áreas do conhecimento, realizadas por antropólogos, psicólogos, sociólogos, economistas e etc. Em se tratando da economia do crime, economistas normalmente estimam modelos econométricos a fim de identificar os determinantes socioeconômicos da criminalidade ou analisar as características dos agentes que cometem o crime.

Tal literatura busca referências no modelo descrito por Becker (1968), porém há um distanciamento deste modelo pelos autores brasileiros devido à falta de dados equivalentes à teoria para replicar estudos empíricos. Os estudos sobre crime brasileiros começaram com Zaluar (1985), no Rio de Janeiro, que desenvolveu um trabalho nas favelas e comunidades envolvendo uma série de elementos que associaram o contexto social aos fenômenos da criminalidade. Em Minas Gerais alguns anos depois trabalho de Paixão (1988) e Coelho (1988) descreveria a importância de variáveis socioeconômicas na determinação da criminalidade.

Em 1986 Pezzin desenvolveu uma análise em *cross-section* para a região metropolitana de São Paulo e encontrou uma correlação positiva entre urbanização, pobreza e desemprego em relação a crimes contra o patrimônio. Porém, em relação aos crimes contra a pessoa não houve evidências acerca da correlação entre as variáveis sociais e demográficas.

Baseado em uma regressão estimada para 1991, Cano e Santos (2001) apontaram evidências sobre uma correlação positiva entre as taxas de organização e taxa de homicídios nos estados do Brasil, em contrapartida não puderam evidenciar relação com a desigualdade de renda e educação. Já Cerqueira e Lobão (2003) utilizam a renda média como *proxy* para o custo de oportunidade do criminoso. Essa mesma variável é usada como *proxy* para o desenvolvimento econômico que geralmente está associado como fator positivo para a redução do crime.

Oliveira (2005) utilizou dados municipais de 1991 e 2000 para investigar as causas da criminalidade nas cidades brasileiras, chegando a conclusão que a

criminalidade é maior nas grandes cidades porque existe um maior retorno do crime, e uma probabilidade menor de ser punido assim como menores custos associados ao crime. Quase todos os trabalhos nessa linha encontram uma relação positiva entre a desigualdade de renda e a criminalidade no Brasil.

Visando a contribuir com a temática em questão, a próxima sessão apontará as principais variáveis selecionadas para este estudo, que pretende analisar os principais fatores que tendem a afetar a taxa de homicídios nos municípios do estado de Alagoas.

2.5 Crime e espaço no Brasil

Nesta seção será apresentado um breve apanhado da literatura voltado para a análise do aspecto espacial da criminalidade no Brasil. Os principais estudos concentram-se nos estados de Minas Gerais, São Paulo e Rio de Janeiro. Grande parte da literatura constata a presença de padrões espaciais de criminalidade e a ocorrência de efeitos de *spillover*.

Quem primeiramente tratou deste tema foi Beato (1998) analisando em seu artigo padrões e determinantes da criminalidade no estado de Minas Gerais, baseado em dados do Censo 1991. Beato constatou uma forte concentração espacial onde crimes contra o patrimônio são mais frequentes nos municípios maiores e mais ricos. Já os homicídios estão mais presentes em localidades que possuem uma deficiência de infraestrutura, principalmente de saneamento básico.

Castro et al (2004) analisou a distribuição espacial das taxas de homicídios, também no Estado de Minas Gerais, no período de 1996 a 2000, e encontrou 24 conglomerados espaciais homogêneos com taxa de homicídios semelhantes. O resultado da sua pesquisa possibilitou a criação de Núcleos de Gerenciamento em Segurança Pública, que permitiria a implementação de políticas públicas voltadas para controle e redução de homicídios.

Para este mesmo período, outros autores fizeram uso da base de dados do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. Além dos óbitos decorrentes de agressões por causas externas como homicídio, eles incluem óbitos de intenção indeterminada causadas por armas branca ou de fogo.

Usando dados de homicídios do estado de São Paulo, Sartoris (2000) observa a existência de autocorrelação espacial, em um padrão onde a violência irradia-se pelos

bairros vizinhos. Rodrigues (2005) busca mostrar a relação entre pobreza, moradia, imobilidade social e criminalidade. Seu argumento pauta-se na ideia de que quando a qualificação das comunidades residentes é baixa, a colocação no mercado de trabalho acaba sendo precária implicando em baixa renda e conseqüentemente uma imobilidade social deixando a opção pela criminalidade mais atrativa, principalmente entre os jovens.

No Rio de Janeiro, Szwarcwald e Castilho (1998) foram pioneiros ao realizar uma análise de dependência espacial da violência no país. Utilizando a base de dados do SIM, no período de 1979 a 1992, os autores buscaram estabelecer caminhos de propagação da violência para este estado. Concluíram que em todos os períodos houve uma autocorrelação espacial altamente significativa apontando que os municípios que são vizinhos têm menor variabilidade nas taxas de homicídios por armas de fogo que aqueles que não são adjacentes.

Com um olhar no Nordeste, Lima et al (2005) investigam a associação entre as taxas de homicídios e algumas variáveis socioeconômicas para o estado de Pernambuco, levando em consideração a dimensão espacial dos indicadores. Os autores afirmam que a inclusão da dimensão espacial das variáveis adiciona uma vantagem em analisar o problema enquanto fenômeno social que leva em consideração os aspectos socioeconômicos, cultural e ambiental.

Carvalho et al (2005) realizaram um mapeamento das taxas de homicídios usando dados de 1999-2001 para todos os municípios brasileiros a fim de captar a presença de padrões espaciais. Os autores utilizam um modelo espacial autoregressivo e os dados são ajustados pelo estimador bayesiano. Tal estudo concluiu uma concentração do fenômeno nas regiões metropolitanas e presença de dependência espacial em inúmeros municípios brasileiros. Jorge et al (2012) afirmam a existência de *clusters* de violência que sugerem a ocorrência de efeitos de *spillover* no sentido de que a criminalidade de um município afete e seja afetada pela de seu entorno.

Diante dos estudos expostos, é relativamente comum encontrar um padrão espacial da criminalidade do Brasil. Devido à escassez de estudos existentes sobre a criminalidade no nordeste, é interessante verificar a ocorrência dos efeitos espaciais no estado de Alagoas, bem como determinar a direção deles, uma vez que a autocorrelação espacial pode ser positiva ou negativa – caracterizada por regiões violentas ladeadas por áreas de baixa criminalidade e vice-versa (COOTER e ULEN, 2000).

3ASPECTOS METODOLÓGICOS

Homicídios no Brasil é um tema muito discutido pois é um dos maiores problemas enfrentados pelo país, e os dados vêm mostrando uma tendência explosiva nos últimos vinte anos. No Brasil, várias pesquisas realizadas buscaram identificar as relações entre as variáveis econômicas e demográficas com o crime, como identificamos no capítulo de referencial teórico. Tavares (2008) afirma que as pesquisas aqui realizadas enfrentam dificuldades devido à distribuição e confiança dos dados, já que existem diversas metodologias que são utilizadas, além dos casos de subestimação ou falta de dados por parte dos órgãos responsáveis pelas estatísticas criminais no país.

3.1 Modelo Econométrico

O presente trabalho utiliza como metodologia o instrumental de econometria espacial, visto que os modelos tradicionais de regressão linear não consideram a questão das consequências da presença de autocorrelação espacial, causada pelos *spillovers* que as variáveis produzem sobre as variáveis de seus vizinhos, e recebe destas. Outra situação que pode ser corrigida pela econometria espacial é a correlação entre os erros, e que pode ser causada também via heterogeneidade do território. Sendo assim, o método da econometria espacial é utilizado quando uma variável de um lugar influencia em características de um lugar vizinho (e até mesmo vizinhos de segunda ou terceira ordem)⁴.

Para realização da regressão, utilizamos a base de dados socioeconômicos para o estado de Alagoas, extraída do Censo IBGE 2010 e outras bases. Como variável dependente a taxa de homicídios para o ano de 2010, extraída do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM). A amostra compreende 102 municípios do estado de Alagoas.

3.1.1 Matriz de Dados Espaciais

Um dos modelos mais utilizados para uma modelagem de correlação espacial é o modelo autorregressivo espacial (conhecido como modelo SAR, *spatialautorregressivemodel*). Utiliza-se uma matriz de pesos espaciais “W” do

⁴ Para identificar a intensidade do efeito é necessário elaborar matrizes de peso e testar até onde o efeito é percebido no território.

tipo *Queen* que verifica a interação de maneira horizontal, vertical e nas diagonais. A característica desse modelo é utilizar a mesma ideia dos modelos autorregressivos em séries temporais, por meio da incorporação de um termo de *Lag* entre os regressores da equação (YWATA e ALBUQUERQUE, 2011). A grande diferença é que a *Lag* espacial não se refere à mesma variável no passado, e sim à mesma variável nos vizinhos. Isso significa que, nesse caso, não se trata de uma análise temporal, e sim de simultaneidade⁵.

Os vizinhos de cada localidade são especificados por meio de matriz onde para cada ponto do espaço é definido um conjunto de vizinhança que interage com ele. O critério de contiguidade reflete a posição de uma unidade em relação às demais, quanto à dependência espacial pressupõe-se que regiões vizinhas apresentem um grau de maior dependência do que as demais. (SILVA; BORGES; PARRÉ, 2014)

Posteriormente tentamos determinar a existência de autocorrelação espacial, isto é, se a variável que estamos tentando estudar é influenciada pelo resultado dos municípios vizinhos. Para isso, a ferramenta mais interessante utilizada é o Índice de Moran.

3.1.2 Estatística de Moran

Para testes de dependência espacial, uma das estatísticas mais disseminadas para verificar se há a autocorrelação espacial global é a estatística de *Moran* onde a hipótese nula se refere à aleatoriedade espacial (ALMEIDA, 2004).⁶

Carvalho e Albuquerque (2011) afirmam que tal teste pode ser aplicado à variável y_i diretamente ou aos resíduos da regressão de y_i versus um conjunto de variáveis explicativas. Dessa forma, considera-se um modelo de regressão linear:

$$y = X\beta + u$$

onde y é um vetor coluna ($n \times 1$) de variáveis resposta, X é uma matriz com cada linha que contém as observações para as variáveis explicativas e uma coluna unitária associada ao intercepto do modelo, β é vetor de coeficientes e u é vetor coluna contendo os resíduos da regressão. Doravante utiliza-se a estimativa de mínimos quadrados ordinários para o vetor de coeficientes, obtendo a expressão para os resíduos a seguir:

⁵ Os modelos espaciais podem ser estimados também como painéis temporais, utilizando também a variável defasada, no entanto isso não se aplica ao presente trabalho.

⁶ Caso haja aleatoriedade espacial, torna-se desnecessário utilizar um modelo espacial pois não serão necessárias correções.

$$\hat{u} = y - X[X'X]^{-1}[X'y].$$

O *Índice de Moran* para a autocorrelação espacial pode ser aplicado nos resíduos do modelo de regressão de forma direta. Fundamentalmente essa estatística é dada por

$$I = \frac{n}{S} \left(\frac{\hat{u}'W\hat{u}}{\hat{u}'\hat{u}} \right)$$

Onde \hat{u} é o vetor de observações por mínimos quadrados ordinários, W a matriz de pesos espaciais utilizadas e n o número de unidades espaciais. S por sua vez representa o somatório dos elementos da matriz.

Esse índice varia entre -1 e 1 fornecendo uma medida de associação linear entre os vetores U_t e a média ponderada dos valores da vizinhança (WZ_t). Como ele tem um valor esperado de $-\left(\frac{1}{n-1}\right)$, os valores que estão próximos a zero apontam uma ausência de padrão espacial dos dados, em outras palavras, uma ausência de autocorrelação espacial. No caso de o valor calculado seja maior que o valor esperado, há uma indicação positiva de autocorrelação espacial, ou seja, se uma determinada variável apresentar um valor baixo (alto) em um local apresentará valor baixo (alto) nas localizações vizinhas da mesma variável. Sendo assim, se o I de Moran estimado for inferior ao esperado há uma indicação negativa de autocorrelação (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2011).

Almeida (2004) afirma que uma autocorrelação positiva indica que o atributo estudado apresenta similaridade entre seus valores, enquanto que a negativa indica dissimilaridade entre os valores.

Todavia, a autocorrelação global pode omitir padrões de comportamento nos níveis locais estatisticamente significantes, de forma que foram criados índices de autocorrelação espacial local que tem a capacidade de identificar regimes de associação espacial diferenciados, pois produzem um valor específico para cada área. O mais utilizado deles é o Índice de Moran Local descrito na seguinte equação:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j W_{ij} (y_j - \bar{y})}{\frac{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}{n}}$$

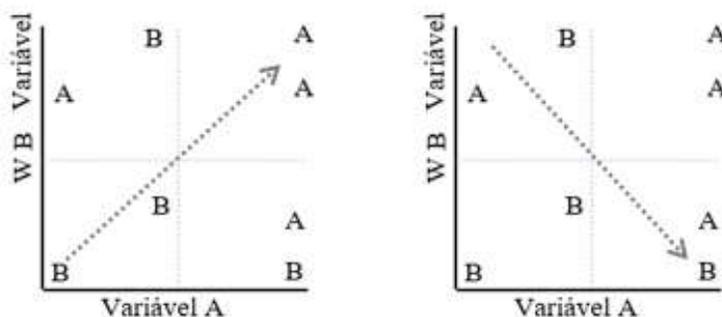
de forma que se I de Moran Local > 0 , há indicação de *clusters* com valores similares ao redor de i ; se o I de Moran < 0 , há indicação de *clusters* de valores diferentes ao redor de

i ; quando o I de Moran = 0, indica que não há presença de *clusters* (SILVA; BORGES; PARRÉ,2014).

De acordo com Anselin (1996), o diagrama de dispersão de Moran é uma das maneiras de interpretar essa estatística. De outro modo, é uma representação do coeficiente de regressão que permite visualizar a correlação linear entre z (variável normalizada) e Wz (média dos vizinhos) através do gráfico de duas variáveis. Logo, o coeficiente I de Moran representa a inclinação da curva de regressão de Wz contra z que indica o grau de ajustamento.

Esse diagrama é dividido em quatro quadrantes. No primeiro quadrante (Q1) estão as regiões que apresentam altos valores para a variável em análise cercadas por regiões que apresentam valores acima da média para a variável analisada. O Q1 é chamado de Alto-Alto (AA) (*high-high* | *HH*). No segundo quadrante (Q2) estão as regiões com valores baixos cercados por vizinhos que apresentam valores altos; classificado como baixo-alto (BA) (*low-high* | *LH*). No terceiro quadrante (Q3) estão as regiões com baixos valores cercados por vizinhos que também apresentam baixos valores; classificado como baixo-baixo (BB) (*low-low* | *LL*). Por fim, o quarto quadrante (Q4) estão as regiões com altos valores cercados por vizinhos de baixos valores; classificado como alto-baixo (AB) (*high-low* | *HL*) (PEROBELLI, 2003).

Figura 1 – Diagrama de dispersão de Moran



Fonte: Elaborada pela autora com base em Almeida (2012)

Sendo assim, as regiões que se encontram em Q1 e Q3 apontam pontos com autocorrelação espacial positiva, ou seja, tais regiões formam *clusters* de valores

próximos. Diante disto, regiões localizadas no Q2 e Q4 apresentam uma autocorrelação negativa.

Druckert al. (2004) ressaltam que após realizar o cálculo do Índice de Moran é necessário validar. Tal validação pode ser realizada através do teste de pseudo-significância, onde são geradas até 999 diferentes permutações dos valores de atributos associados às regiões. Cada uma dessas permutações produz um novo arranjo espacial onde os valores são distribuídos entre as áreas. A hipótese implícita do cálculo do índice de Moran é que os dados são estacionários em primeira e segunda ordem. Se o valor do I de Moran medido originalmente corresponder a um extremo da distribuição simulada, trata-se de valor com significância estatística.

Uma vez detectada a autocorrelação espacial, significa que não podemos estimar o modelo com apenas um modelo dos mínimos quadrados ordinários sem levar em conta a dependência espacial e precisamos escolher um modelo adequado. Dessa forma, estimamos o modelo de maneira adequada através dos MQO apenas para que este indique qual será o modelo mais adequado, inserindo a matriz de pesos. Ao analisar a última parte da saída dos MQO verificamos os resultados dos testes do Multiplicador de Lagrange LAG e Erro e seus respectivos robustos para identificar onde está a autocorrelação, se é nas variáveis explicativas ou se está nos erros. Assim percebemos que o modelo mais adequado para se utilizar nesse trabalho é o de LAG espacial, visto que o erro não foi significativo para correlação espacial.

3.1.3 Testes dos multiplicadores de Lagrange

Este teste que também é conhecido como teste do escore, baseia-se na abordagem de otimização nas condições de primeira ordem da função de Lagrange na função de log-verossimilhança assim representado por

$$f(\theta) = l(\theta) + ng(\theta),$$

Sendo n o vetor dos multiplicadores de Lagrange que equivale a q restrições em $g(\theta) = 0$. A estatística correspondente é dada por

$$LM = g(\hat{\theta}_r)' [l(\hat{\theta}_r)]^{-1} g(\hat{\theta}_r),$$

Onde $g(\hat{\theta}_r)$ se trata do vetor score do modelo restrito calculado conforme a hipótese nula. Já $[l(\hat{\theta}_r)]$ representa a matriz de informação de Fisher calculada também conforme H_0 . A estatística LM terá distribuição X_q^2 .

Teste dos multiplicadores de Lagrange no modelo SAR

Anselin (2002) afirma que no modelo SpatialLagModel (modelo Lag como denominado neste trabalho) a autocorrelação que foi ignorada anteriormente é atribuída neste momento à variável dependente Y . Dessa forma, considera-se a adição ao modelo de regressão de um novo termo na forma de uma relação espacial para a variável dependente. Em sua forma mais simples, o modelo SAR tem sua expressão escrita da seguinte forma:

$$y = \rho W y + X\beta + e,$$

sendo y um vetor coluna, n é o número de observações na amostra para a variável resposta y_i , $X\beta$ representa o conjunto de variáveis explicativas e o parâmetro beta, ρ é o coeficiente escalar que corresponde ao parâmetro autorregressivo – este é interpretado como o efeito médio da variável dependente referente a vizinhança espacial da região em questão, que neste trabalho é Alagoas. Já e equivale a um vetor coluna contendo resíduos e_i da equação.

Teste dos multiplicadores de Lagrange no modelo SEM

Referente ao modelo de erros espaciais (SEM), os resíduos são modelados pela seguinte equação:

$$y = X\beta + u$$

Onde:

$$u = \lambda W u + e$$

Para se testar a ausência de autocorrelação espacial, testa-se sobre a hipótese nula de que $\lambda=0$.

Há três abordagens de testes – Wald, razão de verossimilhança e multiplicadores de Lagrange) a mais concludente é a abordagem dos multiplicadores de Lagrange visto

que requer apenas uma estimação do modelo restrito. Sendo assim, a partir da estimação dos coeficientes da regressão via MQO e dos erros da regressão representados por:

$$\hat{u} = y - X(X'X)^{-1}X'y,$$

Seguimos representando a estatística de teste na expressão

$$LM = \frac{[\hat{u}'W\hat{u}]}{T\hat{\sigma}^4}$$

com $T = \text{traço} [(W'+W)W]$. Se a matriz W for simétrica, tem-se $T = n - 1$. A estatística de teste de Wald converge de maneira assintótica para uma distribuição de qui-quadrado com 1 grau de liberdade. O teste dos multiplicadores de Lagrange se trata de um procedimento simples para se testar a hipótese da ausência de dependência espacial nos erros da regressão (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2011).

Testes de LM e LR robustos

Anselim e Bera (1998) realçam a ideia que há por trás dos testes robustos é ajustar a estatística teste LM considerando a não centralidade da distribuição no caso de uma má especificação do modelo. Para saber qual modelo utilizar, propõe seguir os seguintes passos:

Estimativa MQO – teste LM:

Em caso de ausência de significância, deve-se assumir o modeloMQO.

- Para LM-erro significativo e LM-lag não significativo, deve-se assumir o modelo de erro espacial.
- Para LM-lag significativo e erro-LM não significativo, deve-se assumir o modelo de defasagem espacial.
- Para LM do erro e LM-lag significativos, deve-se fazer uso de testes robustos e escolher como alternativa aquele que possui maior significância.

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Trata-se de um teste assintótico onde são testadas as hipóteses H_0 : o erro do modelo de regressão linear possui distribuição normal contra H_1 : o erro do modelo de

regressão linear possui distribuição não-normal na família de Pearson. Tal procedimento consiste em calcular valores da assimetria e curtose da amostra, utilizando a seguinte estatística:

$$JB = T \left(\frac{a_1}{6} + \frac{(a_2 - 3)^2}{6} \right)$$

onde a_1 e a_2 são os coeficientes amostrais de assimetria e de curtose, respectivamente, e T é o tamanho da amostra.

Sob H_0 , Jarque e Bera (1987) afirmam que essa estatística segue uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Dessa forma, rejeitamos H_0 se $JB > \chi_{\alpha,2}^2$, onde o mesmo é o quantil de nível $1 - \alpha$ da distribuição χ^2 com 2 graus de liberdade.

O teste de Jarque-Bera mostra se a distribuição dos erros é normal, portanto passível de estimação por Máxima Verossimilhança, o que será escolhido ou não em função do tamanho da amostra⁷.

3.1.4 Método da máxima verossimilhança (ML)

Esse método consiste em estimar os parâmetros de um modelo utilizando as estimativas que tornam máximo o valor da função de verossimilhança. Em outras palavras, maximizar a função de verossimilhança determina parâmetros que possuem uma maior probabilidade de produzir os dados observados. (BATISTA, 2009)

Atribui-se para a recepção do sinal que será utilizado uma sequência de treinamento, e os atrasos são conhecidos para a estimativa da função. A função densidade de probabilidade para o sinal recebido y pode ser expressa da seguinte forma [PROAKIS 2000]:

$$P(y; H) = c \cdot \exp \left(-\frac{1}{\sigma^2} (y - RHb)^H (y - RHb) \right)$$

⁷ Faz-se uma ressalva sobre o teste de Jarque-Bera em relação à amostra do presente trabalho que não é grande, apenas 102 observações. Esse teste, por ser assintótico, não funciona muito bem para pequenas amostras, por isso, além de estimar por Máxima verossimilhança, uma estimação GMM será feita para comparação com resultados mais robustos,

$$c \cdot \exp\left(-\frac{1}{\sigma^2} 2R(Hb)^H y - (Hb)^H R(Hb)\right)$$

sendo σ^2 a variância do ruído, R aponta o operador real, assumindo que os outros parâmetros já são conhecidos. Dessa forma a estimativa do vetor de parâmetros H pode ser escrita assim (PETRI, 1997):

$$\hat{H} = \operatorname{argmax}_H \{\log P(y; H)\}$$

Portanto, o estimador MV pode ser escrito como:

$$\hat{H} = bR^{-1}y$$

3.1.5 Método dos Momentos Generalizados (GMM)

Esse método é um procedimento cujo estimador requer apenas que um conjunto de condições de momento deduzidas dos pressupostos básicos de um modelo econométrico sejam satisfeitas, tornando assim os demais estimadores um caso especial do GMM.

Considere uma função de probabilidade $f(w_1, w_2, \dots, w_t; \theta_0)$, onde θ_0 é um vetor $q \times 1$ de parâmetros “reais” e w_1, w_2, \dots, w_t uma amostra de T observações. Sendo $m(\cdot)$ um vetor de funções de dimensão r de modo que a condição de momento populacional assume a seguinte forma:

$$M_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m(w_t, \theta)$$

teremos assim três possibilidades de análise

- Para $q > r$, os parâmetros não são identificados.
- Para $q = r$, os parâmetros são exatamente identificados.
- Para $q < r$, os parâmetros são sobre-identificados e precisa-se impor restrições às condições de momentos para que o vetor de parâmetros venha a ser estimado (o que será feito a partir da matriz de ponderação) (PESARAN, 2015).

3.2 Dados da pesquisa

Nessa seção serão analisadas cada uma das variáveis utilizadas nas regressões explicando a razão de sua inclusão e utilização das mesmas e a maneira a qual cada uma delas deve afetar a taxa de homicídios, discutindo a evidencia empírica citada

anteriormente. Foram também obtidos dados secundários do CENSO IBGE 2010 e Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) dos municípios do Estado de Alagoas.

Um problema comum nas estimativas de criminalidade é que muitas das variáveis explicativas do modelo tem uma correlação forte entre eles e sofrem de um problema de multicolinearidade. Apesar deste problema não afetar a qualidade dos estimadores ele dificulta a obtenção de estimativas significantes para variáveis explicativas importantes indicadas pelos modelos teóricos.

O uso de uma variável y defasada como um método geral para controlar variáveis não-observadas não é uma técnica perfeita porém auxilia na obtenção de uma melhor estimativa dos efeitos das variáveis escolhidas para análise do modelo.

A variável dependente é a taxa de mortalidade por homicídios por 100 mil habitantes, segundo a definição da Décima Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10). Os óbitos por homicídio (X85 a Y09) conforme local de residência foram obtidos a partir da base de dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) criado pelo DATASUS, referente ao ano de 2010.

O crime, e em especial o homicídio no Brasil, é um fenômeno eminentemente masculino e jovem. A relação entre o envolvimento em atividades criminosas e a idade da população em idade ativa é bem estabelecida na literatura acerca da criminalidade. A probabilidade de um indivíduo cometer um crime aumenta a partir dos 15 anos e cai bruscamente a partir dos 29 anos, sendo a parte do pico entre 15 e 24 anos (BLUNSTEIN, 1986), (GORING, 1913), (WILSON E HEIRNSTEIN, 1985).

A variável população total do município foi incluída para testar se há alguma razão para tendência de aglomeração dos criminosos em grandes cidades. Provavelmente, tal aglomeração pode ocorrer por dois motivos: primeiro, quanto maior a população maior a facilidade que o criminoso tem para se esconder quando procurado; em segundo lugar, deve haver uma facilidade para aquisição das ferramentas para as suas atividades, pois em cidades maiores o desenvolvimento do mercado de armas e explosivos tende a ser maior (Brasil, 2009).

Os dados do efetivo policial foram obtidos no Censo 2010 do IBGE a partir dos dados de Agentes de Polícia Federal, Policial Rodoviário Federal, Guarda Municipal e Agente Legislativo por município. Tal variável foi escolhida para medir o efeito dissuasão entre os municípios analisados. A unificação de atividades de diferentes setores que compõem o sistema de segurança pública representa uma responsabilidade

política do estado, no que diz respeito à coordenação unificada de diferentes burocracias estaduais, além da publicitação de um compromisso com a integração das políticas de segurança aos direitos de cidadania (SANTOS et. al., 2015).

A escolha da taxa de desemprego entre a população de 16 anos ou mais se deu pelo fato de que a criminalidade e a taxa de desemprego tendem a ter o mesmo sinal, visto a crescente insatisfação social dos agentes principalmente decorrentes de baixos salários, a falta de emprego pode estar induzindo o aumento dos crimes.

Estudos apontam que a escolaridade altera o custo de oportunidade da atividade criminosa visto que quanto mais anos de estudo o agente tiver melhores serão as oportunidades de salário e emprego, o que implica em uma punição mais custosa para os agentes mais educados (BECKER, 1968). Lochner e Moretti (2009) afirmam que a frequência escolar mantém os indivíduos ocupados e, conseqüentemente, fora das ruas, diminuindo assim a possibilidade de ingresso precoce em atividades ilícitas.

Entre os estudiosos do assunto, as relações entre desigualdade, pobreza, desenvolvimento econômico e violência podem ser consideradas uma das linhas explicativas mais polêmicas. Apesar de serem muitos estudos que tentam analisar a relação entre eles, os resultados são muitas vezes divergentes entre si. O presente trabalho busca verificar se há uma correlação positiva ou não destas variáveis com a taxa de homicídios nos municípios de Alagoas.

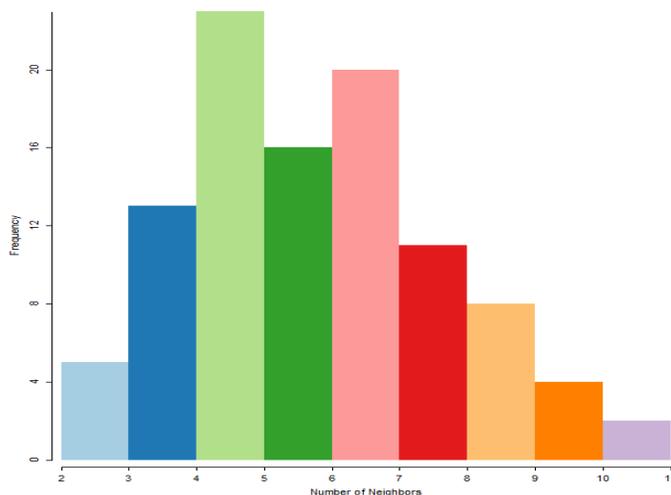
4 CONSTRUÇÃO DO MODELO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para iniciar o trabalho econométrico, é necessário seguir os passos descritos na metodologia. Em primeiro lugar, com o objetivo de analisar os vizinhos, cria-se uma matriz de pesos *Queen* de primeira ordem⁸, que leva em consideração a relação de vizinhança horizontal, vertical e das diagonais, e que se mostrou mais adequada para captar a espacialidade dos dados.

⁸ Há que se citar que outras matrizes foram testadas, como a matriz *Queen* de 2ª. Ordem, matrizes *Rook* de 1ª. E 2ª. Ordens e Matrizes de *K* vizinhos mais próximos, para 4, 5 e 7, de acordo com o histograma da Figura 1.

Na figura 1 é possível observar o histograma da matriz *Queen* de primeira ordem que mostra o número de vizinhos de sua frequência no território (entre 2 e 11 vizinhos). Foram criadas também, ao observar o histograma, matrizes dos 4, 5 e 7 vizinhos mais próximos para observar qual seria mais adequada e eficiente, desse modo sendo escolhida a matriz *Queen*.

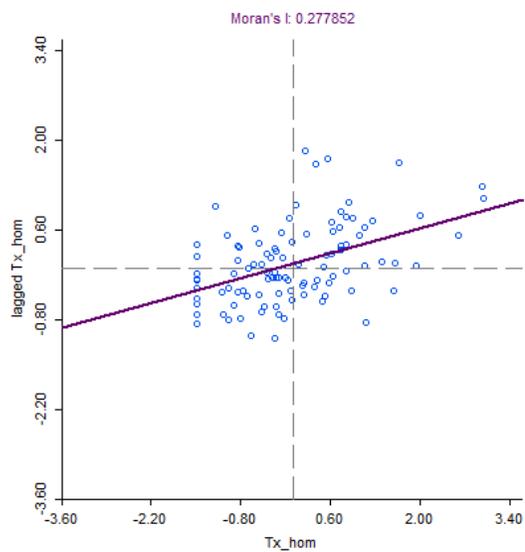
Gráfico 1 - Histograma do número de vizinhos e frequência nos municípios de Alagoas.



Fonte: elaborado pela autora no software Geoda

Uma variável pode ser totalmente aleatória ou mesmo ser correlacionada espacialmente. Para identificar a ação da dependência espacial faz-se necessário a utilização de alguns testes específicos. Após montar a matriz *Queen*, verificamos a existência de autocorrelação espacial, isto é, se a variável que estamos tentando estudar é influenciada pelo resultado dos municípios vizinhos por meio da estatística do Índice de Moran. O resultado do diagrama de dispersão do teste da variável da taxa de homicídios é distribuído da seguinte maneira ilustrado no Gráfico 2:

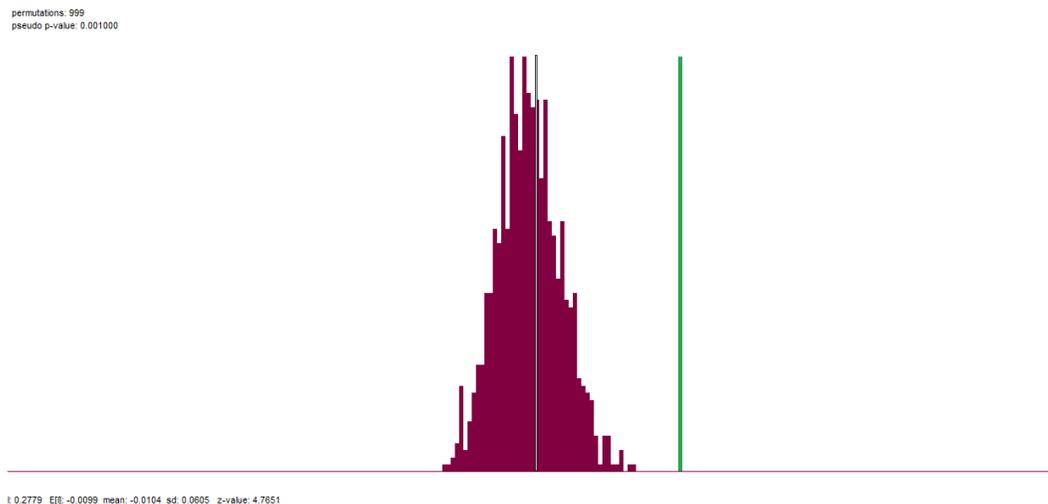
Gráfico 2 – Índice de Moran para taxa de homicídios em Alagoas 2010.



Fonte: elaborado pela autora no software Geoda

Ainda assim, para se assegurar de que há uma correlação espacial foram realizadas algumas permutações (999) para identificar se rejeitamos a hipótese de autocorrelação. O resultado positivo e significativo da estatística de Moran aponta indícios de dependência espacial na taxa de homicídios dos municípios alagoanos conforme Gráfico 3.

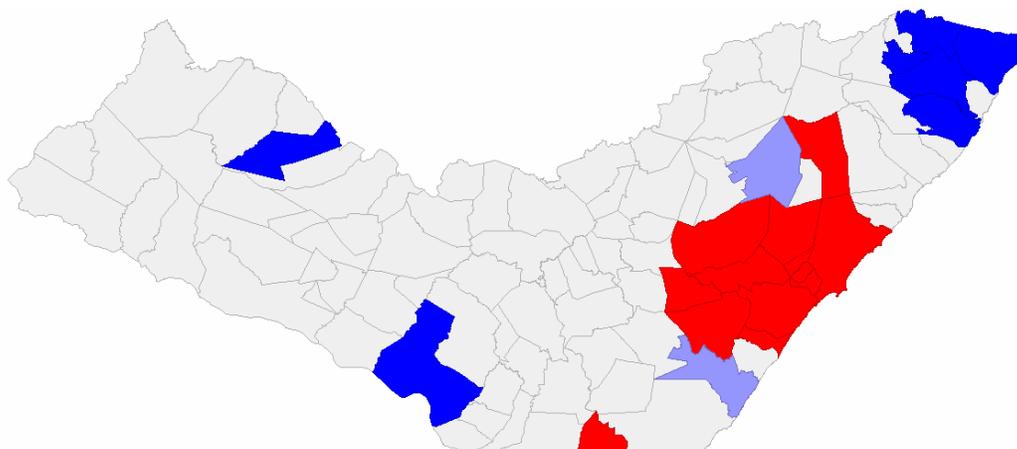
Gráfico 3 – Distribuição da Taxa de Homicídios e Hipótese de Aleatoriedade – I de Moran.



Fonte: elaborado pelo autor no software Geoda

Com esse resultado, a hipótese nula de aleatoriedade não pode ser aceita e, conseqüentemente, duas situações podem ser possíveis: os municípios que apresentaram altas taxas de homicídios, de maneira geral, podem estar geograficamente próximos daqueles que demonstraram elevadas taxas de crime e, por outro, municípios que apresentaram baixas taxas de crime, geralmente, estariam rodeados por outros que também apresentam baixas taxas de homicídios no período analisado. Porém, tanto a presença de *clusters* quanto os *outliers* espaciais significantes podem ser camuflados e, conseqüentemente, não serem capturados por meio apenas de um indicador global por isso recorre-se ao teste de Moran local. O teste é um mapa temático que resultou em um comportamento não aleatório da taxa de homicídios dos municípios alagoanos.

MAPA 1 – Clusters de Homicídios Alagoas – LISA.



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A partir do resultado anterior é possível constatar que a maior parte dos municípios (78,43%) não estão aglomerados no que tange às taxas de homicídios e, conseqüentemente, representados pela cor cinza. Sendo assim, tais localidades não possuem comportamento padronizado em suas respectivas taxas de homicídio ao nível de significância considerado.

Do total de municípios significantes (21,57%), a maior parte está localizado na região circunvizinha de Maceió⁹. Essa região e o município de Penedo foram identificados como municípios de alta taxa de homicídios que são cercados por outros que também possuem altas taxas de homicídios (Alto-Alto) no período analisado.

Entre os dados significantes 27,3%¹⁰ referem-se à proporção de municípios que apresentam a cor azul. Tais municípios representam a relação do tipo Baixo-Baixo, ou seja, localidades com baixas taxas de homicídios e que são cercadas por outras com baixas taxas de homicídios. Baseando-se no resultado do LISA, percebe-se indícios de autocorrelação espacial local nos dados da pesquisa. Sendo assim, tanto aspectos globais quanto locais sinalizam que os dados da taxa de homicídios dos municípios do estado de Alagoas possuem algum componente de associação espacial.

4.1 Resultados dos modelos estimados

A regressão estimada é representada da seguinte forma:

$$Tx_hom = pWTx_hom + eft_{pol} + Gini_{desvios} + Pop_{1000} + renda_{pc} + semianalf + txdesemprego + hom1529 + pobres + e$$

Através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários uma estimação foi realizada, para indicar qual será o modelo mais adequado, verificando assim a incidência de autocorrelação espacial agindo sobre os dados da pesquisa. Utilizamos o modelo de *Lag* espacial com Maxima Verossimilhança e GMM

⁹Municípios de Flexeiras, Maceió, Coqueiro Seco, Santa Luzia do Norte, Satuba, Marechal Deodoro, São Miguel dos Campos, Barra de São Miguel, Rio Largo, Atalaia, Pilar, Boca da Mata.

¹⁰ Municípios de Maravilha, Traipu, Maragogi, Jacuípe, Porto Calvo e Porto de Pedras.

Algumas variáveis foram transformadas para que os resultados ficassem mais fáceis de serem interpretados, como a população, que foi dividido por 1000, o índice de Gini que foi transformado para desvios em torno da média¹¹. O coeficiente do Gini será interpretado em termos de desvios padrão e não do valor absoluto por se tratar de uma variável que oscila entre 0 e 1, sem extremos.

Outras variáveis foram excluídas após ser realizado o teste de correlação entre as variáveis, pois demonstraram que havia problemas de multicolinearidade grave. Dentro das que estavam correlacionadas, mantivemos as que tinham maior variabilidade para que o modelo tivesse um melhor resultado e contemplasse todas as dimensões desejadas de acordo com a teoria.

O teste de Jarque-Bera tem como hipótese nula a normalidade. Assim, se o p valor for menor que 5% (ou 10%), $p < 0,05$ ($p < 0,10$), então o autor rejeita a normalidade. Já se $p > 0,05$, aceita-se a normalidade. No presente trabalho com esta estatística resultando em $p = 0,31357$ temos que os erros da amostra possuem distribuição normal.

TABELA 1 – ESTIMATIVA DOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION				
Variable Dependent: tx_hom Number of observations: 102				
Mean dependent var: 42.4368 Number of variables: 9				
S.D. dependent var: 28.1245 Degrees of freedom: 93				
R-squared: 0.277904 F-statistic: 4.47397				
Adjusted R-squared: 0.215789 Prob (F-statistic) : 0.000128255				
Sum squared residual: 58259.1 Akaike info criterio: 954.927				
S.E of regression : 571.167 Schmarz criterion : 978.552				
Sigma-square ML : 23.8991				
Variable	Coefficient	Std.error	T-estatistic	Probability
Constant	344.092	185.995	1.85001	0.06749
Efet_pol	0.0633417	0.105385	0.601147	0.54921

¹¹ Subtrai-se a média do valor da variável e divide-se pelo desvio padrão.

Gini	4.67303	3.42848	1.363	0.17617
Pop1000	0.033536	0.124694	0.268946	0.78856
Renda_pc	-0.047852	0.0749671	-0.638307	0.52484
Semi_analf	00.000104567	0.000441999	0.236577	0.81350
Hom1529	-5.44135	3.61676	-1.50448	0.13585
Tx_desemp	1.68469	0.664647	2.53472	0.1292
pobres	-0,0874283	0.501023	-1.742	0.08429

RegressionDiagnostics

MulticollinearityConditionNumber 245.754834

Test on normality of erros

Test	DF	Value	Prob
Jarque-bera	2	2.3195	0.31357

Diagnostics for heteroskedasticity

Random Coefficients

Test	DF	Value	Prob
Breusch-Pagan Test	8	15.0696	0.05781
Koenker –Bassect test	8	12.4254	0.13321

Diagnostics for spatial dependence

For weight Matrix: queen

TEST	MI/DF	Value	Prob
Moran's I (error)	0,1451	2,7480	0.00600
Lagrange Multiplier (lag)	1	10,1698	0.00143
Robust LM (lag)	1	6,3661	0.01163
Lagrange Multiplier (error)	1	5,2045	0.02253
Robust LM (error)	1	1,4008	0.23659
Lagrange Multiplier (SAR)	2	11,5706	0.00307

Destaca-se que o resultado encontrado ($I = 0,1451$) nos resíduos de MQO apontam indícios de existência autocorrelação espacial. Portanto, MQO torna-se inadequado para tratar o problema da dependência espacial vigente na taxa de homicídios dos municípios alagoanos no ano de 2010. Sendo assim, estimam-se

modelos espaciais de alcance global: SAR, SEM e SAC. Salienta-se que o modelo mais adequado é aquele que não apresentar qualquer evidência de autocorrelação espacial agindo sobre seus resíduos.

Analisando a última parte da saída dos MQO podemos ver os resultados dos testes do Multiplicador de Lagrange LAG e Erro, e seus respectivos robustos. Assim, podemos ver que o modelo mais adequado para se utilizar nesse caso é o de LAG espacial, já que o de Erro não foi significativo. O teste de Jarque-Bera¹² mostra que a distribuição dos erros é normal, portanto passível de estimação por Máxima Verossimilhança. O resultado da estimação de Máxima Verossimilhança para o Modelo de Lagespacial está abaixo.

TABELA 2 – MODELO DE LAG ESPACIAL – ESTIMAÇÃO DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA

REGRESSION				
SPATIAL LAG MODEL – MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION				
Variable Dependent :tx_hom Number of observations : 102				
Mean dependent var :	42.4368	Number of variables :	10	
S.D. dependent var :	28.1245	Degrees of freedom :	92	
Lag coeff. (Rho) :	0,374715			
R-squared:	0.360924	Log likelihood :	-463,796	
Sq. Correlation :	-	Akaike info criterion :	947.591	
Sigma-squarte :	505.5	Schwarz criterion :	973.841	
S.E of regression :	22.4833			
Variable	Coefficient	Std.error	z-value	Probability
Constant	327.762	167.081	1.9617	0.04980
Efet_pol	0.0826743	0.0946878	0.813125	0.38260
Gini	5.55178	3.08575	1.79917	0.07199
Pop1000	0.069823	0.112169	0.622481	0.53363
Renda_pc	-0.0748043	0.0676538	-1.10569	0.26886
Semi_analf	7.91865e-005	0.000397123	0.1994	0.84195
Hom1529	-5.31073	3.24937	-1.63439	0.10218

¹² O teste Jarque-bera é assintótico e 102 observações é pouco para ter confiabilidade em seu resultado.

Tx_desemp	1.36439	0.602105	2.26603	0.02345
pobres	-0.828116	0.450415	-1.83856	0.06598

RegressionDiagnostics

Diagnostics for heteroskedasticity

Random Coefficients

Test	DF	Value	Prob
Breusch-Pagan Test	8	14.2422	0.07567

Diagnostics for spatial dependence

For weight Matrix: queen

TEST	DF	Value	Prob
Likelihood Ratio Test	1	9.3353	0.00225

O coeficiente da Lagrho = 0,374715 mostra a influência que a taxa de homicídios dos vizinhos de primeira ordem tem em relação a cada município. Como explicado anteriormente, a estimação por Máxima Verossimilhança não é confiável, já que é um método assintótico, e requer que os erros sejam normalmente distribuídos, e o teste não pode ser aplicado com precisão, utiliza-se o software GEODA Space para rodar a regressão pelo método GMM em 2 estágios. Assim, temos o seguinte resultado que, por sinal é bastante parecido com o resultado de MV:

```

REGRESSION
-----
SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL TWO STAGE LEAST SQUARES
-----
Data set           :dados finais Rhafaela.dbf
Weights matrix    :File: queen1AL.gal
Dependent Variable : Tx_hom
Mean dependent var : 42.4368
S.D. dependent var : 28.2634
Pseudo R-squared  : 0.3716
Spatial Pseudo R-squared: 0.3440
Number of Observations: 102
Number of Variables : 10
Degrees of Freedom : 92
-----

```

variable	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Probability
CONSTANT	317.5512886	165.9117336	1.9139773	0.0556231
Efet_pol	0.0947611	0.0943968	1.0038598	0.3154462
GiniD_vios	6.1011865	3.0877149	1.9759553	0.0481598
POP1000	0.0925099	0.1126488	0.8212239	0.4115188
Renda_pc	-0.0916551	0.0682143	-1.3436352	0.1790664
Semi_analf	0.0000633	0.0003940	0.1607136	0.8723189
Tx_desemp	1.1641335	0.6146765	1.8938962	0.0582388
w_Tx_hom	0.6089902	0.1930229	3.1550150	0.0016049
hom1529	-5.2290659	3.2227890	-1.6225281	0.1046903
pobres	-0.7992542	0.4469830	-1.7881087	0.0737585

```

-----
Instrumented: w_Tx_hom
Instruments: w_Efet_pol, w_GiniD_vios, w_POP1000, w_Renda_pc, w_Semi_analf,
             w_Tx_desemp, w_hom1529, w_pobres
-----
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
TEST          MI/DF      VALUE      PROB
Anselin-Kelejian Test      1          1.474      0.2247
===== END OF REPORT =====

```

Novamente a Lag W foi muito significativa, a 1%, com um impacto da taxa de homicídio dos vizinhos de 0,60 na taxa de homicídios e o teste de diagnóstico espacial de Anselin-Kelejian mostrou que o problema da espacialidade foi corrigido.

Os resultados aqui apresentados sugerem que há interações no espaço que são captados pelo modelo de Lag espacial. A taxa de homicídios além de ser impactada pelas taxas de seus vizinhos é influenciada pela concentração de renda, medida pelo índice de Gini, pela taxa de desemprego, pelo número de homens do sexo masculino entre 15 e 29 anos na população e pelo número de pobres, único que não apresentou sinal do parâmetro correspondente à teoria, apesar de ter sido significativo a 10%. O Banco Mundial ao fazer um estudo sobre a pobreza urbana na América Latina indica que a criminalidade violenta na região só poderá ser prevenida de forma eficaz por meio de investimentos que reduzam o número de pobres.

A taxa de desemprego seguiu a intuição econômica, e a 10% de confiança, mostra que o aumento da taxa de desemprego impacta positivamente em 1,16 pontos percentuais para aumento da taxa de homicídios em média.

O índice de Gini foi significativo estatisticamente a 5%, corroborando a teoria e aponta que quanto maior for a concentração de renda maior será a taxa de homicídios do município. O coeficiente 6,10 pode ser explicado em termos do número de desvios-padrão que tem impacto sobre a taxa de homicídios, isto é, a cada 6,10 desvios-padrão aumenta 1% na taxa de homicídios.

Em relação à renda per capita, não se pode afirmar qualquer coisa sobre o valor de seu coeficiente ou sinal, já que a variável não foi significativa neste caso. O mesmo pode ser dito do Efetivo Policial, População, total de homens entre 15 e 29 anos e a variável de educação: Semianalfabetos. Apenas uma ressalva deve ser feita, pois o fato dessas variáveis não serem significativas, não implica que não sejam necessárias para o melhor ajuste do modelo, já que a retirada dessas variáveis, ou apenas uma delas, provoca alterações em todas as outras em maior ou menor grau.

Apesar da variável ligada à educação não ter sido significativa, Grogger (1998) argumenta que o maior impacto da educação se dá mediante seu papel de determinante da renda, e não diretamente como redutor da propensão a cometer crimes.

5 CONCLUSÃO

A criminalidade se trata de um fenômeno complexo e adverso que circunda a vida social de toda e qualquer cidade, independente do seu tamanho/população e o seu domínio e entendimento não se resume ao estudo de apenas uma única disciplina ou perspectiva específica. Relacionados às contribuições da Ciência Econômica, os desenvolvimentos se deram a partir do trabalho de Becker (1968) que despertou a atenção para o assunto dos economistas que com o decorrer do tempo, introduziram técnicas empíricas levando em consideração as características espaciais e socioeconômicas entre regiões.

Em 2010, segundo o Mapa da Violência, Alagoas era o estado líder da taxa de homicídios com 66,8 casos de homicídios por 100 mil habitantes e dentre as capitais, Maceió apareceu como a mais violenta: 109,9 homicídios por 100 mil habitantes. Este

trabalho buscou entender esse problema por meio de uma comparabilidade entre a taxa de homicídios e dados socioeconômicos. Dessa forma, a contribuição que se busca oferecer está ligada ao sentido de determinar as relações entre as características dos municípios e a influência que as cidades circunvizinhas possuem sob determinada cidade, bem como as diferenças das taxas de homicídios no estado.

Na modalidade do crime violento específico, a estimação pelo modelo Lag espacial demonstra que o aumento dessa taxa se deu acompanhada a transformações importantes ligadas a jovens, concentração de renda e atividade econômica (analisada a partir da taxa de desemprego).

O índice de Gini que mede a desigualdade de renda, no modelo, pôde explicar a incidência da taxa de homicídios visto que o aumento da desigualdade coloca em conflito classes sociais opostas.

Os homicídios são principalmente um problema de homens, não só em questão de vítimas mas também de autoria, principalmente se tratando de jovens menores de 30 anos o que leva a uma variável importante de ser analisada.

Se tratando de educação, trabalhadores analfabetos ou semianalfabetos estarão cada vez mais defasados visto que a mecanização, automatização, informatização e a globalização irão lhes deixar a margem e excluirão, ficando propícios a uma prática criminosa.

O modelo empírico utilizado apresentou resultados esperados pelo modelo teórico reafirmando a capacidade de a economia não apenas contribuir para a explicação da taxa de homicídios como também sugestões de políticas públicas mais eficientes como, por exemplo, a ampliação de políticas públicas que estejam focadas na melhoria da cidadania numa perspectiva de melhor urbanização e mercado de trabalho.

Indicadores socioeconômicos como a taxa de desemprego e distribuição de renda entre os menos escolarizados acabam se deteriorando permitindo entender que a criminalidade pode ser o resultado de piores condições econômicas uma vez que a não realocação no mercado de trabalho aumenta a quantidade de pessoas nas estatísticas ligadas a criminalidade.

Finalmente, vale salientar que a complexidade em que os eventos ligados ao crime ocorrem no espaço, e dependem dos mais diversos fatores e requerem uma

proporção direta de incremento de novas informações estatísticas e técnicas, aliadas a uma abordagem multidisciplinar.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, Pedro Henrique de Melo Alexandre Xavier. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 29, n. 2, p. 273–306, 2011.

ALMEIDA, E. S. de. **Curso de Econometria Espacial Aplicada (Apostila)**. Universidade de São Paulo (USP) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ). Piracicaba. 2004.

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas, SP. Ed. Alínea, 2012.

ANSELIN, L The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. Fisher, M, Scholten, H.J and Unwin, D W (eds). **Spatial analytical perspectives in GIS**. Taylor&Francis. London. p 111-125. 1996.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spacial multipliers and spacial econometrics. **International Regional Science Review**, v.26, n.3, 2002.

BATISTA, João Luís F. **Verossimilhança e Máxima Verossimilhança**: curso introdutório. p.1-27, 2009. Notas de aula.

BEATO FILHO, C.C. Determinantes da criminalidade em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v.13, n. 37, jun. 1998.

BECKER, Gary S. **Crime and Punishment: An Economic Approach**. [s.l: s.n.]. v. I 1968

BLUMSTEIN, A. **Criminal careers and "career criminals"**. National Academy Press 1986.

BOURGUIGNON, F. 1999. Crime, Violence and Inequitable Development. **Annual World Bank Conference on Development Economics**, April 1999. World Bank

BRONFENBRENNER, U. **A ecologia do desenvolvimento humano: experimentos naturais e planejados**. Porto Alegre: Artes Médicas, 1996. (Originalmente publicado em 1979)

CARVALHO, Ywata; ALBUQUERQUE, Pedro Henrique de Melo Alexandre Xavier. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 29, n. 2, p. 273–306, 2011.

CASTRO, M. S. M.; SILVA, B. F. A.; ASSUNÇÃO, R. M. e BEATO FILHO, C. Regionalização como Estratégia para a Definição de Políticas Públicas de Controle de Homicídios. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 20, n.5, set-out/2004, p. 1269–1280.

COOTER, R. e ULEN, T. **Law and Economics**. 3. ed. Reading/MA: Addison Wesley Longman, 2000.

DRUCK, S.; CARVALHO, C; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A.M.V.M. **Análise de Dados Geográficos**. Brasília, EMBRAPA, 2004.

EHRlich, Isaac. **Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation** *Journal of Political Economy*, 1973. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260058>>

FAJNZYLBER, P., LEDERMAN D., LOAYZA, N.. **Crimen y violencia en América Latina**. Alfaomega / Banco Mundial, p. 1-62. Colombia, 2001

FREEMAN, Richard B. "Crime and the Job Market". **National Bureau of Economic Research Working Paper** 4910. Cambridge, Massachusetts, 1994

GLAESER, E.; SACERDOTE, B. "Why is There More Crime in Cities?". **Journal of Political Economy**, 107(6): p.225-258, 1999

- GORING, Charles Buckman. **The English convict: A statistical study.** : Darling: London. 1913.
- GROGGER, J. Market wages and youth crime. **Journal of Labor Economics**, v. 16, n. 4, p. 756-791, Oct. 1998.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **Int. Stat. Rev.**, Woodbury, v.55, p.163-172, 1987.
- JORGE, M. A.. Análise da Causalidade dos Homicídios em Sergipe sob a Ótica da Economia do Crime no Período de 2007 a 2010. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 11, p. 90-115, 2013
- LIMA, M.L.; XIMENES, R. A.; SOUZA, E. R.; LUNA, C. F. e ALBUQUERQUE, M. F. M. Análise Espacial dos Determinantes Socioeconômicos dos Homicídios no Estado de Pernambuco. **Revista de Saúde Pública**, v. 39, n. 2, 2005, p. 176-182.
- PEROBELLI, Fernando Salgueiro. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. **Nova Economia**, v. 17, n. 1, p. 65-91, 2003.
- PESARAN, M.H. **Time series and painel data econometrics.** Oxford: Oxford University Press. 2015.
- PETRI, K. **Channel Estimation Methods for CDMA.** Otakaari 5A, 02015 Espoo, Finland, October 1997
- PROAKIS, J. **Digital Communications.** 4. ed. [S.l.]: McGraw-Hill Science, 2000. 1024p
- RODRIGUES, R. I. O Lugar dos Pobres e a Violência na Cidade: um estudo para o município de São Paulo. Natal: **XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2005. Disponível em http://www.anpec.org.br/encontro_2005.htm.
- SARTORIS NETO, A. **Homicídios na Cidade de São Paulo: Uma Análise de Causalidade e Autocorrelação Espaço-Tempo.** Tese de Doutorado apresentada ao Instituto de Pesquisas Econômicas. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2000.
- SILVA, Leandro Nunes Soares Da; BORGES, Murilo José; PARRÉ, José Luiz. Distribuição Espacial da Pobreza no Paraná. **Revista de Economia**, v. 39, n. 3, 2014.

SZWARCWALD, C. L. e CASTILHO, E. A. Mortalidade por Armas de Fogo no Estado do Rio de Janeiro, Brasil: uma análise espacial. **RevistaPanamericana de SaludPublica**, v. 4, n. 3, set/1998.

WILSON, James Q. & HERRENSTEIN, Richard J. **Crime and human nature**: the definitive study of the causes of crime. Nova York, Touchstone Book/Simon & Schuster, Inc. 1985.

ZALUAR, A. **A máquina e a revolta. As organizações populares e o significado da pobreza**. Editora Brasiliense, 1985