

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

FELIPE MONTINI

**ENSAIOS EM ECONOMIA DO CRIME: UMA ABORDAGEM
ECONOMÉTRICA ESPACIAL**

VITÓRIA

2024

FELIPE MONTINI

**ENSAIOS EM ECONOMIA DO CRIME: UMA ABORDAGEM
ECONOMÉTRICA ESPACIAL**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edson Zambon Monte
Coorientadora: Prof^a. Dr^a. Kalinca Léia Becker

VITÓRIA

2024

Ficha catalográfica disponibilizada pelo Sistema Integrado de Bibliotecas - SIBI/UFES e elaborada pelo autor

M791e Montini, Felipe, 1996-
Ensaio em economia do crime : uma abordagem econométrica espacial / Felipe Montini. - 2024.
119 f. : il.

Orientador: Edson Zambon Monte.
Coorientadora: Kalinca Léia Becker.
Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.

1. Crime. 2. Econometria espacial. 3. Análise espacial (Estatística). I. Monte, Edson Zambon. II. Becker, Kalinca Léia. III. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. IV. Título.

CDU: 330

FELIPE MONTINI

**ENSAIOS EM ECONOMIA DO CRIME:
UMA ABORDAGEM ECONOMÉTRICA ESPACIAL**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Vitória, 30 de janeiro de 2024.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. Edson Zambon Monte
Universidade Federal do Espírito
Orientador

Prof.^a Dr.^a Kalinca Léia Becker
Universidade Federal de Santa Maria
Coorientadora externa

Prof.^a Dr.^a Ana Carolina Giuberti
Universidade Federal do Espírito Santo

Prof.^a Dr.^a Viviani Silva Lirio
Universidade Federal de Viçosa

Prof. Dr. Marco Antonio Jorge
Universidade Federal de Sergipe

Dr. Pablo Silva Lira
Instituto Jones dos Santos Neves

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001 e da Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Espírito Santo (FAPES).

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios que visam compreender os principais aspectos da criminalidade no Brasil em três formas. Primeiro, verificando como ela se comporta no território, observando quais os locais mais atingidos e qual sua tendência. Segundo, analisando os efeitos dos fatores que a condicionam e, principalmente, os efeitos espaciais exógenos, relacionados aos condicionantes nos municípios vizinhos. E, por fim, avaliando a efetividade de uma política pública voltada para a redução da violência. O primeiro ensaio teve como objetivo analisar os padrões espaciais da violência, por meio de uma análise exploratória de dados espaciais, e, testar a hipótese de convergência das taxas de homicídios, nos municípios brasileiros, para o período de 2005 a 2019, por meio de modelos de β -convergência, utilizando dados em painel e considerando os efeitos espaciais. Os resultados mostraram que não apenas o processo de convergência nas taxas de homicídios está ocorrendo, como praticamente todos os municípios do país se encontram próximos de seus estados estacionários, com uma determinada taxa equilíbrio individual. O segundo ensaio objetivou analisar os condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, no período de 2005 a 2016, enfatizando os efeitos de interações espaciais exógenos, por meio dos modelos SLX, SDEM e SDM. Os resultados mostraram que as variáveis explicativas defasadas espacialmente são significativas na explicação das taxas de homicídios. De modo geral, a criminalidade mostrou-se afetada positivamente pelo nível de renda e densidade demográfica, do próprio município e dos municípios vizinhos; e negativamente pelo desenvolvimento econômico e pela proporção de homens jovens nos vizinhos. Ainda, os resultados evidenciaram a existência de heterogeneidade quanto às respostas aos condicionantes nas diferentes regiões. Desse modo, as características regionais devem ser levadas em consideração na elaboração de políticas públicas, uma vez que uma mesma política, aplicada em duas regiões diferentes, tende a produzir resultados distintos. Por fim, o terceiro ensaio objetivou avaliar o impacto do Programa Estado Presente, implementado em 2011, no Espírito Santo, nas taxas de homicídios dos municípios que receberam o tratamento, de modo que, a redução da violência letal era o principal objetivo do programa. Para este fim, utilizou-se um método de diferenças em diferenças baseado no estimador semiparamétrico proposto por Callaway e Sant'Anna (2021). A análise foi realizada considerando dois grupos, definidos com base no ano em que os municípios foram tratados inicialmente. Os resultados mostraram uma forte heterogeneidade nos efeitos do tratamento em cada um dos grupos. No Grupo 2011, formado pelos maiores, e mais violentos, municípios do estado, estimou-se uma redução de 38,1% nas taxas de homicídios. Já no Grupo 2013, formado

por municípios de regiões menos violentas, o programa não teve efeito significativo estatisticamente. Considerando-se o efeito do tratamento no Grupo 2011, estimou-se que o programa evitou cerca de 428 homicídios, em média, anualmente, totalizando 1.713 vidas poupadas no período em que esteve ativo. Portanto, os resultados indicaram que o programa foi efetivo na redução dos homicídios no estado do Espírito Santo.

Palavras-chave: Criminalidade. Análise espacial. Econometria espacial. Heterogeneidade regional. Avaliação de Impacto. Políticas públicas.

ABSTRACT

This thesis is composed of three essays that aim to understand the main aspects of crime in Brazil in three forms. First, checking how it behaves in the territory, observing which places are most affected and what their trend is. Second, analyzing the effects of the factors that condition it and, mainly, the exogenous spatial effects, related to the conditions in neighboring municipalities. And, finally, evaluating the effectiveness of a public policy aimed at reducing violence. The first essay aimed to analyze the spatial patterns of violence, through an exploratory analysis of spatial data, and test the hypothesis of convergence of homicide rates, in Brazilian municipalities, for the period from 2005 to 2019, through β -convergence models, using panel data and considering spatial effects. The results showed that not only is the process of convergence in homicide rates occurring, but practically all municipalities in the country are close to their stationary states, with a certain individual equilibrium rate. The second essay aimed to analyze the conditions of crime in Brazilian municipalities, from 2005 to 2016, emphasizing the effects of exogenous spatial interactions, through the SLX, SDEM and SDM models. The results showed that spatially lagged explanatory variables are significant in explaining homicide rates. In general, crime was positively affected by the level of income and demographic density of the municipality itself and neighboring municipalities; and negatively due to economic development and the proportion of young men in the neighbors. Furthermore, the results showed the existence of heterogeneity regarding the responses to the determinants in the different regions. Therefore, regional characteristics must be taken into account when developing public policies, since the same policy, applied in two different regions, tends to produce different results. Finally, the third essay aimed to evaluate the impact of the Programa Estado Presente, implemented in 2011, in Espírito Santo, on homicide rates in the municipalities that received the treatment, so that reducing lethal violence was the main objective of the program. For this purpose, a difference-in-differences method was used based on the semiparametric estimator proposed by Callaway and Sant'Anna (2021). The analysis was carried out considering two groups, defined based on the year in which the municipalities were initially treated. The results showed a strong heterogeneity in the treatment effects in each of the groups. In the 2011 Group, formed by the largest and most violent municipalities in the state, a 38.1% reduction in homicide rates was estimated. In the 2013 Group, formed by municipalities in less violent regions, the program did not have a statistically significant effect. Considering the effect of the treatment in the 2011 Group, it was estimated that the program prevented around 428 homicides, on average, annually, totaling 1,713 lives saved during the

period in which it was active. Therefore, the results indicated that the program was effective in reducing homicides in the state of Espírito Santo.

Keywords: Crime. Spatial analysis. Spatial econometrics. Regional heterogeneity. Impact Evaluation. Public policy.

LISTA DE FIGURAS

| | |
|--|-----|
| Figura 2.1 - Mapas das taxas de homicídios no Brasil no período 2000 a 2019 | 33 |
| Figura 2.2 - Mapas de clusters LISA | 38 |
| Figura 4.1 - Gráfico de Estudo de Evento: Efeito Médio do Tratamento por tempo de exposição | 104 |
| Figura 4.2 - Gráfico de Análise de Sensibilidade dos Resultados | 105 |
| Figura 4.3 - Número de Homicídios ocorridos no Espírito Santo por Grupo | 106 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|-----|
| Tabela 2.1 - Taxas de Homicídios nas Grandes Regiões Brasileiras | 34 |
| Tabela 2.2 - Taxas de Homicídios por tamanho dos municípios..... | 35 |
| Tabela 2.3 - Índice de Moran Global..... | 36 |
| Tabela 2.4 - Resultado das estimações dos modelos pooled, Efeitos Fixos e Espaciais | 41 |
| | |
| Tabela 3.1 - Estatística descritiva das variáveis | 68 |
| Tabela 3.2 - Resultados dos modelos estimados | 69 |
| | |
| Tabela 4.1 - Resultados estimados dos efeitos do tratamento para os diferentes grupos de controle | 103 |

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

| | |
|------|---|
| AEDE | Análise Exploratória de Dados Espaciais |
| ATT | Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados |
| DD | Diferenças em Diferenças |
| DR | Duplamente Robusto |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| IFDM | Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal |
| IPEA | Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada |
| IPW | Ponderação da Probabilidade Inversa |
| LM | Multiplicador de Lagrange |
| MQO | Mínimos Quadrados Ordinários |
| MV | Meia-Vida |
| MVCI | Mortes Violentas por Causa Indeterminada |
| OR | Regressão de Resultado |
| PEP | Programa Estado Presente |
| PIB | Produto Interno Bruto |
| RMGV | Região Metropolitana da Grande Vitória |
| SAC | Modelo de Defasagem Espacial com Erro Autorregressivo |
| SAR | Modelo Autorregressivo Espacial |
| SDEM | Modelo de Durbin Espacial do Erro |
| SDM | Modelo de Durbin Espacial |
| SEM | Modelo do Erro Autorregressivo Espacial |
| SIM | Sistema de Informações sobre Mortalidade |
| SLX | Modelo Regressivo Espacial Cruzado |

SUMÁRIO

| | |
|--|-----|
| 1 INTRODUÇÃO | 13 |
| 2 A TRAJETÓRIA DA VIOLÊNCIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS PADRÕES ESPACIAIS E DA CONVERGÊNCIA DAS TAXAS DE HOMICÍDIOS NOS MUNICÍPIOS . | 16 |
| 2.1 INTRODUÇÃO | 16 |
| 2.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA..... | 19 |
| 2.3 METODOLOGIA | 23 |
| 2.3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) | 23 |
| 2.3.2 Análise da hipótese de convergência | 26 |
| 2.4 DINÂMICA TERRITORIAL DOS HOMICÍDIOS NO BRASIL | 32 |
| 2.5 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS ESPACIAIS | 35 |
| 2.6 ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA..... | 40 |
| 2.7 CONCLUSÃO | 46 |
| REFERÊNCIAS | 47 |
| APÊNDICE 2A – Taxas de homicídios nos estados brasileiros. | 50 |
| 3 UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DE INTERAÇÃO ESPACIAL SOBRE A CRIMINALIDADE NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS | 51 |
| 3.1 INTRODUÇÃO | 52 |
| 3.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA..... | 54 |
| 3.3 METODOLOGIA | 58 |
| 3.3.1 Modelos econométricos em painel espacial | 58 |
| 3.3.2 Base de dados | 64 |
| 3.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS | 67 |
| 3.5 CONCLUSÃO | 73 |
| REFERÊNCIAS | 75 |
| APÊNDICE 3A - Efeitos diretos, indiretos e totais dos modelos SDM..... | 78 |
| 4 VIOLÊNCIA LETAL NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO: UMA AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO PROGRAMA ESTADO PRESENTE (2011-2014) | 79 |
| 4.1 INTRODUÇÃO | 80 |
| 4.2 EFEITOS DAS POLÍTICAS DE COMBATE AO CRIME: TEORIA E EVIDÊNCIAS | 83 |
| 4.3 METODOLOGIA | 87 |
| 4.4 BASE DE DADOS E DEFINIÇÃO DO GRUPO DE CONTROLE..... | 97 |
| 4.5 RESULTADOS..... | 101 |
| 4.6 DISCUSSÃO..... | 105 |
| 4.7 CONCLUSÃO | 109 |
| REFERÊNCIAS | 110 |
| APÊNDICE 4A – Médias das variáveis utilizadas por grupo e por período..... | 114 |

| | |
|---|-----|
| APÊNDICE 4B - Resultados estimados considerando a hipótese de tendências paralelas incondicional (sem covariáveis)..... | 115 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS | 116 |
| REFERÊNCIAS | 118 |

1 INTRODUÇÃO

A criminalidade é um problema social, econômico e político. Social, pois afeta diretamente o bem-estar e a expectativa de vida da população; econômico, pois tanto a sua intensidade está associada às condições econômicas, quanto o desenvolvimento da região ou país é afetado por ela; e, político, pois o seu enfrentamento envolve as decisões dos governantes e a alocação dos recursos públicos escassos para este fim, em detrimento à outros objetivos de políticas públicas (FAJNZYLBER; ARAÚJO JR, 2001).

No Brasil, a criminalidade pode ser considerada um problema crônico. Apesar dos avanços políticos, econômicos e sociais, ocorridos nas últimas décadas, a criminalidade e a violência têm se mostrado problemas persistentes, com o país figurando entre os mais violentos do mundo. Segundo dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)¹, no ano de 2017, por exemplo, o Brasil experimentou o nível de homicídios mais elevado de sua história, com uma taxa de 31,6 homicídios por 100 mil habitantes. Nesse mesmo ano, segundo o relatório “*Global Study on Homicide 2019*” (UNODC,2019), a média mundial no ano foi de 6,1 homicídios por 100 mil habitantes, o que evidencia os elevados níveis de violência no Brasil em relação ao resto do mundo.

Conforme o modelo econômico do crime, proposto por Becker (1968), o criminoso é um agente racional que escolhe alocar o seu tempo em atividades legais ou ilegais, por meio de uma análise de custo e benefício, reagindo a uma série de condições e incentivos. De modo que, diversas variáveis podem vir a atuar na relação de custo e benefício do crime, e influenciar, ou dissuadir, um indivíduo à prática criminosa. Tais variáveis podem ser econômicas, sociais, psicológicas, relacionadas à herança familiar e cultural, às condições de infância, à interação social, entre outras, fazendo com que a criminalidade seja um fenômeno complexo, devido à ampla gama de fatores que o condicionam.

Além dos fatores individuais que condicionam o crime, outro aspecto que se faz relevante é como o crime se comporta no território, quais as regiões mais atingidas e como a criminalidade de uma região afeta as demais. Diversos estudos vêm apontando para a existência de heterogeneidade regional (CERQUEIRA *et al.*, 2013; SOARES FILHO; MERCHAN-HAMMAN; VASCONCELOS, 2020) e dependência espacial (SANTOS; DOS SANTOS FILHO, 2011; OLIVEIRA, 2008; UCHÔA; MENEZES, 2012, MARCONDES, 2020) da criminalidade no território brasileiro. A partir disso, conforme argumentado por Oliveira

¹ Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/atlasviolencia/dados-series/20>

(2008), as políticas públicas e os gastos públicos referentes ao combate à criminalidade devem ser globais, pois como a vizinhança importa, uma política não reduziria a criminalidade em um local se os vizinhos não adotassem ações semelhantes. Além disso, devido a heterogeneidade, uma mesma política aplicada em duas regiões diferentes tende a produzir resultados distintos, devido às próprias características da localidade.

Dessa forma, por ser um problema persistente e complexo, se faz necessário o entendimento de seus padrões e condicionantes a fim de buscar soluções para minimizar os efeitos negativos que as elevadas taxas de crimes promovem sobre o bem-estar. Com isso, esta tese visa compreender os principais aspectos da criminalidade no Brasil em três formas. Primeiro, verificando como ela se comporta no território, observando quais os locais mais atingidos e qual sua tendência. Segundo, analisando os efeitos dos fatores que a condicionam e, principalmente, os efeitos espaciais exógenos, relacionados aos condicionantes nos municípios vizinhos. E, por fim, analisando o que pode ser feito para reduzir os seus níveis, avaliando a efetividade de uma política pública voltada exclusivamente para esse fim. O trabalho é dividido em três ensaios, sendo os dois primeiros realizados utilizando-se uma abordagem econométrica espacial, e o terceiro utilizando um método semiparamétrico de diferenças em diferenças.

O primeiro ensaio busca fazer uma análise da trajetória e dos padrões espaciais da criminalidade no território brasileiro ao longo dos anos. Para isso são utilizados dois métodos. Primeiramente, é realizada uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que permite verificar a dependência espacial das taxas de homicídios nos municípios, e como o crime se concentra no território por meio da identificação da formação de clusters espaciais. Após a AEDE, é testada a hipótese de convergência nas taxas de crimes, por meio de modelos de β -convergência, utilizando dados em painel espacial, que permitem levar em consideração os choques temporais dos períodos e os possíveis efeitos de transbordamento das taxas de crimes entre as regiões. A convergência indicaria que a criminalidade está crescendo mais rapidamente em municípios com taxas menores, o que, com o tempo, levaria à uma homogeneização das taxas de crimes.

O segundo ensaio busca analisar os condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, enfatizando principalmente os efeitos exógenos de interação espacial entre os condicionantes dos vizinhos com a criminalidade de determinado município. Para este fim, estimou-se os modelos Regressivo Espacial Cruzado (SLX), Durbin Espacial (SDM) e Durbin Espacial do Erro (SDEM), que permitem captar todas as interações espaciais possíveis entre a criminalidade e seus condicionantes nos municípios vizinhos. Uma vez que as características

dos vizinhos atuam como condicionantes da criminalidade nos municípios, entender quais dessas características possuem maiores influências é fundamental para a elaboração de políticas públicas mais eficientes para combater o problema.

A análise da criminalidade proposta nos dois primeiros ensaios é realizada tanto para o Brasil como um todo, quanto para cada uma das cinco grandes regiões individualmente. Esta abrangência geográfica, no primeiro artigo, possibilitará a melhor compreensão dos padrões locais da violência, bem como testar se a hipótese de convergência se sustenta em todas as regiões, ou trata-se de um fenômeno local. Já no segundo artigo, permite verificar se os efeitos dos condicionantes das taxas de crimes, e o padrão de dependência espacial, diferem entre as regiões. A compreensão dos padrões, da trajetória, das tendências e dos condicionantes da criminalidade são fundamentais para a formulação de políticas públicas e estratégias que visam conter o aumento da criminalidade nas regiões, bem como minimizar a disseminação das taxas de crimes entre os municípios, que podem sofrer influências dos seus vizinhos.

Por fim, o terceiro ensaio objetiva avaliar o impacto do Programa Estado Presente, implementado a partir do ano de 2011, em alguns municípios do estado do Espírito Santo, até então considerado um dos estados mais violentos do país. O programa consistia em um conjunto de ações e projetos voltados para o enfrentamento da violência letal e para a prevenção primária, por meio do desenvolvimento de diversos projetos junto das Secretarias de Estado e Autarquias. Este trabalho busca identificar a existência de um efeito causal entre o programa e a diminuição nas taxas de crimes violentos nos municípios tratados. Para este fim, é utilizado um método de diferenças em diferenças semiparamétrico proposto por Callaway e Sant’Anna (2021), que permite a estimação do efeito causal do programa de maneira robusta. A avaliação de impacto aqui proposta se faz relevante para verificar se o programa foi efetivo nos seus objetivos, de modo que, em caso positivo, pode servir como um exemplo de política pública eficiente para o combate à criminalidade em outros estados.

Além dessa seção introdutória, o trabalho divide-se em mais quatro capítulos. O capítulo 2 traz o primeiro ensaio, intitulado “A trajetória da violência no Brasil: uma análise dos padrões espaciais e da convergência das taxas de homicídios nos municípios”; no capítulo 3 apresenta-se o segundo ensaio, “Uma análise dos efeitos de interação espacial sobre a criminalidade nos municípios brasileiros”; o capítulo 4 traz o terceiro e último ensaio, “Violência letal nos municípios do Espírito Santo: uma avaliação de impacto do Programa Estado Presente (2011-2014)”; e, por fim, o capítulo 5 conclui o estudo.

2 A TRAJETÓRIA DA VIOLÊNCIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS PADRÕES ESPACIAIS E DA CONVERGÊNCIA DAS TAXAS DE HOMICÍDIOS NOS MUNICÍPIOS

Resumo

As taxas de homicídios cresceram consideravelmente no Brasil, ao longo deste século. Porém, esse crescimento não ocorreu de forma homogênea. Houve um grande aumento nas taxas de homicídios nos municípios pequenos, e uma certa estabilidade nos grandes, bem como um aumento considerável nas regiões Norte e Nordeste e uma expressiva redução na região Sudeste. Diante disso, este estudo tem como objetivo analisar os padrões espaciais da violência, por meio de uma análise exploratória de dados espaciais, e, testar a hipótese de convergência das taxas de homicídios, nos municípios brasileiros, para o período de 2005 a 2019, por meio de modelos de β -convergência, utilizando dados em painel e considerando os efeitos espaciais. Os resultados mostraram que não apenas o processo de convergência nas taxas de homicídios está ocorrendo, como praticamente todos os municípios do país se encontram próximos de seus estados estacionários, com uma determinada taxa equilíbrio individual.

Palavras-chave: Violência. Convergência. Análise espacial.

Abstract

Homicide rates have grown considerably in Brazil throughout this century. However, this growth did not occur homogeneously. There was a large increase in homicide rates in small municipalities, and a certain stability in large ones, as well as a considerable increase in the North and Northeast regions and a significant reduction in the Southeast region. Therefore, this study aims to analyze the spatial patterns of violence, through an exploratory analysis of spatial data, and to test the hypothesis of convergence of homicide rates, in Brazilian municipalities, for the period from 2005 to 2019, by through β -convergence models, using panel data and considering spatial effects. The results showed that not only is the process of convergence in homicide rates taking place, but practically all municipalities in the country are close to their stationary states, with a certain individual equilibrium rate.

Keywords: Violence. Convergence. Spatial analysis.

2.1 INTRODUÇÃO

O Brasil é, historicamente, um dos países mais violentos do mundo. Segundo dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)², as taxas de homicídios têm ficado consistentemente acima de 20 por 100 mil habitantes desde os anos 1990, alcançando o patamar mais elevado no ano de 2017, com uma taxa de 31,6 aproximadamente. Considerando que a taxa média global, no ano de 2017, foi de 6,1 homicídios por 100 mil habitantes³, as taxas brasileiras estão persistentemente muito acima da média mundial. De acordo com o relatório “*Citizen Security in Latin America*” (MUGGAH; TOBÓN, 2018), os homicídios no Brasil representavam 13% do total mundial no ano de 2016.

Vale destacar que a elevação das taxas de homicídios ao longo do período recente não ocorreu de forma homogênea em todo o território brasileiro. De acordo com o “*Atlas da Violência 2019: retrato dos municípios brasileiros*” (CERQUEIRA *et al.*, 2019), nas últimas duas décadas houve um crescimento acentuado nas taxas de homicídios dos municípios pequenos (abaixo de 100 mil habitantes), cujas taxas cresceram 113% entre 1997 a 2017, enquanto nos municípios médios (entre 100 e 500 mil habitantes) houve crescimento de 12,5%. Já nos municípios grandes (acima de 500 mil) ocorreu uma redução de 4,5%, fazendo com que as diferenças nas taxas de homicídios médias, entre municípios grandes e pequenos, diminuíssem.

Devido à essa mudança na geografia dos homicídios, na qual a violência cresceu de forma muito mais acentuada em municípios pequenos, os trabalhos de Waiselfisz (2011), Andrade e Diniz (2013), Soares Filho, Merchan-Hamman e Vasconcelos (2020) e Nonsie *et al.* (2020) apontam para um processo de “interiorização” da criminalidade no Brasil, no qual a violência tem se movido de áreas mais urbanizadas para regiões e cidades menos urbanizadas. Outro aspecto, destacado por Waiselfisz (2012), é o da disseminação da violência entre os estados, de modo que estados que anteriormente eram considerados mais seguros passaram a ser mais violentos ao longo dos anos. Conforme Waiselfisz (2016), esses dois processos, de interiorização e disseminação, na verdade se referem a apenas um processo: a migração dos polos dinâmicos da violência, que se limitavam às regiões metropolitanas de grande porte, para áreas de menor tamanho e menor presença do Estado.

Diante destes aspectos sobre os padrões da violência letal no Brasil, os trabalhos de Santos e Dos Santos Filho (2011), Cerqueira *et al.* (2013) e Aransiola (2021) revelaram a ocorrência de um processo de convergência na criminalidade brasileira, indicando que as taxas de crimes tendem a crescer mais rapidamente em locais menos violentos inicialmente, de modo

² Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/atlasviolencia/dados-series/20>

³ Fonte: *Global Study on Homicide 2019* (UNODC, 2019)

que as diferenças vão diminuindo gradativamente ao longo do tempo. A principal implicação de uma convergência, caso as condições sociais, demográficas e de segurança pública não se modifiquem, está no fato de que não haverá regiões com mais ou menos violência, todas serão atingidas na mesma intensidade (SANTOS; DOS SANTOS FILHO, 2011). Ou, pelo menos, as taxas tendem a crescer até atingir uma determinada taxa de equilíbrio individual para cada município e, assim, há uma redução nas diferenças entre as taxas de homicídios dos municípios, tornando-as mais homogêneas.

Neste contexto, entender os padrões espaciais, a trajetória e as tendências da violência ao longo do tempo, é fundamental para a formulação de políticas públicas e a construção de estratégias que visem sua diminuição em regiões e municípios que sofram com alta incidência de crimes e, ainda, sejam afetados pela violência dos municípios vizinhos. Dessa forma, este trabalho tem como objetivo analisar a trajetória e os padrões espaciais da violência no Brasil, buscando identificar sua evolução e seu padrão de concentração, ou dispersão, e testar a hipótese de convergência das taxas de homicídios nos municípios brasileiros no período de 2005 a 2019.

Neste estudo, as taxas de homicídios são utilizadas como uma *proxy* para a criminalidade devido ao fato desta ser a única tipologia de crime com dados disponíveis para todo o território nacional a nível municipal e, ainda, possuir menores taxas de sub-registro, por se tratar de perdas de vidas humanas. Segundo Santos e Kassouf (2008), a maior parte da literatura utiliza-se dos homicídios como *proxy* para a criminalidade devido à ampla disponibilidade dos dados, e por fornecer um retrato mais preciso da violência, incorrendo em menores erros de mensuração devido ao baixo nível de sub-registro.

A pesquisa adota como metodologia a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), que permite verificar a existência de dependência espacial dos homicídios nos municípios brasileiros, bem como a formação de *clusters* espaciais de violência ao longo dos anos. Após a AEDE, são testadas as hipóteses de convergência, absoluta e condicional, nas taxas de homicídios dos municípios brasileiros, por meio de modelos de β -convergência, utilizando dados em painel, conforme abordagem proposta por Islam (1995), e levando-se em consideração os possíveis efeitos de interação espacial entre as localidades, conforme abordagem utilizada por Rey e Montouri (1999).

Para uma melhor compreensão do processo de convergência, além da análise mais abrangente para todos os municípios, são analisadas as cinco grandes regiões do país, a saber, Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Assim, por meio desta desagregação, é possível testar se a hipótese de convergência se sustenta, e o tempo necessário para que ela ocorra, nos

municípios de cada uma das regiões, permitindo verificar se a convergência se trata de um fenômeno que atinge todo o território nacional, ou apenas algumas regiões individualmente.

Ressalta-se que a maioria dos trabalhos que testaram, e analisaram, a hipótese da convergência na criminalidade no território brasileiro, como Santos e Dos Santos Filho (2011) e Aransiola (2021), utilizaram modelos com dados *cross-section*, considerando apenas a variação das taxas de crimes de um período específico para o outro. A principal limitação desta abordagem é que ela ignora as particularidades e os efeitos específicos de cada ano, ou seja, não leva em consideração os choques temporais. Com isso, este estudo busca contribuir com a literatura relacionada ao processo de convergência da criminalidade por meio da aplicação de um modelo de painel espacial, que leva em consideração os efeitos específicos, tanto dos municípios quanto dos períodos, e é capaz de fornecer resultados mais robustos relacionados ao processo de convergência das taxas de homicídios no Brasil.

Além disso, outra contribuição do estudo está relacionada a sua abrangência geográfica, que considera todos os municípios brasileiros, em que são analisadas cada uma das grandes regiões individualmente. Assim, dado que a maioria dos trabalhos que analisaram a criminalidade são voltados para as regiões Sudeste, Sul, e, com menor frequência, a Região Nordeste, a abordagem proposta permite analisar a evolução e os padrões da criminalidade em todas as regiões. Dessa forma, pretende-se contribuir para a compreensão da violência em regiões que não são tão estudadas, como as regiões Norte e Centro-Oeste.

Além desta seção introdutória, a segunda seção traz uma revisão bibliográfica da literatura relacionada à análise de convergência da criminalidade no Brasil; a terceira seção traz a metodologia a ser utilizada para cumprir os objetivos propostos; a quarta expõe a análise descritiva dos padrões da violência no território; a quinta traz a análise exploratória dos dados espaciais; na sexta seção é realizada a análise de convergência dos homicídios; e, por fim, a sétima seção conclui o estudo.

2.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Nesta seção procura-se fazer uma revisão da literatura referente aos principais trabalhos que analisaram, e testaram, a hipótese de convergência e identificaram os padrões espaciais da violência no território brasileiro. Busca-se mostrar a evolução, em ordem cronológica, dos estudos relacionados à análise de convergência da violência, identificando os elementos que foram sendo incorporados à análise ao longo dos anos a fim de tornar os resultados mais robustos.

O trabalho de Scalco (2007) foi o primeiro estudo nacional a observar a convergência das taxas de crimes no território brasileiro. O autor analisou a evolução e a dispersão da criminalidade durante o período de 1986 a 2005, nos municípios do estado de Minas Gerais, por meio do coeficiente de Gini, do coeficiente de variação e de técnicas de análise exploratória de dados espaciais. A análise permitiu identificar um aumento expressivo das taxas de crimes violentos, tanto contra a pessoa como contra o patrimônio. Ainda, verificou-se maior distribuição das taxas entre os municípios de pequeno porte, e uma tendência de convergência, com conseqüente homogeneização das taxas de crimes entre os municípios mineiros. O autor argumenta que embora o tamanho dos municípios seja um determinante da criminalidade, a tendência à homogeneização observada ocorreu devido ao aumento das taxas nos menores municípios do estado.

Já Santos e Dos Santos Filho (2011) foram os primeiros a testarem a hipótese de convergência absoluta da criminalidade no território brasileiro, utilizando-se de um modelo de β -convergência. Os autores analisaram a hipótese de uma possível convergência nas taxas de crimes em microrregiões brasileiras ao longo do período de 1991 a 2005. Os resultados obtidos não rejeitaram essa hipótese, indicando que as taxas de crimes tendem a crescer mais rapidamente em localidades menos violentas em relação as mais violentas, de modo que as diferenças nas taxas de crimes vão sendo gradativamente eliminadas ao longo do tempo. Os autores buscaram explicar essa convergência com base na teoria econômica do crime de Becker (1968), argumentando que com plena mobilidade entre as regiões, o criminoso vai se deslocar e cometer o crime no local onde a probabilidade de condenação é menor, o retorno líquido maior, ou ambos.

Adicionando um novo elemento na análise da convergência da criminalidade no Brasil, Castro e Almeida (2013) foram os primeiros a considerarem o efeito das fronteiras interestaduais na convergência das taxas de crimes. Os autores analisaram como o efeito de borda/beirada (*edge effect*) afeta a convergência nas taxas de crimes em áreas de fronteira entre Minas Gerais e os estados contíguos, em nível microrregional, entre os anos de 1991 e 2010. A análise foi feita por meio de um modelo de β -convergência condicional, adicionando-se *dummies* para cada um dos seis estados que fazem fronteira com Minas Gerais, e controlando a dependência espacial entre as microrregiões. Os resultados indicaram a existência de convergência nas taxas de crimes entre as microrregiões fronteiriças de Minas Gerais e as microrregiões de fronteira com os estados de Rio de Janeiro, de maneira mais acentuada; Espírito Santo, com menor intensidade; não sendo significativas para as regiões fronteiriças de Minas Gerais com os outros estados. Diante dos resultados, os autores argumentam que o custo

de deslocamento não agiu como um impeditivo da atividade criminosa. Com isso, seriam necessários maiores incentivos para uma ação conjunta entre os municípios das microrregiões de fronteira, bem como dos estados, a fim de reduzir os estímulos dos agentes criminosos.

Cerqueira *et al.* (2013) buscaram compreender a dinâmica territorial dos homicídios no Brasil, nos anos 2000, por meio de uma análise descritiva da criminalidade que parte de dados agregados para as grandes regiões, desagregando-se para os estados e, posteriormente, para os municípios. A análise demonstrou que ocorreu um grande aumento nas taxas de homicídios nas regiões Norte e Nordeste, entre 2000 e 2010, enquanto que a região Sudeste foi a única a ter uma diminuição. Seis estados tiveram aumentos significativos, de mais de 100%, quase todos no Nordeste. No caso dos municípios, os autores observaram um grande aumento nas taxas de homicídios nos municípios pequenos, até 100 mil habitantes, e uma redução significativa nos municípios acima de 500 mil habitantes. Ainda, os autores observaram que áreas com maiores níveis de desmatamento também estão acompanhadas de maior prevalência e crescimento dos homicídios. Já em relação às áreas de fronteira, não encontraram diferenças significativas nas taxas de municípios fronteiriços e não fronteiriços. Por fim, os autores argumentam que a década de 2000 pode ser caracterizada pela convergência nas taxas de letalidade entre os estados, e de divergência nas taxas entre os municípios, de modo que o crescimento se deu em direção ao interior, e sobretudo em pequenos municípios.

Enquanto o trabalho de Santos e Dos Santos Filho (2011) focou na hipótese de convergência absoluta nas taxas de crimes, o trabalho de Almeida e Guanziroli (2013) testou a hipótese de convergência condicional nos crimes violentos contra o patrimônio e os homicídios, nos municípios de Minas Gerais, durante os anos 2000, por meio de um modelo de β -convergência, controlando os efeitos espaciais e os condicionantes específicos de cada tipo de crime. Os resultados mostraram que a hipótese de convergência não pode ser rejeitada. A renda líquida e o grau de urbanização contribuíram positivamente para a convergência nas taxas de crimes contra o patrimônio. Já a população jovem e a presença de armas na população contribuíram positivamente para a convergência nas taxas de homicídios, enquanto que o desenvolvimento econômico, dado pelo Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM), refletiu negativamente sobre a convergência dos homicídios. Os autores apontam, ainda, que a velocidade da convergência das taxas de homicídios foi maior que a velocidade de convergência dos crimes contra o patrimônio.

Dos Anjos Júnior *et al.* (2018) verificaram a hipótese de convergência na criminalidade dos municípios cearenses, no período de 2000 a 2015, levando em consideração a implementação do programa Ronda do Quarteirão, que promoveu um aumento no número de

policiais ativos em alguns municípios do estado a partir do ano de 2007. A análise foi feita utilizando-se um modelo de β -convergência, controlando os efeitos de transbordamento espacial. Os resultados encontrados foram condizentes com a hipótese de convergência absoluta nas taxas de homicídios. A velocidade da convergência mostrou-se consideravelmente maior no período anterior à implementação do programa Ronda do Quarteirão, sugerindo que o mesmo foi eficiente na redução da velocidade da convergência nas taxas de homicídios.

Avançando nos estudos anteriores que utilizavam dados *cross-section* em dois períodos de tempo, De Souza, Rocha e Chaves (2019) avaliaram a hipótese de convergência para os níveis de criminalidade nas microrregiões nordestinas entre os anos 2001 e 2015, por meio da aplicação de uma metodologia espacial para dados em painel. Os resultados obtidos sugerem que as taxas de homicídios nas microrregiões do Nordeste convergiram para uma determinada taxa de equilíbrio, de modo que esta convergência se deu a uma velocidade relativamente baixa, sendo necessários 8,7 anos para que se atinja a taxa de equilíbrio. Ainda, os resultados mostraram que houve uma redução na variabilidade da taxa de homicídios intrarregional ao longo do tempo, a qual foi acompanhada por um aumento no número total de homicídios, o que valida a hipótese da convergência.

Soares Filho, Merchan-Hamann e Vasconcelos (2020) analisaram a mudança do padrão espacial da taxa de mortalidade por homicídios no Brasil, entre 2000 e 2015. O trabalho revelou que, no período, a taxa de homicídios no Brasil cresceu 6%, e que 80% das microrregiões brasileiras tiveram aumentos em suas taxas. Enquanto em 2000 as áreas mais violentas concentravam-se em Pernambuco, São Paulo, Mato Grosso e Rio de Janeiro, em 2015, elas passaram a se localizar nos estados das regiões Norte e Nordeste, com as áreas mais críticas estando no litoral do Nordeste e nas fronteiras do Pará e Maranhão. Os autores argumentam que a violência se expandiu para dentro do território nacional, com deslocamento entre regiões, em direção principalmente às mais pobres, cujas áreas mais críticas se encontram em cenários distintos, como fronteiras de estados e litoral. Ainda, houve uma contração expressiva dos homicídios em estados de regiões mais desenvolvidas, que apresentam um número menor de áreas críticas.

Por fim, Aransiola (2021) investigou o crescimento espaço-temporal e testou, por meio de modelos de β -convergência com controle para os efeitos espaciais, a hipótese de convergência nas taxas de homicídios nos municípios brasileiros, para o período de 2000 a 2017, buscando incorporar diversas variáveis de controle obtidas pelos dados censitários de 2000 e 2010. Os resultados demonstraram que não só há convergência nos homicídios, como o processo está mais rápido nos últimos anos. O autor argumenta que esse processo é

caracterizado por um aumento constante nos homicídios nas regiões Norte e Nordeste, e uma redução nas regiões Sul e Sudeste. Os resultados apontam que fatores socioeconômicos e demográficos como a desigualdade de renda, o desemprego, a renda familiar, a educação, e a composição étnica e de gênero da população estão significativamente correlacionados com o padrão de crescimento das taxas de homicídios no período observado. Dentre os principais fatores, as estimativas indicaram que o efeito da desigualdade de renda foi ligeiramente reduzido ao longo do tempo, enquanto a taxa de desemprego se tornou o principal componente explicativo sobre o crescimento das taxas de homicídios no período recente.

Desde a análise da convergência absoluta nas taxas de crimes proposta por Santos e Dos Santos Filho (2011), os trabalhos posteriores procuraram avançar na análise de convergência condicional⁴ incorporando novos elementos, como os efeitos de fronteiras (CASTRO; ALMEIDA, 2013), o efeito de programas de segurança pública (DOS ANJOS JÚNIOR *et al.*, 2018), e, os condicionantes da criminalidade (ALMEIDA; GUANZIROLI, 2013; ARANSIOLA, 2021); e novos métodos, como a abordagem utilizando dados em painel (DE SOUZA; ROCHA; CHAVES, 2019). Os estudos realizados até então, seja para todo o território ou para estados e regiões específicas, vêm apontando para a existência do processo de convergência nas taxas de crimes de municípios e de microrregiões no Brasil. Dessa forma, surge também a necessidade de investigar de forma mais profunda o problema e encontrar possíveis soluções que ajudem a mitigar seus efeitos.

2.3 METODOLOGIA

Para atingir os objetivos propostos são utilizadas duas metodologias. A análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que permite analisar os padrões e a trajetória da criminalidade no território brasileiro ao longo dos anos, bem como verificar a existência de dependência (ou autocorrelação) espacial da criminalidade nos municípios. Além disso, é feito o uso de modelos econométricos, que possibilitam testar a hipótese de convergência nas taxas de homicídios e, ainda, em caso positivo, pode-se calcular o tempo no qual a convergência ocorre. As próximas subseções descrevem os métodos utilizados.

2.3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

⁴ Os conceitos de convergência absoluta e condicional são discutidos na seção 2.3.2 deste estudo.

De acordo com Anselin (1999), a definição da AEDE pode ser concebida como uma coleção de técnicas que possuem como finalidade descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar locais atípicos (*outliers* espaciais) e padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), e pode sugerir diferentes regimes, instabilidades ou estacionariedades espaciais. Segundo Almeida (2012), é importante a realização de uma AEDE antes da estimação de modelos econométricos espaciais, a fim de verificar a distribuição dos dados no espaço e explorar, de uma melhor forma, as explicações a respeito das informações fornecidas pelos dados.

Dessa forma, para analisar de que forma as taxas de homicídios dos municípios brasileiros estão distribuídas, são realizados os cálculos da autocorrelação global univariada e da autocorrelação local univariada que são expostos nos tópicos a seguir. É feita tanto uma análise abrangente para todos os municípios do país, quanto uma análise isolada para os municípios de cada grande região. Pois, como cada região possui suas particularidades, é possível que a autocorrelação espacial dos homicídios não seja uniforme entre as regiões, com diferentes forças de autocorrelação e diferentes padrões de concentração, ou dispersão, com isso, se faz relevante uma análise de cada região individualmente.

2.3.1.1 Autocorrelação Global Univariada

Conforme Almeida (2012), o primeiro passo em um estudo de AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais estejam distribuídos aleatoriamente no espaço, de modo que, a aleatoriedade espacial indica que os valores de um atributo de uma região não dependem dos valores deste atributo das regiões vizinhas. Para testar essa hipótese, é necessário um coeficiente de autocorrelação espacial, que descreve um conjunto de dados que está ordenado em uma sequência espacial. O coeficiente de autocorrelação espacial mais utilizado em trabalhos empíricos é a estatística I de Moran que pode ser expressa por:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z_i^2}, \quad (2.1)$$

em que, n é o número de regiões; z_i e z_j são os valores das taxas de crimes padronizadas dos municípios i e j , respectivamente; w_{ij} é um elemento da matriz de pesos espaciais W , sendo, portanto, um peso espacial, que representa a relação geográfica entre os municípios i e j , e assume o valor de 1, caso i e j sejam contíguos, e 0, caso contrário; e, S_0 é a soma de todos os

elementos w_{ij} da matriz de pesos espaciais W , ou seja, $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$. Neste estudo é utilizada uma matriz de pesos espaciais com a convenção de contiguidade do tipo “Queen”⁵, que considera como contíguos tanto as fronteiras com extensões diferentes de zero quanto os vértices que podem ser observados na visualização dos mapas.

A hipótese nula que está sendo testada é a de aleatoriedade espacial. O valor esperado do I de Moran é $-[1/(n-1)]$, que representa o valor que seria obtido se não houvesse padrão espacial nos dados, ou seja, se as taxas de crimes nos municípios forem aleatórias espacialmente, o valor calculado será igual ao valor esperado, dentro da significância estatística. Quando I calculado é maior que o valor esperado, isso indica autocorrelação espacial positiva; quando menor, negativa. Ainda, o sinal positivo indica que os dados estão concentrados nas regiões, já o sinal negativo indica dispersão dos dados. A magnitude desta estatística fornece a força da autocorrelação espacial, sendo que, quanto mais próximo de 1 mais forte a concentração, e quanto mais próximo de -1 mais forte a dispersão (ALMEIDA, 2012).

Para verificar a significância da estatística I de Moran é realizado um teste de pseudo-significância baseado no processo de permutação aleatória, no qual os dados são aleatoriamente permutados, ou embaralhados, para as diversas regiões, e então a estatística é calculada para cada uma das permutações e estas são comparadas com o valor real da estatística calculada para os dados observados. O cálculo é feito com base em 999 permutações, de modo que a hipótese nula testada é que o processo de geração dos dados espaciais é aleatório, e o padrão dos dados observados é simplesmente uma das muitas combinações possíveis.

Conforme Almeida (2012), em resumo, o I de Moran fornece três tipos de informação. O nível de significância, que provê a informação dos dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não. O sinal positivo ou negativo, que indica se os dados estão concentrados, ou dispersos no espaço. E, a magnitude da estatística, que fornece a força da autocorrelação espacial.

2.3.1.2 Autocorrelação Local Univariada

A estatística de autocorrelação espacial global fornece a maneira como um conjunto de dados está distribuído no espaço. Porém, muitas vezes se fazem necessárias informações dos pormenores locais. Metaforicamente, a estatística global de autocorrelação espacial fornece um

⁵ Para uma descrição mais aprofundada sobre as matrizes de pesos espaciais e as convenções de contiguidade consultar Almeida (2012). Utilizou-se a matriz “Queen” por esta considerar todos os vizinhos do entorno dos municípios, e, com isso, dada a natureza da variável analisada (crime), ser mais adequada teoricamente.

retrato da floresta; já a local fornece um retrato de cada árvore que a compõe (ALMEIDA, 2012).

Para capturar os padrões locais de autocorrelação, Anselin (1995) propôs os indicadores LISA (*Local Indicator of Spatial Association*), referindo-se a qualquer indicador que satisfaça dois critérios:

- a) O LISA fornece, para cada observação, uma extensão dos *clusters* espaciais significativos estatisticamente, com valores semelhantes em torno dessa observação;
- b) A soma dos LISA's é proporcional a um indicador global de associação espacial (ANSELIN, 1995).

Neste trabalho, o indicador LISA utilizado é o I de Moran Local. De acordo com Almeida (2012), o coeficiente I de Moran Local decompõe o indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação, dividindo-as em quatro categorias: Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto, sendo que estas categorias representam os quadrantes do diagrama de dispersão de Moran. O coeficiente I de Moran Local pode ser representado da seguinte forma:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (2.2)$$

Para cada observação é calculado um I_i , gerando n valores da estatística I_i e seus respectivos níveis de significância (ALMEIDA, 2012). Para demonstrar adequadamente os resultados obtidos, os valores calculados são mapeados e expostos nos mapas de *clusters* LISA, que permitem uma melhor visualização do padrão espacial da criminalidade no território do país.

2.3.2 Análise da hipótese de convergência

Os modelos de convergência foram desenvolvidos inicialmente com o intuito de analisar o processo de convergência da renda per capita entre países ou regiões: primeiramente por Baumol (1986); posteriormente melhor desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1990); e aprimorado por Islam (1995), que trouxe uma metodologia de aplicação com dados em painel. A partir de sua concepção original, tais modelos passaram a ser adotados para a análise de convergência relacionada a outros fatores, como no trabalho de Almeida (2018), que analisou

a convergência de diversas variáveis relacionadas ao bem-estar social para os estados brasileiros e, no caso específico da criminalidade, nos trabalhos de Santos e Dos Santos Filho (2011) e De Souza, Rocha e Chaves (2019), por exemplo.

Conforme Barro e Sala-i-Martin (1990) e Sala-i-Martin (1996) existem dois conceitos de convergência trabalhados e desenvolvidos na literatura: a σ -convergência e a β -convergência. Ambos os conceitos desenvolvidos na literatura são voltados para o crescimento econômico entre regiões e países, porém, podem ser adaptados para analisar outras áreas. A σ -convergência está relacionada com a dispersão dos dados transversais. A existência desse tipo de convergência implica em uma redução na dispersão de determinada variável ao longo dos anos entre as regiões, de modo que as desigualdades entre elas estejam diminuindo. Já a β -convergência pode ser dividida em dois tipos: absoluta e condicional. A β -convergência absoluta considera que determinada variável de regiões com níveis baixos tende a crescer mais rapidamente do que nas regiões com níveis mais altos, de modo que ao longo do tempo os níveis se igualariam. Porém, essa perspectiva se baseia fortemente na suposição de que a única diferença entre as regiões é justamente seus níveis iniciais. Dessa forma, ela considera que todas as regiões possuem características econômicas, políticas, sociais e institucionais idênticas, o que se trata de uma suposição pouco realista.

Por outro lado, a β -convergência condicional considera que cada região tem seus próprios parâmetros e características e, com isso, seu próprio estado estacionário. Assim, a β -convergência condicional implica que a taxa de crescimento de determinada variável nas regiões estará positivamente relacionada à distância que a separa do seu próprio estado estacionário. Desse modo, as regiões com valores mais baixos não necessariamente alcançariam os níveis das regiões com valores mais altos. Com isso, as duas formas de β -convergência, absoluta e condicional, coincidem apenas se todas as regiões de análise possuírem o mesmo estado estacionário.

Sala-i-Martin (1996) argumenta que a existência de β -convergência é condição necessária para a existência da σ -convergência, uma vez que a redução da dispersão de uma variável nas regiões, ao longo do tempo, só pode ocorrer se o seu nível cresce mais rápido nas regiões com condições iniciais mais baixas. Neste caso, é natural que os níveis se tornarão mais próximos ao longo do tempo. Logo, a existência de β -convergência tende a gerar a σ -convergência.

Para a verificação da hipótese de β -convergência nas taxas de homicídios nos municípios, com dados de tempo e espaço, parte-se de um modelo neoclássico tradicional que pode ser exposto como:

$$\ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right] = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (2.3)$$

em que y é a taxa de homicídios; i representa o município e t o período; o termo $\ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right]$ representa a taxa de crescimento dos homicídios; $u_{i,t}$ é o termo do erro estocástico; α é o termo constante e β é o parâmetro a ser estimado que corresponde à convergência.

De acordo com Islam (1995), a maioria dos trabalhos referentes a análise de convergência trabalham com a suposição de funções agregadas únicas para todas as regiões, de forma que todas tendem a um mesmo estado estacionário. Considerando que, na realidade, os estados estacionários das regiões não são necessariamente os mesmos, o autor propôs uma abordagem que permitiu controlar as diferenças existentes entre as regiões a partir do uso de dados em painel.

A estrutura de dados em painel possibilita controlar os efeitos individuais não observáveis de cada região. Dessa forma, ao utilizar-se um modelo de efeitos fixos, considera-se que cada município analisado tem sua própria taxa de homicídios de equilíbrio. Com isso, a partir da abordagem proposta por Islam (1995), modifica-se a Equação (2.3) e estima-se um modelo de efeitos fixos da seguinte forma:

$$\ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right] = \beta \ln y_{i,t-1} + \mu_i + \varphi_t + u_{i,t} \quad (2.4)$$

em que μ_i é o efeito fixo de cada unidade espacial e φ_t é o termo específico de cada período.

Conforme argumentado por Almeida (2018), a partir dos conceitos de β -convergência expostos por Sala-i-Martin (1996), a estimação de um modelo *pooled* (Equação (2.3)) aproxima-se da análise de β -convergência absoluta, uma vez que considera uma função única para todas as unidades. Já o modelo de efeitos fixos (Equação (2.4)) aproxima-se da análise β -convergência condicional, pelo fato de considerar que cada unidade possui características específicas e que diferem umas das outras. Dessa forma, neste estudo são estimados ambos os modelos a fim de testar a hipótese das duas formas de β -convergência nas taxas de crimes dos municípios.

A fim de incorporar os efeitos referentes à autocorrelação espacial nas taxas de homicídios dos municípios, é utilizada a abordagem proposta por Rey e Montouri (1999), também utilizada por Lim e Kim (2015) e De Souza, Rocha e Chaves (2019), obtendo-se um modelo que incorpora as defasagens espaciais tanto na variável dependente quanto no termo do erro, que é dado por:

$$\ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right] = \beta \ln y_{i,t-1} + \rho \sum_{i=1}^n w_{ij} \ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right] + \mu_i + \varphi_t + u_{i,t} \quad (2.5a)$$

$$u_{i,t} = \lambda \sum_{i=1}^n w_{ij} u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.5b)$$

em que ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; λ é o coeficiente de autocorrelação espacial ou parâmetro do erro autorregressivo espacial; w_{ij} é um elemento de uma matriz ($N \times N$) de pesos espaciais W normalizada em linha⁶; o termo $\sum_{i=1}^n w_{ij} \ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right]$ representa a defasagem espacial da variável dependente, e $\sum_{i=1}^n w_{ij} u_{i,t}$ é a defasagem espacial do termo do erro; $\varepsilon_{i,t}$ é um termo independente, normalmente distribuído, com média zero e variância constante.

Conforme Lim e Kim (2015), para determinado município i , a variável dependente espacialmente defasada ($\sum_{i=1}^n w_{ij} \ln \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right]$) pode ser considerada uma média ponderada espacialmente da taxa de crescimento da variável dependente nos municípios vizinhos. De modo que, na Equação (2.5a), o coeficiente autorregressivo espacial (ρ) capta o efeito de interação espacial, e indica o quanto a taxa de crescimento dos homicídios no município i é afetada pelas taxas de crescimento dos seus vizinhos.

A partir do modelo completo, três modelos diferentes podem ser estimados. O coeficiente ρ está relacionado ao modelo de defasagem espacial, ou modelo autorregressivo espacial (SAR), que, conforme Almeida (2012), é definido pela interação entre uma variável dependente com as variáveis dependentes das regiões vizinhas, possuindo influência entre elas. Já o coeficiente λ está relacionado ao modelo de erro autorregressivo espacial (SEM), no qual

⁶ A normalização da matriz W implica em dividir as células representando os pesos espaciais de cada linha da matriz pela somatória dos pesos das respectivas linhas, de forma que $w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$, com $\sum_j w_{ij}^* = 1$. A vantagem desta abordagem é facilitar a interpretação do peso espacial w_{ij} , pois indica qual a porcentagem da influência do município j sobre o município i .

a dependência espacial se manifesta no termo do erro. Intuitivamente, esse modelo indica que o padrão espacial é dado por efeitos não modelados, que não estão distribuídos aleatoriamente no espaço e, assim, estando correlacionados espacialmente (ALMEIDA, 2012). Ainda, segundo Almeida (2012), por vezes, a dependência espacial do fenômeno analisado pode ser mais complexa, manifestando-se tanto na variável dependente quanto no componente do erro. Dessa forma, quando ambos coeficientes demonstram significância, pode ser estimado o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo (SAC).

Para identificar a presença de dependência espacial nos modelos é realizado o teste $CD(p)$ de Pesaran (2004), que testa a independência local das unidades *cross-section*, de modo que, a hipótese nula é a independência espacial das unidades *cross-section* em relação aos seus vizinhos. Em caso de rejeição da hipótese nula, pode se concluir pela existência de dependência espacial entre os municípios e seus vizinhos.

Para descobrir de que forma essa dependência espacial se manifesta, seja na variável dependente ou no termo do erro, são realizados os testes do multiplicador de Lagrange (LM), que testam a significância dos termos ρ e λ . Por meio dos testes LM é possível identificar qual modelo incorpora os efeitos espaciais de maneira mais apropriada. Caso apenas ρ seja significativo, estima-se o modelo SAR; caso apenas λ seja significativo, estima-se o modelo SEM; e, caso ambos sejam significativos, é realizada a versão robusta dos testes LM, e estima-se aquele que demonstrar significância. Por fim, caso tanto ρ quanto λ ainda permanecerem significativos, o modelo que melhor incorpora a dependência espacial é o modelo SAC. A estimação dos modelos espaciais é feita pelo método de Máxima-Verossimilhança.

A hipótese de β -convergência na criminalidade dos municípios não pode ser rejeitada caso o resultado estimado do parâmetro β seja negativo. Este resultado indicaria que os municípios com taxas de homicídios maiores inicialmente possuiriam taxas de crescimento menores em relação aos municípios inicialmente mais seguros. Assim, ao longo do tempo, as taxas tenderiam à um valor de equilíbrio. Ainda, conforme Rey e Montouri (1999), a velocidade de convergência para o estado estacionário é definida por:

$$\theta = -\ln(\beta + 1)/T \quad (2.6)$$

em que T é o número de anos no período analisado.

Segundo Arbia (2006), um segundo parâmetro importante para analisar a convergência é a meia-vida (MV), que é definida como o tempo necessário para que a variável de interesse

esteja no meio do caminho entre seu valor inicial e o valor de estado estacionário. Em outras palavras, é o tempo necessário para que metade da diferença entre o estado inicial e o estado estacionário da taxa de homicídios seja eliminada. Este valor deve satisfazer a condição $e^{-\theta t} = 0,5$, com isso, o tempo de meia-vida é dado por:

$$MV = \frac{\ln(2)}{\theta} \quad (2.7)$$

Por meio de tais procedimentos é possível obter um resultado consistente quanto à hipótese de convergência nas taxas de homicídios dos municípios brasileiros. Sendo possível a obtenção de valores referentes à velocidade de convergência das taxas de homicídios (θ) nos municípios, bem como o tempo necessário para que a distância entre a taxa inicial e a taxa de equilíbrio caia pela metade (MV).

O período analisado compreende os anos de 2005 a 2019⁷. Os dados referentes aos homicídios foram obtidos no Datasus, pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM-MS), na categoria Agressões (X85-Y09). As taxas de homicídios por 100 mil habitantes foram construídas utilizando-se as estimativas populacionais dos municípios, calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁸. A análise é feita utilizando-se os municípios brasileiros como um todo, e desagregando-os nas cinco grandes regiões individualmente⁹. Dessa forma, é possível identificar as diferenças nos padrões da criminalidade e violência entre as regiões ao longo dos anos, bem como testar se a hipótese da convergência se sustenta, e o tempo necessário para que esta ocorra, em cada uma das regiões de maneira individual. Com isso, é possível verificar se a convergência é um fenômeno que está ocorrendo em todo o território nacional, ou apenas em algumas regiões.

⁷ A escolha do período inicial se deve ao fato de que, como diversos municípios foram criados até o ano de 2004, a inclusão de períodos anteriores acarretaria na existência de variáveis faltantes, gerando problemas para a estimação dos modelos espaciais, que pressupõem o uso de painéis balanceados. Assim, a exclusão destes municípios seria necessária, perdendo-se não apenas parte da amostra, mas também diversas relações espaciais vinculadas a ela. Já a escolha do período final da amostra se deve à ocorrência da pandemia de Covid-19, a partir do ano de 2020, que alterou a dinâmica de diversas relações sociais e econômicas, dentre elas, a criminalidade. De modo que tal período demandaria uma análise específica para entender as mudanças ocorridas no padrão da criminalidade durante e pós-pandemia.

⁸ Como em alguns municípios não ocorreram homicídios em alguns anos, adicionou-se 1 nas taxas de homicídios de todos os municípios para todos os anos, para possibilitar a aplicação da forma logarítmica nos modelos.

⁹ Excluiu-se da amostra os seis municípios fundados após o ano de 2005 e Fernando de Noronha - PE e Ilhabela - SP, por serem ilhas e, portanto, não possuírem fronteiras terrestres.

2.4 DINÂMICA TERRITORIAL DOS HOMICÍDIOS NO BRASIL

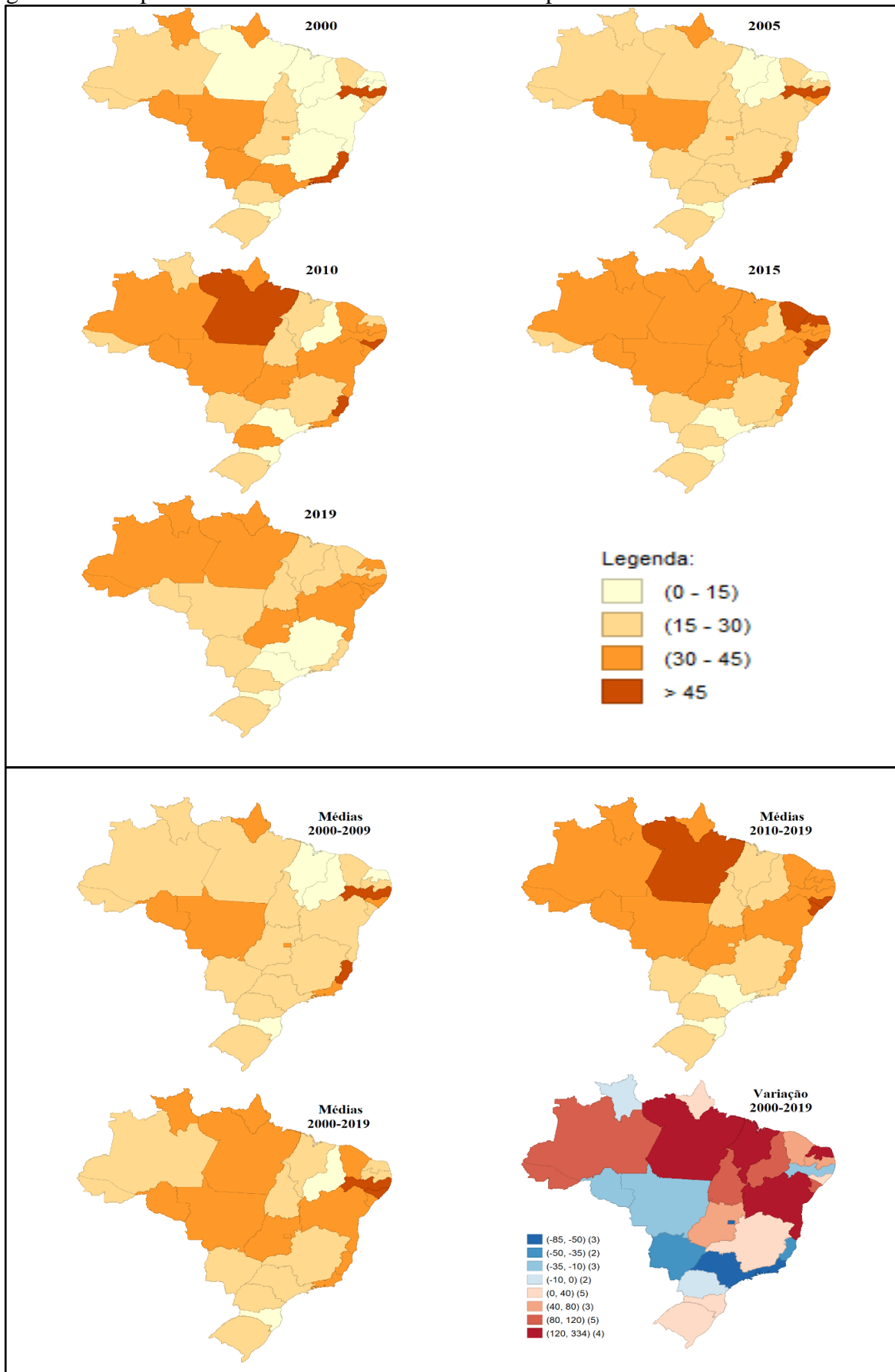
Ao longo das décadas de 2000 e 2010 ocorreram grandes mudanças na dinâmica e distribuição territorial dos homicídios no país. Conforme pode ser observado na Figura 2.1¹⁰, nos primeiros anos da análise a maioria dos estados do Norte e Nordeste apresentavam baixas taxas de homicídio, de forma que o crime se concentrava principalmente nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Contudo, a partir de 2010, o padrão da criminalidade nos estados brasileiros começou a mudar de forma, ocorrendo um grande aumento da violência nos estados das regiões Norte e Nordeste, e diminuições substanciais na Região Sudeste.

No ano de 2019 o novo padrão da violência nos estados fica mais evidente, com os estados do Norte e do Nordeste entre os mais violentos e as regiões Sul e Sudeste como as menos violentas. O ano de 2019 também se caracterizou por ser o ano menos violento no período, com a taxa de homicídios no Brasil ficando em aproximadamente 21 homicídios por 100 mil habitantes. Porém, conforme apontam Cerqueira *et al.* (2021), a queda na mortalidade violenta, em 2018 e 2019, deve ser interpretada com cautela em função da deterioração da qualidade dos registros oficiais, uma vez que, o número de Mortes Violentas por Causa Indeterminada (MVCI), no qual o Estado não consegue identificar a causa da morte, aumentou consideravelmente. Sendo que, em 2017 foram computados 9.799 óbitos como MVCI, já em 2019 esse número foi de 16.648, ou seja, um aumento 69,9% em relação à 2017.

Ainda, apesar da redução nos últimos dois anos do período analisado (2018 e 2019), esta não reflete os níveis de violência nos últimos 10 anos (2010 a 2019), período no qual ocorreu um aumento nas taxas de homicídios. Nota-se um aumento quase que generalizado da violência em todos os estados no período recente, sendo que apenas os estados do Sudeste e o Distrito Federal observaram uma redução significativa em suas taxas de homicídios. Ao observar as médias dos homicídios no período completo, de 2000 a 2019, os estados de Alagoas e Pernambuco foram os mais violentos, enquanto Santa Catarina e Piauí os menos violentos, respectivamente.

¹⁰ Os dados das taxas de homicídios nos estados, utilizadas para a elaboração dos mapas, são expostos no APÊNDICE 2A.

Figura 2.1 - Mapas das taxas de homicídios no Brasil no período 2000 a 2019



Fonte: Datasus. Elaboração dos autores.

No que se refere as maiores variações nas taxas de homicídios, os estados que tiveram maior crescimento em suas taxas foram o Rio Grande do Norte, a Bahia e o Maranhão, com um aumento superior a 300% entre 2000 e 2019. Já os estados de São Paulo, do Rio de Janeiro e o Distrito Federal tiveram grandes reduções em suas taxas de homicídios, com decréscimos que superaram a casa dos 50%.

A Tabela 2.1 expõe as taxas de homicídios nas grandes regiões brasileiras. O país como um todo apresentou uma certa constância nas taxas de crimes ao longo do período, o que contrasta com o comportamento da violência nas grandes regiões como a Norte (N) e a Nordeste (NE), que tiveram aumentos expressivos, e a região Sudeste (SE) que observou um forte decréscimo, de modo que, desde o ano de 2007, suas taxas encontram-se abaixo da média nacional. Já as regiões do Sul (S) e do Centro-Oeste (CO) mantiveram-se estáveis, sem observar aumentos ou diminuições expressivas em suas taxas.

Tabela 2.1 - Taxas de Homicídios nas Grandes Regiões Brasileiras

| Região | Taxas de homicídios | | | | | Médias | | | Variação (%) |
|--------|---------------------|-------|-------|-------|-------|-----------|-----------|-----------|--------------|
| | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | 2000-2009 | 2010-2019 | 2000-2019 | 2000-2019 |
| N | 18,11 | 24,99 | 37,05 | 39,84 | 36,57 | 24,44 | 39,38 | 31,91 | 101,99 |
| NE | 18,81 | 25,00 | 34,81 | 41,24 | 31,89 | 25,47 | 39,68 | 32,57 | 69,52 |
| SE | 35,79 | 27,62 | 20,08 | 18,51 | 11,65 | 29,52 | 18,37 | 23,94 | -67,45 |
| S | 15,02 | 20,88 | 23,22 | 23,09 | 16,01 | 20,12 | 21,89 | 21,00 | 6,58 |
| CO | 28,67 | 27,91 | 30,62 | 36,19 | 24,51 | 29,21 | 33,55 | 31,38 | -14,49 |
| Brasil | 26,10 | 25,72 | 26,82 | 28,57 | 20,95 | 26,60 | 27,67 | 27,14 | -19,73 |

Fonte: Datasus. Elaboração dos autores.

Além das mudanças ocorridas no padrão geográfico da violência das grandes regiões e estados brasileiros, também podem ser observadas mudanças significativas na evolução das taxas de homicídios dos municípios de diferentes classes populacionais. Conforme pode ser visto na Tabela 2.2¹¹, os municípios pequenos (até 100 mil habitantes) tiveram fortes aumentos em suas taxas de crimes ao longo da última década, enquanto os municípios médios (entre 100 e 500 mil) e grandes (maiores de 500 mil) apresentaram reduções em suas taxas, o que tornou menores as diferenças entre tais classes de municípios. Mesmo que a maior concentração de crimes ainda esteja nas grandes cidades, o aumento progressivo dos homicídios nas cidades pequenas é um sinal preocupante da disseminação da criminalidade no território, dado que os municípios pequenos representam a maior proporção dos municípios brasileiros.

¹¹ Para a análise das taxas de homicídios municipais utilizou-se dados a partir do ano de 2005 devido a criação de diversos novos municípios no período de 2000 a 2004, de modo que a sua inclusão dificultaria as análises posteriores.

Tabela 2.2 - Taxas de Homicídios por tamanho dos municípios

| População (mil habitantes) | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | Média 2005-2019 | Varição 2005/2019 |
|-------------------------------|-------|-------|-------|-------|--------------------|----------------------|
| 0 - 50 | 10,84 | 12,63 | 16,54 | 15,81 | 14,39 | 45,83 |
| 50 - 100 | 19,91 | 23,65 | 28,22 | 23,18 | 25,48 | 16,41 |
| 100 - 500 | 30,12 | 32,46 | 32,52 | 24,31 | 31,58 | -19,30 |
| > 500 | 38,59 | 37,53 | 39,03 | 24,02 | 37,33 | -37,75 |

Fonte: Datasus. Elaboração dos autores.

O argumento apontado por Waiselfisz (2016) sobre o processo de migração dos polos dinâmicos da violência, é corroborado pela análise descritiva da evolução da violência observada nas grandes regiões, estados e municípios. Segundo o autor, as regiões de maior incidência da violência, que se restringiam a um número limitado de capitais e grandes regiões metropolitanas, melhoraram a eficiência de seus aparelhos de segurança, de modo que a violência migrou para regiões de menor tamanho e menor presença estatal, seja no interior do próprio estado ou em outras unidades federativas.

Na região Sudeste, por exemplo, que no início da análise era a região mais violenta, foram implementados diversos programas de segurança pública, que visavam a redução da criminalidade em determinados municípios mais violentos, como: o Infocrim (2000), em São Paulo; o Programa “Fica Vivo” (2002) e o Igesp (2008), em Minas Gerais; as Unidades de Polícia Pacificadoras (UPPs) (2008), no Rio de Janeiro; e o “Estado Presente” (2011), no Espírito Santo. Esses programas contribuíram para a diminuição da violência nas regiões em que foram implementados. Porém, como as taxas de homicídios no Brasil como um todo apresentaram uma certa constância, a diminuição nestas unidades, com maior participação e empenho do estado no combate à violência, contrastou com aumentos nos estados e municípios com menor presença estatal, e diferentes condições sociais, principalmente nas regiões Norte e Nordeste.

No caso dos municípios, esse comportamento das taxas de homicídios também fornece indícios de uma possível convergência da violência, no qual as taxas tendem a uma taxa de equilíbrio, reduzindo-se as diferenças entre os municípios. Na próxima seção são analisados com maior profundidade os aspectos da violência nos municípios brasileiros, identificando as áreas de maior risco com a formação de *clusters* e verificando a existência de autocorrelação espacial da violência nos municípios por meio da estatística I de Moran.

2.5 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS ESPACIAIS

Para testar a hipótese de aleatoriedade espacial das taxas de homicídios municipais calculou-se o Índice de Moran Global para o Brasil e para as suas cinco grandes regiões, conforme pode ser observado na Tabela 2.3. Os resultados do I de Moran foram significativos para o Brasil, e todas as regiões, em todos os períodos calculados, o que indica que as taxas de homicídios não estão distribuídas aleatoriamente no espaço.

Os valores calculados para todas as regiões foram positivos em todos os períodos, revelando que as taxas de homicídios estão autocorrelacionadas positivamente. Ou seja, ocorre uma concentração da violência no espaço, de modo que locais com altas, ou baixas, taxas de homicídios estão cercados por locais com características semelhantes, formando áreas homogêneas. O que se difere nos padrões espaciais das grandes regiões entre si é a magnitude da autocorrelação, sendo que, quanto mais próximo de 1 mais forte a concentração. Dessa forma, percebe-se que, em média, os homicídios estão mais concentrados nos municípios das regiões Norte, Nordeste e Sudeste, de modo que as regiões Sul e Centro-Oeste possuem menores concentrações de locais mais, ou menos, violentos em seus territórios. A única região cujas médias do I de Moran ficaram acima da média nacional foi a região Nordeste.

Tabela 2.3 - Índice de Moran Global

| Região | 2005 | | 2010 | | 2015 | | 2019 | | I de Moran médio 2005 - 2019 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------------------------------|
| | Valor | Prob | Valor | Prob | Valor | Prob | Valor | Prob | |
| N | 0,326 | 0,001 | 0,342 | 0,001 | 0,249 | 0,001 | 0,230 | 0,001 | 0,275 |
| NE | 0,335 | 0,001 | 0,387 | 0,001 | 0,389 | 0,001 | 0,333 | 0,001 | 0,403 |
| SE | 0,391 | 0,001 | 0,281 | 0,001 | 0,303 | 0,001 | 0,181 | 0,001 | 0,313 |
| S | 0,160 | 0,001 | 0,190 | 0,001 | 0,161 | 0,001 | 0,075 | 0,002 | 0,182 |
| CO | 0,267 | 0,001 | 0,202 | 0,001 | 0,075 | 0,005 | 0,064 | 0,015 | 0,154 |
| Brasil | 0,313 | 0,001 | 0,327 | 0,001 | 0,345 | 0,001 | 0,292 | 0,001 | 0,346 |

Fonte: elaboração dos autores.

Um aspecto a ser considerado é que, em geral, as fronteiras, tanto interestaduais como internacionais, são locais com maiores incidências de diversos tipos de crime. Com isso os valores calculados para o país como um todo abrangem todas as regiões de fronteiras, sendo de se esperar que a análise do todo apresente um índice maior do que das regiões individualmente. Pelo fato de possuir o maior número de estados, a Região Nordeste abrange também um maior número de fronteiras estaduais e, além disso, durante a maior parte do período apresentou taxas de homicídios elevadas, o que explica a maior concentração em seus municípios.

O ano de 2019, além de ser o menos violento, foi o que apresentou o Índice de Moran mais baixo para todas as regiões, indicando uma diminuição no grau de concentração da violência em todas as regiões do país, no período recente. Porém, a diminuição da concentração

da violência, por si só, não representa necessariamente uma melhoria e uma diminuição do problema. Isso se deve ao fato de que a criminalidade pode estar se espalhando entre as regiões, não implicando em uma diminuição nas taxas de homicídios no país.

Para visualizar os padrões espaciais, e as regiões de maior concentração de homicídios nos municípios brasileiros, foram calculadas as estatísticas I de Moran Local, e expostas nos mapas de *clusters* LISA (Figura 2.2). Nota-se que um grande *cluster*, do tipo Alto-Alto, com alta incidência de violência, se formou e se desenvolveu principalmente nos municípios do estado do Pará, e, ao longo dos anos, englobou municípios dos estados de Rondônia, Amazonas e Mato Grosso.

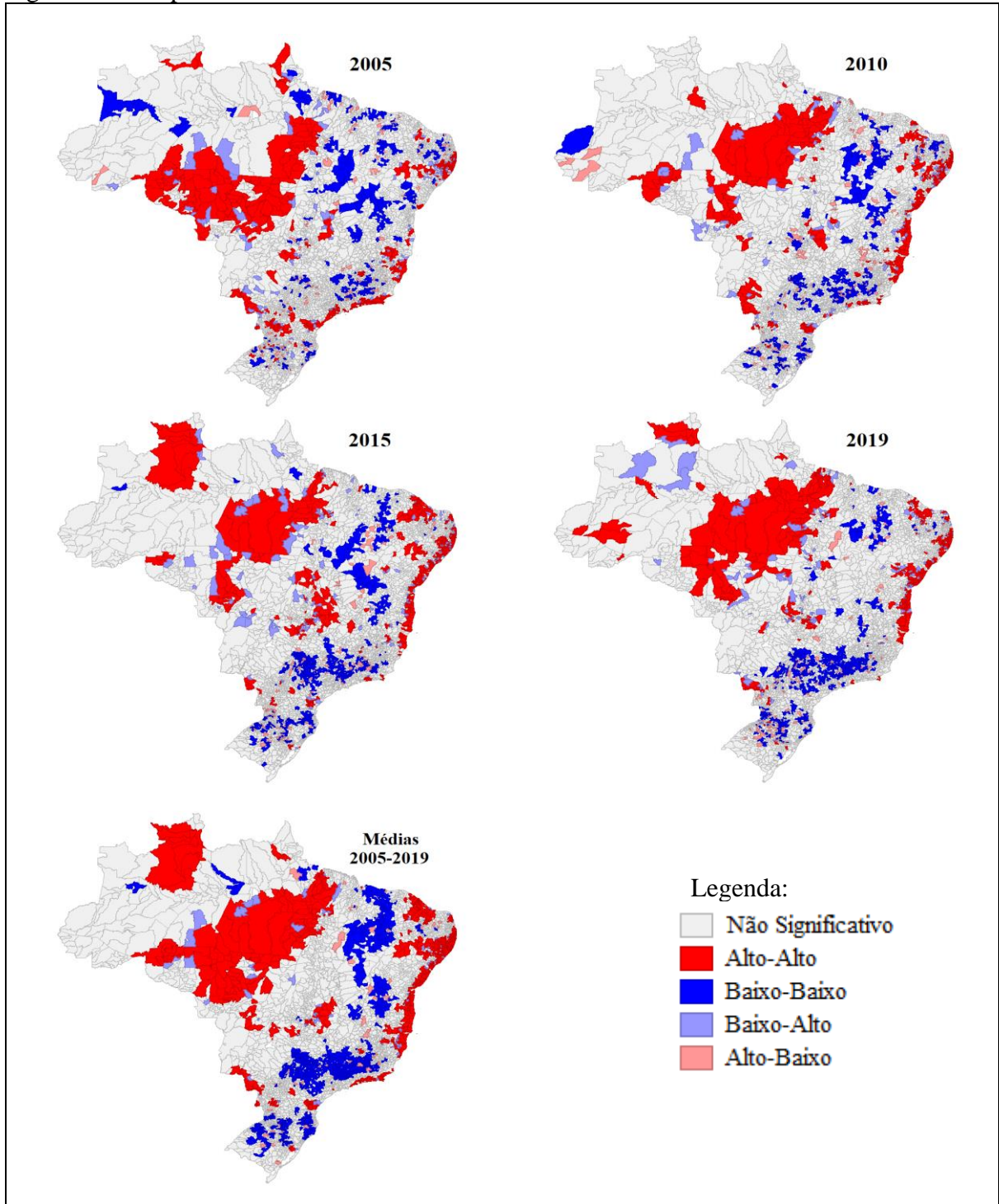
Essa concentração de homicídios na região Norte parece estar intimamente ligada ao desmatamento na região da floresta amazônica, onde ocorrem diversos conflitos rurais violentos, com ocupações e disputas de terras. O trabalho de Sant'Anna e Young (2010) descreve detalhadamente como esse processo ocorre, e a natureza violenta da ocupação de terras na região. E, a partir de uma análise empírica, os autores mostraram que o desmatamento e a violência estão interligados, sendo que ambos estariam associados a uma má definição dos direitos de propriedade. Já o trabalho de Cerqueira *et al.* (2013) comparou as taxas de homicídios de 46 municípios com os maiores índices de desmatamento no Bioma da Amazônia com relação aos outros municípios, classificando-os segundo o seu tamanho e sua importância econômica. A análise mostrou que a taxa de letalidade em áreas de desmatamento em relação às localidades sem desmatamento, para determinadas classes de município, chega a ser 197% maior, na média, indicando a relevância do desmatamento nas taxas de homicídios destas regiões.

A partir de 2010, percebe-se uma diminuição nos aglomerados violentos na Região Sudeste, o que condiz com a diminuição das taxas de homicídios que foram observadas nos estados da região ao longo do período, principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro. Ainda, pode ser observado um aumento na formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo, indicando um aumento no número de regiões mais seguras.

Conforme Soares Filho, Merchan-Hamann e Vasconcelos (2020) a forte contração nas taxas de homicídios observada na região Sudeste no período recente pode estar ligada a fatores que atuam conjuntamente, como a mudança demográfica, a redução da população jovem, a melhoria do nível e da redistribuição de renda, o melhor acesso à educação, e as políticas de segurança pública. Do mesmo modo, Kahn (2013) enfatiza a importância das políticas de segurança, com retirada de armas de fogo em circulação, novas técnicas em gestão policial, o aumento do encarceramento e o uso mais intenso de equipamentos de segurança, juntamente

com o crescimento econômico equilibrado e as dinâmicas demográficas estaduais, como os fatores determinantes para a redução dos homicídios no Sudeste.

Figura 2.2 - Mapas de *clusters* LISA



Fonte: elaboração dos autores.

Contrastando com a diminuição da violência na região Sudeste está o aumento de *clusters* do tipo Alto-Alto na região Nordeste. Sendo que as áreas mais violentas englobam

praticamente todas as regiões litorâneas, que vão desde o sul da Bahia e se estendem até a Região Metropolitana de Fortaleza, no Ceará.

De acordo com Kahn (2013), ocorreu um crescimento econômico acelerado na região Nordeste, que não veio acompanhado de melhorias nos indicadores sociais, e na qualidade de vida da população. Com isso, o número de ocorrência de crimes patrimoniais aumentou sem uma respectiva melhoria na segurança pública e na eficiência do sistema criminal, levando a um aumento da insegurança e do número de armas na população, tanto em posse dos criminosos quanto das vítimas, e, conseqüentemente, a potencialização do número de homicídios na região. Já Plassa, Paschoalino e Dos Santos (2019) encontraram a desigualdade de renda como sendo o principal fator condicionante das altas taxas de homicídios nos municípios da Região Nordeste. Ainda, o grau de urbanização e a densidade demográfica também se mostraram relevantes, indicando que o aumento da violência no Nordeste pode ser fruto de um crescimento econômico e populacional desordenado, principalmente nos grandes centros urbanos.

Outras áreas violentas que se destacam no período mais recente (2015 e 2019) são as regiões de fronteira de Roraima com a Venezuela, e Mato Grosso do Sul e o norte do Paraná com o Paraguai. As regiões de fronteira, historicamente, são mais violentas por serem regiões que envolvem um elevado nível de tráfico e contrabando de drogas, que normalmente estão ligados a crimes mais violentos como os homicídios. Ainda, no caso da fronteira de Roraima, a crise econômica da Venezuela trouxe um elevado número de imigrantes, o que contribuiu com um aumento constante de população, de maneira desordenada, o que, com políticas públicas insuficientes, pode ter contribuído para um aumento da violência na região.

O espalhamento da violência nas regiões brasileiras também pode estar relacionado ao crime organizado, com à expansão das atividades de facções criminosas, como o Comando Vermelho (CV), no Rio de Janeiro, e o Primeiro Comando da Capital (PCC), em São Paulo, que inicialmente atuavam localmente, e passaram a expandir suas ações para outros estados e outras regiões. De modo que, as ações das facções, de abrangência tanto local quanto nacional, são responsáveis por diversos tipos de crimes, como roubos, sequestros, tráfico de drogas e assassinatos, e, ainda, promovem conflitos violentos ocasionados por disputas territoriais de pontos e rotas de tráfico, com grupos e facções rivais. Conforme Cerqueira *et al.* (2020) um dos fatores que contribuiu para o forte aumento dos homicídios em 2016 e 2017, principalmente nas regiões Norte e Nordeste, foi a guerra desencadeada, em meados de 2016, entre as duas maiores facções do país (PCC e CV), e seus parceiros locais, gerando recordes no número de mortes nos estados do Acre, Amazonas, Pará, Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte. Ainda, segundo os autores, a substancial diminuição no número de homicídios nestes estados

supracitados, nos anos de 2018 e 2019, pode ser explicada por um armistício ocorrido em 2018, de maneira velada ou não, entre estas facções rivais, após um ano e meio de uma guerra que ocasionou altos custos para ambos os lados, tanto em termos econômicos quanto de letalidade.

Uma visão mais ampla do padrão da violência no território brasileiro, entre 2005 a 2019, é proporcionada pelo mapa de *clusters* elaborado utilizando-se as médias das taxas de homicídios de cada município no período (Figura 2.2). É possível constatar um padrão já observado nos mapas de *clusters* que mostram a evolução das taxas no período, com os aglomerados mais violentos sendo uma grande área no norte do país, no litoral nordestino e nas regiões de fronteira com a Venezuela no Norte, e com o Paraguai no Centro-Oeste e no Sul do país. Já os aglomerados menos violentos compreendem a uma faixa mais central do país que vai desde grande parte do Piauí, e municípios do Maranhão e da Bahia, no Nordeste, uma grande área do estado de São Paulo, e alguns municípios de Minas Gerais, no Sudeste, e, municípios do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, no sul do país.

Por meio da AEDE pôde-se observar os padrões espaciais da violência no país, revelando as regiões e estados onde o crime está mais concentrado, de modo que foi possível perceber diferenças no padrão e no grau de concentração dos homicídios entre as regiões do país. Com isso, na próxima seção é testada a hipótese de convergência dos homicídios no país como um todo e em cada uma de suas grandes regiões.

2.6 ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

Os resultados dos modelos estimados para a análise de convergência absoluta e condicional podem ser observados na Tabela 2.4. Os modelos que apresentaram heterocedasticidade pelo teste Breusch-Pagan foram corrigidos utilizando erros padrões robustos. O teste $CD(p)$ revelou a existência de dependência espacial em todas as regiões, de modo que os modelos que melhor incorporam a dependência espacial foram escolhidos por meio dos testes LM. Para o Brasil¹² e as regiões Norte, Sul e Centro-Oeste o modelo escolhido foi o SEM, já para as regiões Nordeste e Sudeste o modelo adequado foi o SAC.

¹² Devido à limitações computacionais, não foi possível realizar os testes LM, e estimar o modelo SAC, para o Brasil. Com isso, utilizou-se o modelo no qual o efeito espacial foi mais significativo.

Tabela 2.4 - Resultado das estimações dos modelos pooled, Efeitos Fixos e Espaciais

| Pooled | Convergência Absoluta | | | | | |
|----------------------------------|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Norte | Nordeste | Sudeste | Sul | Centro-Oeste | Brasil |
| constante | 1,2418 (0,000) | 1,0483 (0,000) | 0,8739 (0,000) | 0,9438 (0,000) | 1,3718 (0,000) | 0,8947 (0,000) |
| $\ln Y_{t-1}$ | -0,5289 (0,000) | -0,4620 (0,000) | -0,5453 (0,000) | -0,6071 (0,000) | -0,6036 (0,000) | -0,513 (0,000) |
| θ | 0,0502 | 0,0413 | 0,0525 | 0,0623 | 0,0617 | 0,0480 |
| MV | 13,8135 | 16,7725 | 13,1925 | 11,1295 | 11,2362 | 14,4508 |
| R^2 | 0,2679 | 0,2328 | 0,2747 | 0,3036 | 0,3025 | 0,2563 |
| Efeitos Fixos | Convergência Condicional | | | | | |
| | Norte | Nordeste | Sudeste | Sul | Centro-Oeste | Brasil |
| $\ln Y_{t-1}$ | -0,9498 (0,000) | -0,9635 (0,000) | -0,9962 (0,000) | -1,0352 (0,000) | -0,9843 (0,000) | -0,9741 (0,000) |
| θ | 0,1994 | 0,2207 | 0,3715 | | 0,2769 | 0,2436 |
| MV | 3,4753 | 3,1407 | 1,8657 | | 2,5029 | 2,8458 |
| R^2 | 0,4784 | 0,4829 | 0,4990 | 0,5161 | 0,4917 | 0,4881 |
| Breusch-Pagan | 88,2 (0,000) | 372,92 (0,000) | 2,043 (0,1529) | 35,83 (0,000) | 115,48 (0,000) | 118,61 (0,000) |
| $CD(p)$ | 9,900 (0,000) | 27,085 (0,000) | 21,361 (0,000) | 8,655 (0,000) | 11,142 (0,000) | 47,489 (0,000) |
| LM-Lag | 0,281 (0,5961) | 31,405 (0,000) | 10,937 (0,0001) | 0,015 (0,9012) | 0,709 (0,3997) | |
| RLM-Lag | | 2850,5 (0,000) | 1583,9 (0,000) | | | |
| LM-Error | 106,06 (0,000) | 1153,8 (0,000) | 655,62 (0,000) | 272,59 (0,000) | 61,02 (0,000) | |
| RLM-Error | | 3972,9 (0,000) | 2228,6 (0,000) | | | |
| Modelo Espacial de Efeitos Fixos | Convergência Condicional - Análise espacial | | | | | |
| | Norte | Nordeste | Sudeste | Sul | Centro-Oeste | Brasil |
| | SEM | SAC | SAC | SEM | SEM | SEM |
| $\ln Y_{t-1}$ | -0,9598 (0,000) | -0,9705 (0,000) | -0,9999 (0,000) | -1,0367 (0,000) | -0,9920 (0,000) | -0,9867 (0,000) |
| ρ | | -0,1738 (0,000) | -0,1402 (0,000) | | | |
| λ | 0,0995 (0,000) | 0,2976 (0,000) | 0,2347 (0,000) | 0,0438 (0,000) | 0,1124 (0,000) | 0,1455 (0,000) |
| θ | 0,2143 | 0,2349 | 0,6140 | | 0,3219 | 0,2880 |
| MV | 3,2351 | 2,9509 | 1,1289 | | 2,1534 | 2,4068 |

Fonte: elaboração dos autores.

Com os modelos *Pooled* testou-se a hipótese da ocorrência de convergência absoluta nas taxas de homicídios nos municípios, na qual as taxas crescem mais lentamente nos locais com níveis inicialmente mais altos, de modo que, ao longo do tempo, as taxas de todos os municípios tendem a convergir para o mesmo nível. Os resultados indicam que essa hipótese não pode ser rejeitada e o processo de convergência das taxas de homicídios está ocorrendo em todas as regiões do país.

Apesar da heterogeneidade existente entre as regiões, não foram encontradas grandes diferenças na velocidade de convergência das mesmas, com as velocidades variando entre 4,13% e 6,23% ao ano, com a meia-vida variando em torno de 11 e 17 anos, tendo a região Nordeste um processo de convergência mais lento que as demais. Observando-se o país como um todo, encontrou-se uma velocidade de convergência de 4,8% ao ano e uma meia-vida em torno de 14,5 anos para cortar pela metade a diferença entre as taxas de homicídios de todos os municípios do país.

Estes resultados corroboram com os encontrados nos trabalhos de Santos e Dos Santos Filho (2011) e Aransiola (2021). Ao analisar a convergência absoluta das taxas de homicídios para as microrregiões do país, no período de 1991 a 2005, Santos e Dos Santos Filho (2011) encontraram uma velocidade de convergência de 2,57% ao ano, com uma meia-vida em torno de 27 anos. Já o trabalho de Aransiola (2021) analisa a convergência nos municípios brasileiros no período de 2000 a 2017, e aponta uma velocidade de convergência absoluta maior no período mais recente (2010 a 2017), com 16,5% ao ano e meia-vida de 4,5 anos, com relação ao anterior (2000 a 2010), cuja velocidade foi de 11,5% e meia-vida de 6 anos. Já considerando o período como um todo o autor encontrou uma velocidade de convergência de 7,7% e uma meia-vida de 9 anos.

Ao comparar os resultados aqui obtidos com os resultados encontrados por Santos e Dos Santos Filho (2011) e Aransiola (2021), percebe-se que a cada década, nos anos 1990, 2000 e 2010, a velocidade de convergência absoluta das taxas de homicídios no país está aumentando. Com isso, as taxas de homicídios nos municípios e microrregiões vão se tornando cada vez mais homogêneas com o passar dos anos. De modo que, caso todos os fatores que influenciam as taxas de homicídios permaneçam inalterados, a implicação da convergência estaria no fato de que todos os municípios seriam atingidos pela violência com a mesma intensidade.

Por meio dos modelos de efeitos fixos, o modelo tradicional e de abordagem espacial, analisou-se a hipótese de ocorrência de convergência condicional, na qual as taxas homicídios tendem a convergir para um estado estacionário, com uma taxa de homicídios de equilíbrio individual para cada município. Desse modo, não necessariamente as taxas de todos os

municípios se igualariam, pois, seus estados estacionários diferem. Os resultados revelam que o processo de convergência condicional não só esteve ocorrendo ao longo dos anos, como praticamente os municípios de todas as regiões estão muito próximos do seu estado estacionário.

Os resultados estimados pelo modelo de efeitos fixos tradicional mostraram uma velocidade de convergência condicional bastante elevada, que varia entre 19,94% ao ano, com uma meia-vida em torno de 3 anos e meio, na região Norte, até 37,15%, com uma meia-vida de pouco menos de 2 anos, na região Sudeste. Para o país como um todo os resultados seguem o mesmo padrão observado ao analisar as regiões individualmente, com uma velocidade de convergência de 24,36% ao ano, e uma meia-vida estimada de pouco menos de 3 anos.

Um caso especial é o resultado observado para a região Sul. Em teoria, o processo de convergência remete a um crescimento das taxas até o estado estacionário, dado por uma determinada taxa de equilíbrio individual. Porém, o resultado menor que -1, encontrado para a região Sul, indica que as taxas de homicídios nos municípios estão acima do nível de equilíbrio. Supõe-se que isso ocorra pelo fato dos estados do Sul, principalmente Santa Catarina e Rio Grande do Sul, apresentarem poucas variações em suas taxas de homicídios ao longo do período. Porém, dado o crescimento da violência no período recente, observou-se uma tendência crescente das taxas de homicídios na região, fazendo com que as taxas de equilíbrio nos municípios fossem superadas. Apesar disso, observou-se uma redução das taxas de homicídios em 2018 e 2019, os dois últimos anos da amostra, indicando uma tendência decrescente. Assim, ocorrerá um processo de decréscimo em direção ao estado estacionário, ou seja, a taxa de crescimento dos homicídios nos municípios da região Sul será negativa até atingir a taxa de homicídios de equilíbrio.

Ao incorporar defasagens espaciais e estimar os modelos de efeitos fixo, encontrou-se significância estatística nos efeitos espaciais relativos aos modelos adequados para cada região. O efeito estimado da defasagem espacial do termo do erro (λ) foi positivo, indicando que os efeitos não modelados dos municípios vizinhos afetam positivamente as taxas de crescimento dos homicídios nos municípios. Assim, os condicionantes da criminalidade em determinado município, que não foram incorporados ao modelo, afetam positivamente a criminalidade dos municípios vizinhos. Já os efeitos espaciais relacionados a variável dependente (ρ) nos modelos SAC, estimados para as regiões Nordeste e Sudeste, foram negativos, indicando que um aumento na taxa de crescimento dos homicídios nos municípios vizinhos gera uma diminuição nas taxas de crescimento, e conseqüentemente, uma diminuição das taxas de homicídios nos municípios.

Conforme argumentado por Santos e Dos Santos Filho (2011), baseando-se na teoria econômica do crime de Becker (1968), existindo plena mobilidade de fatores entre os municípios, e racionalidade econômica, o criminoso se deslocará e cometerá o crime onde os riscos forem menores ou os retornos líquidos forem maiores, ou seja, onde a utilidade esperada do crime for maior. Dessa forma, um local que apresentar tais características concentrará maiores níveis de violência em relação aos seus vizinhos. E, apesar dos homicídios, em teoria, possuírem baixa mobilidade, e dependência espacial mais fraca, eles estão fortemente relacionados a outros tipos de crimes, como os roubos, e, principalmente, o tráfico de drogas, que, por possuírem motivação financeira, estão mais sujeitos ao deslocamento entre as regiões, na busca por maior retorno potencial para a atividade criminosa, gerando uma concentração de crimes e a formação de áreas mais violentas.

A incorporação das defasagens espaciais revelou que os municípios estão ainda mais próximos do estado estacionário do que os resultados apontados pelos modelos de efeitos fixos tradicional, indicando uma velocidade de convergência maior, e um tempo de meia-vida menor, para todas as regiões. É possível observar que a região Sudeste se encontra praticamente no estado estacionário, e todas as outras regiões percorrerão a meia-vida em cerca de 3 anos, em média. Considerando-se o país como um todo, o tempo de meia-vida seria de 2 anos e meio.

Estes resultados também corroboram com as estimativas realizadas por Aransiola (2021), que mostraram uma velocidade de convergência condicional muito maior em relação à convergência absoluta. Ainda, o autor encontrou uma meia-vida de 5,2 anos para a convergência condicional nos municípios brasileiros, no período de 2000 a 2017, o que é uma estimativa próxima às encontradas neste estudo, uma vez que foram utilizados os dados até o ano de 2019.

A convergência das taxas de homicídios parece estar ligada diretamente ao processo de interiorização e disseminação da criminalidade nos territórios, conforme descrito por Waiselfisz (2011, 2012). Ao longo do século 21, o forte crescimento das taxas de homicídios nos municípios pequenos, que anteriormente eram considerados mais seguros, contrastou com uma estagnação no crescimento dos municípios grandes, historicamente sendo os principais polos da violência no país. Com isso, não apenas gerando um processo de convergência absoluta, na qual as taxas de crimes de todos os municípios se tornaram mais próximas, como também promovendo um processo de convergência condicional, no qual ocorreu uma aproximação das taxas de crimes dos municípios pequenos em direção à sua taxa de equilíbrio individual. Ainda, como os municípios grandes possuíam maior incidência da violência, alcançaram sua taxa de

equilíbrio mais rapidamente e, com isso, seu crescimento estagnou, enquanto a violência nos municípios pequenos continuou a crescer.

Além disso, os resultados encontrados estão em acordo com todos os trabalhos que vinham apontando a existência do processo de convergência no país, seja os que analisaram o país como um todo, como Santos e Dos Santos Filho (2011) e Aransiola (2021), os que analisaram alguma região, como De Souza, Rocha e Chaves (2019), ou algum estado em específico, como Almeida e Guanzioli (2013). Com isso, pode-se considerar que o fenômeno da convergência da violência está ocorrendo de maneira generalizada no país, com constantes diminuições das diferenças entre as taxas de homicídios entre os municípios. De modo que, a evolução dos estudos indica que o fenômeno está ocorrendo de forma mais acelerada no período recente.

Cabe ressaltar que a existência de um estado estacionário individual, conforme o conceito de convergência condicional, refere-se à uma suposição teórica, baseada na ideia de que as condições e características individuais dos municípios limitariam o crescimento das taxas de homicídios quando uma taxa de equilíbrio fosse atingida. Porém, desconsiderando-se a existência de estados estacionários individuais, a convergência absoluta demonstra o tempo necessário para as taxas de homicídios entre os municípios se igualarem, caso todos os fatores envolvidos permaneçam constantes.

Diante dos diversos fatores explicativos da criminalidade, como as condições sociais e econômicas, e da capacidade dos governos em influenciar negativamente os níveis de violência, é possível considerar que as taxas de equilíbrio na maioria das vezes não são naturais, pois, podem ser, de certo modo, controladas por influências externas. Com isso, além dos limites característicos a cada município, também existem os níveis de violência que a sociedade e os governos locais estão dispostos a tolerarem¹³. Assim, caso os níveis estejam acima do tolerável, os governos possuem mecanismos capazes de promover uma diminuição nos mesmos, com uma alocação maior de recursos para a segurança pública, ou com políticas públicas focadas para este fim, por exemplo.

Dessa forma, o Estado e os governos locais possuem um papel fundamental para impedir que o processo de convergência absoluta da violência ocorra. De modo que, os governos podem atuar influenciando diversos condicionantes da violência, por meio da alocação de recursos e a

¹³ A questão da tolerância por crimes é discutida por Ehrlich (1996). O autor argumenta que, como são necessários recursos para combater a criminalidade, e o orçamento é limitado, o governo e a sociedade não estão dispostos a alocar recursos para segurança pública, ou privada, em detrimento à outras áreas, ao ponto em que se reduziria a zero as taxas de crimes. Dessa forma, existindo uma certa tolerância por crimes, que é inversamente relacionada à demanda por segurança pública e privada.

elaboração de estratégias e políticas públicas, para evitar um crescimento acentuado localmente e uma potencial disseminação da criminalidade para os seus vizinhos. Ainda, é importante criar um ambiente desfavorável para a violência, para que, caso a convergência condicional ocorra, as taxas de equilíbrio estejam em níveis mais baixos, e tenham efeitos mais brandos no bem-estar das comunidades locais.

2.7 CONCLUSÃO

Este estudo buscou analisar a evolução dos padrões da violência no território brasileiro bem como fazer uma análise do processo de convergência nas taxas de homicídios nos municípios do país como um todo, e, de forma desagregada, para suas cinco grandes regiões. Por meio de uma análise descritiva, identificou-se um forte aumento das taxas de homicídios nas regiões Norte e Nordeste, e uma forte contração na região Sudeste. Além disso, pôde-se observar um grande aumento na violência nos municípios pequenos, que contrastou com uma estagnação nos municípios grandes.

Verificou-se, por meio da análise exploratória dos dados espaciais, que as taxas de homicídios não estão distribuídas aleatoriamente no espaço, existindo autocorrelação espacial entre as regiões. Ainda, foi possível identificar a formação de aglomerados com altos níveis de violência no norte do país, que se desenvolveu principalmente nos municípios do estado do Pará, também englobando municípios dos estados de Rondônia, Amazonas e Mato Grosso; e em praticamente todo litoral nordestino, que se estende desde o sul da Bahia até a Região Metropolitana de Fortaleza, no Ceará.

Os resultados encontrados utilizando-se os modelos de β -convergência apontaram para a ocorrência do processo de convergência, tanto absoluta quanto condicional, para todas as regiões do país. No caso da convergência condicional, não só o processo está ocorrendo, como praticamente todos os municípios do país se encontram próximos de seus estados estacionários, com uma determinada taxa equilíbrio individual. Com isso, está ocorrendo um processo de homogeneização das taxas homicídios no país, de modo que, desconsiderando-se a existência de um limite para o crescimento, dado pelas características individuais dos próprios municípios, as taxas de homicídios tendem a se igualarem em todos os municípios no longo prazo, caso todos os fatores que influenciam a criminalidade permaneçam constantes.

A partir destes resultados é possível atribuir um papel fundamental ao Estado e aos governos locais a fim de evitar que o processo de convergência absoluta da violência ocorra. Isso porque, tanto o Estado como os governos locais possuem mecanismos capazes de

influenciar negativamente nas taxas de crimes, limitando seu crescimento. Tais mecanismos estão relacionados a uma maior alocação de recursos voltados para segurança pública e a elaboração de políticas públicas direcionadas a esse fim. Ou, ainda, atuando nos fatores condicionantes da criminalidade, com políticas que visam melhorias na qualidade de vida da população e, com isso, capazes de promover, indiretamente, uma diminuição nos níveis de violência. Dessa forma, contribuindo diretamente no nível de bem-estar nos municípios, e evitando uma generalização e disseminação de altos níveis de violência no país.

Como este trabalho visou, exclusivamente, analisar a ocorrência do processo de convergência das taxas de homicídios nos municípios, sua principal limitação é não proporcionar respostas quanto aos fatores que condicionam esse processo. Com isso, para trabalhos futuros, se faz relevante a inclusão de variáveis explicativas da criminalidade na análise, a fim de encontrar os principais elementos que contribuem para o processo de convergência e possibilitar a formulação de estratégias mais eficientes para combater o problema. Ainda, como este, e a maioria dos trabalhos, analisa a convergência dos homicídios, são necessárias análises mais aprofundadas do processo de convergência para outros tipos de crimes, como roubos ou o tráfico de entorpecentes, que também afetam diretamente a sensação de segurança e o bem-estar da sociedade.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**, Campinas: Editora Alínea, 2012.

ALMEIDA, M. A. S. D.; GUANZIROLI, C. E. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. In: **Anais do 41º Encontro Nacional de Economia**. Foz do Iguaçu. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2013.

ALMEIDA, R. D. C. de. **Ensaio sobre convergência, crescimento econômico e desigualdade entre os estados brasileiros**. 2018. 114 f. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) – Programa Strictu Sensu em Economia de Empresas, Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2018.

ANDRADE, L. T. de; DINIZ, A. M. A. A reorganização espacial dos homicídios no Brasil e a tese da interiorização. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, p. S171-S191, 2013.

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. **Geographical Information Systems: principles, techniques, management and applications**, v. 1, p. 251-264, 1999.

ARANSIOLA, T. J. **Four empirical essays on crime and violence in an economic and interdisciplinary approach**. 2021, 135 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2021.

ARBIA, G. **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence**. Springer Science & Business Media, 2006.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth and Convergence across The United States**. National Bureau of Economic Research, Working Paper, n. 3419, 1990.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **The American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

CASTRO, L. S. de; ALMEIDA, E. Criminalidade em áreas de fronteiras: o caso de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 3, p. 322-336, 2018.

CERQUEIRA, D. R. de C. *et al.* A singular dinâmica territorial dos homicídios no Brasil nos anos 2000. In: **Brasil em desenvolvimento 2013: Estado, planejamento e políticas públicas**. p. 877-898, 2013.

CERQUEIRA, D. R. de C. *et al.* **Atlas da Violência 2019**: retrato dos municípios brasileiros. Brasília: Ipea; FBSP, 2019.

CERQUEIRA, D. R. de C. *et al.* **Atlas da Violência 2021**. São Paulo: FBSP, 2021.

DOS ANJOS JÚNIOR *et al.* Testando a hipótese de convergência na taxa de criminalidade dos municípios cearenses: uma análise à luz do Programa Ronda do Quarteirão. In: XIV Encontro de Economia do Ceará em Debate. Fortaleza, IPCE, 2018.

DE SOUZA, H. G.; ROCHA, S. F.; CHAVES, F. A. H. Convergência espacial da criminalidade nas microrregiões do Nordeste brasileiro. **Revista Econômica**, v. 21, n. 2, p. 9-32, 2019.

EHRlich, I. Crime, Punishment, and the Market for Offenses, **The Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 43-67, 1996.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The quarterly journal of economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

KAHN, T. Crescimento econômico e criminalidade: uma interpretação da queda dos crimes no Sudeste e aumento no Norte/Nordeste. **Revista Brasileira de Segurança Pública**, v. 7, n. 1, 2013.

LIM, U.; KIM, D. Toward Sustainable Economic Growth: A Spatial Panel Data Analysis of Regional Income Convergence in US BEA Economic Areas. **Sustainability**, v. 7, n. 8, p. 9943-9959, 2015.

NSOESIE, E. O. *et al.* Mapping disparities in homicide trends across Brazil: 2000–2014. **Injury epidemiology**, v. 7, n. 1, p. 1-11, 2020.

MUGGAH, R.; TOBÓN, K. A. **Citizen security in Latin America: facts and figures**. Igarape Institute, Strategic Paper, 2018.

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels, CESifo Working Paper Series, n.1229, 2004

PLASSA, W.; PASCHOALINO, P. A. T.; DOS SANTOS, M. P. Determinantes socioeconômicos das taxas de homicídios no nordeste brasileiro: uma análise espacial. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 53, 2019.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional studies**, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. **The economic journal**, n.106, p. 1019-1036, 1996.

SANT'ANNA, A. A.; YOUNG, C. E. F. Direitos de propriedade, desmatamento e conflitos rurais na Amazônia. **Economia aplicada**, v. 14, n. 3, p. 381-393, 2010.

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

SCALCO, P. R. **Criminalidade violenta em Minas Gerais**: uma proposta de alocação de recursos em segurança pública. 2007, 127 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

SOARES FILHO, A. M; MERCHAN-HAMANN, E.; VASCONCELOS, C. H. Expansão, deslocamento e interiorização do homicídio no Brasil, entre 2000 e 2015: uma análise espacial. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 3097-3105, 2020.

UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME (UNODC). *Global Study on Homicide 2019*. Viena, 2019.

WASELFISZ, J. J. **Mapa da Violência 2011**: Os Jovens do Brasil. Brasília: Ministério da Justiça, Instituto Sangari, 2011.

WASELFISZ, J. J. **Mapa da Violência 2012**: Os novos padrões da violência homicida no Brasil. São Paulo, Instituto Sangari, 2012.

WASELFISZ, J. J. **Mapa da violência 2016**: Homicídios por Armas de Fogo no Brasil. Flacso Brasil, 2016.

APÊNDICE 2A – Taxas de homicídios nos estados brasileiros.

| Estado | Taxas de Homicídios | | | | | Médias | | | Variação (%) |
|--------|---------------------|-------|-------|-------|-------|-----------|-----------|-----------|--------------|
| | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2019 | 2000-2009 | 2010-2019 | 2000-2019 | 2000-2019 |
| RO | 33,07 | 36,47 | 34,03 | 35,27 | 24,70 | 35,71 | 31,63 | 33,67 | -25,31 |
| AC | 18,55 | 18,52 | 21,56 | 26,21 | 36,96 | 20,00 | 34,14 | 27,07 | 99,25 |
| AM | 19,42 | 18,64 | 30,28 | 37,79 | 38,31 | 19,94 | 35,72 | 27,83 | 97,30 |
| RO | 38,40 | 23,77 | 26,81 | 40,33 | 38,30 | 28,22 | 39,36 | 33,79 | -0,26 |
| PA | 12,65 | 27,17 | 45,60 | 44,83 | 39,27 | 25,06 | 45,35 | 35,20 | 210,39 |
| AP | 31,30 | 32,91 | 37,16 | 36,69 | 40,08 | 31,84 | 37,42 | 34,63 | 28,06 |
| TO | 15,04 | 15,48 | 22,15 | 31,99 | 27,91 | 16,90 | 28,64 | 22,77 | 85,56 |
| MA | 5,89 | 14,34 | 22,25 | 35,21 | 23,76 | 13,37 | 28,99 | 21,18 | 303,08 |
| PI | 8,01 | 12,53 | 13,47 | 20,50 | 17,60 | 11,41 | 18,50 | 14,96 | 119,81 |
| CE | 16,12 | 20,74 | 31,22 | 46,77 | 25,99 | 20,55 | 43,77 | 32,16 | 61,23 |
| RN | 8,80 | 13,35 | 25,15 | 45,44 | 38,15 | 14,93 | 43,60 | 29,26 | 333,68 |
| PB | 14,71 | 19,99 | 37,93 | 38,65 | 23,64 | 20,54 | 35,92 | 28,23 | 60,76 |
| PE | 52,68 | 50,17 | 38,27 | 41,59 | 36,20 | 51,43 | 41,03 | 46,23 | -31,27 |
| AL | 25,07 | 39,55 | 65,27 | 53,39 | 34,28 | 42,56 | 57,18 | 49,87 | 36,75 |
| SE | 22,72 | 24,91 | 32,73 | 58,42 | 42,50 | 26,91 | 47,68 | 37,29 | 87,09 |
| BA | 9,14 | 20,27 | 40,29 | 39,48 | 38,33 | 20,63 | 41,01 | 30,82 | 319,57 |
| MG | 11,20 | 21,85 | 18,17 | 21,84 | 13,53 | 18,47 | 20,14 | 19,31 | 20,80 |
| ES | 45,65 | 47,13 | 49,89 | 37,94 | 25,75 | 50,43 | 39,21 | 44,82 | -43,59 |
| RJ | 49,83 | 45,62 | 32,31 | 28,40 | 18,72 | 44,96 | 29,69 | 37,33 | -62,43 |
| SP | 41,45 | 21,76 | 13,73 | 11,53 | 6,89 | 27,09 | 11,45 | 19,27 | -83,37 |
| PR | 18,07 | 29,08 | 33,85 | 25,89 | 16,57 | 27,05 | 26,39 | 26,72 | -8,28 |
| SC | 7,71 | 10,39 | 12,78 | 13,57 | 10,43 | 10,54 | 12,69 | 11,62 | 35,16 |
| RS | 16,02 | 18,83 | 18,91 | 26,10 | 18,97 | 18,78 | 23,02 | 20,90 | 18,40 |
| MS | 30,20 | 27,10 | 25,57 | 23,93 | 17,06 | 29,35 | 23,70 | 26,52 | -43,52 |
| MT | 38,75 | 31,92 | 31,48 | 36,57 | 26,12 | 33,47 | 33,32 | 33,39 | -32,61 |
| GO | 19,66 | 24,74 | 31,02 | 44,16 | 30,16 | 24,63 | 39,67 | 32,15 | 53,40 |
| DF | 36,86 | 31,47 | 33,42 | 28,61 | 16,38 | 34,94 | 28,75 | 31,84 | -55,55 |

Fonte: Datasus.

3 UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DE INTERAÇÃO ESPACIAL SOBRE A CRIMINALIDADE NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Resumo

A existência de dependência espacial nas taxas de crimes em municípios, microrregiões, e até estados, têm se mostrado um consenso na literatura. Porém, a maior parte dos estudos econométricos de dependência espacial da criminalidade foca apenas nos efeitos de interação entre as variáveis dependentes e nos termos do erro, e, com isso, não identificam os efeitos de interação exógenos existentes entre os condicionantes nos municípios vizinhos e a criminalidade de determinado município. Este estudo objetivou analisar os condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, no período de 2005 a 2016, enfatizando os efeitos de interações espaciais exógenos, por meio dos modelos SLX, SDEM e SDM. Os resultados mostraram que as variáveis explicativas defasadas espacialmente são significativas na explicação da criminalidade. De modo geral, a criminalidade mostrou-se afetada positivamente pelo nível de renda e densidade demográfica, do próprio município e dos municípios vizinhos; e negativamente pelo desenvolvimento econômico e pela proporção de homens jovens nos vizinhos. Ainda, os resultados evidenciaram a existência de heterogeneidade quanto às respostas aos condicionantes nas diferentes regiões. Desse modo, as características regionais devem ser levadas em consideração na elaboração de políticas públicas, uma vez que uma mesma política, aplicada em duas regiões diferentes, tende a produzir resultados distintos.

Palavras-chave: Criminalidade. Econometria espacial. Heterogeneidade regional.

Abstract

The existence of spatial dependence in crime rates in municipalities, micro-regions, and even states has shown a consensus in the literature. However, most econometric studies of spatial dependence of crime focus only on the effects of interaction between the dependent variables and in terms of error, and, therefore, do not identify the exogenous interaction effects existing between the determinants of neighboring municipalities and the crime in a given municipality. This study aimed to analyze the determinants of criminality in Brazilian municipalities, from 2005 to 2016, emphasizing the effects of exogenous spatial interactions, through the SLX, SDEM and SDM models. The results showed that spatially lagged explanatory variables are significant in explaining criminality. In general, crime was positively affected by the income level and population density of the municipality itself and neighboring municipalities; and negatively by economic development and the proportion of young men in the neighborhood.

Still, the results evidenced the existence of heterogeneity regarding the responses to the conditions in the different regions. In this way, regional characteristics must be taken into account in the elaboration of public policies, since the same policy, applied in two different regions, tends to produce different results.

Keywords: Crime. Spatial econometrics. Regional heterogeneity.

3.1 INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos, com a evolução dos estudos acerca da criminalidade e do comportamento criminoso, criou-se uma dicotomia nas propostas de políticas que visam o combate à criminalidade. De um lado, as políticas que enfocam na repressão policial como principal alternativa de combater o problema; do outro, as ideias que argumentam que o comportamento criminoso é fruto de condições socioeconômicas adversas, as quais boa parte da população está sujeita (LOUREIRO; CARVALHO JÚNIOR, 2007). Apesar de não haver um consenso sobre qual o caminho mais eficiente para minimizar o problema, fica claro o papel fundamental do Estado, com a formulação de políticas públicas e a alocação dos gastos governamentais, no combate à criminalidade.

Neste contexto, um aspecto que tem se mostrado um consenso na literatura relacionada à criminalidade no Brasil é a existência de dependência espacial nas taxas de crimes entre municípios (OLIVEIRA, 2008; LUCAS; CUNHA; BONDEZAN, 2020), microrregiões (DOS ANJOS-JÚNIOR; LOMBARDI FILHO; AMARAL, 2018; MARCONDES, 2020), e até estados (UCHÔA; MENEZES, 2012). Praticamente todos os trabalhos que se propuseram a analisar a criminalidade no Brasil, por métodos de econometria espacial, encontraram significância em uma ou mais formas de dependência espacial. A implicação da existência de diferentes formas de dependência espacial é de que a criminalidade não se distribui aleatoriamente no espaço e a taxa de crime de uma localidade depende das taxas de crimes, ou de variáveis relacionadas, de seus vizinhos.

A ideia básica por trás das análises de dependência espacial parte da chamada “Primeira Lei da Geografia”, proposta por Tobler (1970), que afirma que todas as coisas estão relacionadas, porém, as coisas mais próximas são mais relacionadas que as coisas distantes. A partir disso, ao analisar a criminalidade em uma região, espera-se que os seus vizinhos diretos possuam maior influência sobre suas taxas de crime do que outras regiões mais distantes.

A maior parte dos estudos voltados para a análise de dependência espacial da criminalidade foca na dependência espacial da variável dependente, pelo Modelo

Autorregressivo Espacial (SAR), e do termo do erro, pelo Modelo do Erro Autorregressivo Espacial (SEM), e, com isso, não identificam os efeitos de interação exógenos existentes entre as variáveis explicativas dos vizinhos sobre a criminalidade de determinada localidade. Assim, este estudo busca analisar os condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, para o período de 2005 a 2016, e explorar as interações espaciais existentes entre eles, por meio das estimações dos seguintes modelos: Regressivo Espacial Cruzado (SLX); Durbin Espacial (SDM) e Durbin Espacial do Erro (SDEM). Tais modelos permitem a inclusão da defasagem espacial na variável dependente, ou no termo do erro, e, ainda, da defasagem espacial dos regressores. Dessa forma, pretende-se captar todas as interações espaciais possíveis entre a criminalidade e seus condicionantes nos municípios vizinhos.

A análise aqui proposta é feita tanto para o Brasil como um todo como para cada grande região individualmente, considerando os municípios. Devido à grande heterogeneidade em termos de área, desenvolvimento, urbanização, renda, entre outros, nas regiões brasileiras, espera-se que a criminalidade em cada região responda de maneira distinta aos diferentes condicionantes. Com isso, se faz relevante a análise de cada grande região individualmente devido às próprias heterogeneidades regionais inerentes ao território brasileiro.

Este trabalho visa contribuir com a literatura enfocando a análise nos efeitos de interação espacial exógenos, provocados por uma mudança em um condicionante nos municípios vizinhos sobre a criminalidade de determinado município. Conforme destacado por Oliveira (2008), as políticas públicas e os gastos voltados para uma redução das taxas de crimes devem ser globais, pois, como a vizinhança importa, uma política não reduziria a criminalidade em um local se os seus vizinhos não adotassem ações semelhantes. A partir disso, faz-se necessário entender quais são as variáveis que possuem maiores influências, e se mostram condicionantes significativos em todo um conjunto de vizinhança, a fim de fornecer informações para elaboração de políticas públicas conjuntas que objetivem promover reduções da criminalidade em determinada região ou microrregião.

A hipótese sustentada neste estudo está relacionada à ideia de que não apenas as taxas de crimes da vizinhança, como também outras características próprias da vizinhança afetam as taxas de crimes de determinado município. Isso se deve ao fato de que os municípios estão interligados, tanto espacialmente quanto economicamente, de modo que, suas ligações promovem a transferência mútua de diversos fatores relacionados à economia, à demografia e ao desenvolvimento, que afetam uns aos outros em diferentes aspectos, dentre estes, a criminalidade. Apesar da possibilidade da sustentação dessa hipótese por meio de uma obtenção de significância estatística da defasagem espacial no termo do erro no modelo SEM,

que indicaria que fatores não modelados dos vizinhos afetam a criminalidade em determinado município, os modelos SLX, SDM e SDEM permitem modelar alguns desses fatores e identificar os seus efeitos. E, por meio da identificação desses efeitos, tais modelos são capazes de fornecer informações relevantes a respeito de determinado condicionante sobre a criminalidade de toda uma microrregião ou determinado conjunto de vizinhança.

Além desta seção introdutória, a segunda seção traz uma revisão bibliográfica de trabalhos que analisaram a dependência espacial e os condicionantes da criminalidade no Brasil; a terceira seção traz a metodologia e a base de dados utilizadas; na quarta seção são analisados os resultados obtidos; e, por fim, a quinta seção conclui o estudo.

3.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A análise da criminalidade por meio de modelos espaciais vem ganhando destaque no período recente, principalmente na última década. Muito disso se deve à evolução dos *softwares*, que permitiram a incorporação da dependência espacial nos modelos econométricos, e da própria econometria espacial em si, que vem evoluindo consideravelmente ao longo das últimas duas décadas. Ao longo desse período, a literatura internacional vem apontando para a existência de dependência espacial na criminalidade em diferentes países e regiões. O trabalho de Baller *et al.* (2001) analisou o impacto de covariáveis estruturais sobre os homicídios nos condados dos Estados Unidos durante as décadas de 1960 a 1990, modelando os efeitos espaciais. Os resultados mostraram que os homicídios estão fortemente agrupados no espaço, sendo que o Sul, onde ocorrem as maiores taxas e maior concentração de homicídios, e o restante do país constituem dois regimes diferentes de aglomeração espacial dos homicídios, de modo que ocorreu um claro processo de difusão da criminalidade no Sul ao longo das décadas analisadas. Os autores ressaltam a importância de se considerar, e modelar, os efeitos espaciais e as diferentes definições de regiões, a fim de obter-se resultados mais precisos localmente, uma vez que notáveis diferenças regionais puderam ser observadas pelos efeitos das covariáveis sobre os homicídios.

Ao analisar a criminalidade no Japão, Kakamu, Polasek e Wago (2008) encontram a existência de dependência espacial positiva em 12 de 18 tipologias de crimes analisadas. Em suma, seus resultados mostraram que as variáveis explicativas afetam de maneira distinta cada tipologia de crime. Em geral, o desemprego e o nível de renda possuíram efeitos positivos, e o número de prisões em relação às taxas de crimes possuem efeitos negativos sobre a criminalidade. Já Cadena-Úrzua, Briz-Redón e Montes (2022) analisaram a influência de

variáveis socioeconômicas e demográficas sobre a criminalidade na Região Metropolitana de Santiago, no Chile, bem como a existência de possíveis efeitos espaciais. Os resultados indicaram efeitos positivos da mortalidade infantil, taxa de fecundidade, pobreza e a existência de áreas verdes sobre os crimes contra a pessoa. Os autores ainda encontraram efeitos espaciais positivos, havendo deslocamento do crime para as regiões vizinhas.

No Brasil, a maior parte dos trabalhos que analisaram os condicionantes da criminalidade por meio de modelos econométricos espaciais, ao longo dos anos, utilizaram dados *cross-section*, adotando apenas um estado ou uma grande região. O trabalho de Oliveira (2008) foi um dos primeiros a analisar a criminalidade em municípios, no caso, os municípios do Rio Grande do Sul, no ano de 2000, por meio de modelos econométricos espaciais. Os resultados indicaram uma forte dependência espacial nos crimes de roubos e furtos. Porém, no caso dos homicídios, a dependência não foi constatada. A desigualdade de renda mostrou-se um forte potencializador da criminalidade, de modo que um aumento na renda dos mais ricos aumenta os roubos e furtos, e um aumento na renda dos mais pobres diminui os homicídios.

Gaulez e Maciel (2015) analisaram os determinantes dos crimes contra o patrimônio no estado de São Paulo, no ano de 2011. Os resultados mostraram que a renda, a densidade demográfica e o grau de urbanização afetam positivamente a criminalidade. A partir destes resultados os autores argumentam que o crime contra o patrimônio acontece onde o retorno esperado é maior, em regiões mais urbanizadas, densamente povoadas e com maior nível de renda. Já Sass, Porsse e Silva (2016) ao analisarem os determinantes das taxas de homicídios nos municípios do estado do Paraná, para o ano de 2010, encontraram que as variáveis que mais impactam positivamente as taxas de homicídios foram o grau de urbanização e a taxa de pobreza. Ainda, por meio dos modelos SDM, as defasagens espaciais do grau de urbanização, da taxa de pobreza e da densidade demográfica mostraram possuir efeitos positivos sobre a criminalidade, indicando que as características da vizinhança são relevantes para a explicação das taxas de homicídios de determinado município.

Os resultados obtidos por Gomes *et al.* (2017), referentes aos determinantes da criminalidade nos municípios de Minas Gerais, no ano de 2010, indicaram que os crimes contra a pessoa são mais frequentes em áreas menos desenvolvidas, enquanto os crimes contra o patrimônio são mais comuns em regiões mais ricas. Os gastos municipais em desenvolvimento econômico se mostraram relevantes e com efeitos negativos sobre a criminalidade; já a proporção de jovens e o PIB per capita afetaram as taxas de crimes positivamente. Segundo os autores, a juventude é o grupo social de maior vulnerabilidade, e, com isso, deve ser o público central para a implementação de políticas que visem uma diminuição da criminalidade.

Para os municípios da região Nordeste, no ano 2014, os resultados dos modelos estimados por Plassa, Paschoalino e Dos Santos (2019) sugerem que quanto mais desigual for a distribuição de renda de determinado município, maior será sua taxa de homicídios, sendo essa a variável de maior relevância para explicar as altas taxas de homicídios na região. Ainda, o grau de urbanização e a densidade populacional foram positivos, demonstrando que a violência se destaca em grandes centros urbanos nordestinos.

Lucas, Cunha e Bondezan (2020) analisaram os possíveis determinantes socioeconômicos e demográficos da taxa de homicídios nos municípios paranaenses, para o ano de 2015. Os resultados mostraram que regiões mais urbanizadas, com um alto percentual de homens jovens, com desigualdade econômica e taxas de desemprego elevadas e atraso escolar tendem a possuir maiores taxas de homicídios. Com a estimação do modelo SDEM, os autores encontraram que o atraso escolar, a proporção de homens jovens e a porcentagem de mães chefes de família nos municípios vizinhos afetam as taxas de crimes no município analisado. A partir desses resultados os autores argumentam que reduzir o atraso escolar e estimular o mercado de trabalho são as principais ações a serem tomadas para diminuir a violência nos municípios paranaenses.

Uma exceção em relação à maior parte dos trabalhos, cujo objeto de estudo foram os municípios, está o trabalho de Menezes *et al.* (2013) que analisou os efeitos de variáveis socioeconômicas, com ênfase na desigualdade de renda, e das características da vizinhança sobre a criminalidade nos bairros de Recife. Os resultados revelaram a importância da dependência espacial sobre a criminalidade de grandes centros urbanos, de modo que a criminalidade se mostrou negativamente correlacionada, com bairros com menores taxas de crimes cercados por bairros com taxas mais elevadas. Uma redução da desigualdade implicou em uma redução da criminalidade no bairro (efeito direto) e um aumento nos bairros vizinhos (efeito indireto). A taxa de crescimento e densidade populacional também afetaram positivamente a criminalidade. Por fim, os autores ressaltam a importância de calcular-se os efeitos diretos e indiretos a fim de mensurar adequadamente os efeitos da dependência espacial da criminalidade.

Alguns trabalhos analisaram a criminalidade por meio de variáveis agregadas, ou índices, contendo diversos tipos de crimes. É o caso de Saraiva, Conceição e França (2017), que analisaram os condicionantes da criminalidade nos municípios do Rio Grande do Sul, em 2010, a partir de uma variável agregada composta por 12 tipologias de crimes, ponderados por suas respectivas penas. De modo que, seus resultados mostraram que a criminalidade está positivamente relacionada com a criminalidade dos municípios vizinhos e por um conjunto de

variáveis socioeconômicas locais, tais como o abandono escolar no ensino médio, a instabilidade nos vínculos empregatícios, a desigualdade de renda, a urbanização e a desorganização familiar dada pelo percentual de divórcios em relação a população total. Também, o trabalho de Moreira e Fochezatto (2017), que buscou compreender os condicionantes da criminalidade, a partir da construção de um índice contendo diversos tipos de crimes, nos municípios do estado da Bahia, para o ano de 2014. Os resultados mostraram que a densidade demográfica e o PIB per capita como importantes fatores explicativos das taxas de crimes. Já os níveis de emprego não foram significativos estatisticamente na explicação da criminalidade. Ainda, apontaram um forte processo de transbordamento espacial da criminalidade nos municípios baianos.

Apesar da maior parte da literatura utilizar dados *cross-section*, principalmente quando se trabalha com dados municipais, alguns trabalhos buscaram analisar a criminalidade em estados e microrregiões utilizando modelos espaciais com dados em painel. O trabalho de Uchôa e Menezes (2012) utiliza dados em painel espacial, para o período de 2005 a 2009, buscando analisar o papel das características socioeconômicas, institucionais e de localização como fatores determinantes das taxas de homicídios nos estados brasileiros. As evidências do estudo sugerem que os altos índices de violência são sustentados, principalmente, pela impunidade, sendo esta significativa e com impactos diretos e indiretos na violência dos estados. A densidade populacional e a proporção dos jovens na população também se mostraram importantes na explicação do problema.

Em relação aos trabalhos utilizando dados em painel para as microrregiões, Dos Anjos-Júnior, Lombardi Filho e Amaral (2018) identificaram fatores responsáveis pela criminalidade na Região Sudeste, no período de 2003 a 2012. Os resultados apontaram efeitos positivos da densidade populacional, do PIB per capita, da taxa de desemprego e da proporção de jovens sobre a criminalidade na região. A partir dos resultados os autores reforçam a importância de se observar as características socioeconômicas de cada região para a elaboração de políticas públicas que visem a redução da criminalidade. Já Marcondes (2020) estimou os fatores associados as taxas de crimes em todas as microrregiões brasileiras, utilizando um painel de dados para o período de 2007 a 2017. Variáveis como a densidade demográfica, o PIB per capita, o percentual de mães adolescentes, a evasão do ensino médio e a taxa de mortalidade infantil afetaram positivamente, e o nível de desenvolvimento em emprego e renda afeta negativamente, as taxas de homicídios.

Por meio da revisão da literatura dos condicionantes, e dos efeitos espaciais, da criminalidade no Brasil, pode-se concluir que existe um consenso quanto à existência de

dependência espacial nas taxas de crimes, seja em municípios, microrregiões ou estados. Ainda, os resultados dos diversos estudos sugerem que a criminalidade ocorre onde o retorno esperado é maior, normalmente em locais com maior nível de renda, maior desigualdade, bem como elevada densidade demográfica e grau de urbanização. A proporção de homens jovens, grupo que está mais sujeito tanto a cometer quanto ser vítima de um crime, também tem sido apontado como um determinante importante. Por fim, dado que existe dependência espacial na criminalidade, os estudos indicam a necessidade de elaboração de políticas públicas globais, pois uma política adotada apenas por uma região não teria efeito se seus vizinhos não adotassem políticas semelhantes, uma vez que o crime pode ser exportado entre as regiões, mantendo as taxas inalteradas a nível macro, como em um estado ou no país como um todo.

Pode-se constatar que a maior parte da literatura que analisou os condicionantes da criminalidade, por meio da estimação de modelos econométricos espaciais, utilizou modelos com dados *cross-section*, e, os poucos estudos que estimaram modelos em painel espacial utilizaram dados estaduais ou microrregionais. Espera-se que quanto menores as unidades espaciais, mais forte seja a dependência espacial entre elas, de modo que esta tende a ser mais forte em municípios, em relação às microrregiões; nas microrregiões em relação aos estados, e assim por diante. Dessa forma, o uso das menores unidades com dados disponíveis permite explorar de maneira mais elucidativa as interações espaciais entre as regiões. Com isso, este trabalho visa contribuir com a literatura por meio de uma análise abrangente, utilizando dados em painel espacial para todos os municípios do país, e com a estimação de modelos para cada grande região, o que permite identificar as diferenças dos efeitos das interações espaciais das variáveis explicativas em cada região individualmente.

3.3 METODOLOGIA

Este trabalho busca fazer uma análise dos condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, enfocando principalmente nos efeitos de transbordamento espacial das variáveis explicativas dos municípios vizinhos sobre a criminalidade de determinado município. Para este fim, são estimados modelos econométricos espaciais com dados em painel para todos os municípios do país e para cada região individualmente. As subseções seguintes descrevem os métodos a serem utilizados e a base de dados, respectivamente.

3.3.1 Modelos econométricos em painel espacial

Os modelos em painel espacial têm recebido especial interesse da literatura internacional. Isso deve-se ao aumento na disponibilidade de conjuntos de dados para diversas unidades espaciais ao longo do tempo, bem como pelo fato de os dados em painéis oferecerem maiores possibilidades de modelagem (ELHORST, 2014). Segundo Greene (2007), a vantagem fundamental dos modelos de dados em painel, em relação aos dados de corte transversal, deve-se ao fato de que eles permitirão ao pesquisador uma grande flexibilidade na modelagem das diferenças nos comportamentos individuais que compõe a amostra.

Estudos como Oliveira (2008) e Soares Filho, Merchan-Hamann e Vasconcelos (2020), revelaram a presença de dependência espacial na criminalidade nos municípios brasileiros. Desse modo, a taxa de crime de um município não é mais aleatória no espaço, pois depende do nível de criminalidade, e de outros atributos, dos seus vizinhos. Com isso, se faz necessário modelar os efeitos espaciais da maneira adequada.

Segundo Elhorst (2014), três tipos diferentes de interação espacial podem explicar porque uma observação associada a um local específico pode depender das observações de outros locais. O primeiro é o efeito de interação endógeno, que ocorre quando a variável dependente Y de uma unidade depende das variáveis dependentes das unidades vizinhas (WY). O segundo é o efeito de interação exógeno, no qual a variável dependente de determinada unidade depende das variáveis explicativas das unidades vizinhas (WX). Por fim, o terceiro é o efeito de interação nos termos do erro (Wu), que se refere a uma situação no qual os determinantes da variável dependente omitidos do modelo são espacialmente correlacionados, ou a situações em que os choques não observados seguem determinado padrão espacial.

De acordo com Almeida (2012), a não inclusão de variáveis defasadas espacialmente, quando essas são relevantes do ponto de vista teórico ou do ponto de vista empírico, leva à má especificação do modelo, gerando implicações para a inferência estatística. No caso de omissão da defasagem espacial da variável dependente (WY) e das variáveis explicativas (WX), isso implica em viés por omissão de variável relevante, e inconsistência nas estimativas. Já a omissão da defasagem espacial do termo do erro (Wu), implica em viesamento dos erros padrão e ineficiência das estimativas. Dessa forma, é necessária a modelagem da dependência espacial em modelos que tratam da estimação de condicionantes da criminalidade, a fim de evitar os problemas de especificação e inferência estatística.

Conforme Elhorst (2014) um modelo, para o contexto de dados em painel, que incorpora todas as formas de interação, por meio da inclusão de defasagens espaciais, e o controle da heterogeneidade espacial por meio da inclusão de efeitos fixos, pode ser exposto da seguinte forma:

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + X_{it}\beta + WX_{it}\theta + \mu_i + u_{it} \quad (3.1a)$$

$$u_{it} = \lambda Wu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1b)$$

em que Y_{it} é um vetor $N \times 1$ da variável dependente para cada unidade espacial i ($i = 1, \dots, N$) no tempo t ($t = 1, \dots, T$); X_{it} é uma matriz $N \times K$ de variáveis explicativas exógenas; W é uma matriz $N \times N$ que descreve a configuração espacial das unidades da amostra, sendo que, neste estudo é utilizada uma matriz de contiguidade do tipo “*Queen*”, que considera as regiões com área de fronteira diferente de zero, e as regiões nos vértices do mapa de determinada região, como vizinhos; WY_{it} representa a defasagem espacial da variável dependente; WX_{it} é a defasagem espacial das variáveis explicativas e, representa o efeito de interação exógeno entre as variáveis independentes; e Wu_{it} é a defasagem espacial do termo do erro. ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; λ é o coeficiente de autocorrelação espacial ou parâmetro do erro autorregressivo espacial; β e θ são vetores $N \times 1$ de coeficientes associados as variáveis explicativas (X_{it}) e sua defasagem espacial (WX_{it}); μ_i é um vetor $N \times 1$ de efeitos fixos espaciais, que representa características específicas de cada unidade espacial; e $\varepsilon_{i,t}$ é um termo independente, normalmente distribuído, com média zero e variância constante.

Kropko e Kubinec (2020) demonstraram, por meio de decomposição matemática e simulações, que apenas os modelos de efeitos fixos que consideram uma dimensão (*one-way*) capturam de forma clara os efeitos das dimensões temporais ou transversais, em dados em painel. Já os modelos que consideram ambas as dimensões (*two-ways*) aumentam substancialmente a dificuldade de interpretação dos resultados, pois, eles são uma fusão complexa de variação nos efeitos do tempo e transversais, de modo que, os resultados raramente correspondem às perguntas que os pesquisadores pretendem responder. Ainda, suas simulações demonstraram que quando a variância da inclinação dos efeitos fixos individuais, entre os indivíduos, e a inclinação dos efeitos fixo de tempo, entre cada ponto no tempo, são próximas de zero, a variância de β tende ao infinito. Com isso, devido às suposições restritivas, e a dificuldade de interpretação, os autores não recomendam o uso do modelo *two-way* e sugerem que os pesquisadores empreguem métodos que respondam diretamente aos objetivos da pesquisa¹⁴. Hill *et al.* (2019), que analisaram as limitações dos modelos de efeitos fixos, ainda acrescentam que é difícil de imaginar muitas teorias ou questões de pesquisa empírica que

¹⁴ Para uma discussão mais aprofundada a respeito das limitações dos modelos de efeitos fixos *two-ways*, ver Kropko e Kubinec (2020).

possam ser abordadas diretamente por coeficientes de efeitos fixos de modelos *two-ways*. Dessa forma, como o objetivo principal do uso dos modelos de efeitos fixos em econometria espacial é captar a heterogeneidade das unidades, opta-se, neste trabalho, pela inclusão apenas dos efeitos fixos dos municípios (μ_i), a fim de obter-se resultados mais coerentes em relação aos objetivos do estudo.

A partir do modelo geral, contendo todas as formas de dependência espacial, diversos modelos podem ser extraídos impondo restrições nos parâmetros ρ , θ e λ . Como o principal objetivo deste trabalho consiste em analisar os efeitos das variáveis explicativas dos vizinhos sobre a criminalidade de determinado município, ou seja, analisar o efeito de interação exógena das variáveis independentes, não são incluídas restrições em θ . Assim, ao incluir a restrição $\lambda = 0$, de modo que $\rho \neq 0$ e $\theta \neq 0$, estima-se o Modelo de Durbin Espacial (SDM). Já ao incluir a restrição $\rho = 0$, dado que $\lambda \neq 0$ e $\theta \neq 0$, estima-se o Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM). E, por fim, ao incluir as restrições $\rho = 0$ e $\lambda = 0$, com $\theta \neq 0$, estima-se o Modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX).

Elhorst (2014), tomando como base as contribuições de LeSage e Pace (2009), aponta que uma interpretação direta dos coeficientes de defasagem espacial (ρ , θ e λ) pode levar a conclusões errôneas em relação à existência de efeitos de transbordamento espacial, bem como das magnitudes desses efeitos. Com isso, uma interpretação baseada na derivada parcial do impacto de mudanças nas variáveis explicativas, em diferentes especificações de modelos, promove uma análise mais válida quanto à significância e magnitude dos coeficientes estimados. De acordo com LeSage e Pace (2009), em modelos que contém defasagens espaciais nas variáveis dependentes ou explicativas, a interpretação dos parâmetros se torna mais rica, porém, mais complicada. Reescrevendo o modelo com todas as interações espaciais da Equação (3.1) tem-se que:

$$Y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta) + R \quad (3.2)$$

em que I é uma matriz identidade e R é um termo restante que inclui os efeitos fixos e o termo do erro. A matriz das derivadas parciais do valor esperado de Y em relação à k -ésima variável explicativa de X , da unidade 1 até a unidade N , pode ser expressa como:

$$\begin{aligned}
\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} \quad \dots \quad \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \right] &= \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \\
&= (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}
\end{aligned} \tag{3.3}$$

em que w_{ij} é um elemento da matriz de pesos espaciais W , que representa a interação espacial entre as regiões i e j , dentro de um conjunto com N regiões.

Conforme Elhorst (2014), a derivada parcial de $E(Y)$ em relação à k -ésima variável explicativa possui três importantes propriedades. Primeiro, a mudança em uma determinada variável em uma determinada unidade afeta não apenas a variável dependente daquela unidade, como também afeta as variáveis dependentes em outras unidades. O efeito da mudança da variável explicativa sobre a variável dependente da mesma unidade é chamado de “efeito direto”; já o seu efeito nas variáveis dependentes das outras unidades é chamado de “efeito indireto”. Os elementos na diagonal principal da matriz na Equação (3.3) representam os efeitos diretos e, os elementos fora da diagonal os efeitos indiretos.

Em segundo lugar, os efeitos diretos e indiretos são diferentes para diferentes unidades na amostra. Isso ocorre, pois, a estrutura de vizinhança é diferente para cada unidade, fazendo com que as matrizes W e $(I_N - \rho W)^{-1}$ também sejam diferentes para cada município. Por fim, em terceiro, os efeitos indiretos dividem-se em dois tipos: efeitos locais e efeitos globais. Os efeitos locais são aqueles que ocorrem se $\theta_k \neq 0$, e recebem esse nome pois ocorrem apenas dentro do conjunto de vizinhança de determinada unidade, de modo que, se um elemento w_{ij} da matriz de pesos espaciais W é diferente de 0, então o efeito de x_{jk} sobre y_i também será. Já os efeitos globais ocorrem quando $\rho \neq 0$, e são considerados globais porque também surgem de unidades que não pertencem do conjunto de vizinhança de determinada unidade, sendo que isso ocorre pelo fato de $(I_N - \rho W)^{-1}$ não possuir zeros, ao contrário de W .

Como os efeitos diretos e indiretos são diferentes para diferentes unidades, com N unidades e K variáveis explicativas obtêm-se K diferentes matrizes $N \times N$ de efeitos diretos e indiretos (ELHORST, 2014). Para simplificar a apresentação dos resultados, LeSage e Pace (2009) propõem reportar apenas um indicador para os efeitos diretos, dado pela média dos

elementos da diagonal principal da matriz exposta na Equação (3.3), e para os efeitos indiretos a soma das linhas, ou das colunas, dos elementos fora da diagonal da mesma matriz.

Com base na Equação (3.3), a estimação de diferentes modelos requer diferentes interpretações dos parâmetros estimados. No modelo SLX, os efeitos das variáveis explicativas podem ser interpretados diretamente, sendo o efeito direto dado por β_k e o efeito indireto dado por θ_k . No caso do modelo SDEM, a inclusão da defasagem espacial no termo do erro (Wu) não é levada em consideração quando se analisa a derivada parcial da variável dependente em relação às mudanças nas variáveis explicativas, portanto, a interpretação dos coeficientes é a mesma do modelo SLX.

Já no caso do modelo SDM, a interpretação dos resultados se torna mais complexa devido à necessidade de multiplicar os coeficientes pela matriz multiplicadora espacial, que é dada por $(I - \rho W)^{-1}$. Decompondo a matriz multiplicadora espacial obtém-se uma série linear infinita de tal forma que:

$$(I - \rho W)^{-1} = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots) \quad (3.4)$$

Conforme Elhorst (2014), como os elementos não diagonais do primeiro termo do lado direito (matriz identidade) são zero, o termo (I) representa um efeito direto de uma alteração em X , ou o efeito na própria observação (ordem zero). E como os elementos da diagonal do segundo termo do lado direito (ρW) são zero, esse termo representa o efeito indireto de uma mudança em X . De forma que, como W , nesse caso, é elevado a 1, o efeito indireto é limitado aos vizinhos diretos de primeira ordem, ou seja, as unidades que pertencem ao conjunto de vizinhança de todas as unidades espaciais. Todos os outros termos do lado direito representam efeitos indiretos e diretos¹⁵ de vizinhos de segunda ordem (vizinhos dos vizinhos) ou de ordem superior. LeSage e Pace (2009) apontam que os impactos decorrentes de uma mudança em uma variável explicativa influenciarão mais os vizinhos de ordem mais baixa do que os de ordem mais alta, sendo que se espera um declínio na medida em que se avança dos vizinhos de ordem inferior para superior. Dessa forma, como cada unidade está correlacionada com todas as outras, o alcance de um choque é global, pois se propaga por todo o espaço.

Com isso, no modelo SDM, o cálculo dos efeitos diretos e indiretos se dá por meio da multiplicação dos coeficientes estimados pela matriz multiplicadora espacial. Portanto, os

¹⁵ Conforme Elhorst (2014), os efeitos diretos de ordem superior surgem como resultado de efeitos de “resposta” (*feedback effects*), ou seja, impactos que passam pelas unidades vizinhas e retornam para a própria unidade.

efeitos diretos são dados pelos elementos da diagonal, e os indiretos são dados pelos elementos fora da diagonal de $(I - \rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k)$.

Para verificar a presença de dependência espacial nos modelos é realizado o teste $CD(p)$ de Pesaran (2004), que testa a independência local das unidades *cross-section*, cuja hipótese nula é a de independência espacial das unidades em relação aos seus vizinhos. Caso essa hipótese seja rejeitada, isso indica a existência de dependência espacial entre os municípios e seus vizinhos.

Halleck Vega e Elhorst (2015) recomendam tomar o modelo SLX como ponto de partida quando houver evidência empírica de que exista dependência espacial nas unidades da amostra. De modo que, a partir da especificação inicial, o modelo pode ser estendido a fim de capturar a dependência espacial no termo do erro (modelo SDEM), e na variável dependente (modelo SDM). Porém, como salientado por Elhorst (2014), a escolha entre estes modelos torna-se dificultada, pois, ambos tendem a produzir efeitos de transbordamento que são comparáveis entre si, em termos de magnitude e significância, sendo que a literatura ainda carece de testes específicos e objetivos para definir qual dos modelos é o adequado. Dessa forma, a fim de incorporar todas as formas de dependência espacial, neste estudo são estimados e analisados os três modelos. A estimação do modelo SLX é feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pelo estimador “*within*”. Já a estimação dos modelos SDEM e SDM é feita pelo método de Máxima-Verossimilhança.

3.3.2 Base de dados

Os dados utilizados na estimação dos modelos compreendem o período de 2005 a 2016, para todos os municípios do Brasil¹⁶. A escolha do período se deve à disponibilidade dos dados relacionados ao Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM), que estão disponíveis apenas até o ano de 2016. De modo que, considerou-se tal índice como sendo fundamental para a análise proposta, uma vez que se tem grandes limitações quanto a quantidade de dados disponíveis a nível municipal no país.

A análise é feita com base tanto no Brasil como um todo, como, também, para cada uma das suas grandes regiões individualmente. Dessa forma, é possível verificar se as variáveis possuem diferentes efeitos, e níveis de significância, sobre a criminalidade dos municípios, em cada região. Como o Brasil é um país heterogêneo, cada região possui suas particularidades

¹⁶ Excluiu-se da amostra os seis municípios fundados após o ano de 2005 e Fernando de Noronha - PE e Ilhabela - SP, por serem ilhas e, portanto, não possuírem fronteiras terrestres.

econômicas, sociais, culturais, demográficas e políticas. Assim, espera-se que os efeitos das variáveis sobre as taxas de crimes, bem como a dependência espacial entre os municípios, não sejam homogêneos no país como um todo.

Um resumo das variáveis, que são utilizadas nas estimações dos modelos propostos, é exposto no Quadro 3.1. A taxa de homicídios é utilizada como *proxy* para a criminalidade pelo fato de ser a única tipologia de crime com dados disponíveis, uma vez que os dados de homicídios são coletados e disponibilizados pelo Sistema de Informações de Mortalidade (SIM)¹⁷, do Ministério da Saúde, juntamente com todas as outras causas de óbitos ocorridas no país. A maioria dos trabalhos empíricos utilizam os homicídios por ocorrer uma menor taxa de sub-registro desse tipo de crime, pelo fato de que os crimes violentos contra a pessoa possuem maior probabilidade de serem identificados e solucionados pelas autoridades.

Quadro 3.1 - Fontes, definições e sinais esperados das variáveis

| Variável | Definição | Sinal esperado | Fonte |
|----------|---|----------------|---------|
| Crime | Taxa de ocorrência de homicídios por 100 mil habitantes ¹⁸ . | | DATASUS |
| PIBpc | Produto Interno Bruto municipal per capita ¹⁹ | +/- | IBGE |
| IFDMer | Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal - Emprego e Renda | - | FIRJAN |
| JuvMasc | Proporção de homens jovens (15 a 29 anos) no município | + | DATASUS |
| Dens | Densidade demográfica | + | IBGE |

Fonte: elaboração própria.

O efeito esperado da variável PIB per capita sobre a criminalidade é ambíguo. Isso ocorre, pois, os locais com um maior nível de renda possuem um maior número de vítimas economicamente atrativas, com retornos potencialmente maiores da atividade criminosa. No caso dos homicídios, mesmo com maiores níveis, se a renda for mal distribuída, com altos níveis de desigualdade, cria-se um ambiente de maior tensão, o que pode implicar em mais crimes violentos, principalmente motivados por impulsos. Dessa forma, como um aumento no PIB per capita refere-se apenas a um crescimento econômico nominal, não é possível constatar se esse

¹⁷ Agressões (X85-Y09).

¹⁸ Como nem todos os municípios registraram ocorrências em todos os períodos, adicionou-se 1 nas taxas de homicídios de todos os municípios para todos os anos a fim de possibilitar o uso da forma logarítmica nos modelos

¹⁹ Dados deflacionados pelo IPCA-IBGE, considerando como base o ano de 2016.

incremento promoveu uma real melhoria na qualidade de vida da população de determinado município. Portanto, podendo produzir resultados tanto positivos quanto negativos sobre a atividade criminosa.

Ainda, um maior nível de renda também está relacionado a lucros potencialmente maiores envolvendo o tráfico de drogas. Como o tráfico pode ser considerado um mercado ilícito e informal, sujeito às mesmas regras de mercado, os maiores lucros potenciais farão com que a oferta de drogas, e a concorrência entre traficantes, aumentem, o que, muito provavelmente, promoverá conflitos e o uso de métodos violentos, e, conseqüentemente, maiores taxas de homicídios.

Já o componente emprego e renda do Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) é utilizado como variável explicativa, a fim de analisar os efeitos do desenvolvimento econômico sobre as taxas de homicídios nos municípios. O IFDMer é um índice composto principalmente por aspectos relacionados à geração de emprego e a formalização no mercado de trabalho, e a massa salarial e a desigualdade de renda²⁰. Dessa forma, por se tratar de um índice que contempla elementos qualitativos do desenvolvimento em termos de igualdade de renda e nível de emprego, espera-se que quanto maior o nível de desenvolvimento econômico de um município, menores os incentivos individuais a se cometer um crime, e, portanto, menores taxas de crimes nessa localidade. Isso se deve às melhores oportunidades no mercado legal, e menor nível de desigualdade, o que implica em maiores custos morais e de oportunidade, promovendo um ambiente menos propício para a prática criminosa.

No que se refere às variáveis relacionadas aos aspectos demográficos, a juventude masculina está relacionada com a camada demográfica mais propensa a cometer crimes, com menores custos de oportunidade, e menor aversão ao risco, de modo que, os homens jovens, são a camada que mais comete homicídios, bem como a mais vitimada por esse tipo de crime. Diversos estudos demonstraram existir um forte efeito positivo da proporção de homens jovens sobre os homicídios em regiões brasileiras, indicando a necessidade de políticas públicas voltadas as condições dos homens jovens na sociedade (UCHÔA; MENEZES, 2012; GOMES *et al.*, 2017; LUCAS; CUNHA; BONDEZAN, 2020)

Por fim, a densidade demográfica está relacionada positivamente com a criminalidade, uma vez que a maior concentração de pessoas diminui a probabilidade de um indivíduo ser

²⁰ A metodologia do cálculo do IFDM pode ser consultada em:
<https://firjan.com.br/data/files/E8/06/F0/D5/58E1B610E6543AA6A8A809C2/Metodologia%20IFDM%20-%20Final.pdf>

identificado, reconhecido e preso após cometer um crime, conforme já foi observado em estudos como Gaulez e Maciel (2015) e Sass, Porsse e Silva (2016). Com isso, a concentração populacional possui um efeito esperado positivo sobre as taxas de homicídios.

A escolha das variáveis explicativas se deve principalmente à limitação nos dados municipais disponíveis. Dessa forma, utilizou-se variáveis que estão diretamente ligadas ao nível de criminalidade, relacionadas à renda, ao desenvolvimento, e à demografia, que foram retiradas de bases de dados nacionais, e estão disponíveis para todos os municípios do país, para todos os períodos analisados.

3.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Primeiramente, antes de apresentar as estimativas econométricas, faz-se relevante observar as características de cada região para uma melhor interpretação e compreensão dos resultados obtidos nos modelos estimados. Para este fim, a Tabela 3.1 expõe as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos. Todos os valores são referentes às médias dos municípios ao longo do período que compreende os anos de 2005 a 2016.

Pela Tabela 3.1, observa-se que, em média, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste possuem maiores taxas de homicídios em seus municípios, o que contrasta com as regiões Sul e Sudeste, que foram consideravelmente menos atingidas pela violência ao longo do período analisado. Também se percebe que estas duas regiões, juntamente com Centro-Oeste, possuem níveis médios de renda e desenvolvimento econômico muito superiores às regiões Norte e Nordeste, o que indica a existência de uma heterogeneidade em termos econômicos no país.

Os resultados dos modelos estimados podem ser observados na Tabela 3.2²¹. Todos os modelos foram estimados utilizando a forma logarítmica e erros padrão robustos a fim de corrigir possíveis problemas de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos. O teste $CD(p)$ de Pesaran revelou a existência de dependência espacial em todas as regiões do país, o que justifica a incorporação dos efeitos de dependência espacial e a inclusão das variáveis defasadas espacialmente²². Os resultados obtidos com a estimação dos modelos SLX, SDEM e SDM mostraram que, apesar de algumas diferenças em termos de magnitude, o sentido de

²¹ A decomposição dos resultados, entre efeitos diretos, indiretos e totais, do modelo SDM, pode ser observada no APÊNDICE 3A.

²² Conforme descrito por Almeida (2012), a inclusão de variáveis explicativas defasadas espacialmente pode acarretar em elevados níveis de multicolinearidade, pois espera-se que X e WX sejam fortemente correlacionadas. Para diagnosticar a multicolinearidade, calculou-se o *Variance Inflation Factor* (VIF) das variáveis, sendo que os resultados mostraram valores abaixo de cinco, o que indica que não existem problemas quanto à multicolinearidade nos modelos.

influência dos coeficientes, em todos os casos, permaneceu o mesmo. Desse modo, isso pode ser visto como um teste de sensibilidade dos parâmetros estimados, o que garante robustez aos resultados encontrados.

Tabela 3.1 - Estatística descritiva das variáveis

| Variável | | Norte | Nordeste | Sudeste | Sul | Centro-Oeste | Brasil |
|----------|-----|--------|----------|---------|--------|--------------|--------|
| Crime | Max | 100,24 | 110,48 | 87,78 | 95,01 | 100,52 | 110,48 |
| | Med | 20,02 | 18,26 | 11,31 | 11,95 | 20,95 | 15,19 |
| | Min | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| | DP | 16,06 | 15,44 | 10,56 | 10,38 | 13,00 | 13,51 |
| PIBpc | Max | 96978 | 165065 | 484937 | 302848 | 269549 | 484937 |
| | Med | 12820 | 9129 | 22945 | 26548 | 25855 | 18690 |
| | Min | 4633 | 3730 | 4750 | 9204 | 7116 | 3730 |
| | DP | 8684 | 8660 | 26133 | 16100 | 22373 | 19677 |
| IFDMer | Max | 0,827 | 0,856 | 0,845 | 0,868 | 0,853 | 0,868 |
| | Med | 0,467 | 0,456 | 0,561 | 0,575 | 0,560 | 0,523 |
| | Min | 0,229 | 0,293 | 0,353 | 0,358 | 0,388 | 0,229 |
| | DP | 0,095 | 0,081 | 0,111 | 0,108 | 0,096 | 0,112 |
| JuvMasc | Max | 0,178 | 0,183 | 0,334 | 0,207 | 0,206 | 0,334 |
| | Med | 0,144 | 0,140 | 0,129 | 0,122 | 0,131 | 0,132 |
| | Min | 0,111 | 0,111 | 0,090 | 0,081 | 0,099 | 0,081 |
| | DP | 0,009 | 0,008 | 0,015 | 0,011 | 0,012 | 0,014 |
| Dens | Max | 2537 | 9362 | 13280 | 4131 | 2243 | 13280 |
| | Med | 22,97 | 92,73 | 200,13 | 79,71 | 30,20 | 111,27 |
| | Min | 0,13 | 0,92 | 1,38 | 1,63 | 0,29 | 0,13 |
| | DP | 145,58 | 432,01 | 934,89 | 272,88 | 165,01 | 587,97 |

Fonte: elaboração própria.

Nota: Legenda: Max – Máximo; Med – Média; Min – Mínimo; DP – Desvio Padrão.

Vale destacar que se constatou a existência de dependência espacial tanto na variável dependente quanto no termo do erro, revelando que as taxas de crimes em determinado município dependem das taxas de crimes, e de outros fatores não modelados, dos seus vizinhos. É possível observar que a dependência espacial é mais fraca na região Sul. Conforme pode ser visualizado na Tabela 3.1, esta região possui uma das menores taxas de crimes, bem como o menor desvio padrão, indicando uma maior homogeneidade na criminalidade em seus municípios. O trabalho de Oliveira (2008) trouxe um resultado semelhante, não identificando a presença de dependência espacial no crime de homicídio nos municípios do Rio Grande do Sul.

Tabela 3.2 - Resultados dos modelos estimados

| Variáveis | Norte | | | Nordeste | | | Sudeste | | | Sul | | | Centro-Oeste | | | Brasil | | |
|-----------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | SLX | SDem | SDM | SLX | SDem | SDM | SLX | SDem | SDM | SLX | SDem | SDM | SLX | SDem | SDM | SLX | SDem | SDM |
| PIBpc | 0,199 (0,058) | 0,191 (0,046) | 0,169 (0,082) | 0,164 (0,004) | 0,164 (0,002) | 0,145 (0,008) | 0,138 (0,003) | 0,130 (0,004) | 0,133 (0,003) | 0,124 (0,108) | 0,123 (0,083) | 0,124 (0,082) | -0,145 (0,197) | -0,154 (0,109) | -0,157 (0,106) | 0,152 (0,000) | 0,144 (0,000) | 0,137 (0,000) |
| IFDMer | 0,032 (0,715) | 0,034 (0,699) | 0,041 (0,640) | -0,103 (0,027) | -0,111 (0,014) | -0,094 (0,038) | -0,072 (0,220) | -0,073 (0,171) | -0,065 (0,227) | -0,120 (0,193) | -0,121 (0,140) | -0,118 (0,150) | -0,245 (0,058) | -0,256 (0,025) | -0,244 (0,034) | -0,109 (0,001) | -0,113 (0,000) | -0,099 (0,001) |
| JuvMasc | 1,792 (0,023) | 1,753 (0,007) | 1,848 (0,005) | -0,600 (0,135) | -0,717 (0,038) | -0,527 (0,137) | -0,104 (0,7627) | -0,135 (0,667) | -0,113 (0,725) | -0,391 (0,372) | -0,395 (0,321) | -0,393 (0,326) | 0,614 (0,420) | 0,496 (0,451) | 0,645 (0,336) | 0,028 (0,892) | -0,020 (0,913) | 0,039 (0,834) |
| Dens | 0,070 (0,838) | 0,081 (0,808) | 0,013 (0,969) | 0,707 (0,005) | 0,830 (0,000) | 0,644 (0,004) | -0,398 (0,191) | -0,338 (0,234) | -0,358 (0,215) | 0,886 (0,008) | 0,890 (0,005) | 0,876 (0,006) | 0,466 (0,264) | 0,551 (0,127) | 0,519 (0,156) | 0,451 (0,002) | 0,502 (0,000) | 0,436 (0,001) |
| WPIBpc | 0,618 (0,000) | 0,620 (0,000) | 0,558 (0,000) | 0,212 (0,001) | 0,228 (0,001) | 0,174 (0,000) | -0,002 (0,965) | -0,008 (0,893) | -0,017 (0,777) | -0,162 (0,093) | -0,161 (0,079) | -0,161 (0,078) | 0,164 (0,282) | 0,187 (0,180) | 0,177 (0,188) | 0,204 (0,000) | 0,202 (0,000) | 0,171 (0,000) |
| WIFDMer | -0,234 (0,161) | -0,221 (0,194) | -0,212 (0,192) | -0,370 (0,000) | -0,337 (0,000) | -0,295 (0,000) | -0,378 (0,000) | -0,361 (0,000) | -0,336 (0,000) | -0,353 (0,022) | -0,352 (0,018) | -0,341 (0,020) | -0,420 (0,062) | -0,379 (0,087) | -0,335 (0,114) | -0,468 (0,000) | -0,436 (0,000) | -0,397 (0,000) |
| WJuvMasc | -3,063 (0,006) | -3,076 (0,003) | -3,037 (0,002) | -3,705 (0,000) | -3,537 (0,000) | -3,099 (0,000) | -0,314 (0,479) | -0,256 (0,522) | -0,245 (0,563) | -0,239 (0,718) | -0,246 (0,698) | -0,221 (0,725) | -3,835 (0,000) | -3,666 (0,000) | -3,533 (0,000) | -0,977 (0,000) | -0,995 (0,000) | -0,871 (0,000) |
| WDens | 1,862 (0,000) | 1,827 (0,000) | 1,700 (0,000) | 3,680 (0,000) | 3,349 (0,000) | 3,072 (0,000) | -0,211 (0,636) | -0,158 (0,721) | -0,133 (0,756) | 0,718 (0,099) | 0,697 (0,104) | 0,669 (0,115) | -0,200 (0,712) | -0,241 (0,645) | -0,281 (0,580) | 1,030 (0,000) | 0,961 (0,000) | 0,860 (0,000) |
| ρ | | | 0,109 (0,000) | | | 0,153 (0,000) | | | 0,104 (0,000) | | | 0,034 (0,012) | | | 0,116 (0,000) | | | 0,130 (0,000) |
| λ | | 0,106 (0,000) | | | 0,149 (0,000) | | | 0,103 (0,000) | | 0,034 (0,012) | | | 0,116 (0,000) | | | | | 0,129 (0,000) |
| n | | 449 | | | 1792 | | | 1667 | | | 1188 | | | 466 | | | | 5562 |
| N | | 5388 | | | 21504 | | | 20004 | | | 14256 | | | 5592 | | | | 66744 |
| CD(p) | | 7,8397 (0,000) | | | 21,927 (0,000) | | | 16,884 (0,000) | | | 6,1837 (0,000) | | | 8,1722 (0,000) | | | | 38,063 (0,000) |

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) Entre parênteses estão os p-valores. Os valores em negrito representam os coeficientes estatisticamente significativos ao nível máximo de 10%; 2) n é o número de indivíduos; N é o número total de observações no período ($t = 12$).

Quanto aos efeitos estimados das variáveis sobre as taxas de crimes, o PIB per capita foi positivo e significativo para todas as regiões, com exceção da região Centro-Oeste, no qual foi negativo, porém não significativo. Apesar de teoricamente esperar-se um resultado ambíguo da influência da renda sobre a criminalidade, os estudos empíricos, majoritariamente, apontam para uma influência positiva do PIB per capita sobre as taxas de crimes, como nos trabalhos de Gaulez e Maciel (2015), Gomes *et al.* (2017) e Moreira e Fochezatto (2017). Este resultado está relacionado ao fato de que quanto maior o nível de renda em determinado local, maiores os retornos esperados, e com isso, maiores incentivos à atividade criminosa. No mais, apesar da relação entre homicídio e a renda muitas vezes não ser tão direta, pois nem sempre possui motivação financeira, essa tipologia de crime está diretamente ligada a outros crimes violentos, como roubos e o tráfico de drogas, que são fortemente influenciados pelos retornos em potencial do ato criminoso.

A relação descrita anteriormente também ocorre quando se considera o PIB per capita defasado espacialmente, o que indica que o nível de renda nos municípios vizinhos também influencia positivamente a criminalidade em determinado município, e assim, formam-se regiões mais violentas em áreas mais ricas. A exceção para esta relação foi observada nos municípios da região Sul, cujo resultado mostrou que a renda de seus vizinhos afeta negativamente a criminalidade nos municípios. Por se tratar de uma das regiões mais ricas do país, com um grande número de municípios em relação à área, é possível que um incremento na renda de um município promova um aumento do retorno esperado do crime naquele município, atraindo um maior número de criminosos, e, dessa forma, concentrando a criminalidade nos vizinhos mais ricos e diminuindo nos locais mais pobres.

Em contraste com os resultados obtidos para o PIB per capita, o IFDMer, e sua defasagem espacial, foram negativos e significativos na maior parte dos modelos estimados. Como esta variável compreende principalmente a geração de empregos e a taxa de formalização do mercado de trabalho, e a geração e a distribuição de renda, este resultado indica que os fatores qualitativos relacionados ao desenvolvimento em termos de emprego e renda nos municípios são importantes elementos a serem explorados na redução da criminalidade em praticamente todo o território nacional. Diversos estudos vêm apontando os efeitos positivos da taxa de desemprego (DOS ANJOS-JÚNIOR, LOMBARDI FILHO; AMARAL, 2018; LUCAS, CUNHA; BONDEZAN, 2020) e da desigualdade de renda (OLIVEIRA, 2008; SARAIVA, CONCEIÇÃO; FRANÇA, 2017; PLASSA, PASCHOALINO; DOS SANTOS, 2019) sobre a criminalidade nos municípios e microrregiões no Brasil. Outros estudos apontam diretamente os gastos em desenvolvimento (GOMES *et al.*, 2017) e o próprio IFDMer (MARCONDES,

2020; OLIVEIRA; SAIANI, 2021) como fatores que influenciam negativamente a criminalidade.

Neste contexto, vale dizer que o resultado observado em relação ao PIB per capita implica que um simples aumento nominal na renda em determinado município promove um aumento na criminalidade deste município e de seu conjunto de vizinhança. Por outro lado, uma melhoria em termos de nível de emprego e distribuição de renda, dada pelo IFDMer, possui influência negativa nas taxas de crimes do município e de seus vizinhos. Com isso, um simples crescimento econômico, em termos nominais, de uma região, se não vier acompanhado de um desenvolvimento real em termos de nível (e qualidade) de emprego e redução da desigualdade de renda, promoverá um aumento na criminalidade dessa região. Portanto, esses resultados reforçam a importância de o crescimento econômico vir acompanhado de desenvolvimento, principalmente relacionado a diminuições progressivas na desigualdade de renda e no aumento nos níveis de emprego formal, a fim de produzir reduções no problema da criminalidade dos municípios.

Em relação às variáveis demográficas, a juventude masculina mostrou-se significativa e positiva apenas nos modelos estimados para a região Norte. Já para a região Nordeste mostrou-se significativa e negativa, apenas no modelo SDEM, contrariando o resultado esperado pela teoria. Trabalhos como Uchôa e Menezes (2012), Gomes *et al.* (2017) e Lucas, Cunha e Bondezan (2020), entre outros, identificaram influência positiva da população jovem e, mais especificamente, dos homens jovens, sobre a criminalidade, de modo que a juventude masculina tem se mostrado um dos principais condicionantes da criminalidade em trabalhos empíricos. O efeito negativo observado no Nordeste pode estar vinculado a outros fatores, uma vez que o modelo só capta a proporção de homens jovens na população e não outras características relacionadas à essa camada demográfica, como o nível de emprego formal, a escolaridade, entre outras.

Os resultados observados para a defasagem espacial da juventude masculina, quando significativos, foram fortemente negativos em todas as regiões, indicando que um aumento da proporção de jovens nos municípios vizinhos acarreta na diminuição da criminalidade em determinado município. Apesar de se esperar que uma região com maior proporção de homens jovens também possua maiores taxas de crimes, este resultado pode estar relacionado a um processo de migração dessa camada demográfica dentro de um conjunto de vizinhança.

A população jovem é a camada mais propensa a migrar para outros municípios buscando melhores oportunidades, seja no mercado legal ou ilegal, e condições sociais mais favoráveis, até estabelecerem uma residência fixa. Dessa forma, espera-se que esse processo migratório

ocorra mais fortemente dentro de um conjunto de vizinhança, devido à distância geográfica e aos menores custos de locomoção. Ainda, é possível que os principais polos econômicos, dentro do conjunto de vizinhança, absorvam a maior parte desse processo de migração devido às suas condições econômicas mais favoráveis. Com isso, um aumento da proporção de homens jovens nos vizinhos pode estar ligado à uma transferência dessa camada demográfica de um município para seus vizinhos, promovendo uma diminuição da criminalidade nesse município, e um aumento em potencial nos seus vizinhos. Desse modo, concentrando tanto a população mais jovem, quanto a criminalidade, em poucos municípios dentro do conjunto de vizinhança. Porém, esta relação precisa ser melhor explorada em trabalhos futuros.

Por fim, a densidade demográfica, em todos os modelos nos quais foi significativa, mostrou possuir efeitos positivos sobre a criminalidade, tanto no que se refere a própria variável em si, quanto à sua defasagem espacial. O efeito dessa variável tem sido quase que um consenso na literatura empírica, com diversos trabalhos apontando que a densidade demográfica influencia positivamente a criminalidade (UCHÔA, MENEZES, 2012; GAULEZ; MACIEL, 2015; SASS, PORSSE; SILVA, 2016; MARCONDES, 2020). Considerando sua defasagem espacial, este resultado mostra que tanto a concentração populacional no próprio município, quanto a concentração em seus vizinhos afetam a criminalidade. Dessa forma, conjuntos de vizinhança e microrregiões compostas por municípios com uma maior concentração demográfica estão mais sujeitas a terem maiores taxas de crimes e devem ser consideradas prioritárias no que se refere a elaboração de políticas públicas.

De modo geral, em todas as regiões, ao menos um dos condicionantes defasados espacialmente mostrou-se significativo na explicação da criminalidade. Esses resultados revelam a importância de se considerar as características da vizinhança na análise das taxas de homicídios de determinado município. A partir disso, faz-se necessário ponderar os efeitos indiretos locais, que ocorrem dentro de um conjunto de vizinhança, para a elaboração de políticas públicas mais eficientes no combate à criminalidade em âmbito regional e microrregional.

Ainda, é importante observar que, na maior parte dos modelos estimados, a magnitude dos efeitos dos condicionantes nos municípios vizinhos foi maior do que os efeitos do mesmo condicionante no próprio município. É possível elencar algumas hipóteses a respeito destes resultados. No caso do IFDMer, o maior nível de desenvolvimento econômico nos municípios vizinhos pode promover um aumento na demanda por ações governamentais que promovam melhorias, em questão de emprego e igualdade de renda, no próprio município e, com isso, reforçar os efeitos negativos desta variável sobre a criminalidade. Já no caso do PIB per capita,

é possível que estar inserido em um conjunto de vizinhança com maior nível de renda potencialize a criminalidade em determinado município, devido aos maiores retornos potenciais da atividade criminosa na região como um todo. Quanto à densidade demográfica, pode-se considerar a densidade populacional dos municípios vizinhos como uma expansão da área e da população do próprio município e, com isso, no caso de uma densidade elevada, uma expansão da área mais atrativa para a criminalidade, devido à menor probabilidade do criminoso ser reconhecido e preso em áreas mais densamente povoadas. Apesar destas hipóteses, as vias nas quais os condicionantes da criminalidade nos municípios vizinhos afetam a criminalidade em determinado município precisam ser melhor exploradas, teórica e empiricamente, em estudos futuros.

Os resultados observados também evidenciam a heterogeneidade regional existente no território brasileiro, com a criminalidade respondendo de maneira distinta aos diferentes condicionantes em cada grande região. Este comportamento fica evidente observando-se as diferenças entre as respostas para as regiões mais pobres e menos desenvolvidas (Norte e Nordeste) em relação às mais ricas e desenvolvidas (Sul e Sudeste). Estas respostas não necessariamente se referem aos efeitos contrastantes das variáveis, mas sim, principalmente, à magnitude desses efeitos, e seu grau de importância e significância para a explicação da criminalidade em cada grande região brasileira.

Enquanto a criminalidade nas regiões Norte e Nordeste é mais influenciada por fatores relacionados à densidade demográfica e a juventude masculina, a criminalidade nas regiões Sul e Sudeste é influenciada principalmente por questões relacionadas à renda e desenvolvimento em termos de emprego e distribuição de renda. Já considerando o Brasil como um todo, todas as variáveis e suas defasagens espaciais foram significativas, com exceção da proporção de homens jovens nos próprios municípios. Porém, percebe-se uma atenuação na magnitude destas respostas, tornando os resultados obtidos para todos os municípios do país mais próximos de uma média dos efeitos observados em cada grande região, mantendo-se os efeitos (sinais) predominantes. Dessa forma, ressalta-se a importância de se levar em consideração os aspectos regionais, tanto nos estudos empíricos dos condicionantes da criminalidade no Brasil, quanto na elaboração de políticas públicas voltadas para o combate ao problema, dado que uma mesma política, aplicada em duas regiões diferentes, tende a produzir resultados distintos, devido às características regionais heterogêneas.

3.5 CONCLUSÃO

Este estudo objetivou analisar os condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, no período de 2005 a 2016, explorando todas as relações espaciais entre eles, por meio de modelos econométricos espaciais, dando ênfase nos efeitos de interação exógenos entre a criminalidade e seus condicionantes nos municípios vizinhos. A análise foi feita para o Brasil e para suas cinco grandes regiões, de maneira desagregada, com o intuito de observar uma possível heterogeneidade nos efeitos dos condicionantes, e da dependência espacial, sobre a criminalidade em cada região.

Observou-se a existência de dependência espacial na criminalidade nos municípios em todas as regiões. As variáveis explicativas defasadas espacialmente foram significativas na explicação da criminalidade, o que mostra a importância de considerar os efeitos locais, que ocorrem dentro de um conjunto de vizinhança, na elaboração de políticas que visem a diminuição das taxas de crimes em determinado município ou região.

A criminalidade mostrou-se afetada positivamente e espacialmente pelo nível de renda e pela densidade demográfica, do próprio município e dos municípios vizinhos; e, negativamente pelo nível de desenvolvimento econômico, em termos de emprego e renda, e pela proporção de homens jovens nos municípios vizinhos. Os resultados relacionados à renda e ao desenvolvimento econômico revelam que o simples crescimento econômico nominal, sem que esse promova o desenvolvimento econômico do município, tende a gerar um aumento nas taxas de crimes. Em geral, a magnitude dos efeitos dos condicionantes defasados espacialmente foi maior do que dos condicionantes no próprio município. Assim, esses resultados reforçam ainda mais a necessidade de se considerar os efeitos de interação exógenos, bem como compreender as vias pelos quais os condicionantes nos vizinhos afetam a criminalidade local.

Os resultados evidenciaram a existência de heterogeneidade regional no que se refere às respostas aos condicionantes na criminalidade das diferentes regiões, o que ficou mais evidente ao comparar os efeitos observados nas regiões menos desenvolvidas, Norte e Nordeste, em relação às mais desenvolvidas, Sul e Sudeste. Com isso, devido à grande heterogeneidade em termos de área, desenvolvimento, urbanização, entre outras, do território brasileiro, se faz relevante considerar as características regionais nas análises, e na elaboração de políticas públicas, referentes à criminalidade. Isso em função de que, devido à essa heterogeneidade, uma política aplicada em regiões diferentes tende a produzir resultados distintos.

Uma das principais limitações deste, e de diversos trabalhos que buscam analisar a criminalidade em âmbito municipal, está relacionado à um número limitado de dados disponíveis para as diversas variáveis explicativas do comportamento criminoso. Dessa forma, para trabalhos futuros, se faz relevante à incorporação de um maior número de variáveis

explicativas, quando houver disponibilidade dos dados, a fim de analisar, principalmente, os efeitos de interação espacial exógenos entre as variáveis explicativas nos municípios vizinhos e a criminalidade de determinado município. Uma vez que estes efeitos ainda não foram completamente explorados na literatura empírica, e sua análise pode contribuir significativamente para a elaboração de políticas públicas mais eficientes no combate à criminalidade.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**, Campinas: Editora Alínea, 2012.
- BALLER, R. D. *et al.* Structural covariates of US county homicide rates: Incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n. 3, p. 561-588, 2001.
- CADENA-URZÚA, P.; BRIZ-REDÓN, Á.; MONTES, F. Crime Analysis of the Metropolitan Region of Santiago de Chile: A Spatial Panel Data Approach. **Social Sciences**, v. 11, n. 10, p. 443, 2022.
- DOS ANJOS-JÚNIOR, O. R.; LOMBARDI FILHO, S. C.; AMARAL, P. V. Determinantes da criminalidade na região sudeste do Brasil: uma aplicação de painel espacial. **Economía, sociedad y territorio**, v. 18, n. 57, p. 525-556, 2018.
- ELHORST, J. P. **Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels**. Heidelberg: Springer, 2014.
- GAULEZ, M. P.; MACIEL, V.F. Determinantes da criminalidade no Estado de São Paulo: uma análise espacial de dados em cross-section. **Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia**, v. 8, 2015.
- GOMES, C. E.; EVANGELISTA, T. F.; LIMA, R. L.; PARRÉ, J. L. Determinantes do crime nos municípios de Minas Gerais e seus possíveis spillovers espaciais. **Economia-Ensaios**, v. 2, n. 31, p. 201-228, 2017.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall. 2007.
- HALLECK VEGA, S.; ELHORST, J. P. The SLX model. **Journal of Regional Science**, v. 55, n. 3, p. 339-363, 2015.
- HILL, T. D. *et al.* Limitations of fixed-effects models for panel data. **Sociological Perspectives**, v. 63, n. 3, p. 357-369, 2020.
- KAKAMU, K.; POLASEK, W.; WAGO, H. Spatial interaction of crime incidents in Japan. **Mathematics and Computers in Simulation**, v. 78, n. 2-3, p. 276-282, 2008.
- KROPKO, J.; KUBINEC, R. Interpretation and identification of within-unit and cross-sectional variation in panel data models. **PloS one**, v. 15, n. 4, p. e0231349, 2020.

- LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Chapman and Hall/CRC, 2009.
- LOUREIRO, A. O. F.; CARVALHO JÚNIOR, J. R. A. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade brasileira. In: HERMANNNS, K.; ARRAES, R. A. **Desigualdades e políticas regionais**. Fortaleza: Fundação Konrad Adenauer, p. 165-193, 2007.
- LUCAS, M. de S.; CUNHA, M. S. Da; BONDEZAN, K. de L. Determinantes socioeconômicos da criminalidade no estado do Paraná: uma análise espacial. **Revista de Economia**, v. 41, n. 75, p. 248-281, 2020.
- MARCONDES, H. R. **Dois ensaios em criminalidade**. 2020, 66 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS, Porto Alegre, 2020.
- MENEZES, T. *et al.* Spatial correlation between homicide rates and inequality: Evidence from urban neighborhoods. **Economics Letters**, v. 120, n. 1, p. 97-99, 2013.
- MOREIRA, R. do. C; FOCHEZATTO, A. Análise espacial da criminalidade no estado da Bahia. **Revista de Desenvolvimento Econômico – RDE**, v. 3, n. 38, p. 52-80, 2017.
- OLIVEIRA, C. A. de. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. **Revista de Economia**, v. 34. n. 3, p. 35-60, 2008.
- OLIVEIRA, L. F. B. de; SAIANI, C. C. S. Índices de Criminalidade nos Municípios Paulistas: Efeitos Heterogêneos do Desenvolvimento Econômico nos Crimes Contra a Vida e Contra o Patrimônio. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 15, n. 2, p. 275-309, 2021.
- PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels, **CESifo Working Paper Series**, n.1229, 2004.
- PLASSA, W.; PASCHOALINO, P. A. T.; DOS SANTOS, M. P. Determinantes socioeconômicos das taxas de homicídios no nordeste brasileiro: uma análise espacial. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 53, 2019.
- SARAIVA, M. V.; CONCEIÇÃO, O. C.; FRANÇA, M. T. A.; Os determinantes da criminalidade nos municípios gaúchos: evidências de um modelo econométrico espacial. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 38, n. 3, p. 521-552, 2017.
- SASS, K. S; PORSSE, A. A.; SILVA, E. R. H. da. Determinantes das taxas de crimes no Paraná: uma abordagem espacial. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.
- SOARES FILHO, A. M; MERCHAN-HAMANN, E.; VASCONCELOS, C. H. Expansão, deslocamento e interiorização do homicídio no Brasil, entre 2000 e 2015: uma análise espacial. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 3097-3105, 2020.
- TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic geography**, v. 46, n. sup, p. 234-240, 1970.

UCHÔA, C. F.; MENEZES, T. A. Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de Painel Espacial para os Estados Brasileiros. In: **Anais do 40º Encontro Nacional de Economia**. Porto de Galinhas (PE): ANPEC, 2012.

APÊNDICE 3A - Efeitos diretos, indiretos e totais dos modelos SDM²³

| Variáveis | Norte | | | Nordeste | | | Sudeste | | | Sul | | | Centro-Oeste | | |
|-----------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | D | I | T | D | I | T | D | I | T | D | I | T | D | I | T |
| JuvMasc | 1,852 (0,012) | 0,223 (0,041) | 2,074 (0,013) | -0,530 (0,118) | -0,093 (0,121) | -0,623 (0,118) | -0,113 (0,761) | -0,013 (0,759) | -0,126 (0,761) | -0,393 (0,294) | -0,014 (0,359) | -0,407 (0,294) | 0,647 (0,306) | 0,083 (0,323) | 0,730 (0,306) |
| PIBpc | 0,169 (0,068) | 0,020 (0,099) | 0,189 (0,068) | 0,146 (0,007) | 0,026 (0,008) | 0,172 (0,007) | 0,133 (0,003) | 0,015 (0,007) | 0,148 (0,003) | 0,124 (0,089) | 0,004 (0,182) | 0,128 (0,089) | -0,157 (0,086) | -0,020 (0,103) | -0,177 (0,087) |
| Dens | 0,013 (0,872) | 0,002 (0,886) | 0,015 (0,873) | 0,647 (0,002) | 0,114 (0,002) | 0,761 (0,002) | -0,359 (0,188) | -0,041 (0,203) | -0,400 (0,189) | 0,876 (0,009) | 0,031 (0,071) | 0,907 (0,009) | 0,521 (0,185) | 0,067 (0,202) | 0,588 (0,185) |
| IFDMer | 0,042 (0,564) | 0,005 (0,586) | 0,465 (0,565) | -0,095 (0,054) | -0,017 (0,057) | -0,112 (0,054) | -0,065 (0,233) | -0,007 (0,231) | -0,073 (0,232) | -0,118 (0,201) | -0,004 (0,296) | -0,122 (0,201) | -0,244 (0,028) | -0,032 (0,052) | -0,276 (0,029) |
| WJuvMasc | -3,044 (0,003) | -0,366 (0,017) | -3,410 (0,003) | -3,112 (0,000) | -0,548 (0,000) | -3,660 (0,000) | -0,246 (0,578) | -0,028 (0,568) | -0,274 (0,576) | -0,221 (0,779) | -0,008 (0,773) | -0,229 (0,778) | -3,542 (0,000) | -0,456 (0,001) | -3,998 (0,000) |
| WPIBpc | 0,559 (0,000) | 0,067 (0,003) | 0,626 (0,000) | 0,175 (0,006) | 0,031 (0,008) | 0,205 (0,006) | -0,017 (0,698) | -0,002 (0,687) | -0,018 (0,697) | -0,161 (0,088) | -0,006 (0,181) | -0,167 (0,089) | 0,177 (0,154) | 0,023 (0,180) | 0,200 (0,154) |
| WDens | 1,704 (0,000) | 0,205 (0,005) | 1,909 (0,000) | 3,085 (0,000) | 0,543 (0,000) | 3,628 (0,000) | -0,133 (0,769) | -0,015 (0,768) | -0,148 (0,768) | 0,670 (0,116) | 0,024 (0,192) | 0,694 (0,116) | -0,282 (0,604) | -0,036 (0,618) | -0,318 (0,605) |
| WIFDMer | -0,213 (0,167) | -0,026 (0,202) | -0,238 (0,168) | -0,296 (0,000) | -0,052 (0,000) | -0,348 (0,000) | -0,337 (0,000) | -0,038 (0,001) | -0,375 (0,000) | -0,341 (0,019) | -0,012 (0,115) | -0,353 (0,019) | -0,335 (0,089) | -0,043 (0,124) | -0,379 (0,091) |

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) Entre parênteses estão os p-valores. Os valores em negrito representam os coeficientes estatisticamente significativos ao nível máximo de 10%; 2) Legenda: D - Diretos; I - Indiretos; T - Totais

²³ Devido à limitações computacionais não foi possível a extração dos efeitos do modelo SDM para todos os municípios do Brasil.

4 VIOLÊNCIA LETAL NOS MUNICÍPIOS DO ESPÍRITO SANTO: UMA AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO PROGRAMA ESTADO PRESENTE (2011-2014)

Resumo

Este trabalho objetivou avaliar o impacto do Programa Estado Presente, implementado em 2011, no Espírito Santo, nas taxas de homicídios dos municípios que receberam o tratamento, de modo que, a redução da violência letal era o principal objetivo do programa. A metodologia do estudo consistiu em um método de diferenças em diferenças baseado no estimador semiparamétrico proposto por Callaway e Sant'Anna (2021), utilizando-se uma base de dados que compreende o período de 2005 a 2014. A análise foi realizada considerando dois grupos, definidos com base no ano em que os municípios foram tratados inicialmente. Os resultados mostraram uma forte heterogeneidade nos efeitos do tratamento em cada um dos grupos. No Grupo 2011, formado pelos maiores, e mais violentos, municípios do estado, estimou-se uma redução de 38,1% nas taxas de homicídios. Já no Grupo 2013, formado por municípios de regiões menos violentas, o programa não teve efeito significativo estatisticamente. Considerando-se o efeito do tratamento no Grupo 2011, estimou-se que o programa evitou cerca de 428 homicídios, em média, anualmente, totalizando 1.713 vidas poupadas no período em que esteve ativo. Portanto, os resultados indicaram que o programa foi efetivo na redução dos homicídios no estado do Espírito Santo.

Palavras-chave: Programa Estado Presente. Violência. Avaliação de Impacto.

Abstract

This study aimed to evaluate the impact of the Programa Estado Presente, implemented in 2011, in Espírito Santo, on homicide rates in the municipalities that received treatment, considering that the reduction of lethal violence was the main objective of the program. The study methodology consisted of a difference-in-differences method based on the semiparametric estimator proposed by Callaway and Sant'Anna (2021), using a database covering the period from 2005 to 2014. The analysis was performed considering two groups, defined based on the year in which the municipalities were initially treated. The results appreciated a strong heterogeneity in the treatment effects in each of the groups. In Group 2011, formed by the largest and most violent municipalities in the state, a 38.1% reduction in homicide rates was estimated. In Group 2013, formed by municipalities from less violent regions, the program had no statistically significant effect. Considering the effect of treatment on the Group 2011, it is estimated that the program prevented around 428 homicides, on average, annually, totaling

1.713 lives saved during the period in which it was active. Therefore, the results indicated that the program was effective in reducing homicides in the Espírito Santo state.

Keywords: Programa Estado Presente. Violence. Impact Evaluation.

4.1 INTRODUÇÃO

O estado do Espírito Santo foi considerado, por muito tempo, um dos estados mais violentos do país. Segundo Fajardo, Barreto e Figueiredo (2014), do período de 1979 a 2008, a Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV)²⁴ apresentou um crescimento real de cerca de 1.423% no número de homicídios, enquanto no interior do estado o incremento foi de cerca de 372%. Conforme Cerqueira *et al.* (2020), durante o período entre 1980 e 2010, o estado do Espírito Santo experimentou uma escalada de homicídios duas vezes maior do que a média nacional, e, no período de 1993 a 2012, esteve quase sempre entre os três estados mais violentos. Em 2009, a taxa de homicídios atingiu o patamar de 56,9 por 100 mil habitantes, mais do que o dobro da média nacional naquele ano, que foi de 27,2. Porém, segundo os autores, após uma intervenção saneadora no sistema prisional do estado, em 2010, e a implementação do Programa Estado Presente, em 2011, o estado começou a apresentar quedas constantes em suas taxas de homicídio.

O Programa Estado Presente (PEP) foi implementado no ano 2011, permanecendo ativo até 2014, e teve como foco a redução dos homicídios no Espírito Santo²⁵. De acordo com Fajardo, Barreto e Figueiredo (2014), o principal objetivo do programa era o de promover a articulação institucional necessária para priorizar a implementação de um conjunto de ações e projetos voltados tanto para o enfrentamento da violência letal, por meio de repressão policial qualificada, quanto para a prevenção primária, por meio de ampliação do acesso à educação, saúde, esporte, cultura, emprego, renda e promoção da cidadania, em regiões caracterizadas por elevados níveis de vulnerabilidade social. A partir de um modelo de priorização das intervenções do programa²⁶, foram identificados 30 aglomerados de bairros, onde se concentravam 50% dos homicídios e um alto nível de desigualdade social, sendo 20 aglomerados na RMGV e 10 no interior do estado. Após a identificação dos aglomerados, a estrutura do programa consistiu em três linhas de ações prioritárias:

²⁴ A RMGV compreende sete municípios: Vitória, Vila Velha, Serra, Cariacica, Viana, Guarapari e Fundão.

²⁵ Mais recentemente, em 2018, uma segunda versão do Programa Estado Presente foi implementada, porém, a análise deste estudo é focada apenas na primeira versão.

²⁶ Ver Figura 03 de Fajardo, Barreto e Figueiredo (2014).

- a) Infraestrutura: os investimentos desta linha compreendem dois eixos: o Eixo de Proteção Policial e o Eixo de Proteção Social. No primeiro, com investimentos realizados na construção e reforma de unidades padronizadas para as polícias, novas unidades prisionais e socioeducativas; e, em novas ferramentas tecnológicas, sistemas informatizados, viaturas e equipamentos de proteção. No segundo, investiu-se na construção, reforma e ampliação de escolas; em obras de drenagem e pavimentação; na construção de unidades habitacionais; em unidades de pronto atendimento e de saúde da família, entre outras;
- b) Proteção Policial: objetivou desenvolver estratégias específicas para cada organização policial, focando na defesa da vida; cada agência deveria preparar seu planejamento e executar ações visando a identificação de homicidas e traficantes, com o mapeamento de locais de riscos e pontos de venda de drogas e circulação de armas de fogo; o monitoramento de indivíduos perigosos; o patrulhamento de áreas de risco; o reforço de pessoal; e melhorias nas estruturas de combate aos homicídios;
- c) Proteção Social: consistiu em integrar ações governamentais, junto da iniciativa privada e outras instituições, a fim de criar um ambiente de cidadania e de oportunidades para populações socialmente vulneráveis. As intervenções foram precedidas de um diagnóstico da situação de cada aglomerado, para que as ações e projetos fossem adequadas às necessidades do local. O Programa desenvolveu ações visando a redução da criminalidade letal, o fortalecimento da rede de proteção social, e melhorias no acesso aos serviços essenciais.

Após a definição das linhas de ação prioritárias, foram desenvolvidos diversos projetos junto às Secretarias de Estado e Autarquias, em que cada entidade realizou projetos específicos à sua área de atuação, com projetos nas áreas da saúde, educação, esporte e lazer, cultura, ciência e tecnologia, entre outros²⁷. Fajardo, Barreto e Figueiredo (2014) apontam a união entre o trabalho policial qualificado e a implementação de políticas sociais como o diferencial do Programa Estado Presente.

Conforme o *Atlas da Violência 2020* (CERQUEIRA *et al.*, 2020), nas décadas de 1990, 2000 e 2010, ocorreram diversos experimentos de políticas de segurança pública, no âmbito internacional, que obtiveram êxitos na diminuição das taxas de crimes em vários países e cidades, como nos casos de Nova Iorque, Bogotá e Medellín, por exemplo. A partir dos anos 2000, alguns estados e municípios brasileiros assimilaram a experiência estrangeira e

²⁷ Para detalhes de cada um dos projetos desenvolvidos consultar Fajardo, Barreto e Figueiredo (2014).

introduziram alguns programas e ações inovadoras como o Infocrim (2000), em São Paulo; o Programa “Fica Vivo” (2002) e o Igesp (2008), em Minas Gerais; o “Pacto pela Vida” (2007), em Pernambuco; as Unidades de Polícia Pacificadoras (UPP’s) (2008), no Rio de Janeiro; o “Paraíba Unida pela Paz” (2011); e o “Estado Presente” (2011), no Espírito Santo. Ainda, de acordo com a publicação, essas experiências mostraram que mudanças no modelo de gestão da segurança pública, com planejamento e orientação para resultados, qualificação do trabalho policial e ações preventivas no campo social, geram resultados positivos no combate à criminalidade.

Neste contexto, este trabalho objetivou avaliar o impacto do Programa Estado Presente (PEP) sobre a criminalidade nos municípios do Espírito Santo, a fim de verificar a existência de um possível efeito causal do programa sobre a redução das taxas de homicídios. Além disso, havendo um efeito causal significativo, pretende-se estimar o número de crimes evitados pelo programa. Para este fim, utilizou-se um método de diferenças em diferenças baseado no estimador semiparamétrico proposto por Callaway e Sant’Anna (2021), que permite a estimação e a inferência do efeito causal do tratamento, de maneira robusta, considerando vários períodos de tempo, a variação no tempo de tratamento, como foi o caso dos municípios contemplados pelo programa, e possíveis efeitos heterogêneos. A base de dados utilizada compreendeu o período de 2005 a 2014, de modo que a abordagem do método de Callaway e Sant’Anna (2021) implica na divisão dos municípios tratados, em grupos, com base no período em que foram tratados inicialmente. Assim, definiu-se dois grupos: o Grupo 2011, formado por cinco municípios da RMGV e o Grupo 2013, formado por dez municípios de regiões menos violentas do estado²⁸.

Dada a composição dos grupos e a própria natureza do PEP, duas hipóteses podem ser levantadas. A primeira hipótese é que os efeitos do programa não são homogêneos, para ambos os grupos, devido à grande heterogeneidade entre eles, uma vez que o Grupo 2011 é formado por municípios maiores e mais violentos do que o Grupo 2013. A segunda hipótese é que os efeitos do programa não são constantes ao longo do tempo, o que se deve ao fato dos investimentos e projetos da linha de Proteção Policial, relacionados à repressão policial qualificada, caracterizarem-se como medidas de curto prazo, pois tendem a ter um efeito imediato na criminalidade. Por outro lado, na linha de Proteção Social, os projetos caracterizam-se como sendo de longo prazo, pois, por se tratarem de medidas de prevenção primária, relacionadas com melhorias na qualidade de vida da população, seus efeitos tendem a levar um

²⁸ Os municípios que compõem cada um dos grupos são expostos na Seção 4.3.

certo período de tempo até serem sentidos. Portanto, como objetivos específicos deste estudo, buscou-se avaliar se as hipóteses de efeitos heterogêneos entre os grupos, e de efeitos dinâmicos do tratamento ao longo do tempo, se sustentaram na prática.

Vale ressaltar que o trabalho de Cerqueira *et al.* (2020) foi o único, até o momento, que analisou o impacto do Programa Estado Presente sobre as taxas de homicídios do estado do Espírito Santo. A metodologia utilizada foi o método de controle sintético, de modo que o trabalho considerou os efeitos do programa no estado como um todo e utilizou como grupo de controle todos os outros estados brasileiros que não receberam nenhum tratamento no período analisado pelos autores (1999-2014). Assim, a análise de impacto foi realizada a nível estadual, considerando todo o território brasileiro.

O presente estudo visa contribuir com a literatura de avaliação de impacto, e, mais especificamente, da avaliação do impacto do Programa Estado Presente, por meio de uma análise a nível municipal, o que permite a estimação dos efeitos do tratamento diretamente nos municípios que foram contemplados pelo programa. Ainda, o método utilizado permite analisar tanto o efeito geral do tratamento para todos os municípios participantes, quanto os efeitos específicos para diferentes formas de agregação, possibilitando a análise da heterogeneidade dos efeitos do programa para os diferentes grupos e tempos de exposição ao tratamento. Dessa forma, a abordagem deste estudo permite uma avaliação abrangente dos efeitos do PEP sobre a violência nos municípios do Espírito Santo.

Além desta seção introdutória, a segunda seção traz uma revisão teórica e bibliográfica dos trabalhos relacionados à criminalidade e avaliações de impacto no Brasil; a terceira seção traz a metodologia; a quarta seção traz a base de dados e a estratégia para definição do grupo de controle; na quinta seção são expostos os resultados encontrados; na sexta seção é realizada a discussão dos resultados estimados; e, por fim, a sétima seção conclui o estudo.

4.2 EFEITOS DAS POLÍTICAS DE COMBATE AO CRIME: TEORIA E EVIDÊNCIAS

A segurança pública é uma das maiores demandas da sociedade no que se refere à políticas públicas, principalmente pelas grandes perdas de bem-estar que a criminalidade e a violência promovem. Apesar de grandes avanços sociais e tecnológicos ocorridos ao longo dos anos, a criminalidade é um problema que ainda carece de solução. Ehrlich (1996) argumenta que existe uma demanda, ou tolerância, por crimes, que está inversamente relacionada com a demanda por segurança privada. Como a proteção e a segurança possuem custos elevados, seu nível ideal seria estabelecido em um ponto no qual os custos e os benefícios marginais

estivessem equilíbrio. Dessa forma, existe uma tolerância por crimes, pelo fato de que os agentes não estão dispostos a dispendere recursos necessários para que o risco de crime seja nulo.

Essa análise pode ser estendida para a esfera pública, no que se refere ao governo, ao Estado e aos formuladores de políticas públicas. Como os recursos públicos são limitados, os governos não estão dispostos a destinar recursos voltados para a segurança pública e diminuição da criminalidade a ponto de praticamente extinguir o problema. Portanto, um certo nível de criminalidade é “demandado” ou tolerado.

As teorias como a teoria econômica do crime (BECKER, 1968; EHRlich, 1973); da desorganização social (SHAW; MCKAY, 1942); da associação diferencial (SUTHERLAND, 1939); do controle social (HIRSCHI, 1969); do autocontrole (GOTTFREDSON; HIRSCHI, 1990); entre outras, vêm fornecendo fundamentos teóricos para o desenvolvimento de trabalhos empíricos que visam explicar o comportamento criminoso e os efeitos de diversas variáveis sobre a criminalidade. E tais trabalhos empíricos têm dado embasamento para os formuladores de políticas públicas desenvolverem programas de segurança pública focados no combate à criminalidade e à violência, com o intuito de prevenir o desenvolvimento do comportamento criminoso e dissuadir a criminalidade em si.

Dessa forma, dada a limitação dos recursos públicos, a avaliação de impacto de tais programas é essencial para verificar a efetividade dos mesmos com relação ao alcance dos objetivos propostos, visando fornecer base empírica para melhorias no próprio programa, ou, para a promoção de novos programas em outras localidades. Assim, a avaliação de impacto visa indicar aos formuladores de políticas públicas, quais políticas públicas, ações e projetos, estão sendo eficientes na redução das taxas de crimes e aumentando o bem-estar dos indivíduos atingidos pelas mesmas.

Nesse sentido, diversos trabalhos vêm avaliando os impactos de programas de segurança pública, estaduais e nacionais, nas taxas de crimes de estados e municípios brasileiros. As avaliações propostas por estes estudos contemplam diferentes níveis de agregação geográfica, que vão desde análises mais localizadas, em termos de bairros e áreas pequenas, até os efeitos sobre os municípios e estados como um todo. Dentre os trabalhos que avaliaram programas com efeitos mais localizados está o estudo de Peixoto (2008), que avaliou o impacto do Programa Fica Vivo nas sete áreas de favela do município de Belo Horizonte, onde foi implantado entre 2002 e 2005. Os resultados mostraram que o programa foi parcialmente efetivo, uma vez que teve efeitos bastante heterogêneos, reduzindo fortemente a criminalidade

em algumas áreas, como em Morro das Pedras, com uma redução de 34 homicídios por 100 mil habitantes, e não possuindo efeitos significativos em outras.

Já o trabalho de Butelli (2015) avaliou o impacto da implementação das Unidades de Polícia Pacificadora (UPP's) na criminalidade dos bairros do Rio de Janeiro, por meio de diversas especificações de modelos de diferenças em diferenças, utilizando dados mensais para o período entre janeiro de 2004 e novembro de 2013. Os resultados mostraram que os bairros tratados apresentaram quedas, em relação aos não tratados, quase que na totalidade das tipologias de crimes analisadas, com o índice de letalidade violenta apresentando uma redução estimada entre 28% e 36%. Ainda, além dos efeitos sobre a criminalidade, estimou-se que a implementação das UPP's contribuiu para um aumento nas prisões (entre 19% e 83%), e na apreensão de drogas (em torno de 39%).

Em relação aos efeitos de programas no âmbito municipal, o trabalho de Cabral (2016) avaliou o Sistema de Informações Criminais – INFOCRIM, implementado inicialmente no ano de 2000 e que foi adotado por 67 municípios paulistas até o ano de 2010. Por meio de um método de diferenças em diferenças espacial, identificou-se a existência de transbordamentos espaciais da criminalidade entre os municípios e a efetividade do INFOCRIM na redução da criminalidade. O efeito total do programa foi uma redução na taxa de homicídios de 6,183, entre 2000 e 2010. Em termos de vidas poupadas, a autora estima que a implementação do INFOCRIM evitou 2.546 homicídios no período analisado.

Utilizando-se de uma metodologia semelhante, Castro (2019) avaliou o impacto do Programa Nacional de Segurança Pública com Cidadania (PRONASCI) sobre as taxas de homicídios dos municípios que receberam recursos do programa, no período que compreende os anos entre 2000 e 2010. Porém, os resultados revelaram que o PRONASCI não foi efetivo em reduzir as taxas de homicídios. Ainda, seus resultados reforçaram os efeitos do INFOCRIM (utilizado como variável de controle) na redução da criminalidade, e apontaram o mercado de trabalho e políticas voltadas para o combate ao racismo como fatores que poderiam induzir a redução da criminalidade.

Dois trabalhos avaliaram o impacto das Guardas Municipais na criminalidade dos municípios que as implementaram. O trabalho de Vital (2018) indicou que a presença de guarda municipal, bem como o uso de armas de fogo por ela, não impacta significativamente nas taxas de criminalidade, tanto nas taxas de homicídios, quanto nas taxas de crimes contra o patrimônio. Por outro lado, os resultados observados por Pereira Filho, Sousa e Alves (2016) sugerem que, apesar de, no geral, a implementação das guardas municipais não serem efetivas, surgem evidências de que em municípios pequenos e médios (até 100 mil habitantes), sua

implementação pode gerar efeitos significativos na redução da criminalidade. Neste caso, estimou-se uma redução de 4,8 nas taxas de homicídios nos municípios desse porte.

Em geral, os trabalhos que avaliaram os impactos de programas de segurança pública utilizando os estados, como objeto de estudo, fizeram o uso do método de controle sintético para a realização da análise. O trabalho de Silva (2021) avaliou o impacto do Programa Paraíba Unida Pela Paz sobre as taxas de homicídios do estado da Paraíba, de modo que, no momento de sua implementação, em 2011, o estado apresentava a terceira maior taxa de homicídios do Brasil. Os resultados mostraram que, se o programa não tivesse sido implementado, o número de homicídios no estado aumentaria 46,23% no período de 2011 a 2018. Com isso, estimou-se que, com a implementação do programa, cerca de 2.220 vidas tenham sido poupadas no período.

Ainda relacionado à violência na Região Nordeste, Silveira Neto *et al.* (2022) avaliaram o impacto do programa estadual Pacto Pela Vida, implementado em 2007, no Estado de Pernambuco. Os resultados obtidos indicaram que o programa foi bastante efetivo na redução dos homicídios em Pernambuco durante o período de 2007 a 2014, porém, deixou de ser efetivo nos anos posteriores (2015 a 2018). Durante o período completo analisado (2007 a 2018), suas estimativas sugerem uma redução média anual de 10,1 mortes na taxa de homicídios por cem mil habitantes, o que equivale a 10.946 mortes a menos no estado. Os autores ainda argumentam que uma mudança de gestão no estado, a partir de 2014, pode ter contribuído com a perda da efetividade do programa.

Por fim, Cerqueira *et al.* (2020) analisaram o impacto do Programa Estado Presente sobre as taxas de homicídios no estado do Espírito Santo, no período de 2010 a 2014. Seus resultados mostraram que o estado registrou uma queda de 10,2% nos homicídios no período, de modo que, caso o programa não fosse implementado, o número de homicídios teria aumentado 29%. Com isso, estimou-se que 1.711 vidas foram poupadas no estado devido à implementação do programa. Ainda, em termos de custo benefício, os autores calcularam que, para cada real investido, tanto no sistema prisional, ocorrido em 2010, quanto no Programa Estado Presente (2011 a 2014), o ganho de bem-estar social, relativo apenas ao número de vidas poupadas, foi equivalente a R\$ 2,4. Os autores ainda salientam que esse ganho é relativo apenas às vidas poupadas, mas que o programa promoveu externalidades de bem-estar relacionados à educação e a organização urbana, entre outras. Logo, o cálculo do custo-benefício foi subestimado, e os ganhos relativos foram maiores.

Os resultados observados nesses estudos revelaram que nem todos os programas e políticas implementadas com o intuito de redução da criminalidade foram efetivos. Enquanto o “Infocrim” (CABRAL, 2016), o “Paraíba Unida pela Paz” (SILVA, 2021), as UPP’s

(BUTELLI, 2015), e o Programa Estado Presente (CERQUEIRA *et al.*, 2020) foram efetivos na redução da criminalidade em seus estados, o PRONASCI (CASTRO, 2019) não apresentou efeitos significativos na redução das taxas de crimes nos municípios contemplados. Já nos demais programas os resultados observados possuem certas particularidades, fazendo com que a interpretação com relação à sua efetividade seja mais complexa. Como no caso da heterogeneidade dos efeitos observados do Programa Fica Vivo (PEIXOTO, 2008); da perda de efetividade ao longo do tempo do Pacto Pela Vida (SILVEIRA NETO *et al.*, 2022); e da efetividade apenas para municípios de pequeno porte no caso das Guardas Municipais (PEREIRA FILHO; SOUSA; ALVES, 2016). Dessa forma, é fundamental a avaliação dos impactos de políticas voltadas ao combate à criminalidade, pois permite identificar, a partir de resultados observados, o que é realmente eficiente no alcance dos objetivos e no aumento de bem-estar social.

4.3 METODOLOGIA

Os métodos de avaliação de impacto se dividem em dois grupos, experimental e não experimental. O primeiro grupo é baseado na seleção aleatória dos grupos de controle e tratamento, de modo que é considerado o padrão de referência na área de avaliação. Já o segundo é composto por uma variedade de técnicas e métodos que fazem uso de hipóteses específicas para identificar o efeito causal de um programa ou política, procurando se aproximar ao máximo do método experimental. Dentre os métodos não experimentais mais empregados está o método de Diferenças em Diferenças (DD) (FOGUEL, 2012).

A ideia básica do método DD é comparar pelo menos dois grupos, um dos quais experimentou uma mudança de política específica e outro com características semelhantes cujo comportamento não foi afetado por essa mudança de política. Presume-se que o segundo grupo imite um ambiente de controle na terminologia experimental (BLUNDELL; MACURDY, 1999). Dessa forma, o método DD compara as mudanças nos resultados, ao longo do tempo, entre os participantes de um programa (grupo de tratamento) e os não participantes (grupo de controle). Esta abordagem permite corrigir quaisquer diferenças entre os grupos de tratamento e controle que sejam constantes ao longo do tempo (GERTLER *et al.*, 2018).

O grupo de controle é o grupo que não será afetado pela política, e deve ser estatisticamente idêntico ao grupo de tratamento, o que permitirá estimar o resultado contrafactual, ou seja, o resultado que teria prevalecido no grupo de tratamento caso este não tivesse recebido o programa. Especificamente, os grupos de tratamento e de controle devem ser

iguais em pelo menos três quesitos: 1) as características médias de ambos os grupos devem ser idênticas na ausência do programa; 2) o tratamento não deve afetar o grupo de controle direta ou indiretamente; e, 3) os resultados do grupo de controle deveriam reagir da mesma maneira que os resultados do grupo de tratamento, se ambos recebessem, ou não, o programa. Quando essas condições são satisfeitas, quaisquer diferenças nos resultados podem ser atribuídas diretamente ao fato de um dos grupos ter recebido o programa e o outro não, e o impacto causal do programa é identificado (GERTLER *et al.*, 2018).

A abordagem tradicional, ou canônica, do método DD, utiliza dois períodos de tempo, uma anterior e outro posterior ao tratamento (DD 2x2). Contudo, como os dados utilizados neste estudo estão disponíveis para mais períodos de tempo (2005 a 2014), é possível generalizar o modelo canônico para o contexto de dados em painel. Formalmente, com base em Cameron e Trivedi (2005), um modelo DD de efeitos fixos pode ser exposto da seguinte forma:

$$Y_{it} = \eta_i + \gamma_t + \beta D_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

em que $i = 1, 2 \dots n$, denota os indivíduos elegíveis ao tratamento; $t = 1, 2 \dots T$ é o período de tempo; Y é a variável de resultado; D_{it} é uma variável binária, que é igual a unidade se o indivíduo i participou do tratamento no período t , e 0 caso contrário; η_i é o efeito fixo de cada indivíduo; γ_t é o efeito fixo específico de cada período t ; e ε_{it} é o termo do erro.

A estimação de modelos de DD com dados de painel, em trabalhos empíricos, normalmente é realizada por meio de um estimador de efeitos fixos bidirecionais (*Two-ways Fixed Effects* – TWFE), de modo que, o coeficiente β estimado seria o termo de interesse, fornecendo o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (*Average Treatment Effect on Treated* - ATT). Porém, a literatura recente (BORUSYAK; JARAVEL, 2017; DE CHAISEMARTIN; D’HAULTFOEUILLE, 2020; SUN; ABRAHAM, 2021; GOODMAN-BACON, 2021) vêm apontando diversos problemas com a interpretação dos parâmetros associados às especificações de regressão linear de TWFE, relacionados aos pesos negativos, que ocorrem quando o tratamento evolui ao longo do tempo, e a sensibilidade do estimador no que se refere ao tamanho dos grupos, ao tempo de tratamento e ao número total de períodos. Dessa forma, tal método não é recomendado em casos de heterogeneidade e evolução dos efeitos do tratamento ao longo do tempo²⁹.

²⁹ Ver Goodman-Bacon (2021)

Com isso, diante dos problemas relacionados aos pesos negativos e a sensibilidade do estimador TWFEED no que se refere ao tamanho dos grupos, ao tempo de tratamento e ao número total de períodos, Callaway e Sant’Anna (2021) propuseram um estimador de DD semiparamétrico que permite a estimação e a inferência de parâmetros causais dos efeitos de um tratamento, considerando vários períodos de tempo; variação no tempo de tratamento; efeitos heterogêneos; e, quando as tendências paralelas são válidas apenas quando condicionadas por um conjunto de covariáveis observadas. E, dessa forma, o estimador proposto evita completamente os problemas associados às regressões TWFEED tradicionais.

Os autores partem a sua análise de uma generalização do ATT obtido pelo modelo DD 2x2 canônico³⁰, com dois grupos de tratamento e dois períodos de tempo, para uma configuração com diversos grupos de tratamento e diversos períodos. O conceito chave da abordagem proposta pelos autores é o efeito médio do tratamento por tempo de grupo ($ATT_{(g,t)}$), ou seja, o efeito médio do tratamento para o grupo g no período t , em que o “grupo” é definido pelo período de tempo no qual as unidades são tratadas inicialmente. Como são calculados os $ATT_{(g,t)}$, para cada período de tempo e para cada grupo, é possível obter uma maior compreensão diante da possível heterogeneidade do tratamento ao longo do tempo e dos diferentes grupos de tratamento.

Callaway e Sant’Anna (2021) propõem inicialmente dois pressupostos relacionados ao tratamento e a amostra dos dados. Sendo T o número total de períodos t , de modo que $t = 1, \dots, T$, e $D_{i,t}$ uma variável binária igual a 1 se a unidade i é tratada no período t e 0 caso contrário, o processo do tratamento deve seguir o seguinte pressuposto:

Pressuposto 1: Irreversibilidade do tratamento. $D_1 = 0$. Para $t = 2, \dots, T$, se $D_{t-1} = 1$ então $D_t = 1$.

O Pressuposto 1, também conhecido como pressuposto da adoção escalonada do tratamento (*staggered treatment adoption*), implica que nenhuma unidade é tratada no primeiro período, ou seja, em $t = 1$. Ainda, uma vez tratada, a unidade permanecerá tratada nos períodos seguintes, de modo que, o tratamento não pode ser “desligado” ao longo do tempo, e as unidades não “esquecem” a experiência obtida com o tratamento.

³⁰No modelo canônico tem-se que: $ATT = E[Y_1 - Y_0|D = 1] - E[Y_1 - Y_0|D = 0]$, em que D é uma variável binária que representa o tratamento, e é igual a 1 para os grupos tratados e 0 para os não tratados, de modo que o ATT é obtido pela diferença entre os resultados observados entre tratados e não tratados.

Com relação à amostra, e denotando X como uma matriz de covariáveis, os autores definem o seguinte pressuposto:

Pressuposto 2: Amostra aleatória. $\{Y_{i,1}, Y_{i,2}, \dots, Y_{i,T}, X_i, D_{i,1}, D_{i,2}, \dots, D_{i,T}\}_{i=1}^n$ é independente e identicamente distribuída (iid).

O pressuposto 2 implica que se tem acesso a dados de painel e permite a observação de todos os resultados potenciais como aleatórios. Não impondo restrições entre os resultados potenciais e a alocação do tratamento, nem restringindo a dependência da série temporal das variáveis aleatórias observadas.

Para os pressupostos de identificação do modelo, define-se G como o período no qual uma unidade se torna tratada inicialmente. Para todas as unidades que eventualmente participam do tratamento, G define o “grupo” que elas pertencem. Se a unidade não participa do tratamento, define-se arbitrariamente que $G = \infty$. Ainda, define-se G_g como uma variável binária igual a 1 se a unidade é tratada inicialmente no período g (no qual, $G_{i,g} = 1\{G_i = g\}$); e C como uma variável binária que é igual a 1 se a unidade não participa do tratamento em nenhum período do tempo (isto é, $C_i = 1\{G = \infty\} = 1 - D_{i,T}$).

Além disso, a fim de identificar o parâmetro causal $ATT_{(g,t)}$, os autores propõem os seguintes pressupostos:

Pressuposto 3: Antecipação Limitada ao Tratamento. No qual há um conhecido $\delta \geq 0$ tal que: $E[Y_t(g)|X, G_g = 1] = E[Y_t(0)|X, G_g = 1]$, para todo $g \in G$, e $t \in \{1, \dots, T\}$, sendo que $t < g - \delta$.

O termo δ trata-se do horizonte de antecipação. O Pressuposto 3 restringe a antecipação do tratamento para todos os grupos eventualmente tratados. No caso deste estudo, como não há antecipação ao tratamento, ou seja, os municípios não sabem a priori que receberão o tratamento, bem como o comportamento criminoso não muda apenas pela expectativa do tratamento, então, impõe-se a suposição de não antecipação, no qual $\delta = 0$ ³¹.

³¹ Como, neste estudo, $\delta = 0$, o termo δ não será incluso nas equações subsequentes.

O Pressuposto 4 generaliza a suposição de tendências paralelas do modelo canônico de dois períodos, para um cenário com diversos períodos de tempo e vários grupos de tratamento, tal que:

Pressuposto 4: Tendências Paralelas Condicionais. Para todo $g \in G$, e $t \in \{2, \dots, T\}$, tal que $t \geq g$, então: $E[Y_t(0) - Y_{t-1}(0)|X, G_g = 1] = E[Y_t(0) - Y_{t-1}(0)|X, C = 1]$.

O Pressuposto 4 afirma que, condicionado às covariáveis X , os resultados médios para o grupo tratado pela primeira vez no período g e para o grupo não tratado, teriam seguido caminhos paralelos na ausência do tratamento. Lechner (2011) argumenta que a suposição de tendências paralelas, também chamada de tendências comuns, é o principal pressuposto da abordagem DD. Esse pressuposto implica que os resultados potenciais, no caso de que não houvesse o tratamento, compartilhem a mesma tendência para os locais tratados e não tratados. Com isso, qualquer desvio da tendência dos resultados observados dos tratados em relação à tendência dos resultados dos não tratados será diretamente atribuído ao efeito do tratamento, e não às diferenças em outras características entre os dois grupos. Dessa forma, possibilitando a estimação de um efeito causal do tratamento analisado. Diferentemente das abordagens tradicionais, o método proposto por Callaway e Sant'Anna (2021) permite o condicionamento da tendência paralela à um conjunto de covariáveis X , o que é importante nos casos em que a tendência dos resultados é explicada por um conjunto de covariáveis que diferem consideravelmente entre as unidades tratadas e não tratadas, ao longo do tempo.

Por fim, o Pressuposto 5, também chamado de suporte comum, implica que:

Pressuposto 5: Sobreposição. Para cada $t \in \{2, \dots, T\}$, $g \in G$, há algum $\varepsilon > 0$ tal que $P(G_g = 1) > \varepsilon$, e $p_{g,t}(X) < 1 - \varepsilon$.

Este pressuposto afirma que uma fração positiva da população inicia o tratamento no período g , e que, para todo g e t , o escore de propensão generalizado é uniformemente limitado a partir de um. De modo que as unidades tanto dos grupos de tratamento quanto do grupo de controle estão presentes ao longo da distribuição do escore de propensão.

A partir destes pressupostos, o $ATT_{(g,t)}$ pode ser identificado de forma não paramétrica. Callaway e Sant'Anna (2021) fornecem três abordagens, utilizando uma configuração de múltiplos períodos e grupos, para a estimação do $ATT_{(g,t)}$. A primeira baseada na estimativa de

Regressão de Resultado (*Outcome Regression* – OR) proposta por Heckman *et al.* (1997, 1998); a segunda, no método de Ponderação da Probabilidade Inversa (*Inverse Probability Weighting* – IPW), proposto por Abadie (2005); e, a terceira, pelo método Duplamente Robusto (*Double Robust* – DR), proposto por Sant’Anna e Zhao (2020), de modo que cada uma destas abordagens explora diferentes partes do processo de geração de dados. Conforme Callaway e Sant’Anna (2021), a abordagem DR combina as abordagens OR e IPW, baseando-se na modelagem da evolução do resultado, característica do método OR, e da pontuação de propensão, característica do método IPW, e, dessa forma, possui robustez adicional contra especificações incorretas do modelo, em relação às outras duas abordagens³². Com isso, neste estudo, é utilizado o método DR para identificação e estimação do $ATT_{(g,t)}$, que é expresso formalmente por:

$$ATT_{(g,t)} = E \left[\left(\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{p_g(X) C}{1 - p_g(X)}}{E \left[\frac{p_g(X) C}{1 - p_g(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1} - m_{g,t}(X)) \right], \quad (4.2)$$

em que $m_{g,t}(X) = E[Y_t - Y_{g-1} | X, C = 1]$ é uma regressão de resultado populacional para o grupo nunca tratado. Já $p_g(X)$ é o escore de propensão generalizado, sendo $p_g(X) = p_{g,T}(X) = P(G_g = 1 | X, G_g + C = 1)$, que é a probabilidade de ser tratado pela primeira vez no período g , condicionado às covariáveis, sendo membro do grupo g ou não participando do tratamento em qualquer período do tempo. Segundo Austin (2011), o escore de propensão é um escore de equilíbrio, de modo que, condicional ao escore de propensão a distribuição das covariáveis observadas será semelhante para indivíduos tratados e não tratados. O escore de propensão é estimado por meio de um modelo *logit*, no qual o status do tratamento é regredido com base nas características observadas.

Conforme Cunningham (2021), o escore de propensão $p_g(X)$ absorve toda a informação de X e pondera positivamente as observações do grupo de controle que possuem características semelhantes às frequentemente encontradas no grupo g , e diminui o peso das observações com características raramente encontradas no grupo g , garantindo que as covariáveis do grupo g e do grupo de controle estejam balanceadas. Com isso, segundo Abadie (2005), a ponderação por escore de propensão diminui a distribuição de $Y_t - Y_{g-1}$ para os não tratados, para os valores

³² Ver Seção 4 de Callaway e Sant’Anna (2021).

que estão super-representados entre os não tratados, ou seja, com baixa razão $p_g(X)/(1 - p_g(X))$, e aumenta para os valores das covariáveis sub-representados entre os não tratados, ou seja, com alto valor de $p_g(X)/(1 - p_g(X))$. Com isso, impõe-se a mesma distribuição de covariáveis para tratados e não tratados.

Utiliza-se como base para o cálculo do $ATT_{(g,t)}$ o período $t = g - 1$, que, segundo Callaway e Sant’Anna (2021), sob os pressupostos 3 e 4, é o período de referência apropriado, uma vez que é o período de tempo mais recente no qual resultados potenciais não tratados são observados. A inferência do $ATT_{(g,t)}$ é feita com base nos períodos pós-tratamento nos quais o tratamento é realmente efetivado, ou seja, nos períodos $t \geq g$, e, o pressuposto 3, dado que não há antecipação do tratamento ($\delta = 0$), implica que o $ATT_{(g,t)} = 0$ para todo $t < g$. Entretanto, é possível estimar pseudos $ATT_{(g,t)}$ para os períodos pré-tratamento e utilizá-los para avaliar a credibilidade da hipótese de tendências paralelas. Conforme Roth *et al.* (2023), caso os valores dos pseudos $ATT_{(g,t)}$, estimados para os períodos pré-tratamento, forem não significativos, isso pode ser interpretado como um sinal a favor da validade da análise proposta, uma vez que não se pode rejeitar a hipótese de que as tendências paralelas foram satisfeitas no período pré-tratamento. Para incluir as estimações no período pré-tratamento, substitui-se, na Equação (4.2), as “diferenças longas”, dadas por $Y_t - Y_{g-1}$, pelas “diferenças curtas”, dadas por $Y_t - Y_{t-1}$, para todo $t < g$.

Já no caso da matriz de covariáveis X , as quais permitem que a suposição de tendências paralelas seja válida, em períodos pós-tratamento, o período base é o período $t = g - 1$, enquanto que em períodos pré-tratamento, o período base é o período imediatamente anterior ao período atual ($t - 1$). As covariáveis do período pós-tratamento são excluídas pois podem ser potencialmente afetadas pelo tratamento.

Quando os pressupostos 3 e 4 são sustentados incondicionalmente às covariáveis, ou seja, quando as covariáveis não desempenham nenhum papel na identificação, a Equação (4.2) pode ser reescrita, em sua forma incondicional a X , como:

$$ATT_{(g,t)} = E[Y_t - Y_{g-1} | G_g = 1] - E[Y_t - Y_{g-1} | C = 1]. \quad (4.3)$$

No caso incondicional (Equação (4.3)), o efeito médio da participação do tratamento para unidades do grupo g é identificado pelo caminho, ou mudança, dos resultados observados pelo próprio grupo g , ajustando-os pelo caminho dos resultados experimentados pelo grupo de

controle. De modo que, sob a suposição de tendências paralelas incondicionais, seria o caminho dos resultados que o grupo g teria experimentado caso não tivesse recebido o tratamento.

Considerando a estimação dos $ATT_{(g,t)}$ nos períodos pré-tratamento, são estimados $T - 1$ parâmetros, uma vez que o primeiro período da amostra ($t = 1$) é omitido, para cada grupo g . Conforme Callaway e Sant’Anna (2021), tais parâmetros possibilitam destacar a heterogeneidade do efeito do tratamento em diferentes grupos g , em diferentes períodos de tempo t , e em diferentes tempos de exposição ao tratamento $e = t - g$. Porém, os autores também consideram diferentes formas de agregação dos $ATT_{(g,t)}$ a fim de fornecer informações resumidas e permitir uma interpretação mais direta dos efeitos causais do tratamento, bem como identificar a heterogeneidade do tratamento considerando diferentes aspectos.

A primeira das formas de agregação proposta está relacionada à dinâmica do tratamento ao longo do tempo. Tal abordagem, que é equivalente à uma regressão de estudo de evento utilizando-se as “diferenças longas”, permite agregar os $ATT_{(g,t)}$ em relação ao tempo de exposição de tratamento, possibilitando identificar como os efeitos médios do tratamento variam com o tempo de exposição ao mesmo. Sendo e o tempo de evento, ou seja, $e = t - g$ é o tempo decorrido desde a adoção do tratamento, o parâmetro de agregação dinâmico para destacar a heterogeneidade do efeito do tratamento em relação a e é dado por:

$$\theta_D(e) = \sum_{t=2}^T 1\{g + e \leq T\} P(G = g | G + e \leq T) ATT(g, g + e). \quad (4.4)$$

Assim, $\theta_D(e)$ é o efeito médio da participação no tratamento e períodos de tempo após a adoção do tratamento em todos os grupos que já observaram ter participado do tratamento por exatamente esse período de tempo. Nesse caso, o efeito médio no momento de participação no tratamento, ou seja, o efeito imediato do tratamento, ocorre em $e = 0$.

Uma segunda forma de agregação dos $ATT_{(g,t)}$ consiste na análise de como os efeitos do tratamento variam entre os grupos g . Esta abordagem permite entender a heterogeneidade no efeito de tratamento em fazer parte de diferentes grupos, que foram tratados em diferentes períodos de tempo. De modo que, o parâmetro de agregação por grupo, a fim de destacar a heterogeneidade dos efeitos de tratamento entre os grupos g , pode ser expresso como:

$$\theta_S(g) = \frac{1}{T - g + 1} \sum_{t=2}^T 1\{g \leq t\} ATT_{(g,t)}, \quad (4.5)$$

sendo $\theta_S(g)$ o efeito médio do tratamento para as unidades do grupo g , em todos os períodos pós-tratamento. A heterogeneidade fornecida por $\theta_S(g)$ pode ser fruto tanto do período no qual os grupos foram tratados inicialmente, quanto da própria composição das unidades presentes em cada grupo, que podem sofrer efeitos diferentes diante do tratamento dadas as suas especificidades.

Por fim, a fim de resumir o efeito médio da participação no tratamento para todos os grupos participantes, os autores propuseram o seguinte parâmetro de efeito geral:

$$\theta = \sum_{t=2}^T \theta_S(g) P(G = g | G \leq T), \quad (4.6)$$

em que $\theta_S(g)$ é o efeito médio do tratamento para as unidades do grupo g , conforme definido na Equação (4.5). Primeiro calcula-se o efeito médio para cada grupo g e, em seguida, calcula-se a média desses efeitos entre os diferentes grupos para resumir o efeito médio geral da participação no tratamento. Assim, o parâmetro θ é o efeito médio do tratamento experimentado por todas unidades participantes, de modo que sua interpretação é a mesma do ATT na configuração canônica, com dois períodos e dois grupos. Dessa forma, θ pode ser considerado um análogo multi-período ao ATT na configuração canônica.

A estimação dos $ATT_{(g,t)}$, conforme a Equação (4.2), consiste em uma estratégia de duas etapas. Na primeira etapa, estima-se as funções de perturbação (*nuisance functions*), ou seja, $p_g(X)$ e $m_{g,t}(X)$, para cada grupo g e tempo t . Na segunda etapa, conecta-se os valores ajustados dessas funções de perturbações estimadas no análogo amostral da Equação (4.2), para obter-se estimativas do efeito médio do tratamento em tempo de grupo (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021).

Para conduzir inferências assintoticamente válidas, Callaway e Sant'Anna (2021) propõem o uso de um procedimento *bootstrap*, do tipo multiplicador, para obter intervalos de confiança simultâneos para os $ATT_{(g,t)}$. Os intervalos de confiança simultâneos propostos possuem a vantagem de cobrir assintoticamente todo o caminho dos efeitos médios do tratamento em tempo de grupo, com probabilidade fixa $(1 - \alpha)$, de modo que em cada iteração de *bootstrap* sempre há observações de cada grupo, e não sofrem de “problemas de teste

múltiplo” (*multiple-test problem*), como os intervalos de confiança tradicionais. Dessa forma, os intervalos simultâneos são mais adequados para visualizar a incerteza geral da estimativa do que os intervalos de confiança tradicionais. A estimação e a inferência dos efeitos causais do Programa Estado Presente, propostas neste estudo, são realizadas utilizando o *software R Project*, por meio do pacote “*did*” que foi desenvolvido com base no trabalho de Callaway e Sant’Anna (2021).

Utilizou-se os pseudos *ATT* estimados no período pré-tratamento, um Pré-teste de Wald que visa testar a significância conjunta dos pseudos *ATT*, e o gráfico de estudo de eventos, para avaliar a credibilidade da suposição de tendências paralelas. Porém, conforme Roth *et al.* (2023), embora os testes de tendências pré-existentes, como o Pré-teste de Wald e o gráfico de estudos de eventos, sejam uma verificação da plausibilidade da suposição de tendências paralelas, estes avaliam apenas a hipótese no período pré-tratamento. Portanto, não se pode garantir que a suposição seja satisfeita nos períodos pós-tratamento, mesmo que as pré-tendências sejam paralelas.

Com isso, utilizou-se a abordagem proposta por Rambachan e Roth (2022), a fim de avaliar a sensibilidade e a robustez dos resultados diante de possíveis violações da suposição de tendências paralelas no período pós-tratamento. Considerou-se uma restrição de suavidade nas possíveis diferenças nas tendências, que limita até que ponto as tendências podem se desviar da linearidade. Assim, exige-se apenas que as tendências pós-tratamento não se desviem “muito” de uma extrapolação linear das pré-tendências, impondo que a inclinação da pré-tendência não possa mudar mais do que M no período pós-tratamento³³.

Dessa forma, considerando δ como a diferença nas tendências entre os grupos tratados e não tratados que teriam ocorrido na ausência do tratamento, a diferença nas tendências pós-tratamento deve estar dentro de um conjunto dado pela diferença nas tendências pré-tratamento, mais, ou menos, a restrição de inclinação, ou seja, $\delta_{pos} \in \delta_{pre} \pm M$. Assim, por meio da aplicação da restrição é possível construir intervalos de confiança robustos para diferentes valores de M , e identificar o valor do parâmetro de “quebra”, sob o qual o efeito do tratamento não possa ser rejeitado. Esta análise de sensibilidade é realizada utilizando o pacote “*HonestDiD*”, desenvolvido com base nos trabalhos de Rambachan e Roth (2020, 2022), no

³³ Ver Figura 1 de Rambachan e Roth (2020).

*software R Project*³⁴. A subseção seguinte apresenta a base de dados e a metodologia aplicada para a definição do grupo de controle adequado.

4.4 BASE DE DADOS E DEFINIÇÃO DO GRUPO DE CONTROLE

Os dados utilizados compreendem o período de 2005 a 2014, sendo que o Programa Estado Presente foi implementado no ano de 2011, tendo continuado ativo até o ano de 2014. Apesar de considerar-se que a experiência e os efeitos do programa ainda permanecem influentes em anos posteriores ao fim do tratamento, neste estudo, optou-se por utilizar como período pós-tratamento apenas os períodos no qual o programa ficou ativo (até 2014), o que permite que os efeitos estimados sejam atribuídos diretamente ao tratamento.

Como o programa foi implementado por fases, a estrutura de dados em painel permite analisar os efeitos do programa a partir do ano no qual o programa foi efetivamente implementado em determinado município. Porém, como a implementação ocorreu por aglomerados, definidos por conjuntos de bairros, considerou-se que o município foi tratado a partir da implementação do programa em um de seus aglomerados, devido à ausência de dados desagregados neste nível geográfico.

Com isso, a partir do período de implementação do programa define-se dois grupos, o Grupo 2011 ($G = 2011$) e o Grupo 2013 ($G = 2013$)³⁵. O Grupo 2011 é formado por 5 municípios: Vila Velha, Serra, Vitória, Cariacica e Viana; de modo que todos os municípios deste grupo pertencem à Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV)³⁶. Em 2012, apenas outros aglomerados destes mesmos municípios receberam o tratamento. Já em 2013, outros 10 municípios receberam o tratamento, a saber: Linhares, São Mateus, Cachoeiro do Itapemirim, Aracruz, Colatina, Conceição da Barra, Jaguaré, Pedro Canário, Sooretama e Baixo Guandu; sendo todos municípios de fora da RMGV. Com isso, a própria configuração dos grupos permite a observação de uma possível heterogeneidade dos efeitos do tratamento, dadas as diferenças dos municípios que compõem cada um dos grupos.

Como os maiores municípios do estado do Espírito Santo foram contemplados pelo programa, o restante dos municípios do estado, que não foram tratados, não formam um grupo de controle adequado, devido à grande heterogeneidade existente nas características entre os

³⁴ Utilizou-se a função “*honest_did*”, que permite realizar a análise de sensibilidade de Rambachan e Roth (2020, 2022) em estimações utilizando o método de Callaway e Sant’Anna (2021). Ver mais em: https://github.com/pedrohcg/CS_RR.

³⁵ A lista dos aglomerados nos quais o PEP foi implementado em cada ano pode ser consultada em Fajardo, Barreto e Figueiredo (2014).

³⁶ Apenas dois municípios (Fundão e Guarapari), pertencentes à RMGV, não foram contemplados pelo programa.

municípios tratados e não tratados no estado³⁷. Dessa forma, optou-se por utilizar todos os municípios da Região Sudeste como base para a formação de um grupo de controle adequado. Neste caso, adotou-se apenas os municípios que não receberam qualquer tipo de tratamento relacionado ao combate à criminalidade no período. Com isso, excluiu-se 11 municípios em Minas Gerais (Programa Fica Vivo)³⁸, dois municípios no Rio de Janeiro (Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs))³⁹ e 67 em São Paulo (Infocrim)⁴⁰, totalizando 80 municípios excluídos. Logo, a amostra para a formação do grupo de controle foi representada pelos 1.588 municípios restantes.

No que se refere às covariáveis, essas são utilizadas com a finalidade de controlar os fatores que influenciam as taxas de homicídios, o que permite satisfazer o pressuposto de tendências paralelas condicionais e estimar o efeito causal do tratamento. Porém, devido à limitação nos dados disponíveis para todos os municípios analisados, em todos os períodos de tempo, o que reflete em um número limitado de covariáveis, e a grande heterogeneidade entre os municípios tratados e não tratados, é possível que, mesmo condicionado às covariáveis, o pressuposto de tendências paralelas não se sustente. Assim, se faz necessário definir um grupo de controle adequado, que satisfaça as hipóteses de identificação, para a estimação do efeito causal. Dessa forma, como há um grande número de unidades na amostra, utilizou-se o método de pareamento por escore de propensão (*propensity score matching*), proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), com o intuito de reduzir o tamanho amostral e filtrar as unidades mais semelhantes ao grupo de tratamento para formar um grupo de controle mais adequado e homogêneo para a estimação do efeito causal, conforme a Equação (4.2).

O escore de propensão é definido por Rosenbaum e Rubin (1983) como a probabilidade de atribuição de tratamento condicionada às covariáveis de linha de base observada e pode ser expresso como: $e_i = Pr(D_i = 1|X_i)$; sendo D uma variável binária relacionada ao tratamento, de modo que o termo e_i representa a propensão da unidade i receber o tratamento D dadas suas covariáveis X . O escore de propensão é estimado por meio de um modelo *logit*, sendo D a variável dependente, regredido em função das covariáveis.

³⁷ Em estimações prévias, utilizando os municípios não tratados do ES como grupo de controle, identificou-se a violação do pressuposto de sobreposição, fazendo com que este não seja um grupo de controle adequado para a estimação dos efeitos do tratamento.

³⁸ Os municípios participantes do Programa Fica Vivo estão disponíveis em: <http://www.seguranca.mg.gov.br/2013-07-09-19-17-59/2020-05-12-22-29-51/programas-e-acoas>.

³⁹ Os municípios que receberam UPPs estão disponíveis em: <http://olerj.camara.leg.br/retratos-da-intervencao/unidade-de-policia-pacificadora-upp>.

⁴⁰ A lista de municípios paulistas que implementaram o INFOCRIM está disponível no Apêndice A de Cabral (2016).

De acordo com Gertler *et al.* (2018), deve-se usar apenas características de linha de base, ou seja, pré-tratamento, para realizar o pareamento, uma vez que o próprio tratamento pode ter afetado essas características no período pós-tratamento, o que causaria um viés na formação do grupo de controle. De modo que, o grupo de controle deve ser semelhante em todos os aspectos, exceto pelo fato de que o grupo tratado recebe o tratamento e o grupo de controle não. Neste estudo, utilizou-se covariáveis do ano de 2010, que representa o período anterior ao início do programa, sendo, então, o período base para a realização do pareamento. Devido à realização do Censo em 2010, a utilização deste período permite a incorporação de um conjunto extra de covariáveis (X^*), relacionadas diretamente à criminalidade e que possibilitam a formação de um grupo de controle mais robusto, devido à maior quantidade de informação relevante disponível.

O pareamento foi realizado tendo como critério de correspondência o do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*). Segundo Austin (2011), o pareamento por vizinho mais próximo seleciona para correspondência a uma determinada unidade tratada aquelas unidades cujo escore de propensão é mais próximo do indivíduo tratado em questão. Considerou-se a formação de dois grupos de controle pareados. O primeiro considerando o pareamento dos 10 vizinhos mais próximos para cada unidade tratada (PSM-10), e o segundo considerando os 5 vizinhos mais próximos (PSM-5). Assim, como são 15 municípios tratados, os grupos de controle consistem em 150 municípios pareados, no caso de PSM-10, e 75, no caso de PSM-5. Com isso, é possível obter grupos de controle com características próximas ao grupo de tratamento e tornar o método utilizado mais próximo de uma abordagem experimental. O pareamento é realizado utilizando o pacote “*MatchIt*”, do *software R Project*.

Como o PEP teve como objetivo a redução dos crimes violentos, neste estudo, a variável de resultado (Y) é a taxa de homicídios por 100 mil habitantes. As demais covariáveis (X) utilizadas⁴¹ referem-se a diversos condicionantes da criminalidade, relacionados a renda, demografia, desigualdade, desemprego e desenvolvimento dos municípios. Um resumo das definições e fontes das variáveis é exposto no Quadro 4.1.

As covariáveis X^* estão disponíveis apenas para o ano de 2010. Dessa forma, elas são utilizadas apenas para a realização do pareamento, conjuntamente com as covariáveis X ⁴². Já a estimação do efeito médio do tratamento, dada pela Equação (4.2), é realizada utilizando-se

⁴¹ Utilizou-se a forma logarítmica das variáveis para a estimação dos efeitos do tratamento, a fim de obter um melhor ajustes das tendências e do modelo.

⁴² A inclusão das covariáveis (X^*), retiradas do Censo, foi necessária para a construção de um grupo de controle que assegure que a hipótese de tendências paralelas condicionais seja válida. Uma vez que com pareamento utilizando apenas as covariáveis (X) não se obteve um grupo de controle adequado.

apenas as covariáveis X , uma vez que estão disponíveis para todos os períodos de tempo da amostra⁴³.

Quadro 4.1 – Fontes e definições das variáveis

| Variável | Função | Definição | Fonte |
|------------|--------|---|------------|
| Crime | Y | Taxa de ocorrência de homicídios por 100 mil habitantes ⁴⁴ | DATASUS |
| JuvMasc | X | Proporção de Homens Jovens (15 a 29 anos) no município | DATASUS |
| PIBpc | X | Produto Interno Bruto municipal per capita ⁴⁵ | IBGE |
| IFDM | X | Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal ⁴⁶ | Firjan |
| IFDMer | X | Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal - Emprego e Renda | Firjan |
| Gini | X^* | Índice de Gini da renda domiciliar per capita do município - Ano 2010 | Censo-IBGE |
| Desemprego | X^* | Taxa de Desemprego por município (%) - Ano 2010 | Censo-IBGE |
| Pobreza | X^* | Proporção de Pessoas com Baixa Renda (%) ⁴⁷ - Ano 2010 | Censo-IBGE |
| Tinfant | X^* | Taxa de Trabalho Infantil no município (%) ⁴⁸ - Ano 2010 | Censo-IBGE |

Fonte: elaboração dos autores. *Representa as covariáveis que foram utilizadas apenas para a realização do pareamento.

Quanto às variáveis utilizadas nas estimações dos efeitos do tratamento (X), o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) é um indicador composto que aborda três áreas do desenvolvimento humano: Emprego e Renda; Educação; e Saúde, e reflete o nível de desenvolvimento socioeconômico do município. Por abordar diferentes aspectos do desenvolvimento municipal, maiores níveis de desenvolvimento do município, indicados pelo IFDM, afetam negativamente as taxas de crimes. Além do índice geral, também é utilizado especificamente o componente Emprego e Renda do IFDM (IFDMer) devido ao fato deste

⁴³ Os valores médios das variáveis utilizadas estão disponíveis no APÊNDICE 4A.

⁴⁴ Como nem todos os municípios registraram ocorrências em todos os períodos, adicionou-se 1 nas taxas de homicídios de todos os municípios para todos os anos a fim de possibilitar o uso da forma logarítmica nos modelos.

⁴⁵ Dados deflacionados pelo IPCA-IBGE, considerando como base o ano de 2016.

⁴⁶ A metodologia do cálculo do IFDM pode ser consultada em:

<https://firjan.com.br/data/files/E8/06/F0/D5/58E1B610E6543AA6A8A809C2/Methodologia%20IFDM%20-%20Final.pdf>

⁴⁷ Com menos de 1/2 salário mínimo.

⁴⁸ Percentual da população de 10 a 15 anos ocupada.

sintetizar as características municipais referentes à geração de emprego e desigualdade de renda, representando, portanto, o nível de desenvolvimento econômico do município, que pode ser apontado como um dos principais fatores que influenciam as taxas de crimes.

Em contraste com o nível de desenvolvimento econômico, o Produto Interno Bruto per capita (PIBpc) possui um efeito ambíguo sobre as taxas de crimes, uma vez que o nível de renda nominal mais elevado pode tanto melhorar a qualidade de vida dos indivíduos, quanto criar um aumento na desigualdade e fomentar um ambiente mais propício para a prática criminosa. Por fim, a Juventude Masculina (JuvMasc) refere-se a camada demográfica mais propensa a cometer e a ser vítima de crimes, devido aos menores custos de oportunidade de se cometer um crime, e, dessa forma, está relacionada positivamente com a criminalidade.

Por ser um fenômeno complexo, a criminalidade e a violência possuem uma ampla gama de explicações e motivações, o que reflete em um grande número de possíveis condicionantes, que podem ser econômicos, sociais, demográficos, psicológicos, entre outros. Dessa forma, apesar da limitação de dados disponíveis, principalmente em se tratando do âmbito municipal, se faz relevante a incorporação de covariáveis que possam filtrar a maior quantidade de informação possível a fim de criar e condicionar o grupo de controle que satisfaça os pressupostos subjacentes ao método proposto por Callaway e Sant'Anna (2021).

Ainda, apesar de se reconhecer a importância e a possibilidade de existência de efeitos espaciais, a utilização do pareamento para formação do grupo de controle inviabiliza a utilização de técnicas de econometria espacial, para a análise das relações e dos efeitos espaciais entre os municípios tratados e não tratados. Por outro lado, o método de pareamento permite isolar os efeitos espaciais, com os grupos de tratamento e de controle não possuindo fronteiras físicas, de modo que não existam relações espaciais entre eles. Dessa forma, os resultados obtidos não são afetados pela possibilidade de dependência espacial entre as unidades analisadas. Com isso, porém, a utilização de tal método impossibilita a análise de como o tratamento em determinado município afeta seus vizinhos não tratados, sendo possível ocorrer o transbordamento espacial tanto da criminalidade, com aumento da criminalidade, quanto dos efeitos do programa, o que acarretaria diminuição das taxas de crimes nos vizinhos. Assim, tal análise pode ser realizada com a utilização de outros métodos, em estudos futuros.

4.5 RESULTADOS

Os resultados estimados dos efeitos do tratamento por tempo de grupo ($ATT_{(g,t)}$), bem como os efeitos agregados por grupo ($\theta_S(g)$) e o efeito geral (θ), para os diferentes grupos de

controle utilizados, podem ser observados na Tabela 4.1. Os pseudos $ATT_{(g,t)}$ estimados nos períodos pré-tratamento, tanto para o Grupo 2011 quanto para o Grupo 2013, não foram significativos em nenhum dos grupos de controle utilizados, o que fornece um indício a favor da suposição de tendências paralelas. Porém, o Pré-Teste de Wald, que testa a hipótese conjunta de que todos os pseudos $ATT_{(g,t)}$ estimados são iguais a 0, ou seja, testa a hipótese nula de tendências paralelas no período pré-tratamento, rejeitou a hipótese nula para as estimações utilizando o Sudeste como grupo de controle, para o nível de significância de 0,05. Ainda, apesar de não se rejeitar a hipótese nula para o grupo de controle PSM-10, sob este nível de significância, o p-valor do teste foi baixo (0,087), o que indicaria a rejeição da hipótese de tendência paralelas condicionais considerando-se o nível de significância limite de 0,10. Dessa forma, a análise é feita com base nos resultados estimados utilizando PSM-5 como grupo de controle, uma vez que os resultados se mostraram mais robustos em relação à possíveis violações do pressuposto de tendências paralelas condicionais⁴⁹.

Utilizou-se um nível de confiança de 95% nas estimações, de modo que os resultados são significativos se não ultrapassarem 0 dentro do intervalo de confiança simultâneo. Os $ATT_{(g,t)}$ estimados foram significativos para o Grupo 2011 e não significativos para o Grupo 2013. Considerando o Grupo 2011, o primeiro período no qual o programa foi implementado, ou seja, o impacto inicial do tratamento, no ano de 2011, apesar de fortemente negativo, não foi significativo, dado o nível de confiança considerado. Porém, os efeitos do tratamento mostraram uma evolução ao longo dos períodos, com o impacto do tratamento tornando-se significativo e aumentando com o passar do tempo. Para o ano de 2014, por exemplo, estimou-se uma redução de cerca de 57% nas taxas de homicídios em relação ao ano base (2010) para os municípios do Grupo 2011.

Os efeitos do tratamento agregados por grupos ($\theta_s(g)$) elucidam, de maneira mais resumida, a forte heterogeneidade observada nos efeitos do tratamento entre os dois grupos de análise. Sendo que o efeito do tratamento para o Grupo 2011 foi uma redução de 38,1% nas taxas de homicídios, enquanto o efeito para o Grupo 2013 mostrou-se positivo em 2,6%, não sendo significativo. Com isso, o efeito geral do tratamento (θ), ou seja, a média entre os grupos do efeito do tratamento foi de uma redução de 17,8% nas taxas de homicídios, porém, não apresentou significância estatística.

⁴⁹ As estimativas para o caso incondicional, sem a inclusão de covariáveis (Equação 4.3), podem ser observadas no APÊNDICE 4B, e indicaram a violação da hipótese de tendências paralelas para todos os grupos de controle analisados. Dessa forma, analisa-se apenas os resultados obtidos considerando a inclusão de covariáveis, sob a hipótese de tendências paralelas condicionais (Equação 4.2).

Tabela 4.1 - Resultados estimados dos efeitos do tratamento para os diferentes grupos de controle

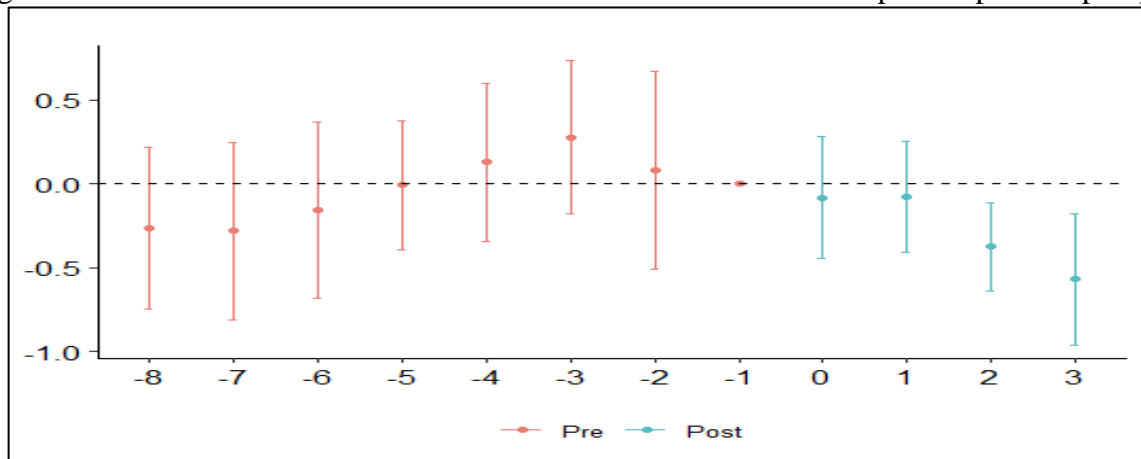
| Grupo | Ano | Sudeste | | PSM-10 | | PSM-5 | |
|-----------------------------|-------------|--------------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|
| | | $ATT_{(g,t)}$ | Intervalo de Confiança (95%) | $ATT_{(g,t)}$ | Intervalo de Confiança (95%) | $ATT_{(g,t)}$ | Intervalo de Confiança (95%) |
| 2011 | 2006 | 0,127 (0,103) | -0,150 0,404 | 0,108 (0,119) | -0,218 0,433 | 0,180 (0,223) | -0,412 0,773 |
| | 2007 | 0,061 (0,106) | -0,225 0,347 | 0,187 (0,136) | -0,185 0,559 | -0,042 (0,222) | -0,635 0,550 |
| | 2008 | -0,096 (0,134) | -0,457 0,265 | -0,073 (0,120) | -0,402 0,257 | 0,020 (0,235) | -0,607 0,646 |
| | 2009 | -0,107 (0,118) | -0,425 0,212 | 0,015 (0,144) | -0,381 0,411 | -0,123 (0,157) | -0,542 0,296 |
| | 2010 | 0,024 (0,191) | -0,492 0,539 | 0,015 (0,196) | -0,524 0,554 | 0,098 (0,274) | -0,632 0,828 |
| | 2011 | -0,207 (0,101) | -0,481 0,066 | -0,346* (0,118) | -0,669 -0,024 | -0,375 (0,183) | -0,863 0,114 |
| | 2012 | -0,256 (0,133) | -0,615 0,104 | -0,274* (0,097) | -0,541 -0,007 | -0,204* (0,072) | -0,397 -0,012 |
| | 2013 | -0,304* (0,081) | -0,523 -0,084 | -0,433* (0,120) | -0,763 -0,102 | -0,375* (0,098) | -0,636 -0,114 |
| | 2014 | -0,460* (0,111) | -0,760 -0,160 | -0,581* (0,131) | -0,941 -0,221 | -0,569* (0,144) | -0,952 -0,186 |
| 2013 | 2006 | -0,054 (0,129) | -0,402 0,294 | -0,100 (0,143) | -0,493 0,294 | -0,001 (0,183) | -0,489 0,488 |
| | 2007 | 0,247 (0,129) | -0,102 0,595 | 0,403 (0,200) | -0,146 0,952 | 0,116 (0,321) | -0,739 0,971 |
| | 2008 | -0,010 (0,133) | -0,370 0,351 | 0,054 (0,148) | -0,353 0,460 | 0,183 (0,205) | -0,362 0,727 |
| | 2009 | 0,126 (0,158) | -0,300 0,553 | 0,156 (0,219) | -0,446 0,758 | 0,146 (0,232) | -0,472 0,763 |
| | 2010 | 0,057 (0,095) | -0,199 0,313 | 0,113 (0,170) | -0,353 0,579 | 0,131 (0,216) | -0,444 0,707 |
| | 2011 | -0,053 (0,110) | -0,351 0,244 | -0,161 (0,127) | -0,508 0,186 | -0,214 (0,175) | -0,679 0,250 |
| | 2012 | -0,162 (0,098) | -0,427 0,102 | -0,092 (0,187) | -0,606 0,422 | -0,171 (0,285) | -0,931 0,589 |
| | 2013 | 0,019 (0,091) | -0,226 0,265 | 0,026 (0,126) | -0,319 0,372 | 0,064 (0,165) | -0,375 0,503 |
| | 2014 | -0,049 (0,103) | -0,328 0,231 | -0,123 (0,160) | -0,560 0,315 | -0,013 (0,191) | -0,522 0,496 |
| $\theta_s(g)$ | 2011 | -0,307* (0,078) | -0,463 -0,150 | -0,409* (0,105) | -0,634 -0,183 | -0,381* (0,086) | -0,555 -0,207 |
| | 2013 | -0,015 (0,088) | -0,190 0,161 | -0,048 (0,126) | -0,321 0,224 | 0,026 (0,152) | -0,282 0,333 |
| θ | | -0,161* (0,072) | -0,301 -0,020 | -0,228* (0,092) | -0,409 -0,048 | -0,178 (0,104) | -0,381 0,026 |
| Wald Teste (p-valor) | | 0,023 | | 0,087 | | 0,629 | |

Fonte: elaboração dos autores com base nos resultados.

Nota: Entre parênteses estão os erros padrão dos ATT estimados. Os anos em negrito representam os períodos pós-tratamento para cada grupo. Os asteriscos representam os valores significativos a 0,05 de significância.

A Figura 4.1 traz o efeito médio do por tempo de exposição ao tratamento. Trata-se de uma abordagem de agregação dinâmica que se aproxima de uma análise de estudo de evento, considerando o tempo de tratamento. O período 0 refere-se ao período no qual o tratamento foi implementado, ou seja, o impacto imediato do tratamento. Os resultados estimados nos períodos pré-tratamento fornecem mais um indício a favor da validade do pressuposto de tendências paralelas, uma vez que não foram significativos em nenhum período.

Figura 4.1 - Gráfico de Estudo de Evento: Efeito Médio do Tratamento por tempo de exposição



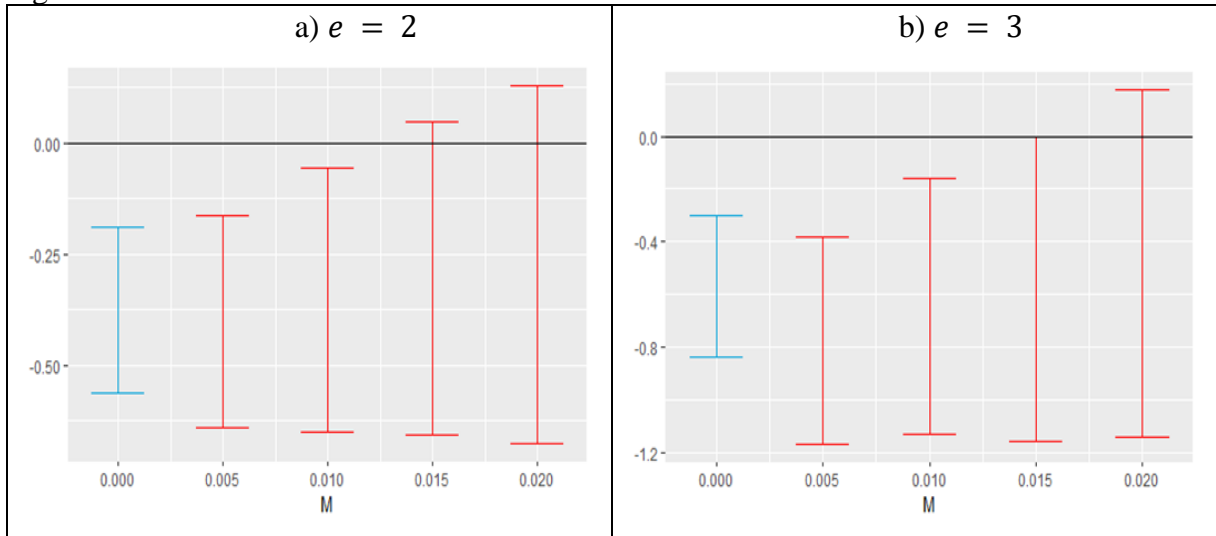
Fonte: elaboração dos autores com base nos resultados.

Nota: as barras verticais representam os intervalos de confiança estimados na análise de estudo de eventos (Equação 4.4). Em vermelho estão os intervalos no período pré-tratamento, e em azul nos períodos pós-tratamento. Os pontos representam os valores estimados dos ATT por tempo de exposição ao tratamento.

Os períodos 0 e 1 representam o tempo no qual ambos os grupos foram expostos ao tratamento, e os ATT agregados por tempo de exposição apesar de negativos, não foram significativos nos dois primeiros períodos. Já os períodos 2 e 3 referem-se exclusivamente aos efeitos observados no Grupo 2011, uma vez que apenas esse grupo ficou exposto ao tratamento por mais de dois períodos. Mesmo considerando que o efeito agregado do tratamento para o Grupo 2013 tenha sido positivo, e não significativo, o $ATT_{(g,t)}$ estimado para o período de 2014 foi negativo, enquanto em 2013 foi positivo. Dessa forma, observou-se uma evolução nos resultados de um ano para o outro neste grupo. Apesar do efeito ser pequeno, e não significativo, isso sugere que o tratamento evoluiu ao longo do tempo, mostrando um efeito mais expressivo, e negativo, no longo prazo, o que também foi observado para o Grupo 2011.

A análise de sensibilidade dos resultados estimados, utilizando a abordagem de Rambachan e Roth (2022), é exposta na Figura 4.2. Baseando-se no gráfico de estudo de eventos, exposto na Figura 4.1, utilizou-se os períodos $e = 2$ e $e = 3$ como base para a análise de sensibilidade, uma vez que apenas estes foram estatisticamente significativos.

Figura 4.2 - Gráfico de Análise de Sensibilidade dos Resultados



Fonte: elaboração dos autores com base nos resultados.

Nota: A linha azul representa o intervalo de confiança original estimado no estudo de eventos. As linhas vermelhas representam os intervalos de confiança robustos estimados para diferentes valores consecutivos de M .

A Figura 4.2 apresenta diferentes conjuntos de intervalos de confiança robustos em relação aos diferentes valores dos desvios das tendências, dados por M . Dessa forma, a Figura 4.2 mostra até que ponto as tendências paralelas podem ser violadas e os resultados permaneçam significativos. Observou-se o valor de quebra para um efeito significativo como sendo $M \approx 0,015$, para ambos os períodos. Tal resultado implica que o efeito do tratamento sobre as taxas de homicídios é significativo considerando-se que a diferença contrafactual das tendências no período pós-tratamento, com base nas pré-tendências, não seja maior que 0,015 pontos percentuais, ou seja, $\delta_{pos} \in \delta_{pre} \pm 0,015$. Portanto, os resultados obtidos devem ser interpretados com certa cautela, uma vez que a margem para possíveis desvios nas tendências contrafactuals não é tão ampla, considerando o rigor estatístico de um nível de confiança de 95%.

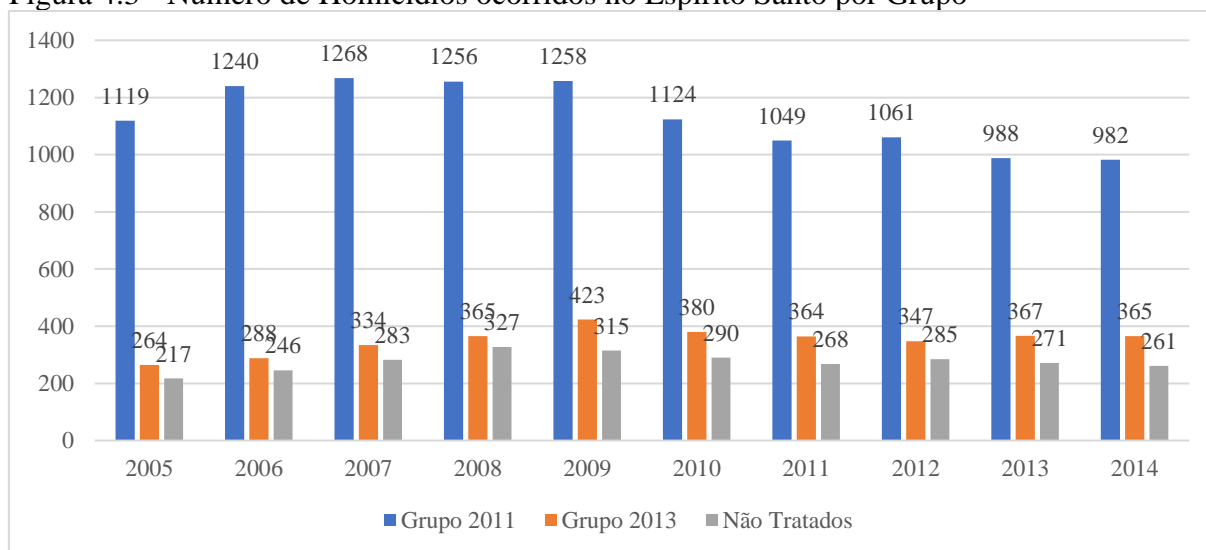
4.6 DISCUSSÃO

Os resultados estimados evidenciaram uma grande heterogeneidade nos efeitos do tratamento entre os grupos tratados. Esse comportamento já era esperado, uma vez que a própria composição dos grupos é bastante heterogênea. Enquanto o Grupo 2011 é formado pelos maiores e mais violentos municípios do estado, pertencentes à RMGV, o Grupo 2013 é formado por dez municípios, que fazem parte de regiões menos violentas, sendo cinco de grande porte, com população estimada acima de 89 mil habitantes, e cinco de pequeno porte, com população

abaixo de 31 mil habitantes⁵⁰. Dessa forma, avaliar o impacto e a efetividade do Programa Estado Presente considerando seu efeito geral, ou seja, generalizando o impacto para todos os municípios tratados, não parece adequada, pois limitaria a interpretação dos efeitos heterogêneos e da própria heterogeneidade da composição dos grupos, e, com isso, o real impacto do programa.

Para visualizar a heterogeneidade e a representatividade de cada grupo na violência do estado do Espírito Santo, a Figura 4.3 traz o número de homicídios ocorridos durante o período de análise nos Grupos 2011 e 2013, e nos outros municípios do estado que não receberam o tratamento. Durante todo o período, os homicídios ocorridos nos municípios do Grupo 2011, representaram entre 60 e 70% dos homicídios totais ocorridos no estado do Espírito Santo, o que reflete o peso que a violência deste grupo representa para o estado como um todo. Neste contexto, isso corrobora a ideia de avaliar o impacto do programa considerando os resultados específicos de cada grupo, dadas as suas particularidades.

Figura 4.3 - Número de Homicídios ocorridos no Espírito Santo por Grupo



Fonte: DATASUS. Elaboração dos autores.

Conforme pode ser observado na Seção 4.5, estimou-se que o efeito causal do tratamento para o Grupo 2011 foi de uma redução de 38,1% nas taxas de homicídios. Considerando o número de homicídios ocorridos nesse grupo em 2010, ano base da análise para este grupo, estima-se que o Programa Estado Presente evitou, em valores absolutos, aproximadamente 1.713 homicídios nos municípios do Grupo 2011, durante o período de 2011

⁵⁰ Estimativas populacionais com base nos dados do IBGE, considerando o ano de 2013, que foi o período de início do tratamento para o grupo em questão.

a 2014. Com isso, calcula-se que o programa foi responsável por evitar cerca de 428 homicídios, em média, anualmente.

Estes resultados corroboram com o estudo realizado por Cerqueira *et al.* (2020), sendo que os efeitos do tratamento estimados são muito próximos dos resultados encontrados pelos autores, que estimaram que o PEP evitou cerca de 1.711 homicídios no estado do Espírito Santo, considerando o período de 2010 a 2014⁵¹. Diferentemente deste estudo, cuja análise foi feita utilizando dados municipais, o trabalho de Cerqueira *et al.* (2020) foi realizado com dados em nível estadual. Assim, suas estimativas representam o impacto do programa nos homicídios do estado como um todo, enquanto as estimativas deste estudo referem-se apenas aos municípios tratados, ou, mais especificamente, aos municípios pertencentes ao Grupo 2011. Dessa forma, não se considera a existência de possíveis efeitos de transbordamento espacial do programa que possam afetar indiretamente as taxas de crimes dos municípios vizinhos. Porém, dada a representatividade dos homicídios do Grupo 2011, na totalidade dos homicídios no Espírito Santo, é possível atribuir a redução dos homicídios no estado como fruto dos efeitos do Programa Estado Presente no Grupo 2011.

Apesar de não terem sido encontrados efeitos significativos do programa sobre os municípios do Grupo 2013, é importante ressaltar que o tempo de exposição analisado para este grupo foi curto, de apenas dois anos. Como observado nos $ATT_{(g,t)}$ do Grupo 2011, os efeitos do tratamento foram mais expressivos nos anos de 2013 e 2014, o que indica que os efeitos de longo prazo tendem a ser mais acentuados do que os de curto prazo. Com isso, é possível que os efeitos de longo prazo sejam sentidos no Grupo 2013 mesmo após o fim do programa, ocorrido em 2014. Sendo que esses efeitos esperados se devem principalmente à própria natureza híbrida do Programa Estado Presente, uma vez que o conjunto de medidas implementadas junto ao programa referem-se a políticas de segurança pública com efeitos tanto de curto, quanto de longo prazo.

Conforme Cerqueira *et al.* (2020), o Programa Estado Presente focou em uma política multissetorial baseada em dois pilares centrais: 1) a promoção de um modelo de repressão qualificada, baseada na investigação, na inteligência e no respeito aos direitos de cidadania; 2) a prevenção social focada em territórios mais vulneráveis e, principalmente, no desenvolvimento de crianças e jovens. Dessa forma, o primeiro pilar se refere às medidas de curto prazo, com investimentos na melhoria da infraestrutura e às estratégias policiais para

⁵¹ Os autores consideram o ano de 2010 em sua análise devido aos investimentos focados no saneamento do sistema penitenciário ocorridos neste ano. Portanto, suas estimativas estão relacionadas aos efeitos destes investimentos mais os efeitos do Programa Estado Presente. Para mais detalhes ver Cerqueira *et al.* (2020).

repressão e dissuasão da criminalidade. Já o segundo refere-se as medidas com efeitos no longo prazo, de modo que a identificação das áreas de maior vulnerabilidade permitiu a implementação diversos projetos, focados nas necessidades específicas de cada aglomerado, que visavam promover melhores condições sociais e acesso a serviços básicos para as comunidades, principalmente para crianças e jovens.

Diversas teorias criminológicas de cunho sociológico como a Teoria da Desorganização Social (SHAW; MCKAY, 1942), a Teoria da Associação Diferencial (SUTHERLAND, 1939) e a Teoria do Controle Social (HIRSCHI, 1969) apontam para as condições da infância e adolescência, as condições da comunidade e os vínculos sociais entre os indivíduos, como importantes fatores explicativos do comportamento criminoso e desviante. Ainda, nesse sentido, o trabalho de Cunha *et al.* (2006) mostra que evidências de ensaios randomizados, conduzidos em programas de intervenção direcionados a crianças desfavorecidas que são acompanhadas até a idade adulta, sugerem que é possível compensar parcialmente os ambientes familiares adversos, eliminando as lacunas devido à desvantagem precoce. Sendo que, dentre outros benefícios, as crianças que recebem esse tipo de tratamento são menos propensas a cometerem crimes, indicando que as intervenções precoces para os desfavorecidos podem ser altamente eficazes. Desse modo, os projetos implementados com o PEP, são providos de grande potencial para contribuir para a promoção de níveis mais baixos de criminalidade no longo prazo, mesmo após o encerramento do programa, nas localidades mais vulneráveis, que receberam a intervenção. Isso se deve ao fato de que as medidas de longo prazo, principalmente as relacionadas às crianças e adolescentes, precisam de um certo período de tempo até que seus efeitos possam ser sentidos.

Conforme Loureiro e Carvalho Júnior (2007), criou-se uma dicotomia nas propostas de políticas públicas que visam a redução da criminalidade. Por um lado, as políticas que sugerem que o problema deva ser combatido por meio de repressão policial, e por outro, as que sugerem que a criminalidade é um fenômeno oriundo das condições econômicas e sociais adversas de parte da população, e, com isso, a melhor maneira de combater o problema seria com medidas que melhorassem a qualidade de vida destes indivíduos. Portanto, o debate pode ser encarado como uma dicotomia entre políticas de curto ou longo prazo para o enfrentamento da criminalidade.

A experiência advinda de programas como o Programa Estado Presente mostra que tais medidas não são conflitantes, mas sim complementares. As políticas de repressão policial qualificada tendem a ter um efeito positivo, de modo a sanar a escalada da violência, em um primeiro momento. Porém, no longo prazo, tais medidas tendem a perder a efetividade caso não

venham acompanhadas de mudanças na estrutura social subjacente, com melhoria na qualidade de vida da população, principalmente àqueles em estado de vulnerabilidade social, e incrementos contínuos nos custos de oportunidade e morais de se cometer um crime. Dessa forma, investimentos em saúde, educação, cultura, lazer, esporte, saneamento básico, entre outros, tendem a melhorar o bem-estar social, e, assim, criar um ambiente desfavorável à criminalidade no longo prazo.

Por fim, outro aspecto a ser considerado é que apesar do programa se focar na redução da violência letal, é provável que os efeitos das medidas impliquem também na redução de outros tipos de crimes, como roubos, furtos e tráfico de drogas. Ainda, dada a natureza das medidas tomadas na linha de Proteção Social do programa, relacionadas ao bem-estar da sociedade em diversas áreas, é possível que os efeitos do programa transbordem para a melhoria de outros indicadores sociais que contribuam para o desenvolvimento econômico e social dos municípios participantes.

4.7 CONCLUSÃO

Este estudo objetivou realizar uma avaliação de impacto do Programa Estado Presente na violência letal nos municípios do estado do Espírito Santo. Para este fim, utilizou-se o estimador de diferenças em diferenças proposto por Callaway e Sant'Anna (2021) com uma base de dados que compreende o período de 2005 a 2014. Como o programa foi implementado por fases, definiu-se dois grupos a partir do ano em que os municípios receberam o tratamento efetivamente: o Grupo 2011, formado pelos municípios de Serra, Vila Velha, Vitória, Cariacica e Viana; e o Grupo 2013, formado por Linhares, São Mateus, Cachoeiro do Itapemirim, Aracruz, Colatina, Conceição da Barra, Jaguaré, Pedro Canário, Sooretama e Baixo Guandu.

Os resultados indicaram uma forte heterogeneidade nos efeitos do programa para cada grupo, dado que os grupos receberam o tratamento em períodos diferentes. Para o Grupo 2011, que era constituído pelos maiores municípios do estado, pertencentes à Região Metropolitana da Grande Vitória, os resultados revelaram uma redução de 38,1% nas taxas de homicídios. Já para o Grupo 2013, observou-se um efeito positivo, não significativo estatisticamente, de 2,6%. A partir dos resultados individuais para ambos os grupos, o efeito médio geral do tratamento foi de uma redução de 17,8%, porém, não foi estatisticamente significativa.

Como os municípios pertencentes ao Grupo 2011 possuíam índices de violência extremamente elevados, representando entre 60 a 70% do total dos homicídios no estado, durante o período analisado, estimou-se que o programa evitou cerca de 428 homicídios, em

média, anualmente, totalizando 1.713 vidas poupadas no período em que esteve ativo. Dessa forma, apesar de não serem encontrados efeitos significativos do programa nos municípios do Grupo 2013, o impacto expressivo nos municípios do Grupo 2011, com peso muito maior na violência no estado, indica que o programa foi efetivo na redução dos homicídios no estado do Espírito Santo.

A experiência obtida com o Programa Estado Presente pode ser referenciada para a elaboração de outros programas, com objetivos semelhantes, não apenas pelos resultados obtidos, mas também pela forma como foi elaborado e implementado. O que consistiu na integração de diversas entidades e instituições do estado do Espírito Santo, sendo desenvolvidos diversos projetos com as secretarias e autarquias do estado, atribuindo-se papéis específicos, diretamente a cada entidade correspondente, para sua área de atuação. Assim, possibilitando a utilização de todo o arcabouço estatal, ou seja, toda a máquina pública, de forma coerente e harmônica, em direção à um objetivo comum. Dessa forma, essa integração construiu um ambiente institucionalmente coeso, o que favoreceu o alcance do seu objetivo principal, que foi a redução da violência letal.

Em estudos futuros, para uma maior compreensão da dimensão dos efeitos do Programa Estado Presente, se faz relevante também uma análise focada em seus impactos sobre os outros tipos de crimes, como roubos ou tráfico de drogas, uma vez que as medidas aplicadas afetam a criminalidade como um todo, e não apenas os homicídios, apesar deste ser o objetivo principal. Ainda, outra abordagem relevante seria a realização de uma análise específica dos efeitos de longo prazo, após o fim do programa, principalmente para o Grupo 2013, uma vez que as ações adotadas junto ao programa possuem potencial para gerar efeitos significativos, tanto na violência, quanto no bem-estar social, mesmo após o seu encerramento. Por fim, uma análise dos impactos da segunda versão do Programa Estado Presente, implementada em 2018, pode aprimorar a compreensão a respeito da eficiência do programa, em termos da abordagem, relacionada à sua elaboração e à sua implementação, e dos projetos e ações realizados, no combate à violência.

REFERÊNCIAS

ABADIE, A. Semiparametric difference-in-differences estimators. **The review of economic studies**, v. 72, n. 1, p. 1-19, 2005.

AUSTIN, P. C. An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. **Multivariate behavioral research**, v. 46, n. 3, p. 399-424, 2011.

BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. In: **The economic dimensions of crime**. Palgrave Macmillan, London. p. 13-68, 1968.

BLUNDELL, R.; MACURDY, T. Labor supply: A review of alternative approaches. **Handbook of labor economics**, v. 3, p. 1559-1695, 1999.

BORUSYAK, K.; JARAVEL, X. Revisiting Event Study Designs. Working Paper, p. 1-33. 2017.

BUTELLI, P. H. **Avaliação de impacto de políticas de segurança: o caso das Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs) no Rio de Janeiro**. 2015. 200 f. Tese (Doutorado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia, Rio de Janeiro, 2015.

CABRAL, M. V. F. **Avaliação do impacto do INFOCRIM sobre as taxas de homicídios dos municípios paulistas**: uma aplicação do método de diferenças em diferenças espacial. 2016. 119 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2016.

CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. C. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.

CASTRO, T. E. de. **Políticas de Segurança Pública no Brasil sob o olhar da Economia do Crime**: o caso do PRONASCI e Programa Escola da Família. 2019, 107 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2019.

CERQUEIRA, D. R. de C. *et al.* **Atlas da Violência 2020**. Brasília: Ipea; FBSP, 2020.

CERQUEIRA, D. R. de C. *et al.* Uma Avaliação de impacto de política de segurança pública: o Programa Estado Presente do Espírito Santo. **Texto para Discussão**, n.2543. IPEA, 2020.

CUNHA, F. *et al.* Interpreting the evidence on life cycle skill formation. **Handbook of the Economics of Education**, v. 1, p. 697-812, 2006.

CUNNINGHAM, S. **Causal inference: The mixtape**. Yale university press, 2021.

DE CHAISEMARTIN, C; D'HAULTFOEUILLE, X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. **American Economic Review**, v. 110, n. 9, p. 2964-2996, 2020.

EHRlich, I. Crime, Punishment, and the Market for Offenses, **The Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 43-67, 1996.

EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 521-565 1973.

FAJARDO, A. R. D.; BARRETO, L. N.; FIGUEIREDO, S. O. Programa Estado Presente: Em Defesa da Vida. **VII Congresso CONSAD de Gestão Pública**. Centro de Convenções Ulysses Guimarães, Brasília/DF: 25, 26 e 27 de março, 2014.

FOGUEL, M. N. Diferenças em Diferenças. In: **Avaliação econômica de projetos sociais**. Fundação Itaú Social, 2012.

GERTLER, P. J. *et al.* **Avaliação de Impacto na Prática, segunda edição**. World Bank Publications, 2018.

GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 254-277, 2021.

GOTTFREDSON, M. R.; HIRSCHI, T. **A general theory of crime**. Stanford University Press, 1990.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J.; TODD, P. Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. **Econometrica**, v. 66, n. 5, p. 1017-1098, 1998.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. **The review of economic studies**, v. 64, n. 4, p. 605-654, 1997.

HIRSCHI, T. **Causes of delinquency**. Berkeley, CA: University of California Press, 1969.

LECHNER, M. The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods. **Foundations and Trends (R) in Econometrics**, v. 4, n. 3, p. 165-224, 2011.

LOUREIRO, A. O. F.; CARVALHO JÚNIOR, J. R. A. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade brasileira. In: HERMANNNS, K.; ARRAES, R. A. **Desigualdades e políticas regionais**. Fortaleza: Fundação Konrad Adenauer, p. 165-193, 2007.

PEIXOTO, B. T. **Uma contribuição para prevenção da criminalidade**. 2008, 240f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

PEREIRA FILHO, O. A.; SOUSA, M. C. S. de; ALVES, P. F. Avaliação de Impacto das Guardas Municipais Sobre a Criminalidade com o uso de Tratamentos Binários, Multivalorados e Contínuos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, p. 515-544, 2018.

RAMBACHAN, A.; ROTH, J. An honest approach to parallel trends. **Working Paper**, p.94, 2020.

RAMBACHAN, A.; ROTH, J. A more credible approach to parallel trends. **Working Paper**, p.83, 2022.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

ROTH, J.; SANT'ANNA, P. H. C.; BILINSKY, A.; POE, J. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. **Journal of Econometrics**, 2023.

SANT'ANNA, P. H. C.; ZHAO, J. Doubly robust difference-in-differences estimators. **Journal of Econometrics**, v. 219, n. 1, p. 101-122, 2020.

SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. **Juvenile delinquency and urban areas**. University of Chicago Press, 1942.

SILVA, A. A. D. da. Impacto do programa Paraíba Unida pela Paz: uma avaliação sobre os crimes violentos. 2021, 40 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2021.

SILVEIRA NETO, R. da M. *et al.* Políticas públicas e redução da criminalidade: uma avaliação do Programa Pacto pela Vida do Estado de Pernambuco. *Economia Aplicada*, 26(2), 175-202, 2022.

SUN, L.; ABRAHAM, S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 175-199, 2021.

SUTHERLAND, E. H. **Principles of criminology**, ed Lippincot, 1939.

VITAL, T. M. **Uma análise de impacto da guarda municipal no Brasil**. 2018, 75 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2018.

APÊNDICE 4A – Médias das variáveis utilizadas por grupo e por período.

| Variável | Sudeste | Grupo 2011 | | | Grupo 2013 | | |
|------------|-------------|------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| | Geral | Geral | Pré- tratamento (2005-2010) | Pós- tratamento (2011-2014) | Geral | Pré- tratamento (2005-2012) | Pós- tratamento (2013-2014) |
| Crime | 11,09 | 70,01 | 78,09 | 57,91 | 49,21 | 49,27 | 48,97 |
| JuvMasc | 0,130 | 0,139 | 0,143 | 0,134 | 0,138 | 0,139 | 0,131 |
| PIBpc | 21745 | 40535 | 39062 | 42744 | 28048 | 28036 | 28100 |
| IFDM | 0,686 | 0,785 | 0,771 | 0,807 | 0,743 | 0,734 | 0,777 |
| IFDMer | 0,571 | 0,771 | 0,780 | 0,757 | 0,683 | 0,685 | 0,674 |
| | Ano de 2010 | | | | | | |
| Gini | 0,4726 | 0,5189 | | | 0,5216 | | |
| Desemprego | 6,09 | 8,12 | | | 8,67 | | |
| Pobreza | 33,92 | 24,29 | | | 36,52 | | |
| Tinfant | 10,01 | 7,03 | | | 10,79 | | |

Fonte: elaboração dos autores.

APÊNDICE 4B - Resultados estimados considerando a hipótese de tendências paralelas incondicional (sem covariáveis).

| Grupo | Ano | Sudeste | | PSM-10 | | PSM-5 | |
|-----------------------------|-------------|--------------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|--------------------|------------------------------|
| | | $ATT_{(g,t)}$ | Intervalo de Confiança (95%) | $ATT_{(g,t)}$ | Intervalo de Confiança (95%) | $ATT_{(g,t)}$ | Intervalo de Confiança (95%) |
| 2011 | 2006 | 0,100 (0,058) | -0,052 0,252 | 0,133 (0,118) | -0,195 0,461 | 0,235 (0,164) | -0,225 0,695 |
| | 2007 | 0,059 (0,060) | -0,100 0,216 | 0,074 (0,117) | -0,252 0,4 | -0,109 (0,182) | -0,618 0,399 |
| | 2008 | -0,103 (0,100) | -0,367 0,162 | -0,072 (0,137) | -0,453 0,309 | 0,039 (0,185) | -0,480 0,558 |
| | 2009 | -0,080 (0,064) | -0,250 0,09 | -0,081 (0,117) | -0,407 0,246 | -0,075 (0,159) | -0,521 0,372 |
| | 2010 | -0,118 (0,062) | -0,281 0,045 | 0,014 (0,103) | -0,273 0,302 | 0,034 (0,133) | -0,338 0,406 |
| | 2011 | -0,207 (0,101) | -0,271 0,016 | -0,266 (0,101) | -0,548 0,016 | -0,306 (0,148) | -0,720 0,108 |
| | 2012 | -0,152* (0,054) | -0,298 -0,005 | -0,201 (0,089) | -0,449 0,047 | -0,273 (0,116) | -0,596 0,051 |
| | 2013 | -0,227* (0,052) | -0,365 -0,090 | -0,250* (0,080) | -0,473 -0,028 | -0,338* (0,100) | -0,617 -0,059 |
| | 2014 | -0,381* (0,081) | -0,595 -0,167 | -0,452* (0,118) | 0,779 -0,125 | -0,476* (0,141) | -0,872 -0,081 |
| 2013 | 2006 | -0,093 (0,118) | -0,406 0,22 | -0,061 (0,156) | -0,494 0,372 | 0,042 (0,190) | -0,491 0,574 |
| | 2007 | 0,253 (0,115) | -0,052 0,556 | 0,268 (0,152) | -0,155 0,691 | 0,085 (0,215) | -0,518 0,688 |
| | 2008 | 0,003 (0,136) | -0,357 0,364 | 0,034 (0,159) | -0,409 0,476 | 0,145 (0,198) | -0,409 0,699 |
| | 2009 | 0,268 (0,139) | -0,201 0,536 | 0,167 (0,171) | -0,307 0,641 | 0,173 (0,209) | -0,412 0,758 |
| | 2010 | 0,024 (0,105) | -0,255 0,302 | 0,156 (0,133) | -0,215 0,526 | 0,175 (0,147) | -0,237 0,587 |
| | 2011 | -0,041 (0,098) | -0,299 0,218 | -0,179 (0,129) | -0,537 0,179 | -0,219 (0,164) | -0,679 0,241 |
| | 2012 | -0,156 (0,102) | -0,424 0,113 | -0,066 (0,144) | -0,468 0,336 | -0,098 (0,181) | -0,604 0,408 |
| | 2013 | -0,0001 (0,089) | -0,236 0,236 | 0,026 (0,107) | -0,272 0,324 | 0,010 (0,121) | -0,328 0,349 |
| | 2014 | -0,074 (0,111) | -0,368 0,221 | -0,095 (0,133) | -0,464 0,273 | -0,048 (0,166) | -0,513 0,417 |
| $\theta_S(g)$ | 2011 | -0,222* (0,048) | -0,318 -0,125 | -0,292* (0,081) | -0,466 -0,119 | -0,348* (0,087) | -0,532 -0,164 |
| | 2013 | -0,037 (0,087) | -0,211 0,137 | -0,035 (0,100) | -0,249 0,18 | -0,019 (0,125) | -0,282 0,245 |
| θ | | -0,129* (0,052) | -0,231 -0,028 | -0,164* (0,076) | -0,313 -0,014 | -0,184* (0,092) | -0,363 -0,004 |
| Wald Teste (p-valor) | | 0 | | 0,0002 | | 0,00024 | |

Fonte: elaboração dos autores com base nos resultados.

Nota: Entre parênteses estão os erros padrão dos ATT estimados. Os anos em negrito representam os períodos pós-tratamento para cada grupo. Os asteriscos representam os valores significativos a 0,05 de significância.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo objetivou analisar a criminalidade no Brasil de três formas. Nos dois primeiros ensaios, buscou-se fazer uma análise espacial abrangente da criminalidade no território brasileiro. No primeiro ensaio, objetivou-se analisar os padrões da criminalidade no território, bem como a sua tendência, e verificar a existência do processo de convergência nas taxas de homicídios nos municípios brasileiros. Já no segundo ensaio, objetivou-se analisar os condicionantes da criminalidade nos municípios brasileiros, enfatizando os efeitos de interação espacial dos condicionantes dos vizinhos com a criminalidade dos municípios. No terceiro ensaio, por sua vez, realizou-se uma avaliação de impacto do Programa Estado Presente, que foi uma política de segurança pública voltada para o enfrentamento da violência letal no Espírito Santo. De modo que, objetivou-se por meio deste estudo verificar se o programa foi eficiente na redução da criminalidade no estado.

O primeiro ensaio permitiu identificar a existência de autocorrelação espacial e a ocorrência do processo de convergência, tanto absoluta quanto condicional, na criminalidade em todo território brasileiro. Ainda, os resultados mostraram que grande parte dos municípios estão muito perto de seus estados estacionários, com determinadas taxas de homicídios de equilíbrio individuais. Desse modo, está ocorrendo um processo de homogeneização das taxas de homicídios nos municípios, de modo que, na ausência de um limite de crescimento, ao longo do tempo, todos os municípios seriam atingidos pela violência da mesma forma.

No segundo ensaio, foi possível identificar os efeitos de condicionantes defasados espacialmente sobre as taxas de crimes. A criminalidade mostrou-se afetada positivamente e espacialmente pelo nível de renda e pela densidade demográfica, do próprio município e dos municípios vizinhos; e, negativamente pelo nível de desenvolvimento econômico, em termos de emprego e renda, e pela proporção de homens jovens nos municípios vizinhos. As variáveis defasadas espacialmente foram significativas, e os resultados mostraram que os condicionantes no vizinho possuem efeitos consideráveis sobre a criminalidade de determinado município. Ainda, observou-se uma forte heterogeneidade nos efeitos dos condicionantes em cada grande região. Assim, tanto os efeitos de interação espacial exógenos, quanto as características locais, devem ser consideradas para a elaboração de políticas públicas que visam combater a criminalidade.

Por fim, o terceiro ensaio permitiu avaliar o impacto do Programa Estado Presente e concluir que o programa foi eficaz na redução a violência letal no Espírito Santo. Apesar da forte heterogeneidade dos efeitos do programa, os resultados para o grupo de municípios que

recebeu o tratamento inicialmente, formado pelos maiores municípios do estado, pertencentes à Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV), revelaram uma redução de 38,1% nas taxas de homicídios. Dessa forma, estimou-se que o programa evitou 1.713 homicídios durante o período em que ficou ativo. Com isso, tanto os resultados obtidos quanto a forma com que o programa foi planejado e executado podem vir a servir de referência para a elaboração de programas e políticas com objetivos semelhantes, em outros estados e regiões.

Em suma, esta tese identificou os padrões espaciais da criminalidade no território; revelou a importância de se considerar os efeitos espaciais dos condicionantes dos municípios vizinhos e da heterogeneidade regional sobre a criminalidade; e, avaliou empiricamente a efetividade de uma política pública voltada ao combate à violência letal. Considera-se que o Estado e os governos locais possuem um papel fundamental no combate à criminalidade, uma vez que possuem mecanismos para atuar diretamente nas taxas de crimes, por meio da alocação de recursos para segurança pública ou com a elaboração de políticas públicas voltadas para este fim. Ou, ainda, atuando nos fatores condicionantes da criminalidade, por meio de políticas voltadas à melhoria na qualidade de vida da população, que podem contribuir para a redução da criminalidade no longo prazo. Dessa forma, os resultados obtidos neste estudo podem vir a ser úteis para uma melhor compreensão da criminalidade no país, e, com isso, para a elaboração de políticas públicas e programas com o intuito de diminuir as taxas de crimes e, assim, aumentar o bem-estar social.

REFERÊNCIAS

- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. In: **The economic dimensions of crime**. Palgrave Macmillan, London. p. 13-68, 1968.
- CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. C. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021.
- CERQUEIRA, D. R. de C. *et al.* A singular dinâmica territorial dos homicídios no Brasil nos anos 2000. In: **Brasil em desenvolvimento 2013: Estado, planejamento e políticas públicas**. p. 877-898, 2013.
- FAJNZYLBER, P.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F. O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. Texto para discussão n 162. CEDEPLAR/FACE/UFMG, Belo Horizonte, 2001.
- MARCONDES, H. R. **Dois ensaios em criminalidade**. 2020, 66 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS, Porto Alegre, 2020.
- OLIVEIRA, C. A. de. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. **Revista de Economia**, v. 34. n. 3, p. 35-60, 2008.
- SANTOS, M. J. dos.; DOS SANTOS FILHO, J. I. Convergência das taxas de crimes no território brasileiro. **Revista Economia**, Brasília (DF), v.12, n.1, p.131–147, 2011.
- SOARES FILHO, A. M; MERCHAN-HAMANN, E.; VASCONCELOS, C. H. Expansão, deslocamento e interiorização do homicídio no Brasil, entre 2000 e 2015: uma análise espacial. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 3097-3105, 2020.
- UCHÔA, C. F.; MENEZES, T. A. Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de Painel Espacial para os Estados Brasileiros. In: **Anais do 40º Encontro Nacional de Economia**. Porto de Galinhas (PE): ANPEC, 2012.
- UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME (UNODC). *Global Study on Homicide 2019*. Viena, 2019.