

Meta 3

Nordeste Pacífico

Violência e criminalidade no Nordeste: análise e avaliação de políticas de combate e prevenção

Produto 3



UNIVERSIDADE
FEDERAL DO CEARÁ



COORDENADOR GERAL

Guilherme Irffi

PESQUISADORAS JÚNIOR

Ana Sara Ribeiro Parente Cortez Irffi

Georgeana Amaral Maciel da Silveira

ASSISTENTES DE PESQUISA

Isabela Braga Sales

Marcelo Eduardo Lamas Pereira

Maria Analice dos Santos Sampaio

Rosália de Azevedo Kjaer

Thiago Souza Drecksler

Universidade Federal do Ceará - UFC

Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste - SUDENE

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação

Universidade Federal do Ceará

Biblioteca Universitária

Irffi, Ana Sara R.P.C; Silveira, Georgeana A. M.; Sales, Isabela B.; Pereira, Marcelo E. L.; Sampaio, M. A. dos S.; Kjaer, Rosália A.; Drecksler, Thiago, S.

Nordeste Pacífico: Combate e prevenção à violência.

Coordenador geral: Guilherme Irffi.

1. Violência e criminalidade. 2. CVLI. 3. Avaliação de políticas. 4. Revisão sistemática. I. Título.

CDD 330.50

Lista de figuras

Figura 1 -	Mapa LISA univariado para a quantidade de CVLI nos municípios da região Nordeste em 2010 e 2019	38
Figura 2 -	Mapas quantílicos do risco relativo	41
Figura 3 -	Distribuição dos municípios do Ceará em relação a interiorização e expansão do BPRAIO e CIOPAER, em 2019.....	62
Figura 4 -	Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI, ao longo do período, 2010 a 2019	69
Figura 5 -	Estimativas dos impactos da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER por ano de tratamento sobre o CVLI	70
Figura 6 -	Resultado da amostra antes e depois do PSM	71
Figura 7 -	Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI, ao longo do período, 2010 a 2019, após o uso do PSM	72
Figura 8 -	Estimativas dos impactos da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER por ano de tratamento sobre o CVLI, após o uso do PSM	73
Figura 9 -	Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI, ao longo do período, 2010 a 2019, após o uso do pareamento por Entropia	75
Figura 10 -	Estimativas dos impactos da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER por ano de tratamento sobre o CVLI, após o uso do pareamento por Entropia	86
Figura 11 -	Diagrama de espalhamento de Moran com a matriz de 3 vizinhos.	87
Figura 12 -	Teste de tendências paralelas	88
Figura 13 -	Grupos de tratamento e de controle das amostras I, II, III e IV antes e depois do PSM	89
Figura 14 -	Testes antes e depois do Pareamento	89

Lista de quadros

Quadro 1 - Escala Maryland	12
Quadro 2 - Modelos espaciais estimados	36
Quadro 3 - Municípios cujas taxas de incidência encontram-se no quantil superior nos dois anos (2010 e 2019)	45
Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas	64



Lista de tabelas

Tabela 1 -	Estimações usando o painel de municípios brasileiros, entre 2010 e 2019	27
Tabela 2 -	Estimações usando o painel de municípios do Nordeste, entre 2010 e 2019	30
Tabela 3 -	Índice de Moran da quantidade de CVLI nos municípios da região Nordeste em 2010 e 2019	37
Tabela 4 -	Quantidade de clusters do tipo Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB) por estado	39
Tabela 5 -	Diagnóstico de dependência espacial pelo multiplicador de Lagrange	46
Tabela 6 -	Efeitos sobre a quantidade de CVLI no ano de 2010	46
Tabela 7 -	Efeitos sobre a quantidade de CVLI no ano de 2019	47
Tabela 8 -	Tamanho das amostras antes e depois da limpeza de <i>missing data</i>	55
Tabela 9 -	Estimação de diferenças-em-diferenças sem covariadas	57
Tabela 10 -	Estimação de diferenças-em-diferenças com covariadas	57
Tabela 11 -	Estimação de diferenças-em-diferenças com PSM	58
Tabela 12 -	Estimação de diferenças-em-diferenças com entropia	58
Tabela 13 -	Grupo de Municípios que receberam a expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER, entre 2010 e 2019	63
Tabela 14 -	Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI	67
Tabela 15 -	Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI após o uso do PSM	72
Tabela 16 -	Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI após o uso do pareamento por Entropia	74
Tabela 17 -	Municípios com maiores taxas de incidência, por estado, para cada ano analisado	84
Tabela 18 -	Estimação das covariadas para o PSM	89



Siglas e Abreviaturas

AEDE	Análise Exploratória de Dados Espaciais
BPRAIO	Batalhão de Policiamento de Rondas e Ações Intensivas e Ostensivas
CIOP	Centro de Operações da Polícia Militar
CIOPAER	Coordenadoria Integrada de Operações Aéreas
CISP	Centro Integrado de Segurança Pública
CNJ	Conselho Nacional de Justiça
CPRAIO	Comando de Policiamento de Rondas e Ações Intensivas e Ostensivas
CVLI	Crimes Violentos Letais Intencionais
DATASUS	Departamento de informática do Sistema Único de Saúde do Brasil.
DiD	<i>Differences-in-differences</i> : modelo de diferenças em diferenças
FE	<i>Fixed Effects</i> : efeitos fixos
GMM	<i>Generalized Method of Moments</i> : método generalizado dos momentos
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
Infopen	Levantamento Nacional de Informações Penitenciárias
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IPECE	Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i> : Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)
PIB	Produto Interno Bruto
RAIS	Relação Anual de Informações Sociais
RM	Região Metropolitana
SSPDS	Secretaria da Segurança Pública e Defesa Social
SAC	<i>Spatial Autocorrelation</i> : modelo de autocorrelação espacial
SAR	<i>Spatial Autoregressive</i> : modelo de defasagem da variável dependente
SEM	<i>Spatial Error Model</i> : modelo de defasagem do termo de erro
SIM	Sistema de Informações sobre Mortalidade



APRESENTAÇÃO

Após analisar a incidência da violência letal e os custos a ela relacionados, cabe à sociedade buscar meios de mitigar o problema. Para tanto, é essencial compreender com profundidade o que gera ambientes de altas violências e criminalidade, os mecanismos de propagação e, finalmente, métodos eficazes de combate e prevenção.

Nesse sentido, este relatório pretende agregar estudos relevantes para a compreensão das altas taxas de CVLI observadas entre 2010 e 2019, com atenção especial aos municípios nordestinos que, no referido período, figuraram como líderes de indicadores de criminalidade no país. Traz, pois, um compilado das avaliações de impacto de programas de combate à violência aplicados na região, além de propor análises e avaliações complementares.

Com isso, se pretende averiguar quantidade e qualidade de programas implementados e avaliados, mas também o rigor metodológico dessas avaliações. Mais especificamente, são analisadas pesquisas que propõem uma investigação acerca da elaboração e efetividade das políticas de prevenção à violência adotadas nos estados do Nordeste brasileiro. A análise privilegia trabalhos de avaliação de impacto desde a criação e estabelecimento desses programas. Foram selecionados textos com evidência empírica, que apresentassem um mínimo grau de cientificidade. O objetivo da pesquisa é oferecer uma avaliação sistemática, a partir das proposições da Escala de Maryland, que qualifica os estudos que envolvem avaliação segundo suas forças e fraquezas metodológicas em cinco categorias.

Assim, foi elaborada uma revisão sistemática da literatura para o Nordeste, especificando a qualidade da evidência encontrada e, sobretudo, a eficácia de intervenções sobre a redução de homicídios.



SUMÁRIO

1.1 Introdução	9
1.2 Escala de Maryland	10
1.3 Análise dos trabalhos	11
1.4 Resultados: utilizando a escala de Maryland para os projetos e programas do Nordeste brasileiro	14
2.1.1 Informações gerais	23
2.1.2 Dados	23
2.1.3 Metodologia	25
2.1.4 Resultados e discussão	26
2.2 Análise espacial dos CVLI na região Nordeste do Brasil	31
2.2.1 Informações gerais	31
2.2.2 Dados	32
2.2.3 Metodologia	32
2.2.4 Resultados e discussão	37
2.3 Avaliação de Impacto da Lei nº 13.931/2009 sobre os CVLI em Pernambuco	53
2.3.1 Informações gerais	53
2.3.2 Dados	54
2.3.3 Metodologia	55
2.3.4 Resultados e discussão	56
2.4 A interiorização de BPRaio e a Ciopaer e seus efeitos sobre os CVLI no Ceará	60
2.4.1 Informações gerais	60
2.4.2 Dados	61
2.4.3 Metodologia	64
2.4.4 Resultados e discussão	66
Considerações finais	77
Referências	79
Apêndice A	84
Apêndice B	87
Apêndice C	89



1. Literatura de avaliação de programas

1.1 Introdução

O Nordeste, assim como as demais regiões brasileiras, apresenta um quadro quase epidêmico de violência aliada à flagrante incapacidade do Poder Público para lidar, de modo eficiente, com essa questão. Em termos numéricos, tanto para o Nordeste quanto para o Sudeste, já no início dos anos 1990, a percepção das taxas de violência era crescente, e não havia uma distinção considerável entre as regiões. Conforme José Nóbrega Jr, em 1980 foram assassinadas 13.910 pessoas no Brasil (SIM/DATASUS). Na década de 1990, este número mais que dobrou, somando 31.989 homicídios.

No período seguinte, de acordo com o Mapa da Violência de 2003, o número chegou a 51.043, um crescimento que foi refletido no avanço da taxa. Em 1980, a taxa de homicídio foi de 11,7 e, em 2003, esta taxa foi de 29 homicídios por 100 mil habitantes, chegando quase a triplicar. Como a literatura percebe relação entre violência, em especial homicida, e desigualdade/pobreza, a leitura apontou para o crescimento da desigualdade social e de renda, tipificada nos indicadores socioeconômicos – entre eles o indicador de Gini, a renda domiciliar per capita, o percentual de domicílios pobres, as taxas de analfabetismo, o nível de escolaridade, o Produto Interno Bruto (PIB), o nível de consumo de energia elétrica e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) (NÓBREGA; ZAVERUCHA, 2010).

No entanto, ao contrário do Sudeste, e mais especificamente do estado de São Paulo – onde, em relação ao ano de 1996, a redução dos homicídios foi de praticamente 50% em números absolutos, de 12.320 mortes por agressão houve redução para 6.126 - na região Nordeste todos os estados apresentaram crescimento desse tipo de violência, considerando-se o mesmo período de 1996 a 2008. Com destaque para Pernambuco, Bahia e Alagoas, que somaram praticamente 2/3 dos homicídios da região. De acordo com Ferreira et al (2009), políticas públicas em segurança e reformas institucionais podem ser entendidas como fatores determinantes para a redução da violência em São Paulo. Nesse âmbito, o destaque é o aperfeiçoamento dos mecanismos de gestão e controle e o planejamento das políticas de segurança, marcadas pela ampliação do Departamento de Homicídios e Proteção à Pessoa e a criação da Superintendência de Polícia Técnica e Científica.

Essas medidas terminaram por marcar uma redução da violência em São Paulo que, todavia, foram erroneamente entendidas como aplicáveis ao restante do país. Nesse sentido, o crescimento da violência foi, por vezes, analisado à luz das experiências do Sul e do Sudeste, entendendo as causas da criminalidade homicida como semelhantes para as regiões. É preciso observar que pobreza e desigualdade, uma constante da realidade nordestina, não podem ser entendidas como variáveis determinantes para a criminalidade violenta nesta região. Posto que, conforme Hoffmann (2006), o crescimento econômico observado nos últimos anos revelou, em alguns estados nordestinos, uma relação inversa com a violência.

Assim, este relatório propõe uma análise diagnóstica sobre a elaboração e efetividade das políticas de prevenção à violência adotadas nos estados do Nordeste brasileiro. Foram escolhidos, essencialmente, trabalhos de avaliação de impacto que tratam da análise desde a criação até o estabelecimento desses programas e os resultados dessa intervenção. Para a elaboração deste relatório, que em outros termos pode ser considerado uma tentativa de avaliação sistemática, o estudo se pautou pelas proposições da Escala de Maryland (SHERMAN, 2006), que qualifica os estudos que envolvem avaliação segundo suas forças e fraquezas metodológicas (BEATO e SILVEIRA, 2014).

1.2 Escala de Maryland

O Relatório Maryland refere-se a uma significativa revisão sistemática requisitada pelo Congresso dos Estados Unidos da América (EUA) e realizada por um grupo de pesquisadores especializados na área da violência. O relatório tinha o objetivo de sistematizar o conhecimento que havia sido produzido até aquele momento, em língua inglesa, sobre o que funcionava e o que não funcionava para reduzir a violência.

Foram localizados cerca de 500 estudos que avaliavam o impacto de diferentes programas sobre comportamento violento, crimes violentos e reincidência criminal que atingiram os critérios técnicos estabelecidos no trabalho. Por direcionar seu trabalho para mensurar efetividade, o relatório apresentou repercussão em nível mundial naquele momento, mas também nos anos seguintes. Suas conclusões provocaram mudanças na forma de formular e implementar programas de segurança pública em diversos países do mundo.

Por outra, o estudo pautou os parâmetros utilizados para avaliar a qualidade de avaliações de impacto e produzir sínteses de evidências, utilizando uma escala científica que ficou conhecida como Escala Maryland. A partir desse relatório, as análises de

avaliações de impacto e as sistematizações de literatura no que concerne à avaliação de programas na área de prevenção à violência foram ampliadas. Conforme Huges et al (2014), as avaliações alcançaram uma média de 50 avaliações ao ano, entre 2007 e 2013, e Waar (2019) observou um total de 12 revisões sistemáticas por ano, que já totalizam 474 estudos desse tipo publicados.

No entanto, o Brasil, ou mesmo a América Latina, não contabilizou análises que utilizassem esse avanço técnico da área de segurança, o que tem redundado em prejuízos para a qualificação da área. Nada obstante, a falta de produção de evidências de efetividade no país também tem sido percebida e ressaltada nas revisões não sistemáticas realizadas no Brasil (BEATO; SILVEIRA, 2014; CANO et al; 2016; MUGGAH; AGUIRRE, 2013; WILLADINO et al; 2011).

A primeira parte do documento traz um relato dos passos da pesquisa considerando o processo de levantamento e tabulação dos dados. A segunda seção do documento contém uma apresentação em tabela sobre a Escala Maryland realizada pelo documento intitulado *Efetividade e Avaliação em Programas de Prevenção ao Crime em Minas Gerais*, produzido por Cláudio Beato e Andréa Maria Silveira e publicado pelo Instituto Igarapé¹. A terceira, por sua vez, apresenta a sistematização da literatura com as devidas referências das análises e sua compatibilidade com um dos cinco níveis da escala. Deve-se adiantar que não foram observados trabalhos que alcançassem os níveis 4 e 5 da escala que observassem medidas antes e depois do programa em múltiplas unidades experimentais e de controle e escolha aleatória das áreas onde serão implantados os programas e as áreas de controle.

1.3 Análise dos trabalhos

O trabalho de análise das evidências utilizou a metodologia proposta no Relatório Maryland, publicado por Sherman (1998), no qual propôs o que definiu como "policiamento baseado em evidências". Tomando como ideia o novo paradigma da "medicina baseada em evidências", apresentou uma análise, com implicações parecidas, para a questão do policiamento.

Para Sherman (1998) o uso de pesquisas mais apropriadas e disponíveis sobre os resultados do trabalho policial auxiliam a implementar diretrizes e avaliar agências, unidades e policiais. Em outros termos, o autor ressalta a necessidade de que as pesquisas

¹ Disponível em <https://igarape.org.br/wp-content/uploads/2014/07/artigo-8-p3.pdf>

realizadas pudessem ser trabalhadas de maneira que apontassem um mapa acerca do policiamento e, em consequência, pudessem ser formuladas diretrizes nacionais e comunitárias. Esses resultados, por sua vez, permitiram avaliações internas sobre a efetividade do policiamento para agências, unidades, vítimas e policiais.

Assim, baseado nessas premissas do Relatório Maryland, o trabalho foi processado em 2 fases. Como primeira etapa foi realizada uma análise individual da qualidade dos estudos, com especial atenção a finalidade do trabalho, tendo prioridade para trabalhos sobre avaliação de impacto de programas de combate à violência; e, como segunda etapa, foi elaborada a síntese das evidências, separando por estados do nordeste e os programas a ele relacionados, e apresentada em quadros para cada estado.

No processo de revisão e pré-seleção dos trabalhos que estivessem voltados à avaliação de impacto, com utilização de indicadores como taxa de homicídios e roubos em maioria, a análise aferiu sua validade interna (SHERMAN, 1998), ou seja a partir da relação causa e efeito. A análise partiu dos níveis estabelecidos no relatório Maryland:

Quadro 1: Escala Maryland.

Nível 1	Correlação entre um programa de prevenção e uma medida de crime em algum ponto do tempo.	Existem problemas em relação à validade interna, não se podendo estabelecer uma ordem causal. Pode ser que estas áreas sejam habitadas por pessoas que estão mais predispostas a exercer algum grau de controle do que ocorre nos seus bairros, e isto seja mais decisivo que o programa em si mesmo.
Nível 2	Medidas do crime antes e depois do programa, sem nenhuma condição comparável de controle. Sequência temporal entre o programa e os resultados de crime observados, ou a presença de um grupo de controle sem demonstrar a comparabilidade entre eles.	Existe uma ordem causal, mas não se pode afirmar nada da validade interna. Embora exista uma crença de que existe umnexo causal entre a implantação do programa e os resultados, outros fatores não foram controlados como o declínio em outras áreas sem o programa, ou mesmo que outras variáveis possam estar operando que tenham contribuído para o declínio (a presença mais ostensiva de policiais. p.ex.). Além disso, os termos de comparação não foram explicitados.
Nível 3	Medidas de crime antes e depois do programa em	Muitos consideram que este é o nível mínimo aceito para uma avaliação. Ele considera os

condições experimentais e problemas de validade interna, incluindo a comparáveis de controle. O história, maturação/tendências, instrumentação, resultado é na verdade de um teste e mortalidade. Seus principais problemas modelo de regressão, no qual referem-se aos efeitos da seleção empreendida no controlamos todas as modelo, bem como a regressão à média devida a variáveis envolvidas. não equivalência das condições experimentais e de controle.

- Nível 4** Medidas antes e depois do programa em múltiplas unidades experimentais e de controle. Apenas uma das avaliações dos diversos programas, feitas em relação ao Fica Vivo pelo Banco Mundial, a chega neste nível de análise. Este desenho tem um desenho bem melhor de controle estatístico de influências estranhas aos resultados.
- Nível 5** Escolha aleatória das áreas onde serão implantados os programas e as áreas de controle. Este é o nível com a mais elevada validação interna.

Fonte: Silveira & Beato. Efetividade e Avaliação em Programas de Prevenção ao Crime em Minas Gerais. Artigo estratégico. Instituto Igarapé, 2014. Disponível em: <https://igarape.org.br/wp-content/uploads/2014/07/artigo-8-p3.pdf>

Para o caso do Nordeste, este é um primeiro esforço de sistematização da literatura sobre violência, que envolve avaliação de impacto. Dessa maneira, a sistematização dos programas – a primeira etapa da análise – foi centrada no levantamento dos programas registrados, e em atuação, nos estados do Nordeste. São 87, divididos em áreas relacionadas à prevenção e combate à violência, criminalidade, combate às drogas, violência doméstica, violência infanto-juvenil, violência contra LGBT, cidadania, empoderamento feminino e resolução de conflitos.

Em termos de divisão para os estados, são: 21 do Maranhão, 18 da Bahia, 16 de Alagoas, 8 de Pernambuco, 7 de Sergipe, 6 do Ceará, 5 do Rio Grande do Norte, 4 da Paraíba e 2 do Piauí. Além dessa contagem, foi acrescida a Lei Maria da Penha, dada a existência de avaliações de impacto sobre a aplicação da legislação antes e depois de ter sido promulgada. Ao total, foram compilados 89 trabalhos. Dessa contagem, no entanto, cerca de 15% dos trabalhos passaram por pelo menos uma avaliação de impacto e, assim, teve sua classificação na Escala Maryland.

Para levantamento de dados foram pesquisados trabalhos, de caráter científico, nos principais bancos de dados das universidades brasileiras, como o site de Periódicos da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), o site do Scientific Electronic Library Online (SciELO), o Catálogo de Teses e Dissertações da Capes e, para dar maior abrangência à pesquisa, o site do Google e Google acadêmico (Scholar). Por fim, foram realizadas buscas nas referências bibliográficas de todos os estudos incluídos no levantamento inicial.

Para a pesquisa, foram utilizadas palavras-chave temáticas, como avaliação de impacto, segurança pública, violência, crime, criminalidade, homicídio, feminicídio, morte por arma de fogo, crimes violentos letais intencionais (CVLI), roubo, estupro, avaliação de programa; e especiais, como Brasil, nordeste brasileiro, sertão nordestino, Ceará, Pernambuco, Paraíba, Alagoas, Sergipe, Bahia, Piauí e Rio Grande do Norte.

Foram localizados inicialmente 66 trabalhos que tinham a violência como discussão principal. Os estudos coletados estão, nesta exposição, divididos entre as áreas de Economia e Ciências Sociais e devidamente segregados em teses de doutorado, dissertações de mestrado, monografias de especialização e graduação, artigos em periódicos (com *qualis*) e capítulos de livros. Quando filtrados para análises que estivessem diretamente relacionadas à avaliação de impacto, a partir das indicações da escala, ficaram onze trabalhos.

Quando observados os programas avaliados nas análises ficou evidente que ainda é mais restrita a prática da avaliação. Somente três estados, Ceará, Pernambuco e Paraíba dispõem desse tipo de estudos para um, no máximo dois, de seus programas, e mais dois com análise para o Brasil², totalizando 13 ao final - apresentados na próxima seção deste documento. Corroborando, assim, o quadro já observado por Beato, 2002; Cano, Rojido, Chaves, Bezerra & Sá, 2016; Rolim, 2006; Willadino, Sento-Sé, Dias & Gomes, 2011; Kopittke & Ramos, 2021 do diminuto número de trabalhos de análise dos programas de combate à violência.

1.4 Resultados: utilizando a escala de Maryland para os projetos e programas do Nordeste brasileiro

² Os dois trabalhos foram inseridos no levantamento porque são avaliações da Lei Maria da Penha, cujo instituto tem sede no Ceará.

Os programas avaliados são os que passaram por uma sistematização e análise de caráter científico. Ou seja, foram tomados como objeto de análise e avaliação. Aqui são listados e apresentados a fim de facilitar a compressão dos resultados do relatório.

O *Pacto por um Ceará Pacífico*, programa do governo de Camilo Santana, buscou implantar uma nova intervenção de política pública de segurança no estado do Ceará, cuja intersectorialidade visava à diminuição da violência e criminalidade, tomando como recorte a proposta inicial do projeto, os limites das diretrizes da governança e suas respectivas importâncias para o êxito e metas do Programa. Suas ações estão baseadas no tripé: 1) Aproximação com a população; 2) Uso intensivo de informações e aperfeiçoamento da inteligência e da investigação; e 3) Articulação e integração das agências de segurança pública e justiça. Dentre suas propostas estava a implementação de unidades do Comando de Policiamento de Rondas e Ações Intensivas e Ostensivas (CPRAIO), com o policiamento motorizado baseado em motos, permitindo agilidade e acesso a lugares onde carros policiais não têm. Ainda, os policiais do CPRAIO são treinados para serem especialistas em patrulhamento, perseguição, abordagem e tiro. E, por último, o programa visa à reestruturação do sistema prisional e socioeducativo (para menores de idade).

Programa Ceará Pacífico		
Categoria	Dissertação	Texto para discussão
Autor	FERREIRA FILHO, C. C. C.	NOGUEIRA, C. A. G.; MEDEIROS, C. N.; OLIVEIRA, V. H.
Ano	2019	2015
Instituição	Universidade Federal do Ceará - UFC	Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)
Título	Desafios e perspectivas da governança em segurança pública: uma avaliação do pacto por um Ceará pacífico no território do Vicente Pinzón	Evidências da criminalidade no Ceará, experiências internacionais e fundamentação para construção de um pacto social de combate a violência no estado.
Objetivo	Avaliação Densa de Impacto com análises qualitativas e quantitativas	Análise dos indicadores de criminalidade do Ceará e de Fortaleza, de forma a contextualizar o problema.
Tipo	Processo e resultado	Estudo de caso.

Método utilizado	Questionário semiestruturado por meio entrevista	Análise dos indicadores de Criminalidade.
Escala Maryland	1	1

Fonte: Elaborada a partir de Ferreira Filho (2019) e Nogueira; Medeiros & Oliveira (2015).

O Programa *Ronda do Quarteirão* foi uma das principais propostas na área de segurança pública, na candidatura ao governo do Estado do Ceará por Cid Ferreira Gomes em 2006. Sua implantação teve início como programa-piloto e aconteceu no município de Aquiraz, a partir de janeiro de 2007, sendo ampliada para Fortaleza e Região Metropolitana, para municípios que tivessem mais de 50 mil habitantes. A proposta se voltava à criação de uma polícia de proximidade, com viaturas com aparato tecnológico e que atuasse apenas em área de no máximo três quilômetros quadrados. Outra proposta desse programa era uma atitude diferenciada dos demais policiais, no que tange aos aspectos dos direitos humanos. Cada viatura tinha um telefone individual, com um número que podia ser acessado por qualquer cidadão. Eles falariam diretamente com a patrulha, evitando assim a burocracia e a demora no atendimento. Conhecido como projeto de Polícia Comunitária, após mais de 10 anos de duração, em 2018, foi substituído pelo Raio, sob a justificativa de que sua atuação não era efetiva.

Programa Ronda do Quarteirão				
Categoria	Artigo	Artigo	Dissertação de Mestrado	Nota técnica
Autor	SULIANO, D. C.; OLIVEIRA, J. L.	ANDRADE, L. A.	BRASIL, Joel Costa	SULIANO, D. C.; OLIVEIRA, J. L.
Ano	2015	2020	2011	2011
Instituição	Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos	RIBSP - Revista do Instituto Brasileiro de Segurança Pública	CAEN - Pós-Graduação em Economia	Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

Título	Avaliação do programa Ronda Do Quarteirão na Região Metropolitana de Fortaleza (Ceará).	Policciamento Comunitário no Ceará - uma análise do Programa Ronda do Quarteirão	Avaliação do Programa Ronda do Quarteirão através de uma metodologia baseada em análise de intervenção	Avaliação do Impacto Inicial do Programa Ronda do Quarteirão nas Taxas de Roubos e Furtos na Região Metropolitana de Fortaleza
Objetivo	Testar a hipótese de se o aumento do efetivo policial tende a inibir crimes contra o patrimônio e crimes contra a propriedade em Fortaleza (Ceará)	Memorial descritivo do Programa Ronda do Quarteirão abordando seu início, desde a fase piloto do projeto até sua implantação de fato, bem como sua expansão da capital para o interior do Estado; sua atuação com as devidas expectativas, avaliações e críticas; e o período de declínio e de extinção deste projeto.	Avaliar o impacto do policiamento comunitário (programa “Ronda do Quarteirão”) na distribuição espacial e socioeconômica da criminalidade e da violência na região metropolitana de Fortaleza através de uma metodologia quase-experimental (antes e depois - diferença simples).	Analisar se o aumento do efetivo policial tende a inibir crimes contra o patrimônio e crimes contra a propriedade em termos de taxas de roubos e taxa de furtos em uma área de grande concentração urbana no Estado do Ceará
Tipo	Conjuga variáveis de	Memorial descritivo	Assume que uma série temporal	Conjuga variáveis de cunho



	cunho socioeconômico das bases de dados existentes com as variáveis dos modelos teóricos		recebe uma intervenção em um marco específico da sua dinâmica, e assume que mudanças ocorridas após a intervenção (<i>ceteris paribus</i>) são motivadas pelo choque externo.	socioeconômico das bases de dados existentes com as variáveis dos modelos teóricos
Método utilizado	Diferenças em diferenças	Análise qualitativa	Antes e depois	Diferenças em diferenças
Escala Maryland	3	-	2	3

Fonte: Elaborada a partir de SULIANO & OLIVEIRA (2015); ANDRADE (2020); BRASIL (2011) e SULIANO & OLIVEIRA (2011).

Em Pernambuco, foi criado o *Pacto pela Vida* como uma política pública de segurança, transversal e integrada, construída a partir das necessidades da sociedade, em articulação permanente com o Poder Judiciário, o Ministério Público, a Assembleia Legislativa, os municípios e a União. Sua criação partiu da elaboração do Plano Estadual de Segurança Pública (PESP-PE 2007), com 138 projetos estruturadores e permanentes de prevenção e controle da criminalidade, produzidos pelas câmeras técnicas, aglutinados em torno das linhas de ação e executados por organizações do Estado e da sociedade. Esse programa visa, principalmente, à prevenção de homicídios, mas também cuida de um conjunto de crimes que despertam a insegurança na população. Trata-se de política pública baseada em modelo de gestão que prevê o monitoramento permanente das ações e resultados. Como meta básica, foi estabelecida a necessidade de redução em 12% ao ano das taxas de mortalidade violenta intencional em Pernambuco.

Programa Pacto pela Vida			
Categoria	Tese de Doutorado	Dissertação de mestrado	de Artigo

Autor	NÓBREGA JR, J. M. P.; ZAUERUCHA, J.	OLIVEIRA, J. C. L.	SILVEIRA NETO, R. M.; RATTON, J. L.; MENEZES, T. A.; MONTEIR, C.
Ano	2010	2016	2014
Instituição	Universidade Federal de Pernambuco	Universidade Federal de Pernambuco - UFPE	ANPEC
Título	Os homicídios no Brasil, no Nordeste e em Pernambuco: dinâmica, relações de causalidade e políticas públicas.	Avaliação dos resultados do Pacto pela Vida e a dinâmica dos homicídios nos municípios de Pernambuco.	Avaliação de Política Pública para redução da violência: o caso do Programa Pacto Pela Vida do Estado de Pernambuco
Objetivo	Quase-experimento	Avaliação dos resultados do programa em relação aos homicídios em Pernambuco	Avaliar o impacto do programa estadual Pacto pela Vida sobre as taxas de homicídio do Estado de Pernambuco
Tipo	Resultado	Resultado	Resultado
Método utilizado	Análise de regressões múltiplas	Regressão múltipla	Controle Sintético
Escala Maryland	2	2	3

Fonte: Elaborada a partir de Nóbrega & Zaverucha (2010); Oliveira (2016) e Silveira Neto; Ratton; Menezes; Monteir (2014).

O programa *Paraíba Unida pela Paz* foi criado em 2011. O Programa tem como objetivo principal a elevação da sensação de segurança da sociedade a níveis satisfatórios. Como objetivos secundários temos, em primeiro lugar, a redução dos crimes violentos contra a vida, preocupação percebida pela definição da meta de redução anual em 10% dos crimes violentos letais intencionais - CVLI. O segundo objetivo secundário é a diminuição dos índices de Crimes Violentos contra o Patrimônio - CVP. E, como terceiro

objetivo secundário, temos o sustentável e contínuo aprimoramento institucional dos órgãos operativos da Secretaria de Estado de Segurança e Defesa Social que conduzem o Programa. O público-alvo direto é toda a população no Estado da Paraíba, porém com a devida ênfase nos grupos sociais mais vulneráveis à violência criminal: jovens, de baixa renda e escolaridade e do gênero feminino. Um benefício indireto da política é direcionado ao público interno das organizações, que passarão a compor instituições mais eficientes e socialmente valorizadas.

Programa Paraíba Unida pela Paz		
Categoria	Dissertação de Mestrado	Dissertação de Mestrado
Autor	SILVA, E. S.	SILVA, A. A. D.
Ano	2020	2021
Instit.	Universidade Federal de Campina Grande - UFCG	Universidade Federal da Paraíba - UFPB
Título	Políticas públicas de segurança na Paraíba: avaliação das ações governamentais para o controle da violência.	Impacto do Programa Paraíba Unida pela Paz: uma avaliação sobre os crimes violentos
Objetivo	Aferir o desfecho da política de segurança pública vigente no estado da Paraíba a partir de 2011, na série histórica de 2008 a 2019, analisando a dinâmica da violência homicida	Avaliar o impacto do Programa Paraíba Unida Pela Paz sobre a taxa de homicídios do estado da Paraíba
Tipo	Resultado	Resultado
Método utilizado	Antes e Depois, Diferença simples	Controle sintético / DID
Escala Maryland	2	3

Fonte: Elaborada a partir de Silva (2020) e Silva (2021).

A *Lei Maria da Penha* foi sancionada em 7 de agosto de 2006, sob o número 11.340. O corpo legal é constituído por 46 artigos distribuídos em sete títulos. A lei criou mecanismos para prevenir e coibir a violência doméstica e familiar contra a mulher em conformidade com a Constituição Federal (art. 226, § 8º) e os tratados internacionais

ratificados pelo Estado brasileiro (Convenção de Belém do Pará, Pacto de San José da Costa Rica, Declaração Americana dos Direitos e Deveres do Homem e Convenção sobre a Eliminação de Todas as Formas de Discriminação contra a Mulher). Em termos específicos, estabelece que todo o caso de violência doméstica e intrafamiliar é crime, devendo ser apurado através de inquérito policial e ser remetido ao Ministério Público. Os crimes assim tipificados são encaminhados para os Juizados Especializados de Violência Doméstica contra a Mulher, fruto também da lei, ou, nas cidades em que ainda não existem, nas Varas Criminais.

Lei Maria da Penha - Brasil		
Autor	AZUAGAA, F. L., SAMPAIO, B.	GARCIA, L., FREITAS, L., HÖFELMANN, D.
Ano	2017	2013
Texto	Artigo	Artigo
Instit.	Anpec	Epidemiol. Serv. Saúde
Título	Violência Contra Mulher: O Impacto da Lei Maria da Penha sobre o Femicídio no Brasil	Avaliação do impacto da Lei Maria da Penha sobre a mortalidade de mulheres por agressões no Brasil, 2001-2011
Objetivo	Análise dos efeitos da criação de uma lei de proteção à mulher sobre o número de homicídios de mulheres.	Avaliação o impacto da Lei Maria da Penha sobre a mortalidade de mulheres por agressões no Brasil
Tipo	Processo e Resultado	Processo e Resultado
Método utilizado	Regressão Descontínua (RD), Regressão Descontínua com DiD (RD-DID) e Difference-in-discontinuities	Série Temporal, de tipo antes e depois
Escala Maryland	3	2

Fonte: Elaborada a partir de Azuagaa & Sampaio (2017) e Garcia; Freitas & Höfelmann (2013).

Uma ausência importante verificada no levantamento dos dados é que localizado nenhum Experimento Randomizado Controlado sobre crimes violentos, conforme alertaram Kopittke e Ramos (2021) para o Brasil. Conforme esses autores, esses estudos se mostram mais difíceis de serem realizados, porque demandam disponibilidade e conhecimento técnico por parte de tomadores de decisão e pesquisadores. Todavia, são

necessários para maiores avanços para uma política centrada em evidências, que certamente influiriam na qualidade das informações coletadas – e, conseqüentemente, nos resultados -, como no impacto das políticas implementadas a partir dessas pesquisas.



2. Exercícios propostos e resultados

Considerando a existência de questões relevantes e programas ainda não avaliados por pesquisadores da área, foram propostos exercícios complementares, no sentido de estudar, para além do que foi executado nos relatórios 1 e 2, o problema do crime violento letal intencional no Nordeste.

2.1 Análise da dinâmica temporal da violência letal nos municípios brasileiros e nordestinos durante o período de 2010 a 2019

2.1.1 Informações gerais

Nesta seção se propõe explorar a relação dos gastos com segurança sobre a quantidade de CVLI nos municípios brasileiros, com atenção especial àqueles localizados na região Nordeste do Brasil durante o período de 2010 a 2019. É usada, entretanto, a despesa do período anterior, considerando que há um lapso temporal para a concretização de qualquer efeito da disponibilidade de recursos para a segurança pública e os resultados sobre índices de violência. Naturalmente, há que se considerar a questão da persistência da violência letal no município ao longo do tempo – efeito inércia –, reportada na literatura (ARAÚJO JÚNIOR e FAJNZYLBBER, 2001; GUTIERREZ et al., 2004; KUME, 2004; SANTOS, 2009), o que motiva a escolha de especificação de modelo que incorpore essa característica.

2.1.2 Dados

Foram usados dados de CVLI (SIM/DATASUS), despesas³ com segurança (FINBRA), percentual de jovens do sexo masculino (IBGE), índice de Gini em 2010 (IBGE), quantidade de matrículas no Ensino Fundamental II (INEP), massa salarial (RAIS), quantidade de unidades prisionais (Infopen e CNJ), existência de guarda municipal (Munic) além de *dummies* designando município da área da Sudene, capitais das unidades federativas, municípios pertencentes à região do Semiárido e ao G51⁴.

³ Foram utilizados os dados sob a rubrica “Despesas totais pagas, item 06 – Segurança Pública”.

⁴ Grupo formado pelos municípios-polo de regiões intermediárias da área de atuação da Sudene que possuem condições de ampliar o alcance de políticas públicas e programas de governo.

A escolha das variáveis de controle se justifica, para além de questões teóricas sobre a incidência de violência letal, pela disponibilidade de dados em nível municipal e para todo o período analisado (2010 a 2019). Em razão do uso de múltiplas fontes de dados, foi necessário agrupar as distintas bases usando o código de município do IBGE. A base final⁵ para todo o país, balanceada, contém 5330 observações. Filtrando, finalmente, para os municípios nordestinos, o painel balanceado passa a ter 530 observações.

Dos 533 municípios constantes na base para o Brasil, 252 (~47,3%) são do Sudeste, 162 (~30,4%) do Sul, 53 (~9,9%) do Nordeste, 50 (~9,4%) do Centro-Oeste e 16 (~3%) do Norte. Destes, 18 (~3,4%) são capitais, 52 (~9,8%) são municípios fronteiriços, 72 (~13,5%) fazem parte da área da Sudene, e 30 (~5,6%) são municípios da região do Semiárido. A guarda municipal está presente em 294 (~55,6%) dos municípios do painel, e, em 236 desses, para todos os anos da amostra; entretanto, a taxa média de CVLI não varia de forma significativa⁶ entre municípios com e sem guarda municipal (23,69 e 23,04, respectivamente, em todo o período). Cabe mencionar que a base balanceada para o Brasil acaba sobre-representando⁷ as regiões Sul e Sudeste, em razão da maior disponibilidade de informações.

Dos 53 municípios constantes na base para o Nordeste⁸, 11 (~21%) pertencem ao G51 da Sudene, 23 (~43%) estão na região do Semiárido, 4 (~7,5%) são capitais e nenhum deles faz fronteira com outro estado. Nesta amostra, 39 (~73,6%) municípios contam com guarda municipal, sendo 33 deles desde 2010; municípios contemplados com o serviço apresentam taxa média de CVLI de 40,23, enquanto os não contemplados têm taxa de 32,3 em todo o período, e esta diferença é estatisticamente significativa⁹.

A indisponibilidade de dados em nível municipal restringe sobremaneira a quantidade de instrumentos externos elegíveis. Dessa forma, são usadas defasagens das

⁵ Base bruta continha 57.751 observações (com 5306 municípios ao longo de 10 anos, desbalanceada); após exclusão observações incompletas em CVLI e despesas com segurança, passou a 20.731 (com 4789 municípios ao longo de 10 anos, desbalanceada). Por fim, garantindo que cada unidade avaliada apresentasse dados para os 10 anos, restaram 5.330 observações.

⁶ Com base no teste t para diferença de médias, não se rejeita a hipótese de que médias são iguais, pois $p=0,21$.

⁷ Dos 5568 municípios do Brasil, 1793 (32,21%) estão no Nordeste, 1668 (29,25%) no Sudeste, 1191 (21,39%) no Sul, 466 (8,37%) no Centro-Oeste e 450 (8,08%) no Norte.

⁸ Na amostra, Piauí, Paraíba, Rio Grande do Norte ou Sergipe, têm apenas 1, 2 ou 3 municípios. Bahia, por outro lado, tem a maior participação na amostra, com 17 municípios.

⁹ Com base no teste t para diferença de médias, se rejeita a hipótese de que médias são iguais, pois $p=0,00029$. No caso, cidades mais violentas implementam e mantêm guardas municipais, sendo esse o sentido da relação entre as variáveis.

variáveis explicativas e há eventual inclusão de variáveis extras ao modelo principal, caso se mostrem bons instrumentos. Nesse sentido, a presença de guarda municipal apresenta correlação baixa com CVLI, porém, maior com gastos, fazendo dela um instrumento externo potencial.

2.1.3 Metodologia

Havendo persistência temporal da violência letal, é necessário incluir no modelo o valor passado da variável dependente como variável explicativa. De fato, ao estimar a relação simples entre taxa de CVLI e taxa de CVLI defasada, o coeficiente tende a 1, corroborando a escolha pelo modelo que incorpora a inércia mencionada. A base de dados apresenta número de grupos grande e poucos períodos, o que determinou a escolha do *System-GMM* em duas etapas, por este gerar as estimativas mais eficientes (ARELLANO; BOND, 1995; BLUNDELL; BOND, 1998; WINDMEIJER, 2005). A estimação pelo método *System-GMM* mitiga o viés do painel dinâmico¹⁰, considera a presença de efeitos fixos específicos de grupos (municípios), que não são observados, e utiliza instrumentos para corrigir endogeneidade.

Na validação da escolha dos instrumentos, adota-se a estratégia de Roodman (2009) para analisar os testes de autocorrelação (1ª e 2ª ordens), o teste de Sargan (1958), além do teste de Hansen (1982)¹¹. As equações abaixo, enfim, descrevem as especificações finais dos modelos para municípios de todo o Brasil (1) e somente do Nordeste (2).

$$CVLI_{i,t} = \gamma CVLI_{i,t-1} + \beta_1 Despesas\ com\ seguran\ ca_{i,t-1} + \beta_2 Renda_{i,t} + \beta_3 Jovens_{i,t} + \beta_4 Gini_i + \beta_5 N\acute{u}mero\ de\ matr\acute{i}culas_{i,t} + \beta_6 Capital_i + \beta_7 Sudene_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$CVLI_{i,t} = \gamma CVLI_{i,t-1} + \beta_1 Despesas\ com\ seguran\ ca_{i,t-1} + \beta_2 Renda_{i,t} + \beta_3 Jovens_{i,t} + \beta_4 Gini_i + \beta_5 N\acute{u}mero\ de\ matr\acute{i}culas_{i,t} + \beta_6 G51_i + \beta_7 Semiarido_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

¹⁰ Considerando que regressores podem apresentar correlação com erro, as estimativas obtidas por meio de OLS ou efeitos fixos são inválidas. Servem, entretanto, como limites superior e inferior, respectivamente, para estimativas de parâmetros gerados pelo modelo escolhido.

¹¹ Roodman (2009) aponta que p-valores inferiores a 0,1 indicam instrumentos de altíssima qualidade, o que é, em geral, pouco realista. Valores muito altos, por sua vez, validam a hipótese de sobreidentificação, indicando instrumentos ruins e estimativas viesadas. Assim, o autor sugere que sejam preferidas especificações de modelo cujos p-valores para o teste de Hansen estejam entre 0,1 e 0,25. Naturalmente, essa margem tem alguma flexibilidade, pois é também necessário que as variáveis do modelo – explicativas, controles ou instrumentos – tenham seu uso corroborado pela base teórica do problema estudado.

Onde:

$CVLI_{i,t}$: taxa de CVLI, por cem mil habitantes, do município i no ano t ;

$Despesas\ com\ segurança_{i,t-1}$: despesas com segurança pública (em log) em R\$ de 2010¹², por cem mil habitantes, do município i no ano $t-1$;

$Renda_{i,t}$: massa salarial (em log) em R\$ de 2010, por cem mil habitantes, do município i no ano t ;

$Jovens_{i,t}$: percentual de jovens do sexo masculino na população do município i , no ano t ;

$Gini_i$: índice de Gini do município i em 2010;

$Número\ de\ matrículas_{i,t}$: quantidade de matrículas nos anos finais do ensino fundamental, na rede estadual, do município i no ano t .

δ_t : efeitos fixos de tempo, ano t .

Na equação 1, estimada usando o painel para municípios do Brasil, foram incluídas também variáveis binárias geográficas de capitais e se o município faz parte da área de atuação da Sudene. Já a equação 2 é estimada para os municípios nordestinos, considerando a identificação da região do Semiárido e se o município pertence ao G51.

Nas estimações foram usadas as primeiras defasagens da variável dependente e das despesas com segurança como variáveis explicativas e, depois, como variáveis predeterminadas, a partir de $t-2$. Como instrumentos, foram usadas defasagens ($t-1$) das demais variáveis explicativas, além de variáveis externas ao modelo principal (para o painel de municípios de todo o Brasil, foram incluídas a presença de guarda municipal e quantidade de presídios; para o painel de municípios do Nordeste, apenas a presença de guarda municipal).

2.1.4 Resultados e discussão

A metodologia de *System-GMM*, entretanto, é capaz de mitigar, com o uso de defasagens das variáveis explicativas como instrumentos (internos), o problema de endogeneidade. Para corrigir o possível problema de causalidade reversa entre gastos e CVLI, são usados instrumentos externos (correlacionados ao nível de despesas, mas não ao de CVLI). As correlações calculadas entre as variáveis sugerem que a existência de guarda municipal e a quantidade de presídios apresentam baixa correlação com a taxa de

¹² Valores deflacionados usando IPCA.

CVLI, mas impactam as despesas com segurança. Assim, compuseram as especificações finais dos modelos à medida que agregassem qualidade aos instrumentos, o que foi verificado pela análise dos testes de especificação.

Em termos econométricos, verifica-se que os testes AR indicam ausência de autocorrelação serial de 2ª ordem, o que garante instrumentos válidos e condições de momento corretamente especificadas. Os resultados dos testes de Sargan (1958) e Hansen (1982), por sua vez, indicam ausência de sobreidentificação pelos critérios de Roodman (2009); apontam, ainda, para a qualidade aceitável dos instrumentos empregados. Cabe ressaltar que os estimadores de OLS e FE, respectivamente, superestimam e subestimam o efeito defasado (inercial) do CVLI, servindo como referências para uma estimativa mais realista do parâmetro. Portanto, em função dos testes de especificação, as análises estatísticas e econômicas serão realizadas com base nas estimações do *System-GMM* por se mostrarem não tendenciosas.

São apresentados, nas tabelas a seguir, os resultados das estimações dos modelos, assim como os testes para averiguar especificação.

Tabela 1: Estimações usando o painel de municípios brasileiros, entre 2010 e 2019.

Variáveis explicativas	(1) OLS	(2) FE	(3) System GMM
CVLI (t-1)	0.758*** (0.0155)	0.260*** (0.0284)	0.361*** (0.0432)
Despesas com segurança (t-1)	-1.34e-07** (5.30e-08)	-1.70e-08 (6.82e-08)	-0.0748 (0.443)
Renda	-0.497 (0.321)	4.461** (2.240)	-1.267 (1.089)
% jovens do sexo masculino	97.52*** (29.30)	178.0** (80.15)	245.3*** (69.38)
Gini	3.918 (3.994)		9.030 (11.10)
Matrículas no ensino fundamental	-1.11e-05** (5.30e-06)	0.000129* (7.66e-05)	-2.68e-05 (3.78e-05)
SUDENE	1.830** (0.799)		5.326** (2.278)
Capital	3.132*** (0.953)		10.35*** (3.086)
Número de observações	4,761	4,761	4,663
R ²	0.655	0.121	
Número de instrumentos			23
Testes de especificação (p-valores)			
F			0.000
AR1			0.000
AR ²			0.485
Sargan			0.000
Hansen			0.189

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses.
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

A dinâmica do CVLI fortalece a hipótese de persistência temporal de crimes letais nos municípios brasileiros. Isto se verifica em decorrência do efeito defasado do CVLI ($t-1$) no resultado da taxa no período t , positivo e significativo. Nesse sentido, corrobora a literatura consultada.

As despesas com segurança não apresentam significância estatística neste modelo, resultado que segue os de Kume (2004) e Santos (2009). A literatura, porém, não converge na determinação do impacto dos gastos sobre homicídios, e Mendonça (2002) e Gutierrez et al (2004) encontraram efeito de gastos sobre redução da violência, sendo o primeiro positivo e o segundo, negativo. Um sinal negativo implica que gastos maiores com segurança podem ser eficazes na redução de crimes violentos, no sentido de aumentarem a eficiência das medidas de prevenção ao crime, bem como de punição, tornando a prática mais custosa, em termos microeconômicos (SANTOS, 2009). Por outro lado, mais investimentos em segurança pública podem resultar também em maior chance de homicídios serem reportados, o que estabeleceria uma relação positiva entre despesas e CVLI.

A renda familiar, por sua vez, parece não ter influência sobre a violência letal observada nos municípios, apresentando relação negativa, mas não significativa, com a taxa de CVLI. A relação negativa pode se dever ao fato de maior renda aumentar o custo de oportunidade de praticar crimes, mas a evidência empírica retratada na literatura aponta preponderância do efeito oposto, em que um maior nível de renda tem relação positiva com número de homicídios (KUME, 2004; MENDONÇA, 2002; SANTOS, 2009). Nessa discussão, Oliveira (2005) evidencia que o efeito da renda sobre homicídios é diferente para distintos estratos da população, de acordo com seu nível de rendimentos: para os mais pobres, a relação é negativa; para os mais ricos, positiva. Já Araújo Júnior e Fajnzylber (2001) atentam ao achado de que a renda tem efeitos distintos na criminalidade de acordo com a faixa etária da população, tendo efeito negativo quando a amostra contém apenas adultos (27+ anos).

Neste trabalho, a desigualdade, medida pelo índice de Gini, apresenta relação positiva com a taxa de CVLI, mas não significativa. A evidência é ambígua na determinação dessa relação, e não permite afirmar que baixa renda e desigualdade estimulam em algum grau o engajamento em atividades criminosas, mesmo para crimes

contra o patrimônio. Parte da literatura (ANDRADE e LISBOA, 2000; ARAÚJO JÚNIOR; FAJNZYLBBER, 2001; GUTIERREZ et al., 2004; MENDONCA, 2002; KUME, 2004) aponta para relação positiva entre desigualdade e homicídios. Resende (2007) e Santos (2009), por seu turno, encontram que a desigualdade de renda não parece ter qualquer relação com a violência letal no país.

A demografia também é fator relevante na compreensão da taxa de CVLI, pois quanto maior a proporção de jovens do sexo masculino maior é a taxa de homicídios observada no município. A prevalência de vitimização neste subgrupo etário da população brasileira encontra suporte empírico e é retratada na literatura (COLOMBAROLI; AGAPITO, 2016; SANTOS, 2009), de modo que os resultados aqui obtidos coincidem com o esperado. Além disso, no trabalho de Andrade e Lisboa (2000), as demais variáveis sociodemográficas se mostram significativas na determinação na criminalidade quando a amostra contém, exclusivamente, população jovem (15 a 19 anos), e convergem para efeito nulo à medida que se aumenta a idade (já sem efeito a partir dos 20 anos).

Quanto à relação entre educação e violência, verifica-se que o número de matrículas nos anos finais do ensino fundamental na rede estadual, utilizada como aproximação para o nível educacional da população, não apresenta relação significativa com a taxa de CVLI nos municípios brasileiros. Em parte da literatura, a variável mostra relação negativa com os índices de CVLI no Brasil (ARAÚJO JÚNIOR e FAJNZYLBBER, 2001; KUME, 2004; SANTOS, 2009). Por outro lado, como apontam Santos (2009) e Gutierrez et al (2014), uma relação positiva entre as variáveis é possível, e pode resultar de: i) a relação entre escolaridade e renda – pessoas mais ricas são vítimas potenciais –, e ii) quanto maior o nível educacional do indivíduo, maior é sua chance de sucesso no crime.

As *dummies capital* e *sudene*, por fim, indicam que municípios da área de atuação da SUDENE – estes, em sua maioria, pertencentes ao Nordeste – e capitais de estados apresentam taxas maiores de homicídios, corroborando o que foi verificado na análise de estatísticas de CVLI, conduzida no primeiro relatório deste projeto.

A tabela a seguir traz resultados da estimação do modelo para os municípios do Nordeste brasileiro, destacando cidades pertencentes ao G51 e à região do semiárido.

Tabela 2: Estimacões usando o painel de municípios do Nordeste, entre 2010 e 2019.

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)
	OLS	FE	System GMM
CVLI (t-1)	0.684*** (0.0364)	0.309*** (0.0820)	0.365*** (0.0954)
Despesas com segurança (t-1)	-0.638* (0.369)	-0.242 (0.656)	-0.809 (1.325)
Renda	2.884*** (1.046)	-0.800 (2.924)	8.796*** (2.209)
% jovens do sexo masculino	127.7 (131.6)	616.9* (312.8)	137.7 (239.1)
Gini	-31.24* (16.87)		-43.39 (26.92)
Matrículas no ensino fundamental	3.20e-05 (3.46e-05)	0.000358* (0.000199)	-1.72e-05 (0.000104)
G51	1.344 (1.852)		3.276 (3.995)
Semiárido	-4.998*** (1.615)		-9.916*** (3.641)
Número de observações	444	444	444
R ²	0.677	0.185	
Número de instrumentos			24
Testes de especificação (p-valores)			
	F		0.000
	AR1		0.000
	AR ²		0.762
	Sargan		0.067
	Hansen		0.222

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Similarmente ao encontrado no modelo para municípios de todo o Brasil, a taxa de CVLI do período prégio mostra relação positiva com taxa de CVLI, e reforça a hipótese da inércia dos homicídios. Mais uma vez o nível de gastos com segurança não apresenta significância estatística. Desigualdade de renda, percentual de jovens do sexo masculino, quantidade de matrículas e pertencimento ao G51, por seu turno, também não se mostram relevantes para compreender a violência letal no Nordeste.

A renda, porém, se mostra fator relevante na compreensão da taxa de homicídios, mas apresenta sinal diferente daquele obtido na estimacão do modelo para os municípios brasileiros, reforçando a ambiguidade da evidência empírica acumulada. Os municípios pertencentes ao semiárido, por fim, apresentam, de forma significativa, taxas menores de CVLI.

Em resumo, foram obtidos coeficientes positivos e significativos para a taxa de CVLI em t-1, o que fortalece a hipótese de efeito inércia de homicídios nos municípios.

As poucas especificações em que as despesas com segurança se mostraram significativas estavam sobreidentificadas e, portanto, viesadas, o que sugere pouco efeito de aumento de gastos sobre a redução de crimes violentos. Esses achados indicam que os investimentos em segurança pública, isoladamente, não são capazes de resolver o problema.

É comum a ideia de que mais gastos com segurança trariam melhores resultados em índices de criminalidade. Entretanto, é preciso constatar que, comparativamente, o Brasil não aloca poucos recursos em segurança pública; mais especificamente, cerca de 1,29% do PIB é destinado a esse fim, o que é muito próximo aos gastos efetuados pelos países europeus, cujos índices de homicídios e crime em geral são bem inferiores (Sapori, 2015). Adicionalmente, os determinantes da violência e da criminalidade são geralmente estruturais, relativos às condições de vida e acesso a oportunidades – educação, empregabilidade formal etc – de uma população.

As demais variáveis explicativas/controladas usadas buscaram refletir a importância dos aspectos sociodemográficos na construção de um ambiente vulnerável à expansão da criminalidade. A evidência empírica acumulada no assunto torna clara a relevância dessas características, e são comumente incluídas nas análises variáveis como renda, desigualdade, escolaridade, proporção de homens e jovens, urbanização, acesso a bens/serviços públicos etc. (ANDRADE e LISBOA, 2000; ARAÚJO JÚNIOR; FAJNZYLBER, 2001; BEATO e REIS, 2000; CERQUEIRA et al., 2007; GUTIERREZ et al., 2004; MENDONÇA, 2002; KUME, 2004; SANTOS, 2009). Os trabalhos consultados, entretanto, utilizam métricas distintas para essas características, além de subamostras distintas da população no que se refere a renda, idade e sexo. Assim, os resultados aqui encontrados, assim como aqueles reportados na literatura, precisam ser comparados com cautela.

2.2 Análise espacial dos CVLI na região Nordeste do Brasil

2.2.1 Informações gerais

Nesta seção se objetiva analisar a presença de autocorrelação e dependência espacial dos CVLI nos municípios nordestinos. Além disso, se pretende comparar os casos de CVLI no município em relação à incidência no Estado, confeccionando o mapa de risco relativo, indicador que descreve a intensidade de ocorrência do evento considerado. Propõe-se, ainda, a trazer técnicas de Econometria Espacial para a análise dos CVLI nos municípios nordestinos e são esperados efeitos de transbordamento quando

observada a autocorrelação espacial, uma vez que é provável que os municípios sejam influenciados pelos comportamentos observados nos seus vizinhos.

2.2.2 Dados

A variável base para a análise dos dados foi extraída do DATASUS e representa a quantidade de CVLI por município. Para fins de comparação, os anos analisados são 2010 e 2019 (primeiro e último ano da amostra). O cálculo da taxa de incidência, ou risco relativo, foi feito da seguinte maneira:

$$\text{Taxa de incidência} = (\text{Quantidade de CVLI/população exposta ao risco}) * 100 \quad (3)$$

A população exposta ao risco representa a quantidade de habitantes no município segundo o IBGE (2010 – Censo Demográfico; 2019 – População residente estimada).

2.2.3 Metodologia

Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)

Para realizar uma AEDE, é necessário, em primeiro lugar, definir uma matriz de ponderação espacial, W , quadrada de dimensão $n \times n$, com objetivo de definir as interações espaciais do fenômeno estudado. A conexão entre duas regiões é denominada peso espacial, w_{ij} , representando a ligação entre as regiões de acordo com algum critério de proximidade, mostrando a influência da região j sobre a região i . Essa ligação pode ser classificada de acordo com o grau de vizinhança baseada na contiguidade, na distância geográfica ou se apoiando em critérios socioeconômicos (Almeida, 2012).

A convenção do tipo contiguidade ocorre quando duas regiões são consideradas vizinhas e, assim, partilham uma fronteira física comum. Nesse caso, é atribuído o valor 1 na matriz de duas regiões vizinhas e 0 caso contrário. Em referência aos movimentos de peças num tabuleiro de xadrez, a depender do local da vizinhança essa matriz pode ser denominada Rainha (do inglês, Queen), Torre (do inglês, Rook) ou Bispo (do inglês, Bishop). A contiguidade é dita Rainha, caso além das fronteiras com extensões diferentes de zero forem considerados os vértices como contíguos na visualização de um mapa; Torre, caso apenas as fronteiras físicas com extensões diferentes de zero entre as regiões sejam levadas em conta; e Bispo se apenas os vértices forem considerados para definir contiguidade.

Com base na distância geográfica, a matriz de pesos espaciais pode ser formada segundo a proximidade, que parte do pressuposto que lugares mais próximos

geograficamente tenham uma maior interação espacial. Uma vantagem desse tipo de convenção é que as localidades sempre terão algum vizinho. Além disso, essa estratégia permite combater o desequilíbrio da conectividade de uma matriz, pois as regiões espaciais terão a mesma quantidade de vizinhos.

Usando esse tipo de estratégia, uma matriz W muito utilizada na literatura é a de k vizinhos mais próximos, dada por:

$$w_{ij} = \{1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k) \ 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k)\} \quad (4)$$

onde $d_i(k)$ é a distância de corte para a região i (a menor distância), de forma que essa região i tenha k vizinhos e essa distância varie entre as localidades. Assim, a equação anterior informa que a proximidade é baseada no critério de distância, de modo que duas regiões são consideradas vizinhas caso se encontrem dentro de uma distância de corte necessária para que se tenha o número predeterminado de vizinhos. A matriz de defasagem espacial escolhida é aquela que apresenta os melhores resultados do I de Moran, com coeficientes maiores e significativos.

Uma vez definida a matriz de pesos, segue-se a AEDE, verificando a existência de dependência espacial significativa nas variáveis dependentes das regressões. Para tanto, será utilizado o Índice de Moran (I de Moran) que identifica a existência de padrões espaciais de interação, verificando a aleatoriedade da distribuição espacial da variável sob estudo de forma global, indicando o grau de associação espacial presente no conjunto de dados e medindo a autocorrelação espacial a partir do produto dos desvios em relação à média. É representado por:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{z'_t W z_t}{z'_t z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (5)$$

Onde n é o número de regiões, S_0 é um valor igual à soma de todos os elementos de W , z é o valor da variável de interesse padronizada, Wz corresponde aos valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos segundo uma matriz de ponderação W .

O I de Moran fornece três informações: a significância estatística, o grau de concentração e a força da autocorrelação. A significância estatística informa se os dados estão distribuídos aleatoriamente ou não. O grau de concentração é dado pelo sinal da estatística, desde que essa seja significativa. O sinal positivo indica autocorrelação espacial positiva, revelando similaridade entre os valores do atributo estudado e sua localização espacial; e o sinal negativo indica a concentração nas regiões, mas com valores não similares, ou seja, que altos valores da variável tendem a ser rodeados por

baixos valores e vice-versa. Por fim, a magnitude da estatística mostra a força de autocorrelação espacial, em que quanto mais próximo de 1 ou -1 mais forte será a autocorrelação e quanto mais próximo de zero, mais dispersos estarão os dados (Almeida, 2012).

A autocorrelação espacial global mede o grau de associação espacial dos dados. Entretanto, pode haver padrões locais de associações que não são captados por medidas globais de autocorrelação, tais como *clusters* ou *outliers* espaciais. Para verificar a presença de autocorrelação espacial local é utilizado o método estatístico proposto por Anselin *et al.* (1996) denominado Indicador Local de Associação Espacial (LISA), que utiliza o Índice de Moran para identificar padrões locais de autocorrelação espaciais estatisticamente significativos. O Índice de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação e identifica quatro padrões de agrupamentos:

- *Alto-Alto*: Contém regiões que apresentam valores altos da variável de interesse rodeadas por regiões que também apresentam valores altos. No caso, no quadrante Alto-Alto serão exibidos os municípios com altas quantidades de CVLI, que estão circundados por municípios também com altas quantidades de CVLI.
- *Baixo-Baixo*: Contém regiões com baixo valor da variável de interesse circundadas por regiões também com baixo valor. Assim, nessa especificação teremos municípios com baixas quantidades de CVLI que estão próximos de municípios com baixas quantidades de CVLI.
- *Alto-Baixo*: Contém áreas com valores altos da variável de interesse cercadas por regiões vizinhas que possuem baixos valores. São os municípios com altas quantidades de CVLI que se encontram próximos a municípios com quantidades de CVLI consideradas baixas.
- *Baixo-Alto*: Contém áreas que apresentam valores baixos da variável de interesse, rodeadas por regiões que apresentam valores altos. No caso, serão os municípios com baixas quantidades de CVLI que se encontram próximos dos municípios com altas quantidades de CVLI.

Quando os agrupamentos estudados formarem *clusters*, ou seja, tiverem valores parecidos, a autocorrelação espacial será positiva. Essa autocorrelação ocorre, segundo Almeida (2012), quando altos valores de uma certa área estudada tendem a se agrupar juntos em certas partes e valores baixos tendem a se agrupar em outras. São os casos dos agrupamentos do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo. Por outro lado, uma indicação de

autocorrelação espacial negativa revela que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. Se altos valores tendem a ser encontrados muito próximos a baixos valores e vice-versa, diz-se que o atributo exhibe autocorrelação espacial negativa, como ocorre nos agrupamentos do tipo Alto-Baixo e Baixo-Alto.

Modelando a dependência espacial

A estratégia de identificação do melhor modelo que corrige o problema de autocorrelação foi baseada nas ideias de Florax, Folmer e Rey (2003) que pressupõe uma estratégia híbrida de identificação de autocorrelação, abrangendo testes clássicos e robustos, através dos seguintes passos:

1. Estima-se o modelo clássico de regressão linear por meio de MQO.
2. Testa-se a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou um erro por meio dos testes dos multiplicadores de Lagrange da defasagem e do erro.
3. Se ambos os testes não forem significativos, o modelo de MQO é o mais apropriado. Caso contrário, siga para o próximo passo.
4. Se os dois forem significativos, estima-se o modelo apontado como mais significativo, pela análise das versões robustas dos testes, ou seja, se $ML *_{\lambda} > ML *_{\rho}$, use o modelo de erro autorregressivo espacial como o mais apropriado ou se $ML *_{\rho} > ML *_{\lambda}$, o modelo mais adequado é o da defasagem espacial. Caso contrário, siga para o próximo passo.
5. Caso o teste $ML *_{\rho}$ seja significativo e o $ML *_{\lambda}$ não, adote o modelo de defasagem espacial. Caso contrário, vá para o próximo passo.
6. Caso o teste $ML *_{\lambda}$ seja significativo e o $ML *_{\rho}$ não, adote o modelo de erro espacial.

Os autores argumentam ainda que, se tanto o multiplicador de Lagrange do erro quanto o da defasagem se mostrarem significativos, estima-se o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC).

O ponto de partida dessa análise é dado pela estimação do modelo de MQO, dado pela Equação 6. Os modelos econométricos espaciais são estimados partindo dessa equação, mas incluindo os componentes espaciais, de acordo com as especificações de cada modelo conforme dispostos no Quadro 2.



$$CVLI = \beta_0 + \beta_1 gini + \beta_2 pcpempregadas + \beta_3 lnrendamed + \beta_4 lndenspop + \beta_5 pcjovensmas + \beta_6 G51 + \beta_7 guarda \quad (6)$$

Onde:

CVLI: taxa de CVLI do município, por cem mil habitantes;

Gini : índice de Gini do município em 2010;

pcpempregadas: percentual de pessoas empregadas no município;

lnrendamed : renda média (em log) em R\$ de 2010 do município;

lndenspop: densidade populacional (em log);

pcjovensmas: percentual de jovens do sexo masculino na população do município;

G51: variável binária que descreve a participação no grupo dos municípios mais ricos da região;

guarda: variável binária que descreve a presença de guarda municipal no município.

A fim de captar os efeitos globais, ou seja, quando o multiplicador espacial faz com que um impacto sobre a variável dependente seja refletido para todas as regiões da área de estudo, foram estimados: o modelo de defasagem espacial (SAR), o modelo de erro autorregressivo espacial (SEM) e o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC).

Quadro 2: Modelos espaciais estimados.

Modelo	Equação	Defasagem	Descrição
SAR	$y = \rho W y + \varepsilon$ ou $y = \rho W y + X\beta + \varepsilon$	$W y$	Os valores da variável dependente na vizinhança j influenciam a variável dependente i .
SEM	$y = X\beta + u$ $u = \lambda W u + \varepsilon$	$W \xi$	Os valores de erro na vizinhança j influenciam o erro em i .
SAC	$y = \rho W y + X\beta + u$ $u = \lambda W u + \varepsilon$	$W y$ e $W \xi$	Os valores da variável dependente e do erro na vizinhança j influenciam a variável dependente e o erro em i .

Fonte: Adaptado de Almeida (2012).

A força da autocorrelação, ou seja, sua magnitude indica que quanto mais próximo de 1 ou -1 mais forte será a autocorrelação e quanto mais próximo de zero, mais dispersos

os dados estão. Dessa maneira, apesar de não haver grande concentração espacial, como mostra os valores apresentados na Tabela 3, eles apresentam significância estatística e, portanto, autocorrelação.

Pela magnitude (em torno de 0,16) e significância estatística (a 1%) do I de Moran, dentre as matrizes espaciais calculadas, a matriz com três vizinhos mais próximos foi a mais adequada, uma vez que apresentou maior I de Moran. Sendo assim, essa matriz será utilizada para a análise subsequente.

2.2.4 Resultados e discussão

Análise da autocorrelação espacial global e seleção da matriz de pesos espaciais mais adequada

Para detectar a presença de uma possível dependência espacial na quantidade de CVLI nos municípios da região Nordeste, foi calculado o I de Moran global para os anos de 2010 e 2019 a partir das matrizes de pesos rainha, torre, 3, 4 e 5 vizinhos mais próximos, conforme disposto na Tabela 3.

Tabela 3: Índice de Moran da quantidade de CVLI nos municípios da região Nordeste em 2010 e 2019.

I de Moran	Convenção				
	Rainha	Torre	3 vizinhos	4 vizinhos	5 vizinhos
CVLI – 2010	0,0927*	0,0951*	0,1213*	0,1070*	0,0927*
CVLI – 2019	0,1600*	0,1627*	0,1628*	0,1571*	0,1436*

Fonte: Elaboração própria. Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias. * nível de significância de 1%.

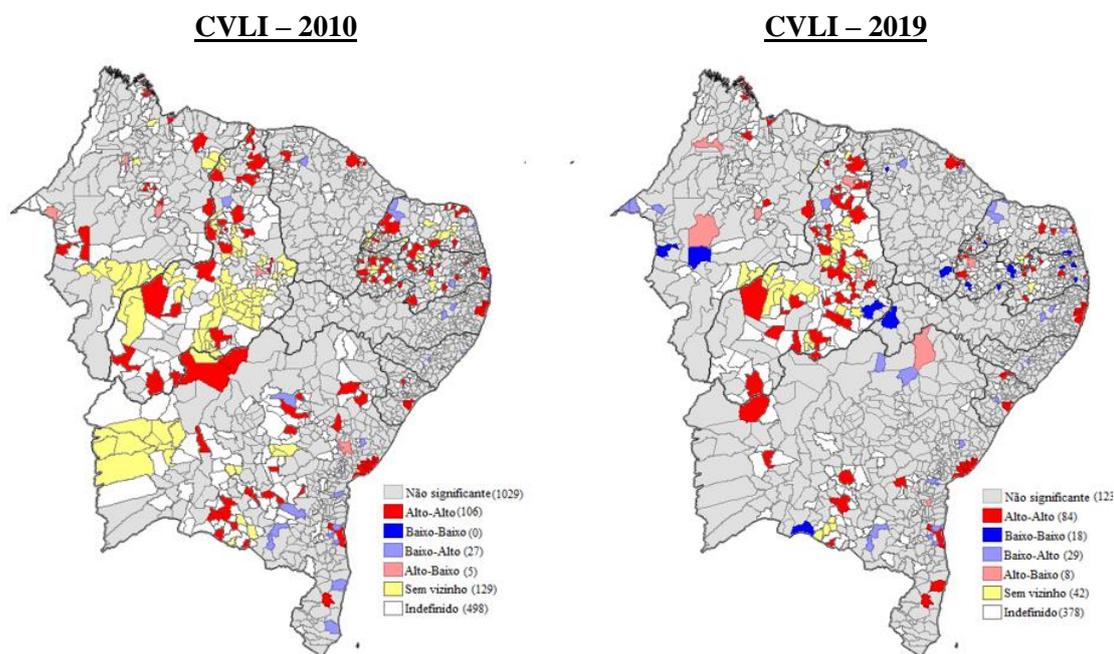
Observa-se que todos os coeficientes do I de Moran são altamente significativos e indicam autocorrelação positiva, sugerindo a existência de concentração da quantidade de CVLI no espaço. Nota-se ainda que, independentemente da matriz de pesos considerada, pode-se rejeitar a hipótese nula de distribuição aleatória espacial da quantidade de CVLI nos municípios da região Nordeste. Dessa maneira, infere-se que os municípios com quantidades de CVLI acima da média possuem vizinhos com altos valores nessa variável e municípios com quantidades de CVLI abaixo da média são vizinhos de municípios com baixas quantidades de CVLI.

Pela magnitude e significância estatística do I de Moran, dentre as matrizes espaciais calculadas, a matriz com três vizinhos mais próximos foi a mais adequada, uma

vez que apresentou maior I de Moran. Sendo assim, essa matriz será utilizada para a análise subsequente.

Análise de Autocorrelação Espacial Local

Figura 1: Mapa LISA univariado para a quantidade de CVLI nos municípios da região Nordeste em 2010 e 2019.



Fonte: Elaboração própria. Gerado a partir do software GeoDa.

Nota: Não significante (município que não se enquadra em nenhum dos agrupamentos: AA-BB-AB-BA); indefinido (município que não contém dado sobre quantidade de CVLI, mas pelo menos 1 de seus três vizinhos mais próximos apresenta essa informação); sem vizinho (município que não contém informações sobre CVLI e seus três vizinhos mais próximos também não apresentam esse dado).

Na Tabela 4 pode-se observar a quantidade de *clusters* do tipo AA e BB por estado nordestino. Dos municípios classificados no agrupamento do tipo AA no ano de 2010, 25,47% estão localizados no estado da Bahia, 19,81% no Piauí, 18,87% na Paraíba, 13,21% no Rio Grande do Norte, 8,49% no Maranhão, 7,55% em Pernambuco, 3,77% no Ceará e 2,83% no estado de Sergipe. Esse agrupamento inclui duas capitais nordestinas: Recife (PE) e Salvador (BA). Das associações espaciais observadas em 2010 cerca de 65,10% estão localizadas no semiárido.

Em relação aos *clusters* do tipo AA observados em 2019, os quais correspondem a cerca de 5% dos municípios nordestinos, 34,5% localizam-se no Piauí, 19% na Bahia, 11,9% na Paraíba, 10,7% em Pernambuco, 9,52% no Rio Grande do Norte, 5,95% no Maranhão, 4,76% no Ceará e 3,57% em Sergipe. Do total de aglomerações espaciais do tipo AA observadas em 2019, 59,5% encontram-se na região semiárida brasileira. Além disso, da totalidade de municípios com esse padrão de agrupamento destaca-se que estão incluídas 4 capitais, são elas: Fortaleza (CE), Natal (RN), Recife (PE), Salvador (BA), as duas últimas também mencionadas para o ano de 2010.

Tabela 4: Quantidade de clusters do tipo Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB) por estado.

Estado	AA		BB	
	2010	2019	2010	2019
Maranhão	9	5	0	2
Piauí	21	29	0	1
Ceará	4	4	0	2
Rio Grande do Norte	14	8	0	2
Paraíba	20	10	0	7
Pernambuco	8	9	0	3
Alagoas	0	0	0	0
Sergipe	3	3	0	0
Bahia	27	16	0	1
Total	106	84	0	18

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere ao padrão de agrupamento BB, foram observados apenas 18 municípios do Nordeste com esse tipo de associação no ano de 2019, desse total aproximadamente 77,8% encontram-se no semiárido. Com a maior concentração de *clusters* espaciais, o estado da Paraíba apresenta 35,7% das aglomerações.

Mapas quantílicos de risco relativo

A mensuração do risco relativo em que a população está exposta no estado do Maranhão no ano de 2010 inclui no quantil superior a capital São Luís. A mesorregião com maior quantidade de municípios na faixa superior nos dois anos é Oeste Maranhense, aproximadamente 57,69% e 51,52% dos municípios em 2010 e 2019, respectivamente.

Do total de municípios no nível mais escuro, nota-se que nenhum deles pertence ao semiárido em 2010, já em 2019, um dos municípios faz parte do semiárido.

No estado do Piauí, a capital Teresina está entre as localidades observadas no quantil maior nos dois anos. Em 2010 e 2019, 92,86% e 94,74% dos municípios destacados no quantil superior são localizados no semiárido, respectivamente. Os municípios na faixa superior estão dispersos ao longo do território do estado do Piauí, no entanto, pode-se observar uma maior concentração nas regiões Sudoeste e Sudeste Piauiense com cerca de 64,29% das localidades destacadas em 2010 e 73,68% em 2019.

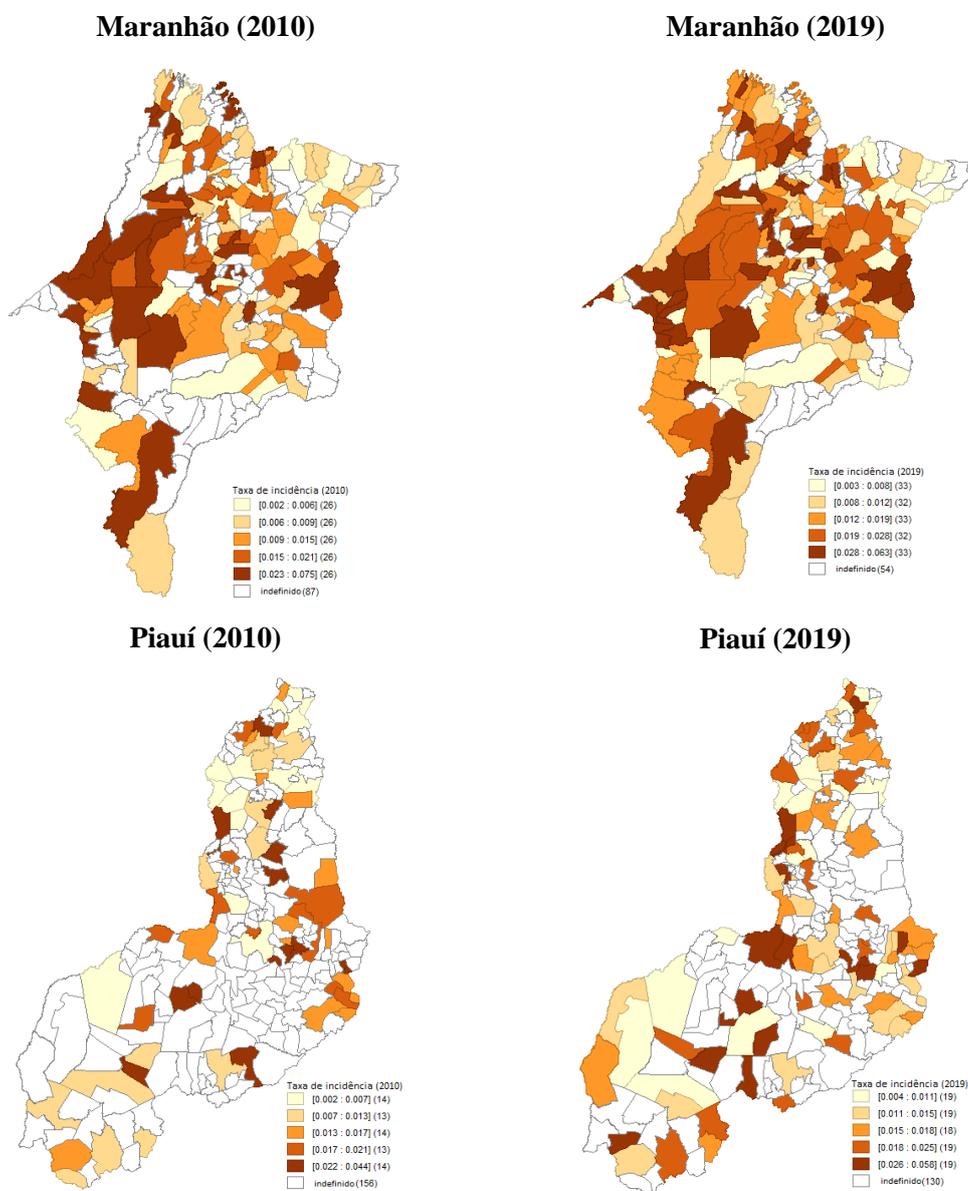
Dos municípios do estado do Ceará observados no quantil superior em 2010, 83,87% integram o semiárido, já em 2019 esse percentual corresponde a 81,82%. As mesorregiões Sertões Cearenses e Metropolitana de Fortaleza, destacam-se em 2010, compondo 32,26 e 19,35%, das localidades do quantil mais alto. Por outro lado, em 2019 33,33% dos municípios do quantil superior encontram-se na mesorregião Norte Cearense e cerca de 27,27% na Metropolitana de Fortaleza. A capital, Fortaleza, está incluída no quantil superior apenas no ano de 2010.

Em relação ao estado do Rio Grande do Norte, a capital Natal, está incluída no quantil maior apenas no ano de 2010. Foram verificados dentre os municípios destacados no tom mais escuro em 2010 que 94,12% deles pertenciam ao semiárido e em 2019 esse percentual foi de 81,82%. A mesorregião Oeste Potiguar se destaca nos dois anos com uma maior quantidade de municípios no quantil mais alto representando cerca de 70,59% dos municípios em 2010 e 36,36% em 2019.

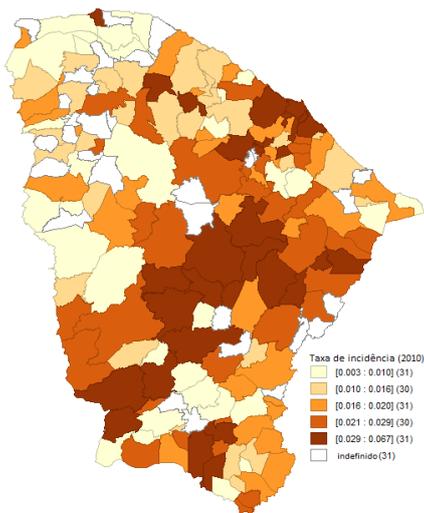
No estado da Paraíba, do total de municípios destacados no quantil superior 66,67% (2010) e 83,33% (2019) encontravam-se no semiárido. A capital paraibana aparece nessa faixa apenas no ano de 2010. Em relação às mesorregiões, pode-se destacar a Mata Paraibana (33,33%) e o Sertão Paraibano (29,17%) no ano de 2010, esta é ressaltada também no ano de 2019, compondo 50% dos municípios localizados no quantil mais alto.



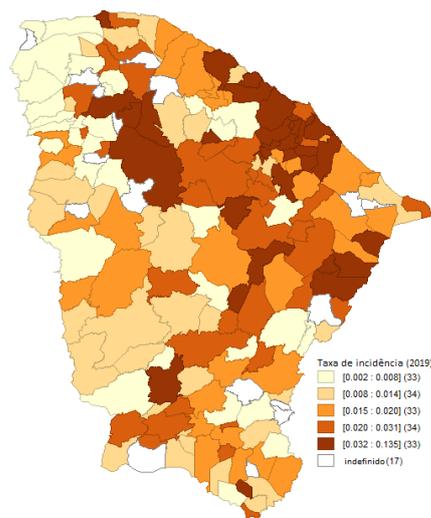
Figura 2 - Mapas quantílicos do risco relativo para os estados do Nordeste, nos anos de 2010 e 2019.



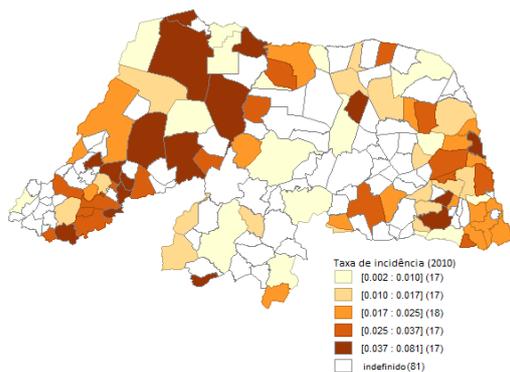
Ceará (2010)



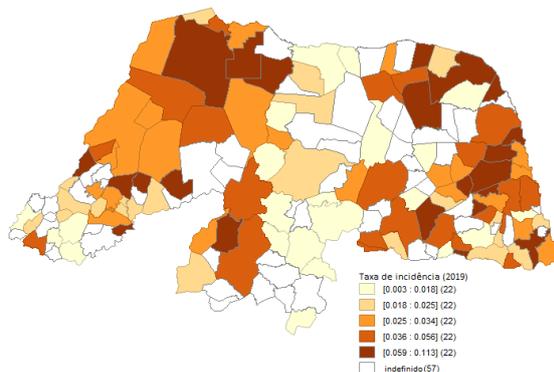
Ceará (2019)



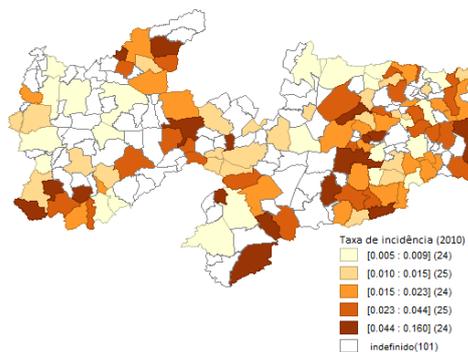
Rio Grande do Norte (2010)



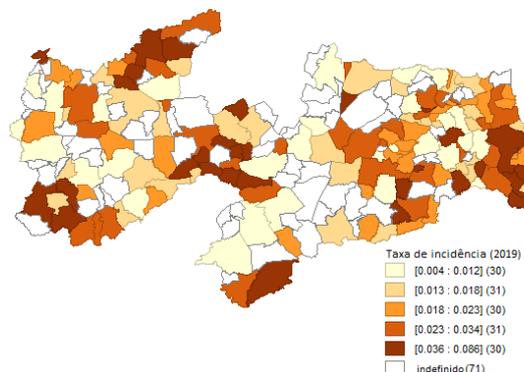
Rio Grande do Norte (2019)



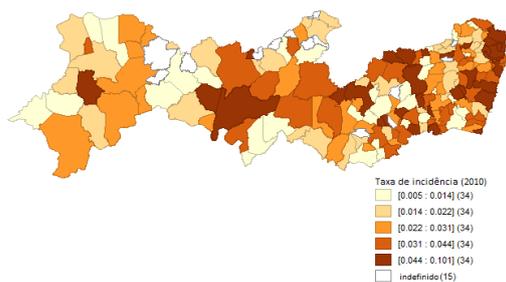
Paraíba (2010)



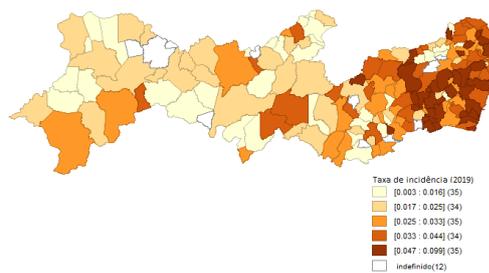
Paraíba (2019)



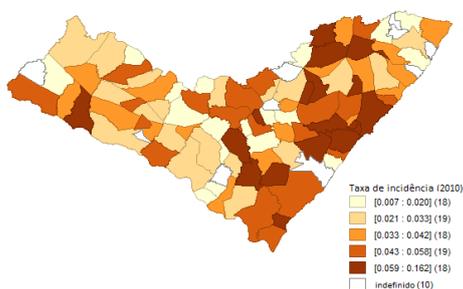
Pernambuco (2010)



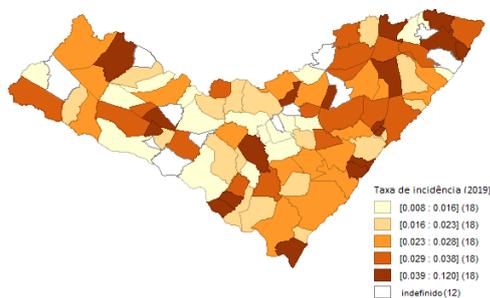
Pernambuco (2019)



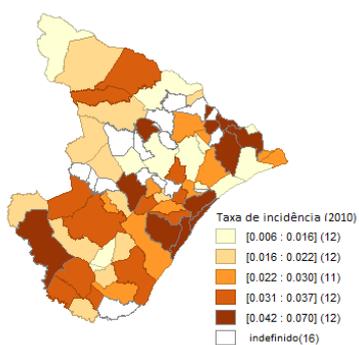
Alagoas (2010)



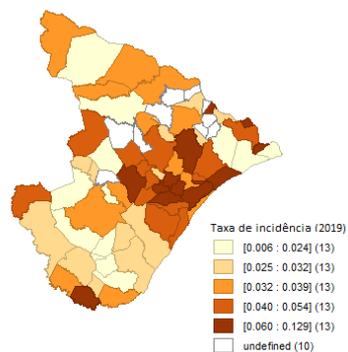
Alagoas (2019)

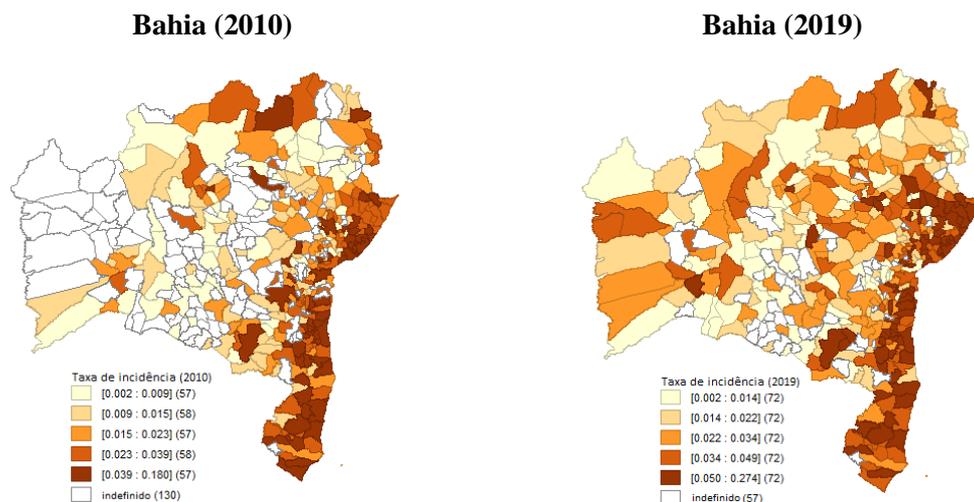


Sergipe (2010)



Sergipe (2019)





Fonte: Elaboração própria.

Dos municípios realçados no quantil mais alto no estado de Pernambuco em 2010, 47,06% integram o semiárido, já em 2019 esse percentual é correspondente a 34,29%. A capital pernambucana aparece na faixa superior apenas no ano de 2010. No que se refere às regiões de maior destaque, ressalta-se no quantil superior municípios do Agreste Pernambucano com um percentual de 32,35% em 2010 e 37,14% em 2019 e, a Mata Pernambucana (29,41% - 2010 e 48,57% - 2019).

No estado de Alagoas, a capital Maceió está entre as localidades observadas no quantil maior no ano de 2010. Em 2010 e 2019, 11,11% e 22,22% dos municípios destacados no quantil superior estão localizados no semiárido, respectivamente. Os municípios na faixa superior estão mais concentrados na mesorregião Leste Alagoano com cerca de 77,78% das localidades destacadas em 2010 e 61,11% em 2019.

Em relação ao estado de Sergipe, a capital Aracajú, está incluída no quantil maior apenas no ano de 2010. Foram verificados dentre os municípios destacados no tom mais escuro em 2010 que 41,67% deles pertenciam ao semiárido e em 2019 esse percentual foi de 7,69%. A mesorregião Leste Sergipano se destaca nos dois anos com uma maior quantidade de municípios no quantil mais alto representando cerca de 75% dos municípios em 2010 e 92,31% em 2019.

No estado da Bahia, em 2010 e 2019, 21,05% e 25% dos municípios destacados no quantil superior são localizados no semiárido, respectivamente. Em relação às mesorregiões, pode-se destacar a Metropolitana de Salvador (24,56% - 2010 e 49,12% - 2019) e o Sul Baiano (22,22% - 2010 e 40,28% - 2019). A capital, Salvador, está entre as localidades observadas no quantil mais alto no ano de 2010.

Quadro 3: Municípios cujas taxas de incidência encontram-se no quantil superior nos dois anos (2010 e 2019).

Estado	Municípios
Maranhão	Açailândia, Bacabal, Balsas, Caxias, Governador Edison Lobão, Governador Nunes Freire, Grajaú, Imperatriz, Presidente Dutra, Ribamar Fiquene, Zé Doca
Piauí	Marcolândia, Pavussu, Teresina
Ceará	Acarape, Aquiraz, Banabuiú, Caucaia, Eusébio, Itaitinga, Jijoca de Jericoacoara, Maracanaú, Milhã, Pacoti, Palmácia, Saboeiro, São João do Jaguaribe, Tabuleiro do Norte
Rio Grande do Norte	João Dias, Mossoró, Umarizal
Paraíba	Alhandra, Areia de Baraúnas, Brejo do Cruz, Caaporã, Conde, Santa Rita, São João do Tigre
Pernambuco	Agrestina, Amaraji, Cabo de Santo Agostinho, Caruaru, Igarassu, Itamaracá, Itapissuma, Itaquitinga, Maraial, São José da Coroa Grande, Toritama, Vitória de Santo Antônio
Alagoas	Arapiraca, Cajueiro, Santa Luzia do Norte
Sergipe	Itabaiana, Santo Amaro das Brotas
Bahia	Alagoinhas, Barro Preto, Camaçari, Camamu, Catu, Coaraci, Dias D Ávila, Ilhéus, Irecê, Itabela, Itabuna, Itaju do Colônia, Itajuípe, Itamaraju, Itaparica, Lauro de Freitas, Mata de São João, Medeiros Neto, Nova Viçosa, Pau Brasil, Prado, Rio Real, Santo Antônio de Jesus, São Sebastião do Passé, Simões Filho, Vera Cruz, Vitória da Conquista

Fonte: Elaboração própria.

Análise econométrica espacial – modelos SAR, SEM e SAC

Pelo teste do multiplicador de Lagrange apresentado na Tabela 3 é possível notar nítida dependência espacial no modelo para o ano de 2010, através do I de Moran e também dos multiplicadores de Lagrange, onde todos se apresentaram como significativos ao critério de significância de 5%.

Verificando os critérios $ML\rho$ e $ML\lambda$, constata-se que os dois foram significativos, para o ano de 2010. Continuando com o procedimento de especificação de modelos espaciais, os testes robustos $ML\rho^*$ e $ML\lambda^*$ também se mostraram significativos, sendo que o primeiro é maior do que o segundo, podendo indicar que o modelo SAR deve ser estimado. No entanto, seguindo a orientação de Florax, Folmer e Rey (2003) e de Maranduba Junior e Almeida (2009), como tanto o multiplicador de Lagrange robusto da defasagem ($ML\rho^*$) como o multiplicador de Lagrange robusto do erro ($ML\lambda^*$) foram significativos, serão analisados os coeficientes do modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC).

Em relação a especificação para o ano de 2019, os testes do multiplicador de Lagrange apontam o modelo de defasagem espacial (SAR) como o mais apropriado, uma vez que o multiplicador robusto do erro não apresentou significância estatística.

Tabela 5: Diagnóstico de dependência espacial pelo multiplicador de Lagrange.

Teste	CVLI – 2010		CVLI – 2019	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
I de Moran	2,717	0,0066	4,211	0,0000
ML_{ρ} (lag)	15,576	0,0001	32,062	0,0000
ML_{ρ} robusto (lag)	13,358	0,0003	17,787	0,0000
ML_{λ} (erro)	6,862	0,0088	16,906	0,0000
ML_{λ} robusto (erro)	4,644	0,0312	2,631	0,1048

Fonte: Elaboração própria, resultados gerados a partir do programa GeoDaSpace.

O diagnóstico das regressões do OLS traz os testes de normalidade de Jarque-Bera e o de heterocedasticidade de Koenker-Bassett, conforme dispostos nas Tabelas 4 e 5. No teste de normalidade, a hipótese nula de normalidade dos resíduos foi rejeitada a um nível de significância de 1%. Também se rejeitou a hipótese de homocedasticidade ao nível de significância de 1%, indicando a presença de variância não constante nos resíduos.

Tyszler (2006) e Almeida (2012) destacam que, devido à não normalidade dos erros, é mais adequado estimar os modelos espaciais pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM). A presença de heterocedasticidade foi controlada empregando o erro robusto de White (1980) nos modelos OLS, SAR e o erro robusto de Kaleijian e Prucha (2010) nos modelos SEM e SAC.

Tabela 6: Efeitos sobre a quantidade de CVLI no ano de 2010.

Variáveis	OLS	SAR	SEM	SAC
Índice de Gini	95,4347* (30,3648)	86,8772* (29,1628)	91,2891* (29,4326)	94,5350* (29,6500)
População empregada (%)	3,2250* (0,9671)	2,4360* (0,9601)	2,9495* (0,9380)	3,0292* (0,9464)
Rendimento médio da população (em ln)	-10,1973* (3,8266)	-7,6924* (3,8568)	-9,2133* (3,6948)	-9,9266* (3,8551)
Densidade populacional	11,1412* (2,6629)	8,7403* (1,8748)	11,3364* (2,9599)	8,2254* (1,7122)
Jovens do sexo masculino (%)	-6,1532* (1,7524)	-5,6290* (1,5809)	-6,1937* (1,7867)	-5,4560* (1,5098)
Guarda Municipal	0,9809 (1,6726)	0,4020 (1,7833)	0,5580 (1,7528)	1,2724 (1,4819)
G51	154,2114* (41,2123)	161,7912* (44,2835)	155,5209* (41,4786)	153,0819* (37,6193)
Constante	-12,0271* (3,5692)	-10,7370* (2,9171)	-11,8971* (3,7077)	-10,0434* (2,6637)

ρ	-	0,2892 (0,1765)	-	0,2834* (0,1374)
λ	-	-	0,1085* (0,0459)	-0,3157* (0,1163)
Jarque- Bera	11886619,141 *	-	-	-
Koenker-Bassett	195,448*	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os erros-padrão são apresentados entre parênteses; *p<0,05.

Tabela 7: Efeitos sobre a quantidade de CVLI no ano de 2019.

Variáveis	OLS	SAR	SEM	SAC
Índice de Gini	71,3639* (25,5211)	65,4751* (24,0349)	65,7128* (23,9899)	70,0086* (24,7197)
População empregada (%)	2,1644* (0,6205)	1,5972* (0,6798)	1,8055* (0,6187)	1,9476* (0,6409)
Rendimento médio da população (em ln)	-7,0295* (2,9909)	-4,9948 (3,2126)	-5,3988 (2,9418)	-6,6754* (3,0965)
Densidade populacional	8,5645* (1,7362)	6,9018* (1,1756)	8,6457* (1,8968)	6,7440* (1,1435)
Jovens do sexo masculino (%)	-4,6622* (1,6293)	-4,4177* (1,5003)	-4,8866* (1,6653)	-4,1002* (1,4159)
Guarda Municipal	2,3428* (1,1938)	2,0943 (1,2015)	1,8939 (1,2581)	2,4449* (1,0909)
G51	102,6943* (23,3058)	108,4899* (25,3035)	104,9032* (23,6933)	104,0759* (22,8355)
Constante	-7,4626* (1,9908)	-7,5043* (1,9448)	-7,0394* (2,0204)	-7,4474* (1,7792)
ρ	-	0,2532* (0,1271)	-	0,2531* (0,1056)
λ	-	-	0,1313* (0,0444)	-0,1734 (0,1211)
Jarque- Bera	8327480,306*	-	-	-
Koenker-Bassett	204,171*	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os erros-padrão são apresentados entre parênteses. *p<0,05.

Os achados reverberam, portanto, resultados da literatura consultada, no sentido de que reforçam a hipótese de correlação espacial da criminalidade. Os trabalhos que abordam o tema variam largamente nos quesitos de abrangência territorial e período analisados; ainda assim, o fenômeno parece se confirmar em todas as regiões do país em vários momentos.

O trabalho de Plassa et al (2019) busca analisar a possibilidade de comportamento espacial do crime no Nordeste no ano de 2014, procura padrões e investiga os determinantes do problema. Constatam que municípios com taxas de homicídios por 100 mil habitantes superiores a 31,96, geralmente são rodeados por cidades com o mesmo padrão de violência letal. Neste caso, ‘alto’ implica superar a média da região Nordeste e

‘baixo’, ser inferior. Ao analisarem os testes de autocorrelação global e local, verificaram similaridade das taxas entre municípios vizinhos, todas significativas, em várias especificações (convenções de matrizes de pesos espaciais), encontrando as relações alto-alto e baixo-baixo para CVLI. Com a estatística global significativa, passaram à análise de clusters localmente significativos, para os quais os achados foram reiterados.

Ainda nesse trabalho, autores reiteram a força das teorias de desorganização social e tensão de Merton na defesa da influência majoritária de renda e desigualdade na criação de um ambiente vulnerável à criminalidade. Além disso, observam que aspectos muito correlacionados à renda e à desigualdade se mostram igualmente relevantes, a saber, educação e desemprego. Apontam, por fim, que mesmo com a grande influência de todos esses fatores, há ainda a questão de dependência espacial do crime, capaz até de sobrepor – e invalidar – os demais determinantes. Nesse sentido, áreas com bons marcadores de desenvolvimento e equidade social, por serem geograficamente próximas de áreas com maus marcadores, estariam sujeitas à mesma violência.

Como atestado no exercício 1 deste relatório, há persistência temporal de CVLI que, por sua vez, depende fortemente de fatores sócio-demográficos. A urbanização é um condicionante bem retratado na literatura no sentido de sua relação direta com índices de violência. Assim, Plassa et al (2019) destacam que taxas mais altas de CVLI estão em cidades maiores de forma não aleatória, uma vez estabelecida a influência do ambiente físico e social. Os autores incluem o coeficiente de Gini no intuito de captar efeitos da desigualdade e, então, da convivência entre pessoas mais e menos abastadas, o que geraria frustração e, possivelmente, mais crimes. Por fim, consideram no estudo a participação de jovens do sexo masculino na população, por se tratar de grupo vulnerável (como vítimas ou perpetradores de crimes).

Realizam, finalmente, análise complementar por meio de estimação dos modelos SAR, SDM e SEM¹³, analisando os resultados deste último, por ter melhor ajuste. Seus resultados indicam que a desigualdade de renda tem relação positiva com CVLI – aumento de 1% em Gini resultaria em crescimento de 2% na taxa de homicídios, especificamente –, enquanto a relação entre extrema pobreza e criminalidade foi negativa – aumento de 1% na pobreza geraria queda dos homicídios de 0,5%. Maior taxa de desemprego, por sua vez, induz tímido aumento da violência; já urbanização e densidade

¹³ Modelo de defasagem da variável dependente (SAR), modelo de defasagem do termo de erro (SEM), modelo Dublin espacial (SDM).

populacional têm relação positiva com CVLI e, aumentando em 1%, geram aumento da taxa de homicídios em 0,39% e 0,24%, respectivamente. A última variável analisada pelos autores, taxa de analfabetismo, estabelece relação entre nível educacional e incidência de crimes letais: quando do aumento de 1% na taxa, a violência aumenta em 0,5% na região.

Em Silva (2020), o I de Moran global calculado mostra relação positiva e significativa, o que indica agrupamentos de microrregiões do Nordeste, de 2011 a 2017, em termos de taxas elevadas – ou baixas – de homicídios no período em análise. Os valores variaram de um mínimo de 0,394 em 2013 a um máximo de 0,468 em 2015. Aprofundando a análise com o I de Moran local (LISA), o autor reitera os achados, e ressalta que agrupamentos do tipo AA são observados no litoral (estando em 28 microrregiões em 2011 e em 40 em 2017) – e, destaca, microrregiões de São Luís e Imperatriz, ambas no Maranhão –, BB mais ao norte e oeste de todo o Nordeste, enquanto AB e BA são escassos (nove microrregiões em 2011 e dez em 2017).

O trabalho de Souza et al (2019) utiliza dados de 187 microrregiões do Nordeste, entre 2011 e 2015, na investigação da convergência da taxa de CVLI entre as referidas áreas. Os autores observam que, de 2005 a 2011 a violência letal no interior do Nordeste apresenta redução, à exceção do estado do Ceará, e que os maiores índices se concentram no litoral, no oeste do Maranhão e da Bahia, e em algumas microrregiões mais centrais. Indicam, assim, a prevalência do crime letal em localidades mais populosas e com mais infraestrutura, e que as taxas de criminalidade são correlacionadas geograficamente, com clusters do tipo AA e BB nas microrregiões estudadas.

Em seu estudo, Andrade e Diniz (2013) testam a hipótese de que houve um processo de interiorização da violência, atentando para a reorganização do crime, efeitos de contágio e formação de clusters em áreas que experimentaram dinamismo econômico ou mudanças afins. Observaram crescimento expressivo da criminalidade e violência letal dos anos 1990 a 2010, e verificaram que, a partir de 1999, a taxa de crescimento de crimes no interior supera as das capitais e RMs. Concluem, porém, que o processo de interiorização não é homogêneo em todo o território nacional. No Nordeste, destacam a intensificação de homicídios no sul da Bahia (Porto Seguro, Vitória da Conquista e Itabuna), atribuindo à reorganização econômica advinda da produção de cacau e do turismo. Mencionam também Açailândia e Imperatriz, no Maranhão, em contato direto com a mancha criminal do leste paraense, levantando a hipótese de ‘contaminação’ por compartilhamento de processos sociais – portanto, a questão da dependência espacial. O

Ceará, por sua vez, apresenta concentração de CVLI especialmente no entorno do município de Quixeramobim, em todo o período. Encontram outros aglomerados de municípios violentos nas fronteiras de Pernambuco com Bahia e Alagoas, fronteiras de Minas Gerais com Bahia e Espírito Santo, e o litoral do Rio de Janeiro à Paraíba.

Em Oliveira et al (2017), se investigou a presença de clusters de propensão à criminalidade em municípios baianos no ano de 2010. Para tanto, foram usados critérios de vulnerabilidade social (Gini, IDH-M, recebimento de transferências) e marcadores de herança educacional (instrução das mães, taxa de alfabetização) para averiguar, de acordo com a teoria econômica do crime, a chance de um indivíduo residente se engajar em atividades criminosas, considerando menor custo de oportunidade resultante de fragilidades socioeconômicas. A maior parte dos municípios apresenta média vulnerabilidade social, baixa herança educacional, e média propensão à criminalidade, e há poucos clusters de municípios fortemente propensos à criminalidade. Destacam, porém, que no Sul da Bahia (Vitória da Conquista, Paulo Afonso etc.) se encontram agrupamentos do tipo AA. Pelo índice de Moran global, concluem que elevações de 1% na propensão ao crime elevam em 13,9% a propensão de crimes em municípios do entorno.

No trabalho de Dantas et al (2019), autores buscaram identificar espriamento do CVLI em 417 municípios baianos nos anos de 2012, 2015 e 2017. Notaram concentração na RM de Salvador, no litoral do estado, e nas regiões norte e oeste, onde se localizam a maioria das unidades prisionais; a região centro-sul, por sua vez, concentra menos crimes e tem clusters do tipo BB. Observaram clusters do tipo AA no litoral sul do estado, onde se localizam os vinte municípios com maior incidência de CVLI.

Batella e Diniz (2010), ao analisarem a dependência espacial do crime em Minas Gerais no ano de 2005, buscaram entender como características sociodemográficas estão relacionadas aos índices de violência, usando como possíveis condicionantes do engajamento no crime o IDH-M, riqueza e renda, desigualdade, infraestrutura (moradia), educação, densidade populacional e imigração (inter ou intra-estadual). No sul do estado, identificam maiores taxas de crime contra o patrimônio e, no Norte, maiores taxas de crimes contra a pessoa. Em termos de infraestrutura e desenvolvimento econômico, o Sul supera o norte do estado, indicando que os aspectos sociais mencionados podem ser determinantes no tipo de violência que prepondera.

O trabalho de Farias et al (2008) identifica clusters de criminalidade também nos municípios de Minas Gerais, mas para o ano de 2002. Por meio do I de Moran global,

encontram 7 grupos de municípios distintos, de acordo com nível de criminalidade e com tipo de crime – contra o patrimônio ou contra a pessoa. Ou seja, não apenas há clusters do tipo AA/BB, capturando níveis de criminalidade, mas também incorporam o tipo de crime de maior prevalência em determinado grupo de municípios.

Em Peixoto, Moro e Andrade (2004) se buscou verificar que variáveis sociodemográficas estariam relacionadas aos índices de criminalidade na RM de Belo Horizonte. Nos modelos de econometria espacial – SEM (*Spatial Errors Model*) e SARMA (*Spatial Autorregressive and Moving Average*) – foram analisados efeitos de tempo médio de resposta da polícia, disponibilidade de rede de esgoto, oferta de educação, índice de serviços privados e padrão de acabamento das residências. Tendo os testes de especificação favorecido o modelo SARMA, resultados indicaram que homicídios são negativamente correlacionados com o nível de acabamento das residências e positivamente correlacionados com o tempo médio de atendimento da polícia e com índice de serviços privados.

Assim, crimes violentos têm relação com fatores ecológicos: desordens física e social, além de correlação espacial com violência dos territórios vizinhos. Regiões mais urbanizadas, portanto, têm menor integração entre moradores e menor controle social informal, criando menos barreiras ao exercício do crime nas comunidades. Além disso, não estabelecem relação direta entre pobreza e homicídios, ressaltando que algumas regiões menos desenvolvidas da cidade apresentam poucos CVLI.

Sass et al (2016), por fim, trazem análise espacial do homicídio nos municípios do Paraná, entre 2010 e 2012, usando inicialmente AEDE e aprofundando o estudo com modelos espaciais (SEM, SAR, SDM e RPG¹⁴) e variáveis sociodemográficas. Para os 399 municípios estudados, o I de Moran estimado indica autocorrelação espacial positiva nas taxas de homicídios, ou seja, agrupamentos do tipo AA e BB, robustos a diferentes convenções (rainha, torre, k8, k5 e distância fixa). Clusters AA destacados foram: a) RM de Curitiba, que, apesar de rica e com alto IDH, é circundada por municípios pobres e de desenvolvimento precário, desigualdade esta que justificaria a concentração de crimes; b) municípios que fazem fronteira com o Paraguai, cujo alto índice de homicídios seria explicado pelo tráfico de drogas; c) municípios da região oeste, pouco urbanizados e muito pobres. Já os agrupamentos do tipo BB eram, em geral, formados por municípios pequenos, relativamente urbanizados e com baixo índice de pobreza.

¹⁴ Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG).

Os resultados das regressões dos modelos espaciais¹⁵ em Sass et al (2016) apontaram que as taxas de homicídios nos municípios do estado do Paraná são influenciadas por: taxa de pobreza, grau de urbanização, porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população, densidade demográfica, índice de Gini, taxa de analfabetismo, taxa de desemprego, taxa de policiais por 100 mil habitantes e essas características nas cidades vizinhas. As variáveis índice de Gini, taxa de pobreza e taxa de desemprego pretenderam captar os efeitos da teoria da desorganização social sobre a criminalidade, em que pobreza e desigualdade de renda intensificaram a insegurança e instabilidade social, levando a um aumento da taxa de crimes.

No presente estudo, os modelos que melhor explicam o crime letal no Nordeste mostram a relevância de variáveis sociodemográficas em sua determinação. Mais especificamente, e de acordo com a maior parte da literatura consultada, maiores índices de desigualdade estão ligados a maiores taxas de CVLI observadas, assim como a densidade populacional e a participação no G51, que denotam adensamento e, grosso modo, urbanização. O nível de rendimentos, por sua vez, exibe a relação negativa, isto é, municípios cuja população apresenta maior renda média têm taxas menores de CVLI, o que também corrobora alguns trabalhos consultados.

As variáveis que captam a presença de homens jovens e o número de empregados na população, por outro lado, apresentam comportamento atípico em comparação ao restante da literatura. Neste estudo, tanto em 2010 quanto em 2019, ter mais homens jovens no município não implica em maiores taxas de CVLI, assim como ter mais pessoas com vínculo formal de trabalho não implica menores taxas.

De modo geral, há menção de efeitos ambíguos de muitas das variáveis explicativas sobre crimes letais, embora algumas delas – pobreza, desigualdade, educação, grau de urbanização – parecem convergir. Análises espaciais da violência letal no Brasil e, em especial, no Nordeste, apresentam indícios de agrupamentos, mesmo ao se considerar a influência de aspectos sócio-demográficos na determinação das taxas de CVLI, o que fortalece a hipótese de preponderância da localização geográfica. Nesse sentido, os resultados aqui reportados corroboram a literatura consultada, chamando atenção à necessidade de políticas públicas que priorizem a questão da distribuição espacial da violência.

15



2.3 Avaliação de Impacto da Lei nº 13.931/2009 sobre os CVLI em Pernambuco

2.3.1 Informações gerais

Semelhante à região Nordeste, Pernambuco destaca-se pelas altas taxas de criminalidade em diferentes indicadores (roubo, ameaças, discriminação, ofensas sexuais, etc) com especial atenção para os crimes de letalidade. Apesar de o estado apresentar um dos melhores IDHs da região, cerca de 20% das habitações localizam-se em territórios de aglomerações subnormais, além de ser um dos casos mais graves em termos de vulnerabilidade juvenil e caracterizar uma concentração de renda em torno de 66% no estado (Engel et al, 2015).

Assim como a problemática da violência desenha-se como multifatorial, as soluções demandadas conseqüentemente seguem a lógica. Dentre as maneiras discutidas que vão desde políticas de prevenção à medidas de confronto direto, algumas perpassam pelos incentivos monetários. A Lei nº 13.931/2009 de 3 de dezembro de 2009 enquadra-se no último grupo e foi promulgada com o objetivo de modificar a Lei nº 10.489, de 02 de outubro de 1990, alterando definições de critérios de distribuição de parte do ICMS que cabe aos municípios. De acordo com o texto, o Governo de Pernambuco passa a considerar critérios relativos à segurança pública, como o número de Crimes Violentos Letais Intencionais – CVLI (2%) e a presença de presídios ou penitenciárias nos municípios (1%) para distribuir cota parte de ICMS aos municípios pernambucanos. Segundo a lei:

"Art. 2º A participação de cada Município na receita do ICMS que lhe é destinada será determinada mediante a aplicação de um índice percentual correspondente à soma das seguintes parcelas:

.....
II - 25% (vinte e cinco por cento), observando-se o seguinte:

.....
e) a partir do exercício de 2012: (ACR)

7.1. 2% (dois por cento), segundo o critério relativo ao número de Crimes Violentos Letais Intencionais - CVLI, por 100.000 (cem mil) habitantes ocorridos no Município, conforme informações fornecidas pela Secretaria de Defesa Social do Estado, considerando-se que quanto menor o número destes Crimes maior sua participação no percentual aqui previsto;

7.2. 1% (um por cento), segundo o critério relativo aos Municípios que sediarem ou venham a sediar presídios e penitenciárias, com número de vagas oficiais superior a 300 (trezentas), considerando-se a participação relativa do Município no número total de detentos do Estado, com base em dados fornecidos pela Secretaria de Defesa Social do Estado”.

A hipótese a ser testada é que a implementação dos critérios em relação à segurança pública para a distribuição da cota parte do ICMS reduza a incidência de CVLI nos municípios pernambucanos em comparação com os anos anteriores (sem a lei). Dessa forma, esta seção propõe-se a avaliar o impacto da Lei nº 13.931/2009, rateio da cota parte do ICMS, sobre os CVLI em Pernambuco. Para isso, utilizou-se dados a nível municipal e estimou-se quatro especificações de modelagem econométrica que são variações do método de diferenças em diferenças. Todas as especificações foram aplicadas em quatro amostras, com exceção da amostra IV, em que não foi possível estimar o modelo utilizando o balanceamento por entropia.

2.3.2 Dados

Os dados utilizados para realizar as estimações (e suas respectivas fontes abrangem informações sobre: CVLI (SIM/Datasus), densidade populacional (IBGE), percentual de jovens do sexo masculino (IBGE), quantidade de matrículas no Ensino Fundamental I da rede municipal (INEP), montante gasto com Segurança Pública em valores de 2010 (FINBRA), quantidade de unidades prisionais (CNJ e Infopen) e presença de Guarda Municipal (Munic). As análises foram realizadas para os dados do período de 2010 a 2019.

As covariadas escolhidas estão presentes na literatura de economia do crime (SILVEIRA NETO, R. M. et al., 2014; PEREIRA FILHO, O. A. et al., 2018; SILVA, A. A. D., 2021). Além disso, a disponibilidade em bases de dados justifica o uso nas estimações.

Como descrito acima, os dados são de fontes diferentes, de forma que se construiu a base agregando as informações por meio do código de município fornecido pelo IBGE, de tal forma que se obtiveram informações únicas por município e por ano. A base inicial é composta por 24.790 observações. A partir dessa, originou-se quatro amostras em que foram aplicados filtros específicos de modo a atender os grupos de controle indicados.

Tabela 8 - Tamanho das amostras antes e depois da limpeza de *missing data*.

Amostra	Antes da limpeza	Depois da limpeza
Grupo de controle I	18.577	11.315
Grupo de controle II	5.914	2.980
Grupo de controle III	6.853	3.040
Grupo de controle IV	2.954	1.891

Fonte: Elaboração própria.

A perda de dados foi atribuída com maior peso para a variável de gastos com segurança pública em todas as amostras, e em menor peso para a variável que indica se o município possui equipe de Guarda Municipal apenas na primeira amostra.

2.3.3 Metodologia

Foram estimadas quatro variações da modelagem de diferenças em diferenças (diferenças em diferenças, diferenças em diferenças com covariadas, diferenças em diferenças com PSM e diferenças em diferenças com entropia) que consiste em mensurar o efeito médio do tratamento considerando os períodos anterior (2010 e 2011) e posterior (2012 a 2019) à implementação da lei.

A definição dos efeitos estimados do tratamento é baseada na existência de um par de períodos antes e depois, a saber, uma linha de base ($t = 0$) e um acompanhamento ($t = 1$). A estrutura básica de DiD depende da disponibilidade de dois grupos de unidades i , incluindo um grupo tratado ao qual o tratamento é administrado ($Z_i = 1$) e um grupo de controle ao qual o tratamento não é administrado ($Z_i = 0$). Para uma determinada variável de resultado, Y_{it} , o efeito do tratamento de DiD da população é dado pela diferença na variável de resultado para unidades tratadas e de controle antes e depois da intervenção. A configuração DiD é dada por:

$$DID = \{E(Y_{it=1}|D_{it=1} = 1, Z_i = 1) - E(Y_{it=1}|D_{it=1} = 0, Z_i = 0)\} - E(Y_{it=0}|D_{it=0} = 0, Z_i = 1) - E(Y_{it=0}|D_{it=0} = 0, Z_i = 0) \quad (7)$$

O modelo de DiD pode ser combinado com outros métodos de avaliação não experimental. As covariáveis de controle adicionais são importantes quando a

heterogeneidade observada pode confundir a estratégia de identificação. Dadas as características da estimativa de DiD, as covariadas observadas devem ser isentas dos efeitos do tratamento. Portanto, se covariadas observáveis (X_i) estiverem disponíveis, elas podem ser adicionadas à análise.

Abadie e Imbens (2011) sugerem que o procedimento de pré-processamento de dados diminui a dependência do modelo para análises posteriores em que são utilizadas metodologias padrões. Um desses métodos complementares para o efeito do tratamento DiD é a incorporação de pesos de pontuação de propensão do kernel. Além da inclusão de variáveis de controle, as covariáveis observadas podem ser usadas para estimar o escore de propensão (a probabilidade de ser tratado) e para calcular os pesos do kernel de acordo com Heckman, Ichimura e Todd (1997). Em vez de contabilizar as variáveis de controle, este método combina unidades tratadas e de controle de acordo com seu escore de propensão.

Além da ponderação via escore de propensão, também se utiliza o balanceamento por entropia que faz uso de um esquema em que há a presença de pesos objetivando o ajuste dos dados no grupo de controle.

Descrito por Hainmueller (2012), o balanceamento por entropia permite ao pesquisador determinar um conjunto de condições que defina o nível de equilíbrio desejado. Para satisfazer tais condições, o método gera ponderações dos dados que possibilitam o exato equilíbrio no primeiro, no segundo e nos demais momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de controle e de tratamento.

Uma vez que o grupo de tratamento é composto por municípios pernambucanos, foram realizadas as estimações considerando quatro grupos de controle distintos, a saber:

- Municípios de outras unidades da federação que não tenham lei semelhante¹⁶;
- Municípios da região Nordeste que não tenham lei semelhante;
- Municípios de estados limítrofes ao estado de Pernambuco;
- Municípios de outras unidades da federação que tenham presídios e penitenciárias, com número de vagas oficiais superior a 300 (trezentos).

2.3.4 Resultados e discussão

A seguir apresentam-se os resultados nas Tabelas 9, 10, 11 e 12, em que cada tabela apresenta uma modelagem específica para as quatro amostras. No Apêndice B, as

¹⁶ Durante a busca, considerou-se as medidas implementadas via decretos.

Figuras 12 e 13 mostram testes de tendências paralelas para cada amostra, bem como os grupos de controle e tratado antes e depois do pareamento, respectivamente.

Tabela 9 – Estimação de diferenças-em-diferenças sem covariadas.

Variável dependente:	(1)	(2)	(3)	(4)
CVLI				
Variável de interesse				
DiD	8,013 (5,790)	5,936 (5,978)	0,925 (6,307)	4.529 (12.956)
R ²	0,00	0,02	0,01	0,03
N	11.315	2.980	3.040	1.891

Nota: (1) Grupo de controle I; (2) Grupo de controle II; (3) Grupo de controle III; (4) Grupo de controle IV. Erros-padrão robustos entre parênteses. *p<0.05.

Tabela 10: Estimação de diferenças-em-diferenças com covariadas.

Variável dependente:	(1)	(2)	(3)	(4)
CVLI				
Variável de interesse				
DiD	5,750 (3,274)	5,683 (3,110)	1,886 (3,198)	-6.024 (6.974)
Covariadas				
Densidade populacional	0,001 (0,001)	0.020* (0.005)	0.012* (0.005)	0.012* (0.003)
Jovens do sexo masculino (%)	-2,387* (0,364)	-1.619* (0.578)	-5.564* (1.273)	3.926* (1.787)
Matrículas EF-AI	0,006* (0,000)	0.004* (0.001)	0.005* (0.001)	0.005* (0.001)
Gastos com SP	-0,000 (0,000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)
Quantidade de presídios	-1,927 (2,142)	6.918* (2.965)	1.345 (5.752)	-0.085 (3.929)
Guarda municipal	-5,458* (1,194)	-3.039* (1.305)	-6.176* (1.436)	2.683 (2.410)
R ²	0,67	0,68	0,70	0,64
N	11.315	2.980	3.040	1.891

Nota: (1) Grupo de controle I; (2) Grupo de controle II; (3) Grupo de controle III; (4) Grupo de controle IV. Erros-padrão robustos entre parênteses. * $p < 0.05$.

Tabela 11: Estimação de diferenças-em-diferenças com PSM.

Variável dependente:	(1)	(2)	(3)	(4)
CVLI				
Variável de interesse				
DiD	7,188* (2,795)	3,229 (1,826)	4,631* (1,943)	6.333 (8.390)
Covariadas				
Densidade populacional	0,014* (0,005)	0.016* (0.003)	0.015* (0.003)	0.023* (0.009)
Jovens do sexo masculino (%)	-2,425* (0,910)	-0.303 (0.727)	0.510 (0.964)	-2.585 (2.042)
Matrículas EF-AI	0,008* (0,001)	0.005* (0.000)	0.004* (0.000)	0.006* (0.001)
Gastos com SP	-0,000 (0,000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
Quantidade de presídios	-5,766* (2,361)	-6.253* (1.679)	-15.093* (1.723)	5.736 (8.198)
Guarda municipal	-7,996* (1,818)	-1.451 (0.925)	-0.094 (0.898)	-6.486* (3.045)
R ²	0,75	0,68	0,63	0,72
N	7.860	2.672	2.648	660

Nota: (1) Grupo de controle I; (2) Grupo de controle II; (3) Grupo de controle III; (4) Grupo de controle IV. Erros-padrão robustos entre parênteses. * $p < 0.05$.

Tabela 12: Estimação de diferenças-em-diferenças com entropia.

Variável dependente:	(1)	(2)	(3)
CVLI			
Variável de interesse			
DiD	3,760 (2,815)	5,916 (4.327)	1.035 (3.374)
Covariadas			
Densidade populacional	0,006* (0,002)	0.008* (0.003)	0.014* (0.003)

Jovens do sexo masculino (%)	-3,548* (1,048)	-3.999* (1.338)	-2.377 (1.254)
Matrículas EF-AI	0,008* (0,001)	0.007* (0.001)	0.007* (0.001)
Despesas com segurança	-0,000 (0,000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)
Quantidade de presídios	-1,417 (2,554)	-4.644 (4.531)	-9.597* (2.225)
Guarda municipal	-7,500* (1,905)	-6.492* (2.128)	-6.098* (1.712)
R ²	0,72	0,68	0,74
N	11.315	2.980	3.040

Nota: (1) Grupo de controle I; (2) Grupo de controle II; (3) Grupo de controle III; (4) Grupo de controle IV. Erros-padrão robustos entre parênteses. *p<0.05.

Como se pode observar na Tabela 11, houve efeito significativo apenas para as amostras I e III que utilizam os grupos de controle de municípios brasileiros e municípios limítrofes ao estado de Pernambuco utilizando a combinação do método de diferenças em diferenças com PSM. Para as demais amostras e abordagens econométricas não se encontrou relação entre a lei e os homicídios no estado. Com magnitude variando entre 4 e 7, os achados indicam que a Lei causou, na média, o aumento de mesma magnitude nos CVLI registrados nos municípios pernambucanos, quando comparados com outros municípios. O resultado vai de encontro à hipótese levantada no início desta seção.

Assim como esse achado, a literatura que abrange a investigação da efetividade de políticas que visam a redução de homicídios também apresenta trabalhos que não encontraram relação significativa entre a relação estudada ou até mesmo um efeito positivo. É o caso do Programa Fica Vivo! implementado em Minas Gerais que, apesar de ter apresentado efeito sobre a redução de homicídios no início da atuação, por meio do uso de PSM, Castro (2014) constatou o aumento da ocorrência nas unidades que receberam o tratamento alguns anos depois.

Com o objetivo de avaliar a efetividade do Programa Nacional de Segurança Pública com Cidadania (PRONASCI), Castro (2019) utiliza duas variações de diferenças em diferenças (modelo com PSM e uma variação deste considerando defasagem espacial com erro autorregressivo espacial). Para ambas as abordagens, o PRONASCI não apresentou efeito significativo sobre a redução da taxa de homicídios, além de ausência

de significância estatística na decomposição dos efeitos diretos e indiretos indicando não haver efetividade tanto nos municípios que receberam os repasses do programa quanto nos que não receberam. Ainda no mesmo estudo, Castro (2019) investigou a relação entre o Programa Escola da Família (PEF) e a redução de homicídios nos municípios que receberam o programa. Para isso, a autora utilizou o método de diferenças em diferenças e uma variação deste com defasagem espacial, e para ambas as especificações não se encontrou efeito estatisticamente significativo. Outro trabalho que apresenta achados semelhantes é o de Garcia, Freitas e Hofelmann (2013) em que não se observou impacto da Lei Maria da Penha sobre a redução da taxa de mortalidade de mulheres por agressões no Brasil.

Pode-se discutir a hipótese do cenário em que se combina a tendência da taxa de homicídios no estado ao longo do tempo (seguindo a região Nordeste) e a baixa proporção da cota-parte do ICMS destinada aos critérios de segurança pública.

Uma dificuldade a ser relatada foi a impossibilidade de estimar o modelo de diferenças em diferenças com entropia para a amostra IV, pois o algoritmo do balanceamento não convergiu sob nenhuma restrição (momento). Além disso, a qualidade dos dados dificulta especificações e estimações mais precisas.

O teste de tendências paralelas pode ser feito via análise gráfica (Figura 12 do Apêndice B) e para este exercício, a hipótese de que ambos os grupos, controle e tratado, seguem tendências da variável de resultado semelhantes antes do tratamento é verificada apenas na amostra III.

2.4 A interiorização de BPRaio e a Ciopaer e seus efeitos sobre os CVLI no Ceará

2.4.1 Informações gerais

O Pacto por um Ceará Pacífico é um dos principais alicerces do projeto Os 7 Cearás, sendo um eixo de combate à violência por meio de ações preventivas com foco nas populações mais vulneráveis da sociedade. Como política pública, o Pacto leva em consideração a compreensão do direito universal à proteção, amparo, defesa e justiça (CEARÁ, 2017).

Sendo assim, dentre as diretrizes do Pacto, iniciou-se a interiorização e expansão do policiamento, Ronda de Ação Intensiva e Ostensiva (RAIO), com apoio das aeronaves da Coordenadoria Integrada de Operações Aéreas (CIOPAER), visando à diminuição dos números de crimes violentos letais intencionais (CVLI) do estado.

Sobre o RAIO, ressalta-se que é uma unidade operacional de policiamento realizado em motocicletas, criado a partir de 2004, acumulando ao longo da sua existência ações de combate a crimes como porte ilegal de arma de fogo, tráfico de drogas, roubo, lesão corporal e homicídios. A partir de 2015, o Governo Estadual expandiu as ações dessa unidade para as nove macrorregiões do Ceará, dando início ao processo de interiorização (CEARÁ, 2017).

Com relação à CIOPAER, dado que a aviação de segurança pública é uma atividade realizada com aeronaves e conduzida por órgãos de segurança pública ou de defesa civil (SILVA-JÚNIOR; FIGUEIREDO-JÚNIOR, 2018), as finalidades dessa Coordenadoria Aérea são as atividades típicas de polícia administrativa, judiciária, de bombeiros e de defesa civil, tais como: combate a incêndio, transporte aeromédico e de órgãos para transplantes, policiamento ostensivo, investigativo e preventivo, entre outras, atuando nos municípios de Fortaleza, Quixadá, Juazeiro do Norte e Sobral (CEARÁ, 2017).

Dessa forma, objetivou-se analisar a ampliação desse policiamento, RAIO e CIOPAER, que faz parte do Programa “Pacto por um Ceará Pacífico”, sobre os números de vítimas por CVLI no Ceará, buscando avaliar efeitos de sua expansão e interiorização sobre os CVLI no estado.

2.4.2 Dados

Para executar a metodologia supracitada utilizou-se a base de dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) disponível no DATASUS¹⁷ para informações dos CVLIs por município do Ceará, entre os anos de 2010 e 2019, resultando em 1.840 observações ao longo dos anos. Foram registradas 37.433 mortes por CVLI, para o Ceará no período, sendo uma das maiores taxas de CVLI por cem mil habitantes em toda a região Nordeste.

Para as variáveis explicativas, foram usadas as bases de dados da Infopen¹⁸ e CNJ¹⁹, com informações sobre Presídio e Penitenciária; SSPDS-CE²⁰, com o quantitativo de unidades do BPRaio e CIOPAER por Área Integrada de Segurança (AIS)²¹, definida pela

¹⁷ <https://datasus.saude.gov.br/>

¹⁸ Levantamento Nacional de Informações Penitenciárias.

¹⁹ Conselho Nacional de Justiça. Nota: Considerou-se apenas presídios com mais de 300 vagas.

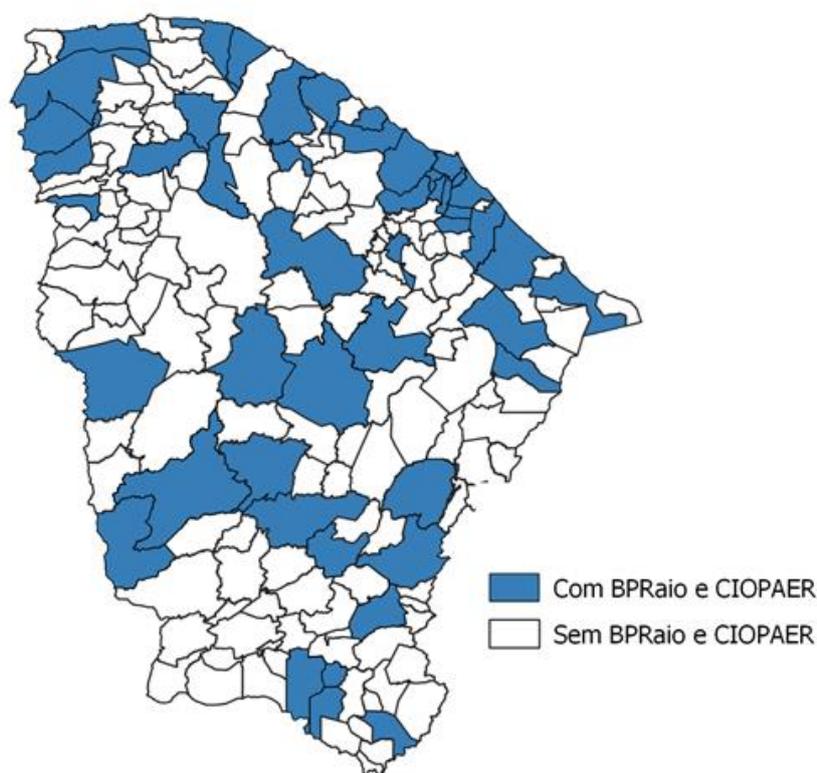
²⁰ Secretária da Segurança Pública e Defesa Social.

²¹ Área Integrada de Segurança, definida pela Secretária da Segurança Pública e Defesa Social (CE).

Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social (CE), isto é, municípios por AIS; e, por fim, dados sobre população dos municípios, PIB per capita²², densidade populacional (razão entre o tamanho populacional e a área do município) do IBGE.

O mapa da Figura 2 ilustra a distribuição do programa nos municípios, isto é, interiorização e expansão do BPRAIO e do CIOPAER em 2019.

Figura 3: Distribuição dos municípios do Ceará em relação a interiorização e expansão do BPRAIO e CIOPAER, em 2019.



Fonte: Elaboração própria.

Dos 184 municípios do Ceará, 42 municípios²³ receberam o BPRAIO e CIOPAER em anos diferentes, e 141 municípios não receberam referido policiamento no

²² Nota: até 2018 (Seguindo a disponibilidade dos dados).

²³ Grupo de municípios que receberam a expansão e interiorização em 2015: Juazeiro do Norte e Sobral; Grupo de municípios que receberam em 2016: Crateús, Iguatu, Itapipoca e Russas; Grupo de municípios que receberam em 2017: Acaraú, Canindé, Caucaia, Crato, Eusébio, Maracanaú, Maranguape e Tauá; Grupo de municípios que receberam em 2018: Tianguá, São Gonçalo do Amarantes, São Benedito, Santana do Cariri, Quixeramobim, Quixadá, Parambu, Pacajus, Pacatuba, Morada Nova, Mombaça, Limoeiro do Norte, Lavras da Mangabeira, Itapajé, Icó, Horizonte, Granja, Cascavel, Camocim, Brejo Santo, Boa Viagem, Beberibe, Baturité, Barbalha, Aquiraz e Aracati. Grupo de municípios que receberam em 2019: Trairi e Viçosa do Ceará.

período analisado. Apenas a capital do estado já tinha o Batalhão do Raio antes do início do programa Ceará Pacífico. No ano de 2018 ocorreu a expansão mais relevante dessas ações, ao serem incluídos 26 novos municípios.

Pela indisponibilidade de dados para 2019 – estimativas de PIB municipal feitas pelo IBGE –, os tratados a partir desse ano não foram considerados neste estudo. O município de Caucaia, incluído no programa em 2017, também foi retirado do estudo, em razão de sua proximidade com a capital e por apresentar características sociodemográficas semelhantes à Fortaleza, como o porte populacional, Gini, etc. Ao final, como pode ser visto na Tabela 13, constam na base 143 municípios no grupo de controle e 39 no grupo de tratamento.

Tabela 13 – Grupo de Municípios que receberam a expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER, entre 2010 e 2019.

Ano(s)	Municípios		Total
	Receberam o Programa (Tratados)	Não Receberam o Programa (Controles)	
2010 a 2014	0	182	182
2015	2	180	182
2016	4	176	182
2017	7	169	182
2018	26	143	184
2019	2	141	184

Fonte: Elaboração própria.

O Quadro 4 traz as variáveis explicativas utilizadas no modelo. As informações sobre presídios foram obtidas nas bases de dados do INFOPEN (de 2014 a 2019, sempre do mês de junho) e CNJ (inspeções de estabelecimentos prisionais, de 2010 a 2019, sempre do mês de dezembro). Dessa forma, foram obtidas quantidade de vagas, população carcerária e total de presídios por município.

Dados sobre unidades do BPRaio e CIOPAER foram obtidos junto à SPSS-CE, assim como as informações sobre as AIS. No que concerne aos aspectos sociodemográficos, para densidade populacional nos municípios cearenses utilizam-se as informações do IBGE sobre área dos municípios, e do DATASUS para a população. O

PIB per capita foi extraído dos dados do IPECE, deflacionado em valores de 2010 pelo IPCA.

Quadro 4: Descrição das variáveis utilizadas.

Variável	Descrição
Presídios	Quantidade de presídios por município, a cada ano.
PIBpc	PIB per capita deflacionado em valores de 2010 pelo IPCA, a cada ano.
<i>dummy</i> guardamunicipal	Se há serviço de Guarda Municipal no município, a cada ano.
Densidade populacional	Razão entre a população residente e a área do município, a cada ano.
Matrículas EF	Número de matrículas no ensino fundamental (anos iniciais), por município, por ano.

Fonte: Elaboração própria.

2.4.3 Metodologia

Utilizou-se uma versão expandida do método de diferenças em diferenças para medir o efeito da interiorização do BPRAIO e CIOPAER sobre a quantidade de CVLI no estado do Ceará (CALLAWAY; SANT’ANNA, 2020). Consegue-se, com essa metodologia, considerar o fato de o policiamento se expandir em diferentes municípios e momentos ao longo do período analisado, o que permite também identificar os efeitos heterogêneos sobre as coortes de tratamento.

Assim, partindo de um agrupamento dos municípios tratados de acordo com o momento em que participam do tratamento pela primeira vez, procura-se estimar o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATT) para cada coorte, “g”, em cada período, “t” (CALLAWAY; SANT’ANNA, 2020). Sendo assim, como estratégia de identificação, utilizou-se um grupo de tratamento composto pelos municípios cearenses que tiveram a instalação do RAIO e CIOPAER entre 2010 e 2019, e um grupo controle, constituído pelos municípios cearenses que não foram contemplados, em nenhum momento, pela mesma expansão e interiorização desse programa.

É proposta por Callaway e Sant’Anna (2020) uma ponderação, aproximando os municípios tratados e não tratados em termos de probabilidade de receberem o

policiamento do RAIO e CIOPAER ou não, dada pela estimação do seguinte escore de propensão:

$$P_g(X) = P(G_g = 1|X, G_g + C = 1) \quad (8)$$

Onde X é o vetor que denota o conjunto de variáveis observáveis; G_g é uma variável que assume valor 1 se o município foi contemplado pelo programa no período g , e 0 caso contrário; e, por fim, C , é *dummy* que identifica os municípios que pertencem ao grupo de controle. Logo, para cada expansão do BPRAIO e CIOPAER, “ g ”, o escore de propensão, é estimado, gerando maior flexibilidade na obtenção de semelhança de características entre os grupos (tratado e controle). Sobre o estimador, pode-se expressá-lo formalmente como:

$$\begin{aligned} ATT(g, t) &= E \left[\left(\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{P_g(X)C}{1 - P_g(X)}}{E \left[\frac{P_g(X)C}{1 - P_g(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right] \\ &= E[(w_g^G - w_g^C)(Y_t - Y_{g-1})] \\ &= E[w_g^G(Y_t - Y_{g-1})|G_g = 1] - E[w_g^C(Y_t - Y_{g-1})|C = 1] \end{aligned} \quad (9)$$

Onde Y_t e Y_{g-1} denotam, respectivamente, a variável de resultado em t e no período imediatamente anterior ao policiamento recebido pelo município do grupo g . Vale lembrar que, devido às *dummies* G_g e C na Equação (9), a diferença $(Y_t - Y_{g-1})$ é calculada para cada grupo g e para seu controle, separadamente. Sendo assim, o estimador consiste em uma ponderação da diferença do resultado entre os grupos tratados e controles, antes e depois do tratamento, com pesos dados por:

$$w_g^G = \frac{G_g}{E[G_g]} \text{ e } w_g^C = \frac{\frac{P_g(X)C}{1 - P_g(X)}}{E \left[\frac{P_g(X)C}{1 - P_g(X)} \right]} \quad (10)$$

Dessa forma, permite-se o balanceamento das características observáveis entre os municípios tratados e não tratados, controlando também as características não observáveis fixas no tempo. Outra vantagem desse estimador é permitir diferentes agrupamentos de resultados, tendo a possibilidade de estimar o efeito da interiorização

do policiamento ostensivo e do CIOPAER sobre períodos específicos ou tempo decorrido desde o tratamento. Este último é denominado $ATT(g, t)$ dinâmico, e é expresso por:

$$\begin{aligned}\tilde{\theta}_D(e) &= \sum_{g=2}^{\tau} \sum_{t=2}^{\tau} 1\{e = t - g + 1\} ATT(g, t) P(G = g | e \\ &= t - g + 1)\end{aligned}\quad (11)$$

Em que $e = t - g + 1$ é o tempo decorrido desde o recebimento do policiamento (BPRAIO e CIOPAER), fornecendo um efeito médio do programa para as unidades tratadas por “e” períodos, expresso, empiricamente, por:

$$\theta_D = \frac{1}{\tau - 1} \sum_{e=1}^{\tau-1} \tilde{\theta}_D(e) \quad (12)$$

Vale ressaltar que, para especificação dos efeitos, utilizou-se como base os municípios que receberam a expansão e interiorização dos programas RAIO e CIOPAER, controlando pela distância e área integrada de segurança (AIS) do Ceará.

Como método de estimação adicional, se recorreu ao modelo de Diferenças em Diferenças com PSM²⁴, e o Diferenças em Diferenças com Entropia²⁵, visando testar a hipótese de que a política de expansão e interiorização produziu efeitos de transbordamento – *spillovers* – nos municípios vizinhos e/ou àqueles que não contam com atuação direta do BPRaio e CIOPAER, utilizando uma estratégia semelhante à de Plassa e Scorzafave (2019).

2.4.4 Resultados e discussão

Foram estimados os modelos de diferenças em diferenças com covariadas, diferenças em diferenças com PSM e diferenças em diferenças com entropia, usando diferentes grupos de tratamento, a saber:

- Municípios que receberam unidades do BPRAIO e CIOPAER no ano de 2015 (doravante, grupo 1);

²⁴ *Propensity score matching* (PSM) faz o pareamento entre unidades do grupo de controle e tratamento com base na propensão de se receber o tratamento dado um conjunto de covariadas.

²⁵ O *Entropy matching*, ou pareamento por entropia, faz o pareamento com base em um ou mais momentos da distribuição das covariadas, isto é, usa-se a média e variância como critério de pareamento, basicamente.

- Municípios que receberam unidades do BPRAIO e CIOPAER no ano de 2016 (doravante, grupo 2);
- Municípios que receberam unidades do BPRAIO e CIOPAER no ano de 2017 (doravante, grupo 3);
- Municípios que receberam unidades do BPRAIO e CIOPAER no ano de 2018 (doravante, grupo 4).

Nas estimações não foram usados os CVLI dos municípios de Fortaleza, pelo fato de que a capital do estado já tinha o Batalhão do Raio, e Caucaia, por integrar região metropolitana, uma vez que o objetivo desta avaliação é analisar a interiorização do BPRAIO e da CIOPAER.

DiD com Covariadas

O efeito médio da interiorização do BPRAIO e CIOPAER nos municípios cearenses é reportado na Tabela 14. Como a política acontece em fases, são considerados diferentes períodos de implementação (tratamento); além disso, como os CVLI podem ser explicados por um conjunto de fatores, se optou por considerar a quantidade de presídios por municípios, o PIB *per capita*, a presença de Guarda Municipal, a densidade populacional e uma *proxy* de capital humano (número de matrículas no ensino fundamental).

Tabela 14: Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI.

Grupo de Municípios			
	ATT	Erro-Padrão	p-valor
Municípios que receberam o programa em 2015	-	-	-
Municípios que receberam o programa em 2016	-0,487	5,929	0,934
Municípios que receberam o programa em 2017	-2,379	7,068	0,736
Municípios que receberam o programa em 2018	-9,818	2,552	0,000
Agregado	-7,955	2,475	0,001
Tendências Paralelas		77,51	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados sugerem que a expansão e interiorização dos batalhões não impacta os CVLI, ficando mais evidente nos casos dos municípios que receberam os batalhões do

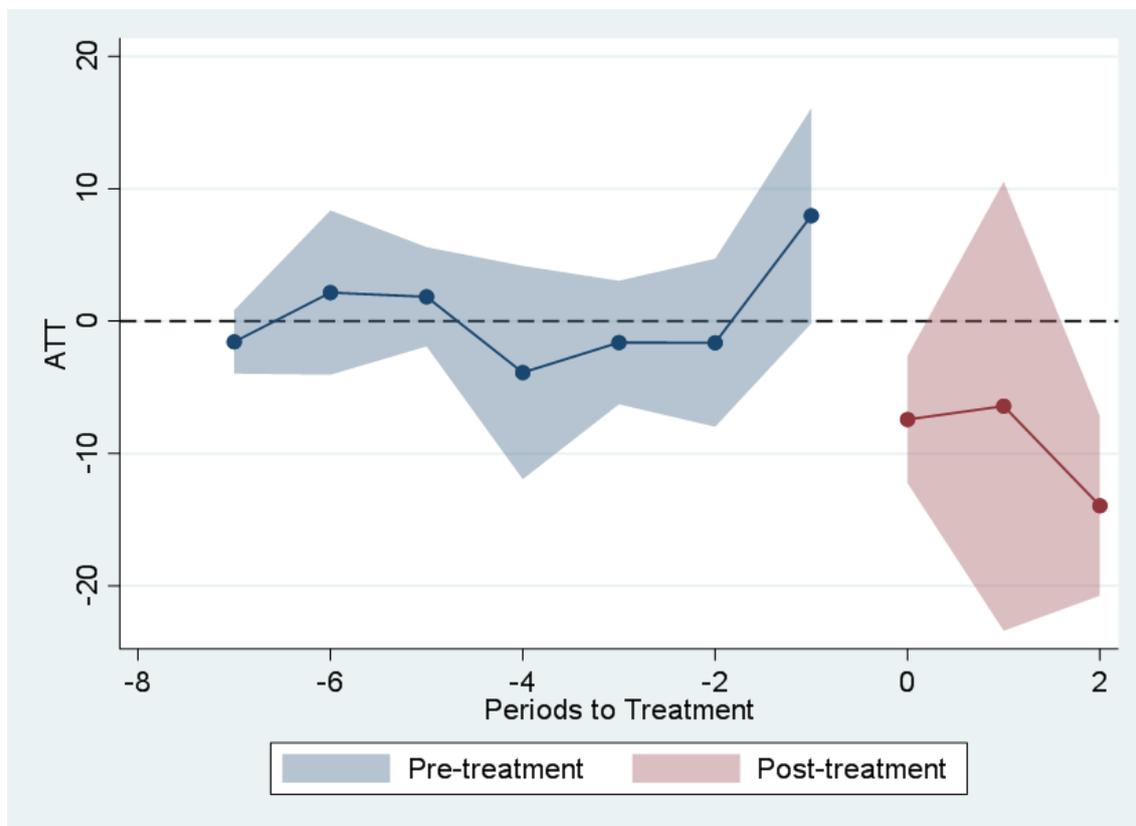
BPRAIO e a base do CIOPAER em 2016 e 2017. Por outro lado, a implantação em 2018 (Tiangú, São Gonçalo do Amarantes, São Benedito, Santana do Cariri, Quixeramobim, Quixadá, Parambu, Pacajus, Pacatuba, Morada Nova, Mombaça, Limoeiro do Norte, Lavras da Mangabeira, Itapajé, Icó, Horizonte, Granja, Cascavel, Camocim, Brejo Santo, Boa Viagem, Beberibe, Baturité, Barbalha, Aquiraz e Aracati) reduziu os homicídios em 9,82. Considerando todo o período, a política de interiorização reduz, na média, em 7,96 na quantidade de CVLI.

Seguindo os resultados do Relatório 2 sobre o ônus econômico decorrente da violência letal, tal redução em homicídios evitaria, em média, uma perda econômica de R\$4,08 milhões²⁶ para o estado, em todo o período analisado. Já o efeito da intervenção apenas em 2018, com redução de 9,82 homicídios, implicaria redução de R\$4,88 milhões na perda econômica estimada.

Analisando a Figura 3, há evidência de efeitos positivos e nulos nos períodos que antecedem a implementação das unidades do BPRAIO, o que indica que os municípios não beneficiados pela política de policiamento extensivo apresentam maior CVLI. Sendo assim, pode-se inferir que as estimativas globais indicam significância somente nos resultados agregados, e para os municípios que tiveram os batalhões implementados em 2018.

²⁶ Valores em R\$ de 2010, deflacionados pelo IPCA. Foram calculadas as perdas econômicas médias dos indivíduos vitimados nos municípios contemplados em todo o período (R\$ 512.766,20), e apenas em 2018 (R\$ 496.701,70), de acordo com rendimentos constantes na RAIS (por ano e município) e com os anos potenciais de vida perdidos (considerando expectativa de vida geral no estado de 72,6 anos (IBGE, 2010).

Figura 4: Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI, ao longo do período, 2010 a 2019.

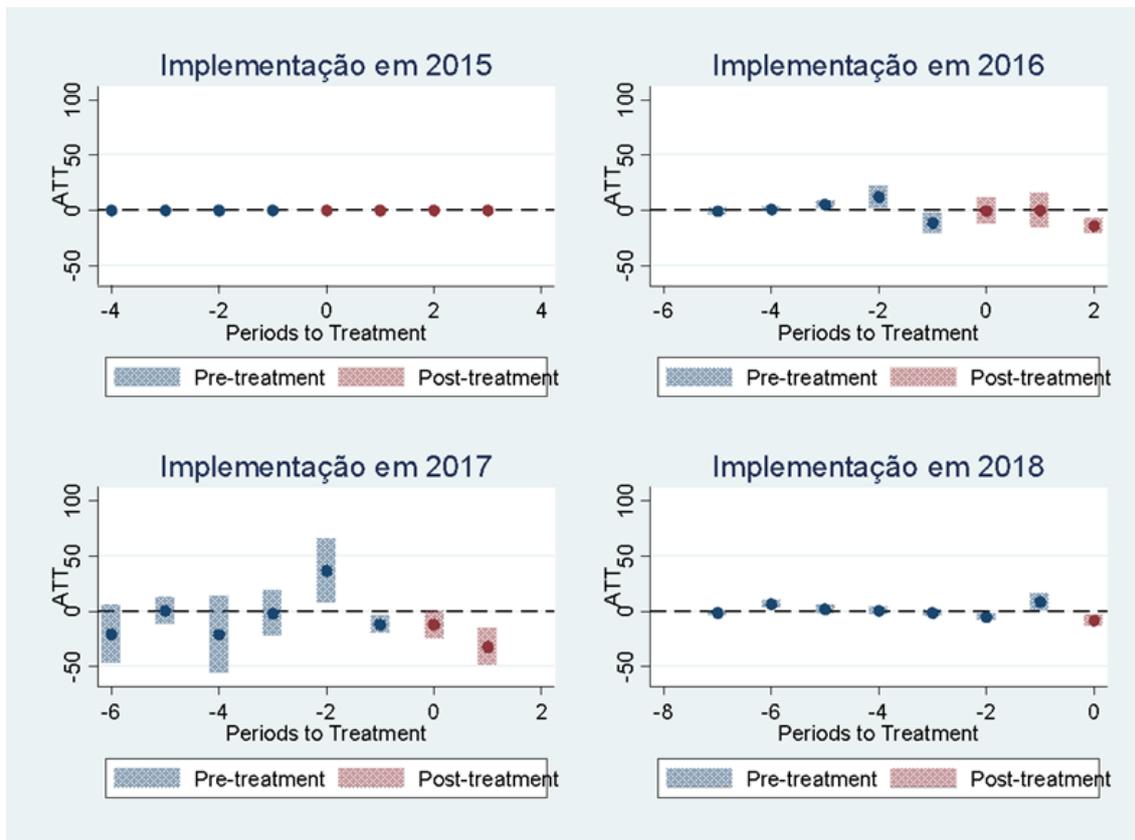


Fonte: Elaboração própria.

Já na Figura 4, informa-se a precisão da estimativa por ano de tratamento, representando com linhas verticais as bandas de confiança, rejeitando a hipótese (há 5%) do valor estimado ser nulo quando a banda não cruza o zero. Percebe-se, então, que a grande maioria dos grupos de municípios tratados apresentam estimativas insignificantes, isto é, não rejeitando a hipótese de valores nulos.

No entanto, nota-se que, para os municípios que tiveram a implementação em 2016 e 2018, há valores estimados não nulos nos períodos pré e pós-tratamento. Para os de 2016, observa-se já uma tendência de baixa dos CVLI pré-tratamento, o que se confirma nos anos seguintes. No que concerne aos municípios que receberam o programa em 2018, percebe-se uma tendência de alta antes do recebimento do policiamento, indicando, como mencionado, que o grupo controle tenderia a apresentar resultados piores, apresentando no período pós-tratamento estimativas de queda no CVLI.

Figura 5: Estimativas dos impactos da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER por ano de tratamento sobre o CVLI.



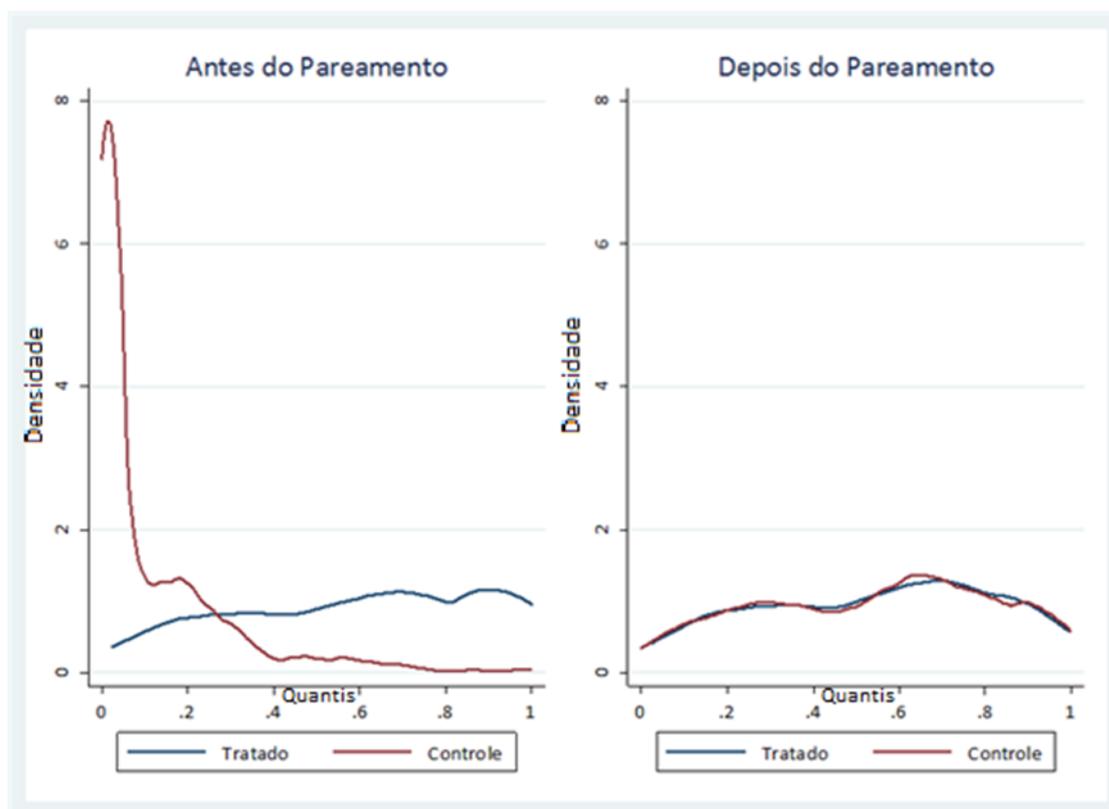
Fonte: Elaboração própria.

DiD com PSM

Por meio de pareamento via PSM, utilizando as covariadas listadas no Quadro 3, resultados indicam significância para todas as variáveis escolhidas para utilização dessa técnica, observando os valores das estimativas na Tabela 18 (Apêndice C).

Na Figura 5, pode-se verificar o resultado dessa técnica em relação ao pareamento dos dois grupos; tratado e controle. Observa-se que os dois grupos se tornaram mais próximos, diferindo apenas pela probabilidade de receber o tratamento.

Figura 6: Resultado da amostra antes e depois do PSM.



Fonte: Elaboração própria.

Isto posto, foi estimado o impacto do programa após o uso do PSM (Tabela 15), obtendo, desta vez, efeitos negativos da expansão do BPRAIO e CIOPAER nos municípios, exceto para o grupo de cidades contempladas em 2017. No entanto, apenas para o Grupo 1 (2015) há efeito significativo do programa, reduzindo CVLI (cerca de 22,91) quando comparado aos municípios do controle. Seguindo a metodologia adotada no Relatório 2, essa redução implicaria em não incorrer na perda econômica estimada em R\$11,93 milhões (R\$ 2010).

Observa-se para os demais grupos, e para o agregado do período, valores de estimativas não são significantes (Tabela 15), isto é, demonstrando que não houve impacto significativo do programa quando do uso da técnica de PSM.

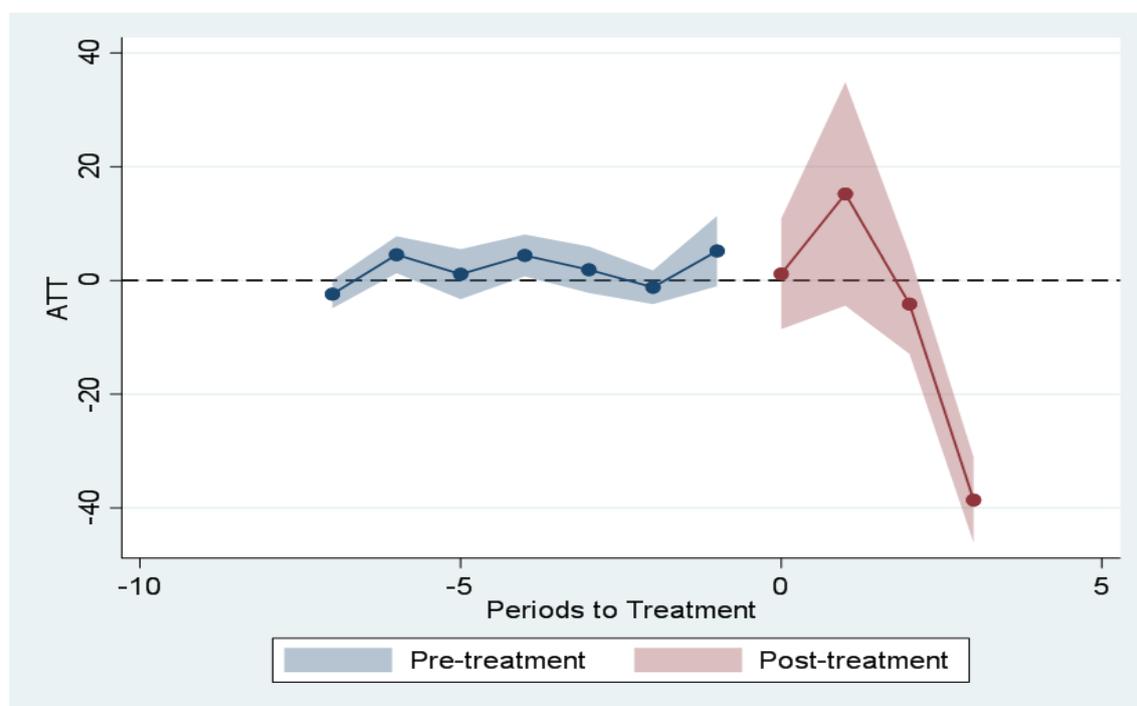
Tabela 15: Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI após o uso do PSM.

Grupos de Municípios	ATT	Erro-Padrão	p-valor
Municípios que receberam o programa em 2015	-22,91	1,237	0,000
Municípios que receberam o programa em 2016	-0,064	5,041	0,990
Municípios que receberam o programa em 2017	17,361	11,888	0,144
Municípios que receberam o programa em 2018	-0,545	4,844	0,910
Agregado	2,858	5,309	0,590
Tendências Paralelas		71,93	0,000

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 6 mostra o efeito temporal do programa após a utilização da técnica proposta ao longo do período analisado. Percebem-se efeitos positivos ou nulos nos anos que antecedem o tratamento e nos primeiros anos posteriores ao programa, passando a ter “efeito” negativo em seguida, como visto na Tabela 15.

Figura 7: Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI, ao longo do período, 2010 a 2019, após o uso do PSM.

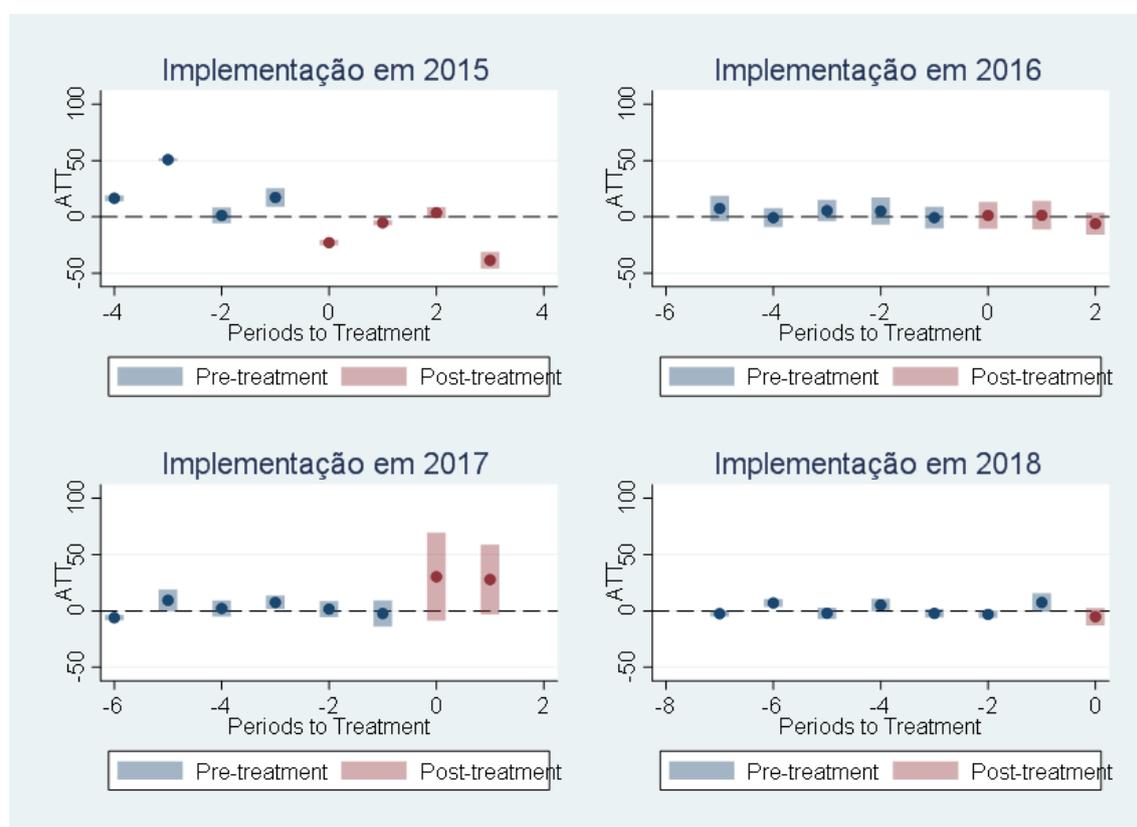


Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 7 observa-se, como já descrito, o efeito do programa para cada grupo de município definido pelo ano de entrada no programa, “g”. Apenas para o Grupo 1 há indícios de efeito significativo após tratamento, demonstrando tendência de crescimento para o grupo controle, dados os valores de efeito positivo pré-tratamento.

Em relação aos outros grupos, percebe-se valores de estimativas que incluem o zero, significando não rejeição da hipótese de que não há impacto do programa para os tratados de 2016, 2017 e 2018.

Figura 8: Estimativas dos impactos da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER por ano de tratamento sobre o CVLI, após o uso do PSM.



Fonte: Elaboração própria.

DiD com Entropia

Por fim, utilizou-se também o pareamento por entropia das mesmas covariadas, para avaliar o impacto da expansão e interiorização do BPRAIO e CIOPAER nos municípios cearenses. Pela tabela 16, pelo menos no curto prazo, a expansão do BPRAIO e CIOPAER não impacta o CVLI.

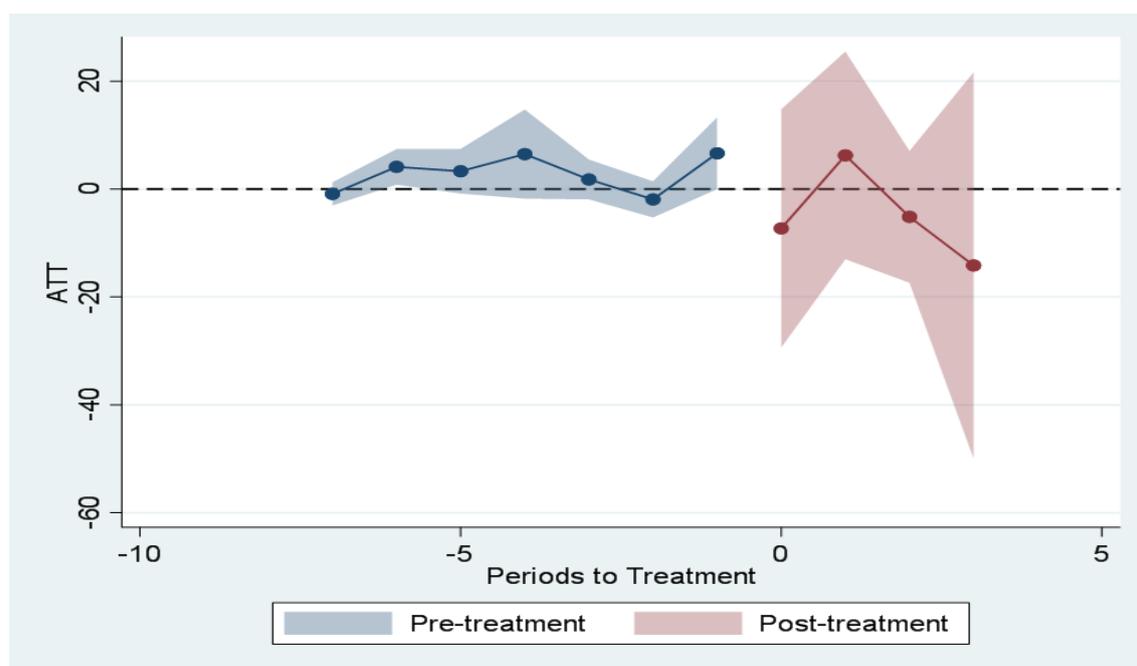
Tabela 16: Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI após o uso do pareamento por Entropia.

Grupos de Municípios	ATT	Erro-Padrão	p-valor
Municípios que receberam o programa em 2015	-8,973	11,451	0,433
Municípios que receberam o programa em 2016	-5,797	6,208	0,350
Municípios que receberam o programa em 2017	15,435	10,215	0,131
Municípios que receberam o programa em 2018	- 10,507	12,102	0,385
Agregado	-4,364	8,971	0,627
Tendências Paralelas		93,02	0,000

Fonte: Elaboração própria.

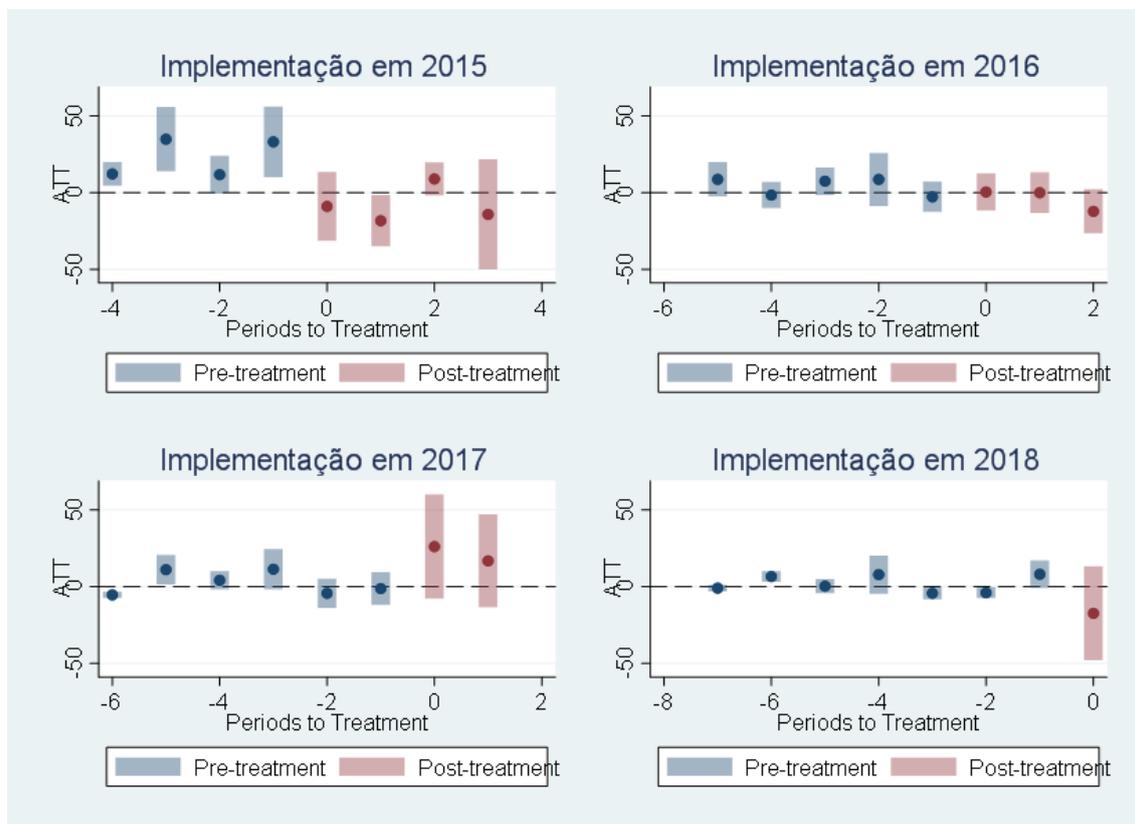
Em termos temporais, verifica-se pela Figura 8 que a implementação do BPRAIO e do CIOPAER não impacta os CVLI. A Figura 9 reitera esse achado ao exibir estimativas não significativas no período pós-tratamento.

Figura 9: Efeito da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER sobre o CVLI, ao longo do período, 2010 a 2019, após o uso do pareamento por Entropia.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 10: Estimativas dos impactos da expansão e interiorização do BPRAIO e da CIOPAER por ano de tratamento sobre o CVLI, após o uso do pareamento por Entropia.



Fonte: Elaboração própria.

Diante destes resultados, é possível concluir que o investimento realizado a partir do efetivo policial e do aumento da cobertura pelo BPRAIO não teve impacto, em sua maioria, sobre os homicídios. Em parte, este resultado pode ser explicado pelo tempo de maturação da política, bem como pelos conflitos evidenciados nos territórios por disputa entre facções.

Suliano e Oliveira (2015), seguindo linha parecida, objetivaram testar a hipótese sobre o aumento do efetivo policial inibir crimes contra patrimônio. Avaliando o programa Ronda do Quarteirão, na Região Metropolitana de Fortaleza, encontraram que o aumento do patrulhamento ostensivo nas ruas impacta nos incentivos dos criminosos, diminuindo os crimes contra a propriedade.

No entanto, na questão do policiamento objetivando a diminuição das mortes, segundo Cerqueira *et al.* (2019), o ponto central para otimização dos recursos no combate da violência letal exige mudança da prioridade do trabalho policial, passando de policiamento ostensivo e de repressão ao tráfico de drogas, a um modelo baseado em polícia investigativa e de inteligência.

Ainda nesse ponto, estratégias de policiamento focadas em desordem e orientadas por problemas são efetivas na redução da violência (HINKLE *et al.*, 2020). Sendo assim, em geral, segundo Kopittke e Ramos (2021), em uma revisão sistemática sobre os programas que objetivaram a redução de homicídios no Brasil, as políticas públicas que reduziram tais crimes possuíam aspectos em comum, tais como proatividade e integração das polícias, além de ações bastante específicas/focadas.

Por todo o exposto, para o DiD com covariadas as estimativas do efeito do programa foram negativas, exceto para os municípios que receberam a expansão em 2015. Há indícios de efeitos significativos dos programas sobre CVLI apenas para os municípios que receberam a expansão e interiorização do BPRAIO e CIOPAER em 2018.

Analisando o período como um todo, houve diminuição significativa de mortes violentas nos municípios tratados, destacando uma possível tendência de diminuição da vitimização ao longo do período analisado, comparando-os aos grupos de municípios controle.

Utilizando o método de PSM, foi observada convergência representativa entre os grupos tratado e controle. No entanto, a expansão do policiamento pelos municípios do interior do estado apresentou efeito significativo somente para o grupo que recebeu o programa em 2015, sendo irrelevante nos demais grupos tratados (2016, 2017, 2018 e no agregado).

A partir dos resultados estimados pelo método de pareamento por entropia, baseado nos momentos da distribuição das covariadas, não se observa efeitos da expansão e interiorização do BPRAIO e CIOPAER sobre os CVLI. Ou seja, ao menos no curto prazo, o policiamento extensivo não teve impacto na redução dos homicídios.

Considerando as estimativas significativas, ocorreu um decréscimo das vítimas de CVLI após a expansão e interiorização do BPRAIO e CIOPAER em todo o estado do Ceará. No entanto, há ainda necessidade de mais estudos sobre o tema e avaliações espaciais para se obter resultados mais precisos.



Considerações finais

A elaboração deste relatório permitiu reunir, expandir e categorizar a evidência empírica acumulada referente à avaliação de programas no âmbito da segurança pública, com atenção especial aos estados do Nordeste, tão profundamente afetados pela violência.

Na análise da literatura, foi possível identificar a disponibilidade das avaliações de impacto conduzidas por autores vários, com o objetivo de elencar evidências disponíveis sobre a eficácia de intervenções e programas, mas também de analisar a qualidade desses trabalhos em termos de rigor metodológico, por meio da escala Maryland.

É preciso reiterar que o número de trabalhos empíricos, frente ao grave problema que a violência representa à população brasileira, é pequeno. Mais especificamente, dos 89 trabalhos compilados sob a temática de prevenção ou combate à violência, apenas 14,6% realizaram algum tipo de avaliação de impacto. Ademais, a qualidade das avaliações carece também de evolução, uma vez que os trabalhos pontuaram entre 1 e 3 na escala Maryland, não havendo avaliações com notas 4 ou 5, estas, referentes a experimentos randomizados controlados. Por fim, o Nordeste é assolado pelo problema da violência letal, mas apenas 3 dos 9 estados da região possuem programas avaliados. Assim, a implementação de políticas baseadas em evidências no setor de segurança pública no Brasil, e no Nordeste em específico, fica comprometida, seja pela indisponibilidade de análises, seja pela validade dos resultados.

A partir disso, neste trabalho foram conduzidas análises e avaliações complementares, no intuito de contribuir com a literatura de combate e prevenção à violência no Nordeste. Foram identificadas, em análises estruturais, a persistência temporal dos crimes violentos letais intencionais nos municípios, bem como a existência de agrupamentos dos tipos alto-alto e baixo-baixo, isto é, municípios geograficamente próximos e com incidência de CVLI similar. Ademais, os gastos com segurança pública totais, mesmo considerando-se um lapso temporal para implementação de intervenções e planos de segurança, não mostraram relação com a redução de homicídios em nível municipal.

Por fim, foram realizadas duas avaliações de impacto: efeito da legislação de ICMS em Pernambuco e a expansão do RAIO/CIOPAER no Ceará. Nas avaliações, porém, nenhum dos programas teve efeito robusto sobre a redução da violência letal nos municípios de cada estado.



Dessa forma, se reforça a necessidade de expandir avaliações de programas e intervenções em quantidade e qualidade, na busca pela implementação de políticas públicas mais eficazes e custo-efetivas no controle da violência, com respaldo nessas evidências.



Referências

- Abadie, A; Imbens, G. Bias Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Journal of Business and Economic Statistics*. 29, 1, p. 1–11, 2011.
- Almeida, E. *Econometria espacial*. Campinas, SP. Alínea, 2012.
- 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, n. suppl, p. S171–S191, 2013.
- Andrade M. V.; Lisboa, M. DE B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo. IX Seminário sobre a Economia Mineira, p. 775–808, 2000.
- Andrade, L. Policiamento Comunitário no Ceará. *Revista do Instituto Brasileiro de Segurança Pública (RIBSP)* - ISSN 2595-2153, 3(7), 181-193, 2000.
- Araújo Júnior, A. F.; Fajnzylber, P. O que Causa a Criminalidade Violenta no Brasil? Uma Análise a Partir do Modelo Econômico do Crime: 1981 a 1996. *Cedeplar / Ufmg*, p. 1–88, 2001.
- Batella, W. B.; Diniz, A. M. A. Análise Espacial dos Condicionantes da Criminalidade Violenta no Estado de Minas Gerais. *Revista Sociedade & Natureza*, v. 22, n. 1, p. 151–163, 2010.
- Beato, C. *Crime and social policies in Latin America: problems and solutions* Washington, DC: Woodrow Wilson Center Update on the Americas. 2002.
- Beato, C; & Silveira, A. M. Efetividade e avaliação em programas de prevenção ao crime em Minas Gerais (Artigos Estratégicos). Rio de Janeiro, RJ: Instituto Igarapé. 2014.
- Beato, C; Assunção, R. M; Silva, B. F. A. D; Marinho, F. C; Reis, I. A; & Almeida, M. C. D. M. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. *Cadernos de Saúde Pública*, 17, 1163-1171. 2001.
- Blundell, R.; Bond, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. 1998.
- 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.
- Cano, I. Nas trincheiras do método: o ensino da metodologia das ciências sociais no Brasil. *Sociologias*, 14(31), 94-119. 2012.
- Cano, I; Rojido, E; Chaves, R; Bezerra, J; & Sá, B. *Mapeamento de programas de prevenção de homicídios na América Latina e Caribe* Rio de Janeiro, RJ: Universidade do Estado do Rio de Janeiro. 2016.
- Castro, Talita Egevardt de. Avaliação de impacto do Programa Fica Vivo! sobre a taxa de homicídios em Minas Gerais. 2014. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, 2014.
- 

Castro, Talita Egevardt de. Políticas de segurança pública no Brasil sob o olhar da Economia do Crime: os casos do PRONASCI e Programa Escola da Família. 2019. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2019.

CEARÁ. Ceará Pacífico em Ação, Matriz de Acompanhamento (3ª Ed.). Governo do Estado do Ceará, 2017.

Cerqueira, D. R. C. et al. Análise dos custos e consequências da violência no Brasil. Texto Para Discussão, n. 1284, p. 61, 2007.

Cerqueira, D. R. C. *et al.* Atlas da Violência - 2019. Brasília: IPEA/FBSP, 2019. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/atlasviolencia/download/24/atlas-da-violencia-2019>. Acesso em: 19 de julho de 2021.

Colombaroli, A. C. M.; Agapito, L. S. Segurança pública no Brasil: o que tem sido feito em relação aos homicídios? Revista de Criminologias e Políticas Criminais, v. 1, n. 1, p. 16, 2016.

Dantas, L. et al. Espreadimento do crime na Bahia: Um estudo a partir dos indicadores de Crimes Violentos Letais Intencionais. Contribuciones a las Ciencias Sociales, n. 2019–11, p. 1–19, 2019.

Engel, C. L. et al. Diagnóstico dos homicídios no Brasil: subsídios para o Pacto Nacional pela Redução de Homicídios. Brasília: Ministério da Justiça, Secretaria Nacional de Segurança Pública, 2015. 271 p.

Farias, C. A.; Figueiredo, A. M.; Lima, J. E. de. Dependência Espacial e Análise de Agrupamento de Municípios para Diferentes Tipos de Crime em Minas Gerais. Reuna - Belo Horizonte, v. 13, p. 67–83, 2008.

Ferreira Filho, C. C. C. Desafios e perspectivas da governança em segurança pública: uma avaliação do pacto por um Ceará pacífico no território do Vicente Pinzón. 2019. 195 f. Dissertação (Mestrado em Avaliação de Políticas Públicas) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2019.

Florax, R. J. G. M.; Folmer, H.; Rey, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. Regional Science and Urban Economics, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.

Garcia, Leila Posenato; Freitas, Lúcia Rolim Santana de; Hofelmann, Doroteia Aparecida. Avaliação do impacto da Lei Maria da Penha sobre a mortalidade de mulheres por agressões no Brasil, 2001-2011. Epidemiol. Serv. Saúde, Brasília, v. 22, n. 3, p. 383-394, set. 2013.

Gutierrez, M. B. S. et al. Inequality and criminality revisited: Further evidence from Brazil. Empirical Economics, v. 39, n. 1, p. 93–109, 2004.

Hainmueller, J.; Xu, Y. ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing. *Journal of Statistical Software*. v. 54, n. 7, p. 1–18, 2013.

Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*. v. 64, p. 605–654, 1997.

Hinkle J. C.; Weisburg, D.; Telep, C. W.; Petersen, K. Problem-oriented policing for reducing crime and disorder: An updated systematic review and meta-analysis. *Campbell Systematic Reviews*, 2020. 16p.

Kelejian, H. H.; Prucha, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1), 53-67, 2010.

Kopittke, A. L. W.; Ramos, M. P. O que funciona e o que não funciona para reduzir homicídios no Brasil: uma revisão sistemática. *Rev. Adm. Pública*, 55 (2), 414-437. 2021.

Kume, L. Uma Estimativa dos Determinantes da Taxa de Criminalidade Brasileira : Uma Aplicação em Painel Dinâmico. XXXII Encontro Nacional de Economia, n. Área 6, p. 1–16, 2004.

Maranduba Jr, N. G.; Almeida, E. Eficiência e Eficácia Da Política Regional em Minas Geras. *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, 2008.

Mendonça, M. J. C. Criminalidade e violencia no Brasil: Uma abordagem teórica e empírica. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*. 2002.

Nóbrega Jr, J. M. P.; Zaverucha, J. Os homicídios no Brasil, no Nordeste e em Pernambuco: dinâmica, relações de causalidade e políticas públicas. 2010. Tese (Doutorado). Programa de Pós-Graduação em Ciência Política, Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2010.

Oliveira, C. A. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: Um enfoque da economia do crime. In *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Natal. ANPEC. 2005.

Oliveira, É. D. A.; Caires, F. O.; Oliveira, S. V. DE. Uma análise exploratória para a identificação de clusters de propensão à criminalidade no estado da Bahia para o ano de 2010. *Rev. Econ. NE*, v. 48, n. 4, p. 9–24, 2017.

Oliveira, J. C. L. Avaliação dos resultados do Pacto pela Vida e a dinâmica dos homicídios nos municípios de Pernambuco / Jocsã Carlos Leite de Oliveira. 2016.

Peixoto, B. T.; Moro, S.; Andrade, M. V. Criminalidade na região metropolitana de Belo Horizonte: uma análise espacial. In: *Seminário de Economia Mineira*. Diamantina, Minas Gerais. Anais. Diamantina: [s.n.], 2004.

Pereira Filho, O. A., Sousa, M. C. S., 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, n. 4, p. 514-544, 2018.

Plassa, W.; Paschoalino, P. A. T.; Santos, M. P. dos. Determinantes socioeconômicos das taxas de homicídios no Nordeste brasileiro: uma análise espacial. *Planejamento e políticas públicas*, n. 53, p. 479–504, 2019.

Ramos, M. P. Métodos quantitativos e pesquisa em ciência social: lógica e utilidade do uso da quantificação nas explicações dos fenômenos sociais. *Mediações - Revista de Ciências Sociais*, 18(1), 55-65. 2013.

Ramos, M. P. *Pesquisa social: abordagem quantitativa com uso do SPSS* Porto Alegre, RS: Escritos. 2014.

Ramos, M. P; & Schabbach, L. M. O Estado da arte da avaliação de políticas públicas: conceituação e exemplos no Brasil. *Revista de Administração Pública*, 46(5), 1271-1294. 2012.

Rolim, M. A síndrome da rainha vermelha: Policiamento e segurança pública no século XXI Rio de Janeiro, RJ: Jorge Zahar. 2006.

Roodman, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9, Number 1, pp. 86–136, 2009.

Santos, M. J. dos. Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de Crimes Letais nos Estados Brasileiros. *Revista Economia*, janeiro/abril, 2009.

Sapori, L.F. Muitas dúvidas e algumas certezas. In: FÓRUM Brasileiro De Segurança Pública. *Anuário Brasileiro de Segurança Pública 2015*. São Paulo: 2015. Disponível em: https://forumseguranca.org.br/storage/9_anuario_2015.retificado_.pdf

Sargan, J. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, v. 26, n. 3, p. 393-415, 1958.

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.

Sherman, L. W. *Evidence-based policing. Ideas in American policing* Washington, DC: Police Foundation. 1998.

Silva A. A. D. *Política Pública Para Redução da Violência: Um Estudo Empírico Do Programa Paraíba Unida Pela Paz*. 2021.

Silva, A. A. D. *Impacto do Programa Paraíba Unida pela Paz: uma avaliação sobre os crimes violentos*. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa De Pós-Graduação em Economia (PPGE), Universidade Federal da Paraíba – UFPB, Paraíba, Brasil. 2021.

Silva, E. S. *Políticas públicas de segurança na Paraíba: avaliação das ações governamentais para o controle da violência*. 121f. Dissertação (Mestrado em Ciência

Política) Pós-Graduação em Ciência Política, Centro de Humanidades, Universidade Federal de Campina Grande, Paraíba, Brasil. 2020.

Silva-Júnior, L. C.; Figueiredo-Júnior, H. S. Avaliação das Alternativas de Manutenção na Aviação de Segurança Pública do Estado do Ceará. XXV Congresso Brasileiro de Custos. Vitória-ES, 2018.

Silveira Neto, R. M.; Ratton, J. L.; Menezes, T. A.; Monteir, C. Avaliação De Política Pública Para Redução Da Violência: O Caso do Programa Pacto Pela Vida do Estado de Pernambuco. Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41st Brazilian Economics Meeting] 227, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. 2014.

Silva, W. C. da. Distribuição espacial das taxas de homicídios nas microrregiões nordestinas no período de 2011 a 2017. João Pessoa, 2020.

Souza, H. G. de; 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.

Suliano, D. C.; Oliveira, J. L. Avaliação do programa Ronda Do Quarteirão na Região Metropolitana de Fortaleza (Ceará). Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, v. 7, n. 2, p. 52-67, 8 out. 2015.

Tyszler, M. Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial. Dissertação de mestrado. Fundação Getúlio Vargas – Escola de Administração de Empresas de São Paulo. 115 p, 2006.

Villa, J.M. diff: Simplifying the estimation of difference-in-differences treatment effects. Stata Journal. v. 16, p. 52-71, 2016.

Willadino, R., Sento-Sé, J. T., Dias, C. G., & Gomes, F. Prevenção à violência e redução de homicídios de adolescentes e jovens no Brasil Rio de Janeiro, RJ: Observatório de Favelas. 2011.

Windmeijer, F. Finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators. Journal of Econometrics, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

Apêndice A

Tabela 17: Municípios com maiores taxas de incidência, por estado, para cada ano analisado.

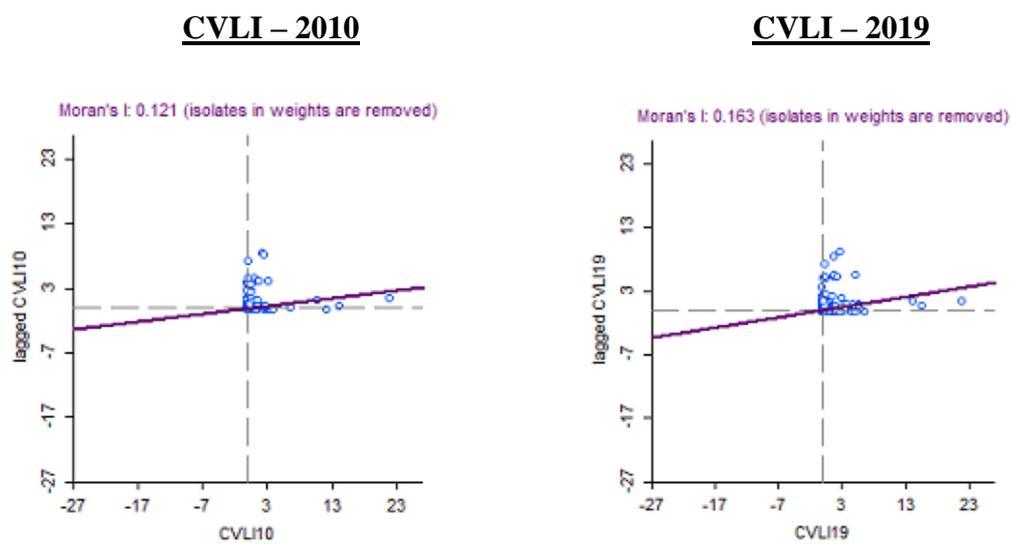
Estado	2010		2019	
MA	1º- Junco do Maranhão	6º- Igarapé Grande	1º- Santa Inês	6º- Balsas
	2º- São Luís	7º- Açailândia	2º- Pinheiro	7º- João Lisboa
	3º- Imperatriz	8º- Presidente Dutra	3º- Imperatriz	8º- São Pedro da Água Branca
	4º- Itinga do Maranhão	9º- Buriticupu	4º- Bom Jesus das Selvas	9º- Bequimão
	5º- Governador Nunes Freire	10º- Pedreiras	5º- Davinópolis	10º- São Pedro dos Crentes
	PI	1º- Coronel José Dias	6º- Rio Grande do Piauí	1º- Nazária
2º- Santa Luz		7º- Teresina	2º- Pavussu	7º- Marcolândia
3º- Joaquim Pires		8º- Pavussu	3º- Bom Princípio do Piauí	8º- São Pedro do Piauí
4º- Francisco Macedo		9º- Santa Cruz dos Milagres	4º- Aroeiras do Itaim	9º- Caldeirão Grande do Piauí
5º- São João da Serra		10º- Marcolândia	5º- Cristino Castro	10º- Tamboril do Piauí
CE		1º- Jaguaribara	6º- Senador Pompeu	1º- Guaramiranga
	2º- Barbalha	7º- Eusébio	2º- Chorozinho	7º- Alto Santo
	3º- Tabuleiro do Norte	8º- Fortaleza	3º- Guaiúba	8º- Aracoiaba
	4º- Jijoca de Jericoacoara	9º- Aquiraz	4º- São João do Jaguaribe	9º- Caucaia
	5º- São João do Jaguaribe	10º- Maracanaú	5º- Banabuiú	10º- Milhã
	RN	1º- Tibau	6º- Almino Afonso	1º- João Dias
2º- João Dias		7º- Mossoró	2º- Umarizal	7º- Vera Cruz
3º- Caraúbas		8º- Ipueira	3º- Olho-D'Água do Borges	8º- Macaíba
4º- Rafael Godeiro		9º- Augusto Severo	4º- Rodolfo Fernandes	9º- São Gonçalo do Amarante
5º- Riacho da Cruz		10º- Lagoa de Pedras	5º- São Fernando	10º- Mossoró
PB		1º- Cural Velho	6º- Ibiara	1º- Lagoa
	2º- Brejo dos Santos	7º- Congo	2º- São José do Bonfim	7º- Mulungu
	3º- Cabedelo	8º- Santa Rita	3º- Catolé do Rocha	8º- Sossego
	4º- Algodão de Jandaíra	9º- Lucena	4º- Santana de Mangueira	9º- Caaporã
	5º- João Pessoa	10º- Caaporã	5º- São João do Tigre	10º- São Miguel de Taipu

PE	1°- Itapissuma	6°- Belém de Maria	1°- São José da Coroa Grande	6°- Jaqueira
	2°- Cabo de Santo Agostinho	7°- Floresta	2°- Amaraji	7°- Itamaracá
	3°- Toritama	8°- Santa Maria do Cambucá	3°- Sairé	8°- Cabo de Santo Agostinho
	4°- Itamaracá	9°- Carnaubeira da Penha	4°- Cupira	9°- Rio Formoso
	5°- Jupi	10°- Santa Cruz	5°- São Vicente Ferrer	10°- Nazaré da Mata
	AL	1°- Feliz Deserto	6°- Piranhas	1°- Barra de São Miguel
2°- Maceió		7°- Messias	2°- Japaratinga	7°- Roteiro
3°- Arapiraca		8°- Santa Luzia do Norte	3°- Arapiraca	8°- Satuba
4°- Pilar		9°- Coqueiro Seco	4°- Colônia Leopoldina	9°- São Brás
5°- São Miguel dos Campos		10°-Marechal Deodoro	5°- Canapi	10°- Jacuípe
SE		1°- Neópolis	6°- Santo Amaro das Brotas	1°- Ilha das Flores
	2°- Propriá	7°- Barra dos Coqueiros	2°- Cristinápolis	7°- Pirambu
	3°- Feira Nova	8°- Tobias Barreto	3°- Divina Pastora	8°- Riachuelo
	4°- Japoatã	9°- Itabaiana	4°- Itabaiana	9°- Capela
	5°- Cedro de São João	10°- Amparo de São Francisco	5°- Maruim	10°- Santo Amaro das Brotas
	BA	1°- Simões Filho	6°- Itaparica	1°- Jussari
2°- Porto Seguro		7°- Valença	2°- Almadina	7°- Belmonte
3°- Lauro de Freitas		8°- Vitória da Conquista	3°- Itaju do Colônia	8°- Coaraci
4°- Itabuna		9°- Teixeira de Freitas	4°- Acajutiba	9°- Teolândia
5°- Pau Brasil		10°- Eunápolis	5°- Várzea da Roça	10°- Saubara

Fonte: Elaboração própria.



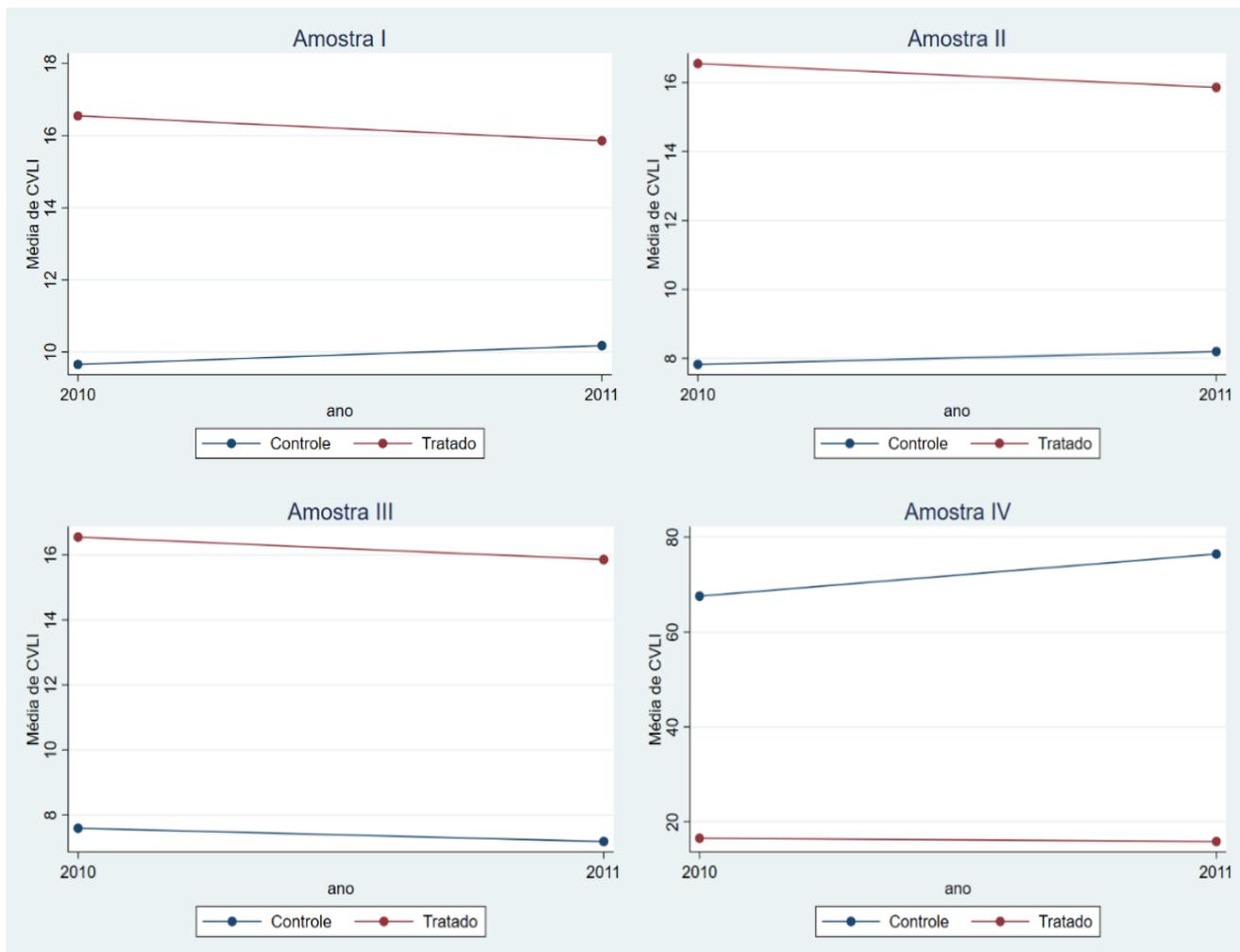
Figura 11: Diagrama de espalhamento de Moran com a matriz de 3 vizinhos.



Fonte: Elaboração própria.

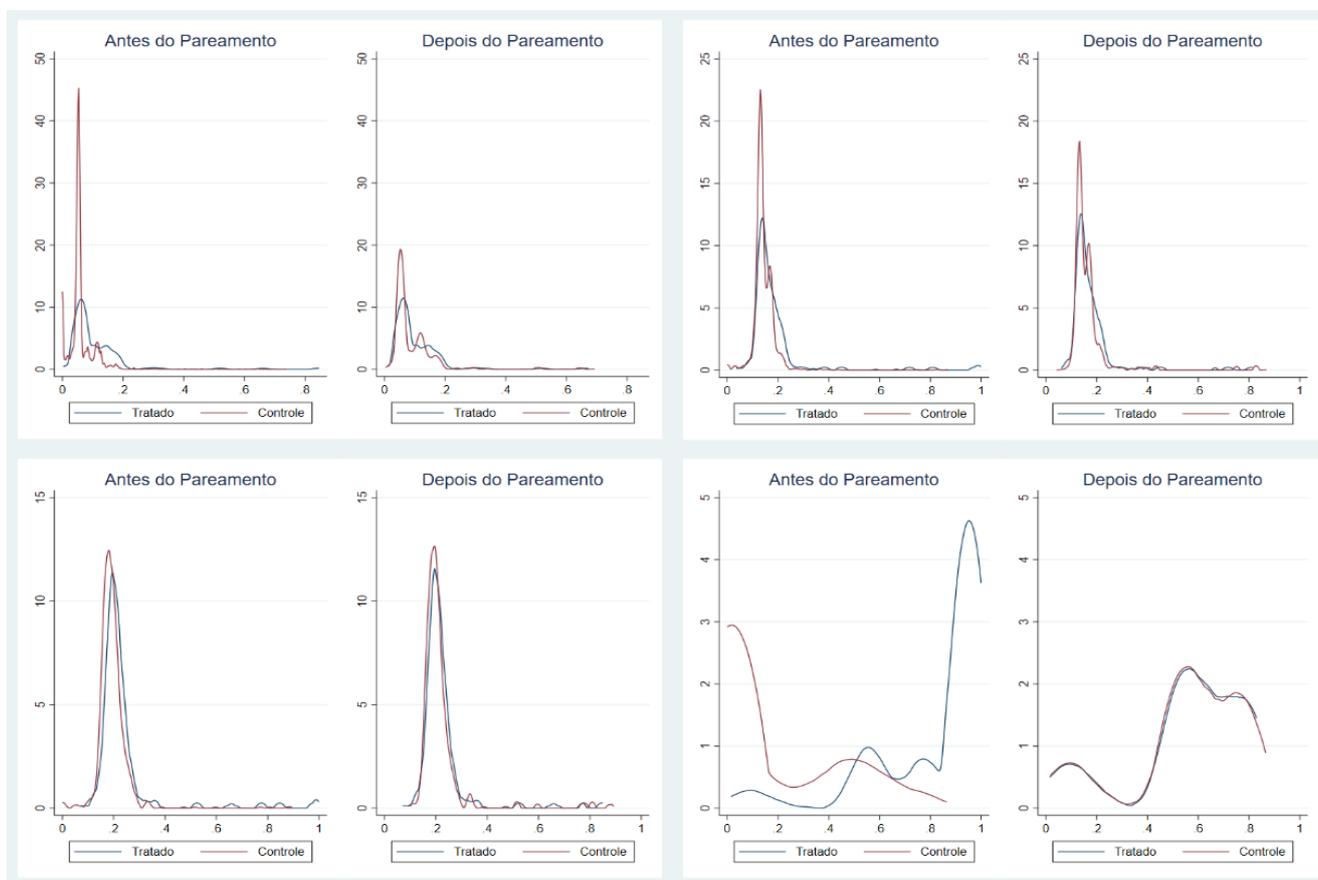
Apêndice B

Figura 12: Teste de tendências paralelas.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 13: Grupos de tratamento e de controle das amostras I, II, III e IV antes e depois do PSM.



Fonte: Elaboração própria.

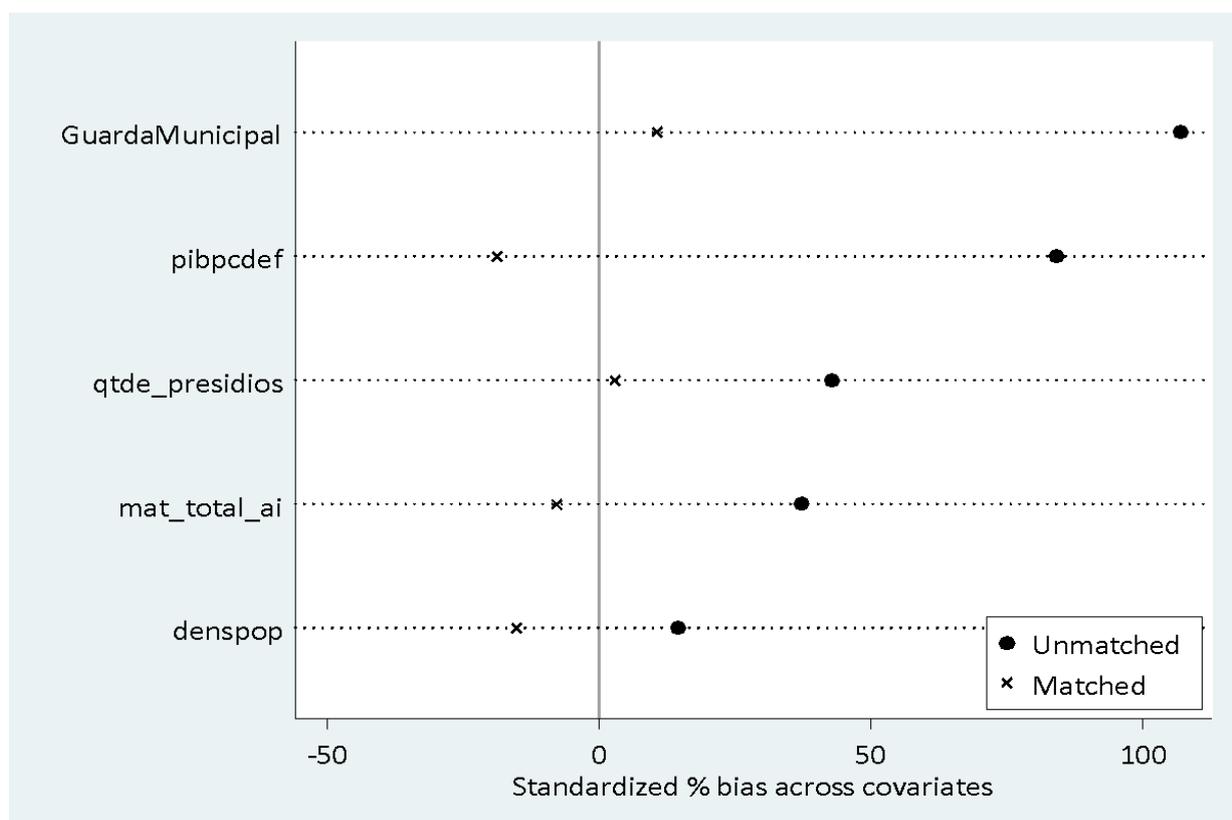
Apêndice C

Tabela 18: Estimação das covariadas para o PSM.

Covariadas	Coef,	Erro-Padrão	p-valor
Qtde Presídios	0,771	0,125	0,000
PIBpc	0,003	0,000	0,000
Guarda municipal	1,205	0,108	0,000
Densidade populacional	-0,005	0,000	0,000
Matrícula EF	0,000	0,234	0,000
R ²		0,47	
N		1.656	

Fonte: Elaboração própria.

Figura 14: Testes antes e depois do Pareamento.



Fonte: Elaboração própria.