



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DO CRIME: Controle de Armas, Penitenciárias e Violência

FABIANO DA COSTA DANTAS

João Pessoa - PB
2021

FABIANO DA COSTA DANTAS

**ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DO CRIME: Controle de
Armas, Penitenciárias e Violência**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, em cumprimento às exigências do Curso de Doutorado em Economia.

Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Orientador: Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza

João Pessoa - PB

2021

Catálogo na publicação
Seção de Catálogo e Classificação

D192e Dantas, Fabiano da Costa.

Ensaio sobre economia do crime : controle de armas,
penitenciárias e violência / Fabiano da Costa Dantas. -
João Pessoa, 2021.

75 f. : il.

Orientação: Wallace Patrick Santos de Farias Souza.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Armas de fogo - Lei de controle. 2. Controle
sintético. 3. Penitenciárias federais. 4. Violência. 5.
Controle sintético generalizado. I. Souza, Wallace
Patrick Santos de Farias. II. Título.

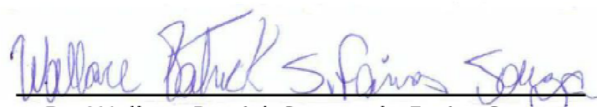
UFPB/BC

CDU 351.753.3(094) (043)

Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

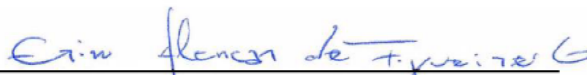
Comunicamos à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia que a Tese de Doutorado do(a) aluno(a) **FABIANO DA COSTA DANTAS**, intitulado **ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DO CRIME: Controle de Armas, Penitenciárias e Violência** foi submetido à apreciação da comissão examinadora elencada abaixo; no dia 14/05/2021, às 14:00h.

A tese foi APROVADA pela comissão examinadora.



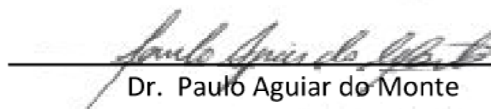
Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Orientador



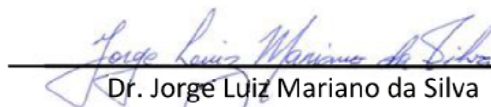
Dr. Erik Alencar de Figueiredo

Examinador Interno



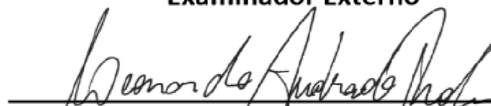
Dr. Paulo Aguiar do Monte

Examinador Interno



Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva

Examinador Externo



Dr. Leonardo Andrade Rocha

Examinador Externo

João Pessoa - PB

2021

Dedico este trabalho exclusivamente em honra e memória de meu Pai.

Salomão Dantas Mulatinho

Que em conjunto com minha mãe (Terezinha da Costa Dantas), sempre me aconselhavam em estudar, para que um dia se torna-se "doutor". Pois seria a única coisa que eles poderiam deixar para mim sem que ninguém me retirasse.

E que infelizmente não conseguiu ver essa minha conquista.

- Pai, essa é para o senhor!

Agradecimentos

Agradeço primeira a Deus, por ter me dado forças e determinação para a conclusão dessa etapa de minha vida;

À minha família, meu pai, Salomão Dantas Mulatinho (*In Memoriam*), minha mãe, Terezinha da Costa Dantas e aos meus irmãos, Flávio da Costa Dantas, Márcia da Costa Dantas e Mércia da Costa Dantas, pelo suporte, dedicação e compreensão devido as ausências familiares;

Aos meus amigos da turma de pós-graduação em economia, Cristiane, Kelly, Alexsandro, Fábio, Elias, Marta, Thiago Costa, Thiago Geovane, Danilo e Alderir, pelo apoio e os momentos de descontração e preocupação nos dias de provas;

Aos Profs. Drs. da pós-graduação em economia, Cássio Nobrega, Aléssio Cavalcanti, Jevuks Araújo, Edilean Kleber, José Luis Júnior, Paulo Aguiar e André Mattos, pela dedicação e o conhecimento repassado, em especial aos Professores Drs. Wallace Patrick e Erik Alencar, pelas orientações, paciência e dedicação em me ajudar no desenvolvimento deste trabalho;

Aos demais membros da banca, Prof. Dr. Jorge Mariano e Prof. Dr. Leonardo Rocha, pelas contribuições para o melhoramento deste trabalho.

À Maria das Neves, que ainda no mestrado, me ajudou com hospedagem em Natal; Enfim, a todos de maneira direta ou indireta contribuíram de alguma forma para a realização deste trabalho.

*“Talvez não tenha conseguido fazer o melhor, mas lutei para que o melhor fosse feito. Não sou o
que deveria ser, mas Graças a Deus, não sou o que era antes”*
(Martin Luther King Jr.)

Resumo

Esta tese é composta por dois ensaios independentes relacionados a economia do crime. O primeiro ensaio tem como objetivo investigar a efetividade do controle de armas de fogo no Brasil, através da avaliação do Estatuto do Desarmamento sobre os índices de criminalidade resultantes de armas de fogo sob os cenários da população geral, entre gêneros e jovens. A metodologia utilizada procede do método do grupo de controle sintético, que se baseia na comparação de uma unidade de tratamento sujeita a intervenção de interesse com outras unidades de controle sintético contrafactual. A unidade de tratamento será o Brasil, a intervenção de interesse será o Estatuto do Desarmamento e as unidades que integram o grupo de controle sintético consiste nos países com leis de porte e posse de armas mais permissivas que o Brasil e países em situação de conflito armado, com um recorte temporal de 1990 a 2017. As covariadas de controle para a estimação são baseadas em parâmetros socioeconômicos e de saúde de cada país, enquanto as variáveis de interesse são os índices de crimes violentos resultantes de armas de fogo. Os resultados indicam que o Estatuto do Desarmamento foi capaz de reduzir as taxas de acidentes e de homicídios por armas de fogo entre a população geral, os homens e mulheres, enquanto que entre os jovens não demonstrou a mesma efetividade no longo prazo. O segundo ensaio consiste em averiguar se as instalações das unidades prisionais federais influenciam nos índices de violência dos municípios onde estão localizadas. A metodologia aplicada advém do controle sintético generalizado, que utiliza da união de modelos lineares de efeitos fixos (Diferença-em-Diferença) com o método de controle sintético, para estimar contrafactuais dos municípios de Catanduvas/PR, Campo Grande/MS, Mossoró/RN, Porto Velho/RO e Brasília/DF. A variável de interesse será a taxa de homicídios municipais, enquanto as covariáveis observadas consistem nos aspectos relacionados a violência, saúde e características econômicas dos municípios. O momento do tratamento será o ano de inauguração de cada unidade prisional e as unidades de controle consistem nos municípios brasileiros que não possuem nenhuma instalação prisional em seu território, possuem a densidade demográfica semelhantes aos municípios do grupo de tratamento e que possuem o máximo de dados disponíveis condizentes com o período de análise de 1996 a 2018. As estimações apontam que cidades menores que possuem instalação da unidade prisional federal estão mais propensas as taxas de homicídios maiores, porém suas estimativas dos intervalos de confiança foram estatisticamente insignificantes, o que apontam em resultados inconclusivos.

Palavras-chave: Lei de Controle de Armas de Fogo. Controle Sintético. Penitenciárias Federais. Violência. Controle Sintético Generalizado.

Abstract

This thesis is composed of two independent essays related to the economics of crime. The first essay aims to investigate the effectiveness of firearm control in Brazil, through the evaluation of the Disarmament Act on firearm-related crime rates under general population, gender and youth scenarios. The methodology used comes from the synthetic control group method, which is based on the comparison of a treatment unit subjected to the intervention of interest with other counterfactual synthetic control units. The treatment unit will be Brazil, the intervention of interest will be the Disarmament Act, and the units that make up the synthetic control group consist of countries with more permissive laws on the carrying and possession of weapons than Brazil and countries in situations of armed conflict, with a time frame of 1990 to 2017. The control covariates for the estimation are based on socioeconomic and health parameters of each country, while the variables of interest are the rates of violent crimes resulting from firearms. The results indicate that the Disarmament Act was able to reduce the rates of accidents and firearm homicides among the general population, men and women, while among young people it did not show the same effectiveness in the long run. The second essay consists of investigating whether the facilities of federal prison units influence the violence rates of the municipalities where they are located. The methodology applied comes from the generalized synthetic control, which uses the union of linear models of fixed effects (Difference-in-Difference) with the synthetic control method, to estimate counterfactuals for the municipalities of Catanduvas/PR, Campo Grande/MS, Mossoró/RN, Porto Velho/RO and Brasília/DF. The variable of interest will be the municipal homicide rate, while the observed covariates consist of aspects related to violence, health and economic characteristics of the municipalities. The moment of treatment will be the year of inauguration of each prison facility and the control units consist of the Brazilian municipalities that do not have any prison facility in their territory, have the demographic density similar to the municipalities in the treatment group and that have the maximum available data consistent with the period of analysis from 1996 to 2018. The estimates point out that smaller cities with federal prison facilities are more likely to have higher homicide rates, but their confidence interval estimates were statistically insignificant, pointing to inconclusive results.

Keywords: Firearms Control Law. Synthetic Control. Federal Penitentiaries. Violence. Generalized Synthetic Control.

Lista de tabelas

Tabela 1 – Média Ponderada dos Preditores de Homicídios por Armas de Fogo	24
Tabela 2 – Média Ponderada dos Preditores de Suicídios por Armas de Fogo .	28
Tabela 3 – Média Ponderada dos Preditores de Acidentes por Armas de Fogo .	32
Tabela 4 – Estatísticas Descritivas das Unidades Agregadas	54
Tabela 5 – Estatística Descritiva das Unidades de Tratamento e Controle	55
Tabela 6 – Pesos das Unidades do Grupo de Controle	58
Tabela 7 – Efeitos das Instalações de Unidades Prisionais na Violência das Cidades Anfitriãs	59

Lista de ilustrações

Figura 1 – Taxa de Homicídios por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético .	25
Figura 2 – Testes de Placebo das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo . . .	27
Figura 3 – Taxa de Suicídios por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético . .	29
Figura 4 – Testes de Placebo das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo	30
Figura 5 – Taxa de Acidentes por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético . .	33
Figura 6 – Testes de Placebo das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo	34
Figura 7 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo para 1997	36
Figura 8 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo para 1997	37
Figura 9 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo para 1997	38
Figura 10 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo para 2010	39
Figura 11 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo para 2010	40
Figura 12 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo para 2010	41
Figura 13 – Estrutura das Unidades de Tratamento e Controle	56
Figura 14 – Comportamento das Taxas de Homicídios nas Unidades Tratadas e de Controle	57
Figura 15 – Estimações dos Efeitos Médios dos Modelos de Efeito Fixo e Controle Sintético Generalizado	60
Figura 16 – Estimações Médias das Unidades Tratadas e seus Contrafactuais . .	60
Figura 17 – Estimações Individuais das Unidades Tratadas e seus Contrafactuais	62
Figura 18 – Efeitos Médios do ATT dos Municípios do Grupo de Tratamento . .	63
Figura 19 – Fatores Estimados e Cargas Fatoriais	64
Figura 20 – Efeito das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo	73
Figura 21 – Efeito das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo	74
Figura 22 – Efeito das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo	75

Sumário

1	INTRODUÇÃO GERAL	11
2	EFETIVIDADE DO CONTROLE DE ARMAS DE FOGO NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO DO ESTATUTO DO DESARMAMENTO .	13
2.1	Introdução	13
2.2	Referencial Teórico	15
2.2.1	Criminalidade e Porte de Armas	15
2.3	Metodologia	18
2.4	Dados	21
2.5	Resultados	23
2.5.1	Testes de Placebo Temporal	35
2.6	Considerações Finais	41
3	O IMPACTO DAS UNIDADES PRISIONAIS FEDERAIS NA VIOLÊNCIA DAS CIDADES ANFITRIÃS	43
3.1	Introdução	43
3.2	Referencial Teórico	45
3.2.1	Apontamentos sobre Unidades Prisionais e Crimes	45
3.3	Metodologia	49
3.4	Dados	52
3.5	Resultados	56
3.6	Considerações Finais	66
	REFERÊNCIAS	68
	APÊNDICE	73

1 Introdução Geral

A violência no Brasil é um dos maiores problemas enfrentados pela sociedade atual. Suas consequências resultam em custos substanciais oriundas da perda de vidas humanas. Do ponto de vista econômico, cada vítima fatal da violência, reflete uma perda de investimentos em capital humano e, portanto, de capacidade produtiva (CARVALHO et al., 2007). Não obstante a tragédia social que representa a violência letal no Brasil nas últimas décadas, ainda hoje muito pouco se sabe das causas concretas que permite a compreensão dos fatores que impulsionaram a sua evolução. Observa-se uma ampla heterogeneidade no modo como esses fatores interferem nas taxas de violência, entre eles estão o efetivo policial, taxas de encarceramento, prevalência de armas de fogo, de drogas ilícitas e de ingestão de bebidas alcoólicas, entre outros (CERQUEIRA, 2014).

Um dos aspectos mais graves desse quadro contemporâneo da violência é a mortalidade por armas de fogo, que registrou aumento ao longo das últimas décadas e atinge, sobretudo, adolescentes e jovens que habitam as periferias dos grandes centros urbanos (PERES, 2004). Entre 1980 e 2014, morreram perto de 1 milhão de pessoas (967.851), vítimas de disparo de algum tipo de arma de fogo. Nesse período, as vítimas passaram de 8.710, no ano de 1980, para 44.861, em 2014, o que representou um crescimento de 415,1% (WASELFISZ, 2015).

Diante dos altos índices de violência armada foram surgindo políticas de segurança pública que culminaram na promulgação da Lei nº 10.823/03, conhecida como Estatuto do Desarmamento, na qual estipulam regras mais rígidas para a posse e o porte de armas de fogo e munições no Brasil. Com o passar do tempo foram surgindo estudos sobre a discussão do papel do controle de armas de fogo e seus efeitos no cenário nacional.

Ainda que sejam escassos os estudos empíricos nacionais sobre a relação causal entre a disponibilidade e acesso a armas de fogo e os indicadores de violência no Brasil, destacam-se algumas contribuições sobre o tema, como: Hartung (2009); Cerqueira e Mello (2012); Santos (2012); Abras et al. (2014); Waiselfisz (2015) e Oliveira e Rostirolla (2017).

Porém, Oliveira e Rostirolla (2017) apontam que a principal discordância dos autores sobre a atribuição do controle ao acesso de armas de fogo na contenção da violência está no problema de endogeneidade dos modelos aplicados que se propõem a estudar esta relação. Sobretudo no que tange a omissão de variáveis relevantes, erros de medida nas variáveis independentes e simultaneidade.

Outro aspecto abordado como potencial perpetrador do crime está o efeito do encarceramento, mais precisamente as consequências da localização das unidades prisionais nos indicadores de crime. De acordo com [Gelinski Neto e Cezário \(2010\)](#), a instalação de uma penitenciária pode resultar em rebeliões, fugas, assassinatos e o aumento de pessoas suspeitas ligados aos presos. Fatores que indicam repulsa da população diante da possibilidade no aumento da violência.

As evidências empíricas constituídas pela literatura internacional apontam inconsistência da influência de uma prisão na violência local. Esse aporte é baseado nos estudos de [Hawes \(1985\)](#), [Farrington e Parcells \(1991\)](#) e [Swanson \(1997\)](#), que não encontraram indícios consistentes dessa possível correlação. Já a literatura nacional é rara (composto pelos estudos de [Góes \(2009\)](#); [Gelinski Neto e Cezário \(2010\)](#); [Redígolo \(2012\)](#) e [Bezerra \(2019\)](#)) e não possui métodos empíricos que confirmem ou refutem a relação entre a instalação de unidades prisionais e os indicadores de violência.

Diante das lacunas metodológicas, dos estudos limitados e das imprecisões apresentadas pelas análises sobre porte de armas, penitenciárias e violência, esta tese apresenta dois ensaios sobre economia do crime. O primeiro consiste em avaliar a efetividade do Estatuto do Desarmamento em reduzir as mortes ocasionadas por disparo de armas de fogo no Brasil. Este estudo se torna expressivo por apresentar uma comparação original dos índices de violência por armas de fogo no Brasil com outros países, aplicados por um método (controle sintético) que procura minimizar os problemas apresentados nos demais estudos sobre o tema.

O segundo ensaio compreende em avaliar o impacto que as unidades prisionais federais possuem sobre a violência das cidades onde estão instaladas. Como os métodos apresentados pela literatura nacional não utilizaram critérios empíricos robustos, este trabalho propõe empregar o método de controle sintético generalizado para tentar sanar essa deficiência.

Dessa forma, pretende-se com essa tese apresentar novos métodos e visões sobre temas relevantes da economia do crime, contribuindo para o discernimento da literatura nacional e difundindo a análise das relações entre porte de armas de fogo, penitenciárias e violência. Procurando colaborar na redução das lacunas metodológicas, dos estudos limitados e das imprecisões que os temas apresentam.

2 Efetividade do Controle de Armas de Fogo no Brasil: Uma Avaliação do Estatuto do Desarmamento

2.1 Introdução

Nas últimas décadas a violência no Brasil tem sofrido uma escalada considerável e o início da década de 1990 marca, de acordo com [Cerqueira \(2014\)](#), um recorde de mais de 32 mil homicídios de média anual. Em certa medida, esse aumento resulta da impunidade observada ao longo da década anterior, o que reforçava os incentivos a favor do crime e as soluções particulares para a garantia da inviolabilidade da vida e da propriedade. Consequentemente, tem-se observado um crescimento significativo da indústria de segurança privada e da demanda por armas de fogo nesse período. [Cerqueira, Lobão e Carvalho \(2005\)](#) apontam outros fatores (estruturais e ambientais) condicionantes da criminalidade, tais como o grande contingente de jovens sem supervisão e orientação e a facilidade no acesso a drogas e bebidas alcoólicas.

O fato é que a década de 1990 foi um período de crescimento da violência urbana nacional, com os homicídios chegando a ocupar o primeiro lugar como causa de mortes precoces no país em 1997 ([PERES, 2004](#)). Ademais, o crescimento nos homicídios foi maior para os jovens de 15 a 24 anos, indicando um grupo mais vulnerável ao crime. Já a partir de 2001, [Cerqueira \(2014\)](#) aponta o aumento do tráfico de drogas (particularmente o *crack*) em muitas regiões do país como um catalizador da violência. Por outro lado, houve uma melhoria nos indicadores socioeconômicos e demográficos, além do maior controle das armas de fogo e aumento na taxa de encarceramento que, podem ter contribuído para a redução da taxa de homicídios.

Ante o aumento no número de homicídios na década de 1990, [Peres \(2004\)](#) mostra que cerca de 59,3% foram cometidos por armas de fogo. Em outra análise, [Waiselfisz \(2015\)](#) estimou um aumento de 387% no número de mortes por armas de fogo no Brasil entre 1980 e 2012, que em valores absolutos significa 880.386 pessoas mortas por disparo de armas de fogo no país durante o período, sendo, destas, 747.760 assassinadas¹.

Comparado a outros países com características econômicas semelhantes, o

¹ 15.312 foram devido a acidentes; 35.957 suicídios e 81.357 por motivos indeterminados (quando não foi possível determinar se foi acidente, suicídio ou homicídio, só que a morte foi originada por ferida de bala).

Brasil apresenta uma alta incidência de crimes, sendo um dos países mais violentos das Américas ([WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2017](#)). O país também possui o maior número de cidades entre as 50 áreas urbanas mais violentas do mundo; no total são 17 cidades brasileiras com mais de 300 mil habitantes entre as maiores taxas de homicídios para cada 100 mil habitantes. Segundo dados do [Ministério da Saúde \(2003\)](#), o Brasil passou de 59 mortes por causas externas (acidentes e violências) por 100 mil habitantes na década de 1980, para 72,5 em 2002 ([SOUZA; LIMA, 2006](#)). Esse número é bem superior as taxas observadas em outros países da América Latina como o México (15,3 para cada 100 mil hab.), Chile (3,0 para cada 100 mil hab.), Argentina (5,2 para cada 100 mil hab.) e Paraguai (10,4 para cada 100 mil hab.)².

Sob o paradigma dos altos índices de crimes cometidos por armas de fogo foi aprovada pelo Congresso Nacional e sancionada pelo presidente Luiz Inácio Lula da Silva, em dezembro de 2003, a Lei n.º 10.826, denominada o “Estatuto do Desarmamento”, que dispõe sobre o registro, a posse e a comercialização de armas de fogo no Brasil, significando uma mudança de rumo no sentido de maior regulação. Isto porque, a Lei anterior (Lei nº 9.437/97) possuía critérios mais permissivos de porte, posse e comercialização de armas de fogo. No entanto, a discussão sobre o papel do controle de armas e seus efeitos sobre a criminalidade ainda é incipiente na literatura do crime. [Oliveira e Rostirolla \(2017\)](#) apontam que a falta de consenso entre os autores ocorre não pela discordância a respeito de argumentos, mas pelos problemas de endogeneidade que sofrem os modelos empíricos que se propõem a estudar esta relação. Estes surgem pela omissão de variáveis relevantes, erros de medida nas variáveis independentes e simultaneidade.

Dito isso, este ensaio tem por objetivo estimar a efetividade do Estatuto do Desarmamento sobre os índices de criminalidade cometidos por armas de fogo no Brasil, usando dados para o período de 1990 a 2017, antes e depois do Estatuto entrar em vigor. O diferencial deste trabalho está em avaliar as evidências entre a disponibilidade de armas de fogo e crimes violentos no âmbito nacional e compará-lo a outros países que estejam sem intervenção semelhante de lei de controle de armas e/ou países considerados em conflito armado³. Assim, será aplicado o método de controle sintético, que se baseia na comparação de uma unidade de tratamento sujeita a intervenção de interesse com o seu contrafactual (“grupo sintético”), construído a partir da ponderação de outras unidades que não sofreram a intervenção de forma a

² Países da Europa Ocidental (França, Alemanha, Grécia, Portugal, Reino Unido, Espanha, entre outros) e Estados Unidos também tem taxas de homicídios bem inferiores às do Brasil, oscilando em torno de 3 mortes intencionais por 100 mil habitantes para a Europa e 5 a 6 para os Estados Unidos ([SOUZA; LIMA, 2006](#))

³ De acordo com *Uppsala Conflict Data Program* (UCDP, 2020), o conflito armado é uma incompatibilidade contestada que diz respeito ao governo e/ou território quando o uso da força armada entre duas partes, das quais pelo menos uma é o governo de um Estado, e que resulta em pelo menos 25 mortes relacionadas com a batalha no período de um ano civil.

ser o mais parecido possível ao grupo de interesse no período anterior ao tratamento.

A hipótese levantada por este ensaio é que o Estatuto do Desarmamento cumpre com sua função de reduzir os índices de violência ocasionadas por armas de fogo. A fundamentação de que a disponibilidade de armas de fogo é capaz de aumentar a violência e o crime é defendida por [Duggan \(2001\)](#), [Cook e Ludwig \(1998\)](#), [\(2002\)](#) e [Alzheimer \(2008\)](#), enquanto outros trabalhos argumentam que o uso de armas de fogo é capaz de inibir a violência ([ZIMRING, 1968](#)), [\(1972\)](#) e ([KLECK, 1997](#)). Na literatura nacional, existem poucas evidências que tentam encontrar uma relação causal entre a disponibilidade de armas de fogo e crimes violentos, limitando-se apenas a alguns estudos no âmbito estadual ([HARTUNG, 2009](#)); ([CERQUEIRA; MELLO, 2012](#)); ([SANTOS, 2012](#)); ([ABRAS et al., 2014](#)) e ([OLIVEIRA; ROSTIROLLA, 2017](#)).

Além dessa introdução, a estrutura deste ensaio foi dividida em mais sete seções. Na segunda seção, está exposto o referencial teórico com os argumentos que fomentam a disponibilidade de armas e crimes violentos. Na seção posterior, a estruturação do método de controle sintético. Na seção 4 estão os dados, variáveis, período e amostra do estudo. Na quinta seção estão apresentados os resultados da pesquisa e finalizando, nas demais seções serão expostos as considerações finais e referências, respectivamente.

2.2 Referencial Teórico

2.2.1 Criminalidade e Porte de Armas

Os argumentos teóricos que compõem a literatura do crime são controversos. Para [Kleck \(1991\)](#), as perspectivas de reduzir a violência restringindo as armas dependem em grande parte da quantidade de armas existentes, como as pessoas as obtêm, por que as possuem e quanto estariam dispostas a mantê-las. Além disso, a interpretação de uma relação positiva entre as taxas de violência e as taxas de posse de armas depende do grau em que se acredita que a violência pode aumentar a posse de armas, motivando as pessoas a obter proteção e aumentando a violência.

De acordo com [Alzheimer \(2008\)](#), não existe nenhuma perspectiva teórica dominante que explique a relação entre posse de armas e crime. A base para tal perspectiva, no entanto, foi proposta por [Kleck e McElrath \(1991\)](#), que sugerem que as armas são uma fonte de energia usada instrumentalmente para atingir objetivos ao induzir a conformidade com as demandas do usuário. Os objetivos de um potencial usuário de armas são numerosos e podem ser conseguidos somente pelo fato de possuir a arma, sem necessitar o seu uso.

Ao contrário da maioria das pesquisas criminológicas que assumem que a posse

de armas é intrinsecamente intensificadora da violência, [Zimring \(1968\)](#), [\(1972\)](#) e [Kleck \(1997\)](#) sugerem que as armas podem conferir poder tanto ao agressor em potencial quanto ao potencial vítima tentando resistir a uma agressão. Quando visto desta maneira, várias hipóteses podem ser derivadas sobre a relação entre disponibilidade de armas e crime. A primeira é que o aumento da disponibilidade de armas aumenta a criminalidade. Uma segunda hipótese é que o aumento da disponibilidade de armas reduz o crime, ou ainda uma terceira hipótese de que a disponibilidade de armas e as taxas de criminalidade não são relacionadas.

[Oliveira e Rostirolla \(2017\)](#) classificam a literatura existente entre os que apontam que a disponibilidade de armas de fogo é capaz de aumentar o número de mortes e de crimes violentos, e entre os estudos que concluem que armas de fogo são capazes de reduzir os crimes.

Os argumentos a favor do desarmamento (primeira hipótese) podem ser vistos em [Duggan \(2001\)](#), encontrando que as armas influenciam o crime principalmente pelo aumento da taxa de homicídios. Sob essa mesma visão, [Cook e Ludwig \(1998\)](#), [\(2002\)](#), [\(2006\)](#) afirmam que o uso civil de arma de fogo possui um viés positivo sobre diversos atos de violência, com destaque para a tentativa de roubo, quantidade de roubos e de estupros, e agressões sexuais.

Sob essa mesma visão, [Cook e Ludwig \(1998\)](#), [\(2002\)](#), [\(2006\)](#) afirmam que o uso civil de arma de fogo possui um viés positivo sobre diversos atos de violência, com destaque para a tentativa de roubo, número total de roubo, número total de estupro, tentativa de estupro, número de roubo e violações e agressões sexuais.

Essa relação direta entre o uso de armas de fogo e o aumento da violência conduzem [Oliveira e Rostirolla \(2017\)](#) a afirmarem que o aumento da disponibilidade de armas de fogo aumenta a frequência do seu uso na resolução de conflitos interpessoais e em suicídios. Além disso, o aumento da disponibilidade devido à uma redução dos custos legais de se obter uma arma também reduziria os custos de obtenção no mercado ilegal, aumentando, assim, a disponibilidade para potenciais criminosos. Como estas são utilizadas tanto por vítimas quanto por criminosos, o encontro entre indivíduos armados tende a resultar em um número maior de mortes.

A disponibilidade em adquirir arma, pode aumentar a demanda quanto a sua oferta. Nesse sentido, [Cook \(1991\)](#), argumenta que os criminosos irão reagir a um aumento na oferta de armas, pois a percepção por parte destes de que a probabilidade de uma vítima portar uma arma aumentou, estimulará os criminosos a também portarem e utilizarem armas, aumentando os crimes.

Tais argumentos baseiam-se na ideia da intensificação da violência por meio do efeito de instrumentalidade das armas ([COOK, 1991](#)) e ([ZIMRING; HAWKINS, 1997b](#)).

De acordo com [Alzheimer \(2008\)](#), a premissa básica dessa perspectiva é o uso de uma arma durante o cometimento de um assalto ou roubo: (1) aumenta a probabilidade de morte ou ferimentos graves, (2) fornece aos agressores a oportunidade de infligir dano a longas distâncias, e (3) torna mais fácil atacar várias vítimas do que o uso de outras armas que são comumente usadas para cometer crimes violentos (ou seja, armas brancas).

Os defensores do efeito de instrumentalidade de armas não sugerem necessariamente que a crescente disponibilidade de armas aumenta as taxas totais de assalto e roubo. Em vez disso, aumentar a disponibilidade de armas, aumenta a probabilidade de que as armas sejam usadas durante a execução de um assalto ou agressão, o que aumenta a probabilidade de que esses crimes resultem em ferimentos graves ou morte. No caso de um assalto ou roubo se transformar em violência física, a presença de uma arma dá ao agressor maior capacidade de infligir dano ([ALTHEIMER, 2008](#)).

Por outro lado, os argumentos contra o desarmamento (segunda hipótese) apontam que restrições de controle de armas não têm nenhum efeito líquido sobre o aumento nos níveis de criminalidade. Esse prisma apontado por [Kleck \(1991\)](#) defende que armas nas mãos de possíveis vítimas de violência podem deter tentativas criminosas ou interromper crimes quando elas são tentadas, exercendo assim um efeito redutor da violência.

O pretexto de instrumento de autodefesa abordado por [Oliveira e Rostirolla \(2017\)](#) baseia-se nos estudos de [Zimring \(1968\)](#) e [Cook \(1991\)](#), na qual argumentam que a autodefesa aumentaria o custo de cometer crimes. Comparada a outras formas de reação direta que envolve o confronto entre vítimas e criminosos, a arma de fogo pode ser considerada um instrumento poderoso de coerção, visto a rapidez e facilidade de uso e exigência de pouca força ou habilidade de quem a manuseia. Ademais, a sua utilização em um confronto reduz as chances de reação por parte do oponente ([COOK, 1991](#)). Portanto, as armas são capazes de aumentar os custos do crime de forma a gerar efeitos dissuasórios que inibem a prática de crimes.

A terceira hipótese, conforme apontada por [Alzheimer \(2008\)](#), sugere que a disponibilidade de armas não tem efeito sobre a criminalidade ([KLECK, 1997](#)). Um dos argumentos para a ausência de relação é que o uso de uma arma pode simplesmente refletir a maior motivação de um agressor para prejudicar seriamente uma vítima ([WOLFGANG, 1958](#)). Se essa perspectiva é válida, a falta de acesso a uma arma simplesmente fará com que um agressor substitua por outra arma para alcançar o resultado desejado. Há ainda o argumento de que o uso defensivo de armas pode compensar os efeitos de armas usadas para agressão criminosa, fazendo com que o efeito seja não significativo ([KLECK, 1997](#)).

Dessa forma, [Alzheimer \(2008\)](#) aponta que as hipóteses mencionadas possuem

duas limitações. Primeiro, eles não conseguem explicar uma possível relação de múltiplos níveis entre a disponibilidade de armas como um fenômeno de nível macro e a vitimização individual de assalto e roubo. Assim, pouco se sabe sobre a influência da disponibilidade de armas na vitimização individual do crime, após o controle de características individuais e de comportamento, fazendo com que qualquer efeito possa ser espúrio. A disponibilidade de arma e a vitimização podem ser correlacionadas porque ambas resultam de variáveis de composição demográfica (ou seja, o número de pobres ou homens). Por outro lado, também é plausível que a disponibilidade de armas exerça um efeito sobre a vitimização individual do crime, independente dos fatores de risco individuais.

2.3 Metodologia

O método aplicado nesse ensaio é o baseado na construção do grupo de controle sintético, originalmente proposto por [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2003\)](#), aperfeiçoado por [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#) e aplicado com resultados significativos na literatura brasileira por [Carrasco, Mello e Duarte \(2014\)](#). O método se baseia na comparação de uma unidade de tratamento sujeita a intervenção de interesse, ou seja, grupo que sofreu a intervenção que se tem por objetivo analisar, com outra unidade construída a partir da ponderação de unidades que não sofreram a intervenção, denominado de grupo sintético ou grupo de controle. Tal grupo é construído de forma a ser o mais próximo possível ao grupo de interesse (intervenção) no período anterior ao tratamento, dadas as características usadas para fazer a comparação. Basicamente, a ideia é que se o desempenho dos grupos de tratamento e controle sejam similares no período anterior à intervenção, possíveis diferenças em desempenho após o tratamento representam o efeito resultante da intervenção ([CARRASCO; MELLO; DUARTE, 2014](#)).

Desse modo, as unidades de tratamento e de controle serão países, sendo a unidade tratada o Brasil e as unidade de controle uma combinação de países que possuam regulamentação de posse e disponibilidade de armas mais flexíveis e em conflitos armados⁴. A intervenção de interesse será a Lei n.º 10826/03 (Estatuto do Desarmamento), que dispõe sobre registro, posse e comercialização de armas de fogo e munição no Brasil, em vigor desde 2003. Assim, o período de pré-tratamento se dará antes de 2003.

Conforme observado em [Carrasco, Mello e Duarte \(2014\)](#), o método é flexível no sentido de definição das unidades do grupo de controle. A escolha dos países que compõem o grupo de controle se dá a partir de informações sobre a variável de interesse e sobre uma série de variáveis socioeconômicas e de saúde, que exercem

⁴ A definição dos países que estão no grupo de tratados está detalhada na seção 2.4

influência sobre a variável de interesse. Assim, os pesos dos países que compõem a unidade de controle sintético são definidos endogenamente pelo método através do vetor de covariadas utilizado, de modo que seja o mais próximo da unidade de tratamento (Brasil), no período anterior a intervenção de interesse.

O método desenvolvido por [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#) supõe que haja $J + 1$ países. Sem perda de generalidade, suponha também que apenas um país é exposto à intervenção do interesse (neste caso, o Brasil), de modo que os países restantes permaneçam como potenciais controles. Não necessariamente todos esses países serão de fatos controles, pois muitos podem acabar recebendo peso zero. Ainda é sabido que o país de tratamento é ininterruptamente exposto à intervenção de interesse após algum período inicial de intervenção.

Seja Y_{it}^N o resultado que seria observado para o país i no tempo t na ausência da intervenção, para as unidades $i = 1, \dots, J + 1$ e períodos de tempo $t = 1, \dots, T$. Seja T_0 o número de períodos de pré-intervenção, com $1 \leq T_0 < T$. Seja Y_{it}^I o resultado que seria observado para a unidade i no tempo t se a unidade i estivesse exposta à intervenção nos períodos $T_0 + 1$ e T . A intervenção não tem efeito sobre o resultado antes do período de implementação, então para $t \in \{1, \dots, T_0\}$ e todos $i \in \{1, \dots, N\}$, tem-se que $Y_{it}^N = Y_{it}^I$. Nesses casos, T_0 poderia ser redefinido como o primeiro período em que o resultado possivelmente reagiria à intervenção. Também é razoável a suposição de que as unidades não tratadas não são afetadas pela intervenção implementada na unidade tratada. No presente caso, é razoável argumentar que uma política de intervenção na flexibilidade de acesso a armas não afetará a criminalidade em outros países.

Assim, indicamos que $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$ seja o efeito da intervenção da unidade i no tempo t , e que D_{it} é um indicador que toma valor um se a unidade i for exposta à intervenção no tempo t , e o valor zero, caso contrário. Desse modo, o resultado observado para a unidade i no período t será,

$$Y_{it} = Y_{it}^N + \alpha_{it}D_{it} \quad (2.1)$$

Dado que somente o primeiro país (país “um”) é exposto à intervenção e somente após o período T_0 (com $1 \leq T_0 < T$), tem-se que,

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } i = 1 \text{ e } t > T_0, \\ 0 & \text{Caso Contrário} \end{cases}$$

Como objetiva-se estimar $(\alpha_1 T_0 + 1, \dots, \alpha_{1T})$. Para $t > T_0$, então,

$$\alpha_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N = Y_{1t} - Y_{1t}^N \quad (2.2)$$

Como Y_{1t}^I é observado, para estimar α_{1t} , precisa-se apenas estimar Y_{1t}^N . Supondo que Y_{it}^N seja dado por um modelo de fatores.

$$Y_{1t}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2.3)$$

Onde δ_t é um fator comum desconhecido com cargas fatoriais constantes entre os países, Z_i é um vetor ($r \times 1$) de covariáveis observadas (não afetadas pela intervenção), θ_t é um vetor ($1 \times r$) de parâmetros desconhecidos, λ_t é um vetor ($1 \times F$) de fatores comuns não observados, μ_i é um vetor ($F \times 1$) de cargas fatoriais desconhecidas, e os termos de erro ε_{it} são choques transitórios não observados com média zero para cada país.

Considere um vetor ($J \times 1$) de pesos $W = (w_2, \dots, w_{j+1})'$ tais que $w_j \geq 0$ para $j = 2, \dots, J+1$ e $w_2 + \dots + w_{j+1} = 1$. Cada valor particular do vetor W representa um controle sintético potencial, isto é, uma média ponderada particular dos países de controle. O valor da variável de resultado para cada controle sintético indexado por W é,

$$\sum_{j=2}^{j+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{j+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{j+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{j+1} w_j \varepsilon_{jt} \quad (2.4)$$

Assim, existindo um vetor $(w_2^*, \dots, w_{j+1}^*)$ tal que, (Equação 2.4)

$$\begin{aligned} \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{j1} &= Y_{11}, & \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{j2} &= Y_{12} \dots, \\ \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{jT_0} &= Y_{1T_0}, & \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Z_j &= Z_1 \end{aligned} \quad (2.5)$$

É possível comprovar que se $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ não é singular, então,

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left(\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n \right)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (2.6)$$

Sob condições padrão (termos de erro independentes e com média zero), a média do lado direito da Equação (2.6) será próxima de zero se o número de períodos de pré-intervenção for grande em relação à escala dos choques transitórios. Dessa forma, [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#) sugerem usar

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{jt} \quad (2.7)$$

para $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$ como um estimador de α_{1t} .

A Equação (2.5) só é válida com igualdade somente se $(Y_{11}, \dots, Y_{1T_0}, Z_1')$ pertencer a combinação convexa de $\{(Y_{21}, \dots, Y_{2T_0}, Z_2'), \dots, (Y_{J+11}, \dots, Y_{J+1T_0}, Z_{J+1}')\}$. Na prática, é comum que não exista nenhum conjunto de pesos de tal forma que a Equação (2.5) se mantenha exatamente igual. Em seguida, o país de controle sintético é selecionado de modo que a Equação (2.5) seja um valor aproximado. Em alguns casos, pode até não ser possível obter uma combinação ponderada de unidades não tratadas de tal forma que a Equação (2.6) seja aproximadamente válida.

A variável de interesse resultante é observada para T períodos, $t = 1, \dots, T$, para o país afetado pela intervenção, Y_{1t} , e pelos países não afetados, Y_{jt} , onde $j = 2, \dots, J + 1$. O vetor $K = (k_1, \dots, k_{T_0})'$ de dimensão $(T_0 \times 1)$ define uma combinação linear de resultados pré-intervenção: $\bar{Y}_i^K = \sum_{s=1}^{T_0} k_s Y_{is}$. Considere M combinações lineares definidas pelos vetores $K_1, \dots, K_M$. Seja $X_1 = (Z_1', \bar{Y}_1^{K_1}, \dots, \bar{Y}_1^{K_M})'$ um vetor $(k \times 1)$ de características pré-intervenção para o país da unidade de tratamento, com $k = r + M$. Da mesma forma, X_0 é uma matriz $(k \times J)$ que contém as mesmas variáveis para os países não afetados pela intervenção. Isto é, a j -ésima coluna de X_0 é $(Z_j', \bar{Y}_j^{K_1}, \dots, \bar{Y}_j^{K_M})'$. O vetor W^* é escolhido para minimizar alguma distância, $\|X_1 - X_0 W\|$, entre X_1 e $X_0 W$, sujeito a $w_2 \geq 0, \dots, w_{J+1} \geq 0, w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$. Uma escolha óbvia para $\bar{Y}_i^{K_1}, \dots, \bar{Y}_i^{K_M}$ é $\bar{Y}_i^{K_1} = Y_{i1}, \dots, \bar{Y}_i^{K_{T_0}} = Y_{iT_0}$, isto é, os valores da variável de resultado para todos os períodos de pré-intervenção disponíveis.

2.4 Dados

A intervenção consiste na Lei n.º 10.826 de 22 de dezembro de 2003 (Estatuto do Desarmamento) que dispõe sobre registro, posse e comercialização de armas de fogo e munição, sobre o Sistema Nacional de Armas – Sinarm, define crimes e dá outras providências. O estatuto estabelece o controle sobre armas e munições, reprimindo o comércio ilegal e o contrabando, combatendo o porte ilícito, responsabilizando legalmente os comerciantes e impedindo que a arma ilegal, objeto de apreensão, volte ao mercado (BRASIL, 2004). Assim, a exposição a intervenção definirá a unidade de tratamento (Brasil) e está representado na Equação (2.1) como o indicador D_{it} , que toma o valor 1 na unidade i no tempo t .

Estudos que apontam associação entre transtornos por uso de substâncias psicoativas Claro et al. (2015) e Håkansson e Jesionowska (2018), oportunidade econômica Blumstein e Wallman (2000) e determinantes socioeconômicos Klaer e Northrup (2014) e Yildiz, Öcal e Yildirim (2013) a crimes violentos, determinam as covariadas de controle utilizadas nesse estudo. Portanto, o vetor X de controles é composto pelo PIB per capita; Taxa de Desemprego, Índice de Liberdade Econômica; Indicador de Educação e

os Transtornos por uso de Álcool e Drogas.

O PIB per capita (constante 2010 US\$) é o Produto Interno Bruto dividido pela população e foi calculado sem deduções para depreciação de ativos fabricados ou para esgotamento e degradação de recursos naturais. Já a Taxa de Desemprego consiste no percentual da força de trabalho total estimativa e modelada pela OIT, se referindo à parcela da força de trabalho que está sem trabalho, mas disponível e buscando emprego. Estas bases de dados estão disponibilizadas pelo *World Development Indicators* (WDI), do Banco Mundial.

O Índice de Liberdade Econômica mede a liberdade dos países com base no estado de direito, no tamanho do governo, a eficiência regulatória e o grau de abertura de mercado. Sua escala vai de 0 a 100, onde quanto mais próximo de 100 maior é a liberdade econômica do país, sendo disponibilizado pela *The Heritage Foundation*. Já o Indicador de Educação calcula a média de anos de escolaridade (de adultos) e anos de escolaridade esperados (de crianças) dos países, usando dados do PNUD – ONU. Essa média é transformada em um índice que vai de 0 a 1, onde quanto mais próximo de 1 maior é a média de anos de estudo da população para aquele país.

Variáveis relacionadas a saúde e comportamento são aproximadas pelos Transtornos causados por uso de Álcool, que mede a taxa de distúrbios por uso de álcool⁵; e os Transtornos causados por uso de Drogas, que mede a taxa de distúrbios por uso de drogas⁶ (opioides, anfetamina, cocaína, *cannabis* e outras drogas). Essas variáveis são calculadas pela prevalência por 100.000 habitantes, atendem os critérios de Classificação Internacional de Doenças e Problemas Relacionados a Saúde (CID) e estão disponíveis no *Global Health Data Exchange/ Discover the World's Health Data*.

Por fim, as variáveis de interesse (dependentes) são referentes aos crimes violentos causados por armas de fogo, sendo classificadas conforme o gênero e idade (jovens entre 15-19 anos⁷) e disponibilizados pelo *Global Health Data Exchange/ Discover the World's Health Data* no qual seguem a CID. Serão utilizadas 3 variáveis dependentes, como forma de verificar qual o possível efeito do Estatuto do Desarmamento para diferentes tipos de utilização da arma de fogo. A primeira são os Homicídios por Armas de Fogo (mortes por 100.000 hab.) – consiste na taxa de violência física ocasionados por armas de fogo, propositadamente infligidos como resultado de violência doméstica, violência interpessoal e conflitos violentos (X93-X95.9); a segunda variável dependente são os Suicídios por Armas de Fogo (mortes por 100.000 hab.) – e se refere a taxa de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente por disparo por armas de fogo (X72-X74.9); e a terceira são os Acidentes por Armas de Fogo (mortes por

⁵ CID -10: (F10-F10.9, G31.2, G72.1, P04.3, Q86.0, R78.0, X45-X45.9, X65-X65.9, Y15-Y15.9).

⁶ CID -10: (F11-F16.9, F18-F19.9, P04.4, P96.1, R78.1-R78.5).

⁷ Faixa etária classificada como primeira juventude pela OIT.

100.000 hab.) – equivalente a taxa de mortes por lesões não intencionais ocasionados por disparo de armas de fogo (W32-W34.9).

As unidades que integram o grupo de controle sintético referem-se aos países considerados pelo *Small Arms Survey*⁸ e *GunPolicy.org*⁹ by the Sydney School of Public Health (The University of Sydney) com leis mais permissivas de porte e posse de armas, se comparados ao Brasil: Albânia, Áustria, Canadá, Chade, Costa Rica, Croácia, El Salvador, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, Guatemala, Honduras, Iraque, Itália, Lituânia, Macedônia, México, Namíbia, Nigéria, Paquistão, República do Congo, República Tcheca, Suíça, Tanzânia, Uruguai, Iêmen e Zâmbia.

Associados a estes países foram inseridos países em conflito armado, devido ao próprio Brasil e alguns países com leis mais permissivas também serem qualificados como tal. De acordo com *Armed Conflict Location Event Data Project (ACLED)*¹⁰ e o *Uppsala Conflict Data Program (UCDP)*¹¹, países como: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Iraque, México, Nigéria, Paquistão, República do Congo e Iêmen, são exemplos de países com legislações mais permissivas de porte e posse de armas e que são classificados em conflito armado. Assim, além dos países citados anteriormente foram adicionados a pesquisa: Colômbia, Índia, Irã, Israel, Líbano, Sudão, Turquia e Venezuela. Totalizando a amostra com 35 países, com dados anuais referentes ao período de 1990 a 2017.

2.5 Resultados

Na construção do Brasil sintético, foram estimados os valores das variáveis preditoras: índice de liberdade econômica, índice de educação, PIB per capita, percentual do desemprego e prevalência de distúrbios por uso de álcool e drogas. Também foram acrescentados três anos específicos das taxas defasadas de violência por armas de fogo (1990, 1996 e 2002)¹², tal como utilizado por [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#) e recomendadas por [Kaul et al. \(2016\)](#) e [Ferman, Pinto e Possebom \(2016\)](#) com a justificativa que sua omissão pode influenciar o resultado das unidades sintéticas no período pós-tratamento.

Os valores da Tabela 1 refletem as médias ponderadas das variáveis preditoras da unidade tratada e das unidades componentes do grupo de controle sintético da taxa de homicídios por armas de fogo (primeira variável dependente) sob os cenários analisados. Semelhante aos estimadores correspondentes, o método de controle

⁸ www.smallarmssurvey.org

⁹ www.gunpolicy.org

¹⁰ acleddata.com

¹¹ ucdp.uu.se

¹² Apresentadas nas Tabelas 1, 2 e 3, na subdivisão da coluna dos valores das médias ponderadas do Brasil e o contrafactual

sintético demonstra afinidade entre o país exposto à intervenção de interesse e sua contrapartida sintética, ou seja, a média ponderada dos países escolhidos, a partir das unidades de grupo de controle. Como resultado, o método de controle sintético protege contra a estimativa de “contrafactuais extremos”, ou seja, aqueles contrafactuais que ficam muito fora do conjunto convexo dos dados (KING; ZENG, 2006).

Os países que mais contribuíram com seus respectivos pesos¹³ na composição dos grupos de controle sintético de cada cenário de taxa de homicídios por armas de fogo foram bem homogêneos nos cenários de população geral (a), homens (b) e jovens (d), sendo a Venezuela e El Salvador os que apresentaram os maiores pesos. Já a composição do controle sintético dos homicídios por armas de fogo contra mulheres (c), apresentou 34 países com diversos pesos distribuídos em sua maioria por valores baixos, destacando-se o Iraque com 0,159 e Estônia com 0,158 como os maiores pesos.

Tabela 1 – Média Ponderada dos Preditores de Homicídios por Armas de Fogo

Preditores	Brasil				Controle Sintético			
Liberdade Econômica	56,275				56,263			
Educação	0,535				0,471			
PIB per capita	8438,799				9457,136			
Desemprego	7,928				7,959			
Uso de Álcool	2421,409				1446,28			
Uso de Drogas	968,235				967,345			
	Geral	Homens	Mulheres	Jovens	Geral	Homens	Mulheres	Jovens
Taxa de Homicídios (2002)	22,9	43,15	3,22	36,41	22,88	43,13	3,21	35,99
Taxa de Homicídios (1996)	18,48	34,27	3,13	25,51	18,46	34,24	3,12	28,23
Taxa de Homicídios (1990)	14,86	27,59	2,41	20,45	14,85	27,57	2,4	20,46

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

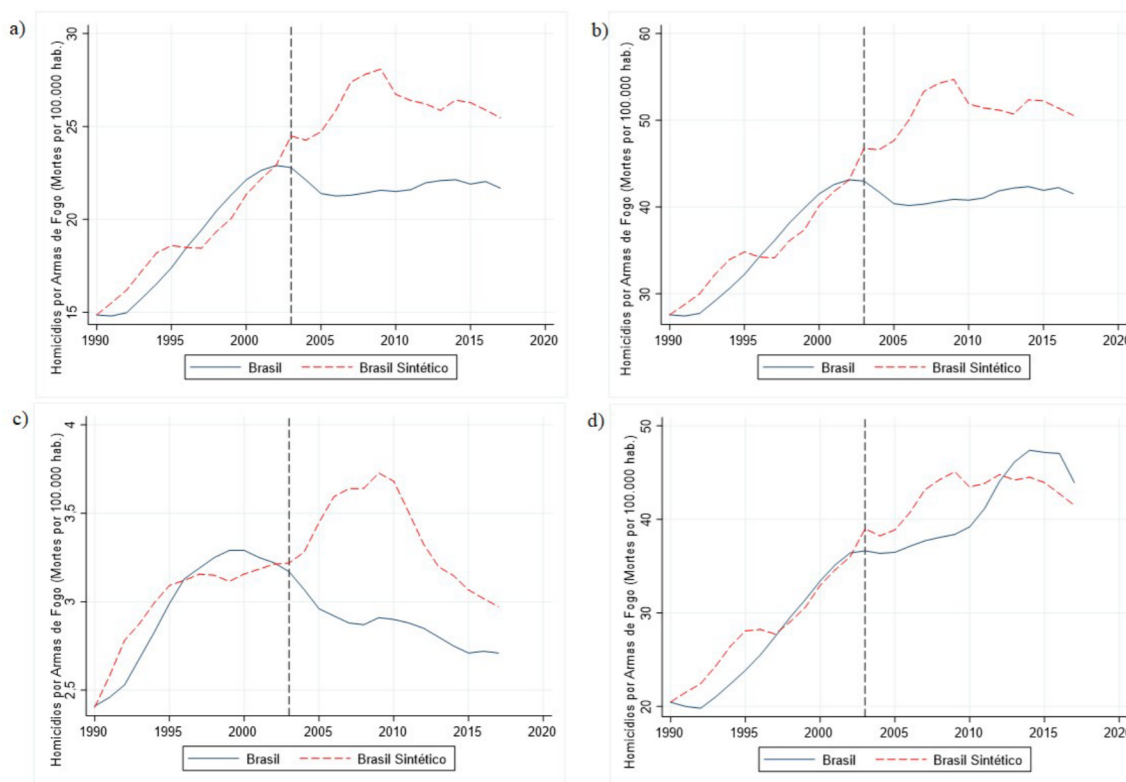
Os resultados da Tabela 1 apontam valores do controle sintético sob o cenário de taxa de homicídios causados por armas de fogo muito próximos aos apresentados pelo Brasil. O índice de liberdade econômica, a taxa de desemprego, a prevalência do uso de drogas e as taxas de violência física defasadas foram as variáveis preditoras que apresentaram valores mais próximas ao determinado pelo Brasil, o que proporciona uma capacidade substancial dessas variáveis em prever os homicídios causados por armas de fogo.

Assim, os efeitos da estimação do impacto do Estatuto do Desarmamento no Brasil em relação aos países que compõem o grupo de controle sintético nos cenários

¹³ **População Geral** (a): El Salvador: 0,212; Honduras: 0,105; Iraque: 0,139; Paquistão: 0,057; EUA: 0,104; Líbano: 0,087; Venezuela: 0,296. **Homens** (b): El Salvador: 0,25; Honduras: 0,061; Iraque: 0,14; Paquistão: 0,075; EUA: 0,08; Líbano: 0,075; Venezuela: 0,319. **Mulheres** (c): Albânia: 0,005; Áustria: 0,004; Canadá: 0,002; Chade: 0,009; Colômbia: 0,046; Costa Rica: 0,006; Croácia: 0,007; El Salvador: 0,012; EUA: 0,095; Estônia: 0,158; Finlândia: 0,004; Guatemala: 0,119; Honduras: 0,14; Iêmen: 0,007; Índia: 0,008; Irã: 0,007; Iraque: 0,159; Israel: 0,003; Itália: 0,003; Líbano: 0,006; Lituânia: 0,113; Macedônia: 0,004; México: 0,007; Namíbia: 0,005; Nigéria: 0,006; Paquistão: 0,008; Rep. do Congo: 0,005; Rep. Tcheca: 0,005; Sudão: 0,006; Tanzânia: 0,007; Turquia: 0,006; Uruguai: 0,004; Venezuela: 0,016; Zâmbia: 0,005. **Jovens** (d): El Salvador: 0,24; Estônia: 0,195; Guatemala: 0,051; Honduras: 0,122; Iraque: 0,035; EUA: 0,047; Venezuela: 0,311.

de taxa de homicídios causadas por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d) durante o período de 1990 a 2017 estão expostos na Figura 1.

Figura 1 – Taxa de Homicídios por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

As trajetórias nos cenários de taxa de homicídios causadas por armas de fogo na população geral (a) e contra homens (b) são muito parecidas, porém as taxas entre homens são superiores a população geral. Já no cenário de violência entre jovens (d) demonstra uma tendência de crescimento, pré e pós Estatuto do Desarmamento, enquanto que, há uma tendência de queda para a taxa de homicídios contra mulheres (c) após o ano 2000.

As estimativas de mortes violentas na população geral (a), contra homens (b) e mulheres (c) apresentaram resultados menores pós-tratamento para o Brasil em relação aos seus respectivos contrafactuais; a única exceção deve-se a taxa de mortalidade entre os jovens (d), que nos últimos anos do período estudado (2013-2017), demonstrou resultados para o Brasil superiores ao seu controle sintético. O fato da taxa de mortes violentas entre jovens (d) no Brasil apresentarem valores superiores ao seu contrafactual pairam sobre o prisma da vulnerabilidade dos jovens diante o tráfico de drogas, guerras entre facções criminosas e desigualdade social.

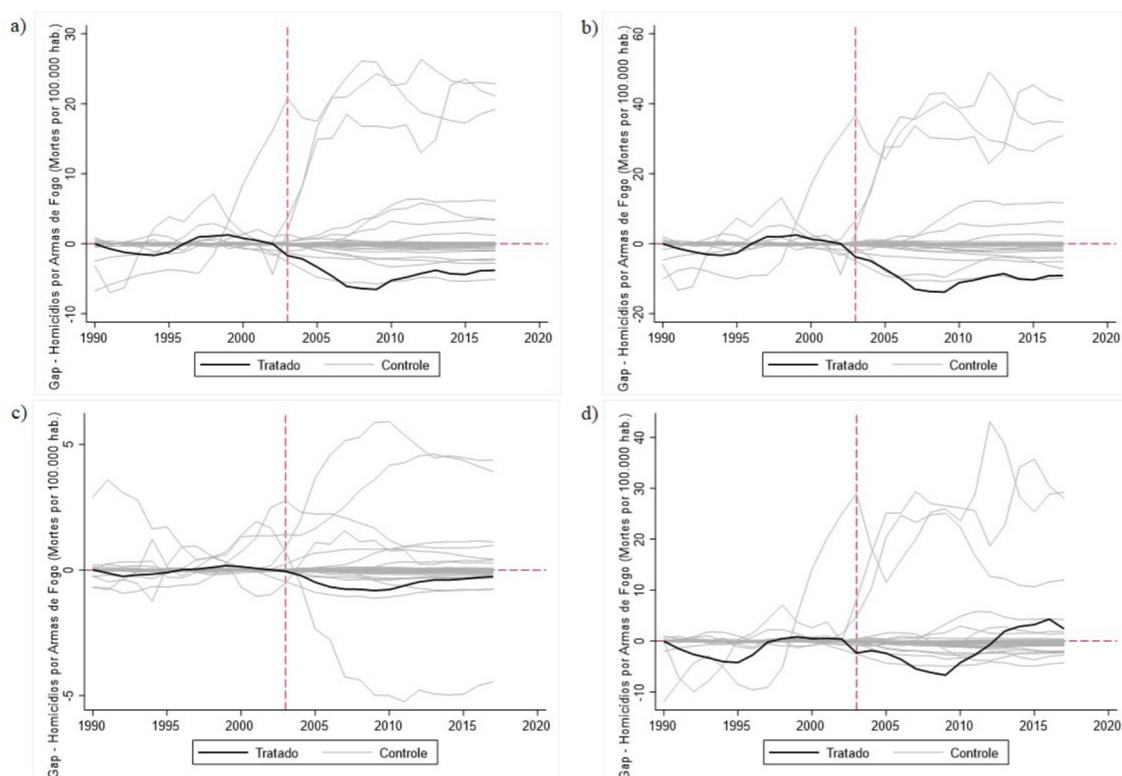
A dificuldade em traçar trajetórias semelhantes entre o Brasil e o seu contra-factual antes da aplicação da Lei n.º 10.826/03 deve-se ao grande número de mortes violentas apresentadas pelo Brasil na década de 1990 e início de 2000 (Peres (2004) e Cerqueira (2014)), enquanto que a maioria dos demais países que compõem a amostra desse trabalho apresentam taxa de mortalidade violentas inferiores durante o mesmo período.

As estimativas do efeito do Estatuto do Desarmamento na criminalidade é a diferença entre a taxa de mortalidade da violência física no Brasil e seu sintético pós-tratamento. Logo após a aprovação da lei, os efeitos apontaram que a taxa de homicídios por armas de fogo (Figura 20 no Apêndice) entre homens (b) reduziu, em média, em -9,59 mortes por 100 mil no Brasil, enquanto que na população geral (a) essa redução apresentou uma média de -4,33. Entre os jovens (d), a redução foi de -3,62 mortes por 100 mil nos primeiros anos da pesquisa (2004-2012), ao passo que entre 2013-2017 ocorreu um aumento médio de 2,95 mortes por 100 mil habitantes. Por fim, a menor média apresentada está no cenário de violência contra mulheres (c) com redução média de -0,49 mortes no Brasil em comparação ao seu grupo sintético. Esses resultados apontam que, no geral, ocorreram reduções médias nas taxas de homicídios por armas de fogo no Brasil após a adoção do Estatuto do Desarmamento e que as magnitudes do impacto foram mais substanciais entre os homens. Contudo, o aumento posterior do número de mortes para os jovens parece indicar que essa política pode não ser efetiva no médio/longo prazo e que seus efeitos são apenas a curto prazo.

A forma de avaliar a significância das estimativas é verificando se o efeito observado é devido ao acaso ou oriundo da implementação da política em questão. Esse aferimento é realizado através do teste de placebo; se as lacunas de magnitude são semelhantes as estimadas da unidade tratada no período pós-tratamento, a análise não fornece evidências significativas da intervenção sobre a variável de interesse. Por outro lado, os estudos com placebo mostram que se a diferença estimada para a unidade tratada é incomumente grande em relação às lacunas nos países que não implementaram a intervenção estudada no período de pós-tratamento, essa análise fornece evidências significativas de um efeito da intervenção sobre a variável de interesse (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010). Assim, a Figura 2 apresentam os testes de placebo nos cenários de taxa de homicídios causadas por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d).

A Figura 2 indica uma diferença estimada entre a linha preta sobreposta (unidade tratada - Brasil) e as representações das lacunas associadas aos respectivos países do grupo de controle em linhas cinzas, ou seja, há hiatos com maiores e menores graus entre o estimado para o Brasil e seus correspondentes unidades de grupo de controle durante o período de 2004-2017. Essas diferenças entre as lacunas da unidade tratada

Figura 2 – Testes de Placebo das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

e os controles apontam que ocorreram mudanças na taxa de homicídios causadas por armas de fogo após aplicação da Lei n.º 10.826/03, o que sugere uma potencial eficácia da intervenção analisada.

Observam-se pelos testes de placebos os efeitos negativos na taxa de homicídios causadas por armas de fogo pós-tratamento nos cenários de população geral (a), contra homens (b) e nos primeiros anos da pesquisa entre jovens (d), ocasionado posteriormente, um impacto positivo a taxa de mortes por violência física causadas por armas de fogo ao final do período. Para mulheres (c) a linha segue sempre próxima a zero o que indica que o efeito não tem significância estatística. A linha que identifica a unidade tratada projeta trajetórias negativas pós-tratamento nas Figuras 2a, 2b e 2c, ao mesmo tempo que na Figura 2d, essa trajetória segue valores positivos ante o período de 2013-2017.

Ao avaliar a taxa de suicídios por disparo por armas de fogo (segunda variável dependente), a Tabela 2 expõem as médias ponderadas das variáveis preditoras da unidade tratada e das unidades que compõem o grupo de controle sintético diante dos cenários estudados.

Os pesos¹⁴ apontaram que as maiores contribuições na formação do grupo sintético do cenário de taxa de suicídios por armas de fogo da população geral (a) e de homens (b) foram, respectivamente El Salvador e Canadá. Sob o cenário de mortalidade por autolesão entre as mulheres (c), os maiores pesos referem-se a Estônia e Iraque, enquanto entre os jovens (d), os países com maiores pesos foram Estônia e Líbano.

Tabela 2 – Média Ponderada dos Preditores de Suicídios por Armas de Fogo

Preditores	Brasil				Controle Sintético			
Liberdade Econômica	56,275				63,864			
Educação	0,535				0,534			
PIB per capita	8438,799				10327,97			
Desemprego	7,928				7,922			
Uso de Álcool	2421,409				2051,544			
Uso de Drogas	968,235				961,589			
	Geral	Homens	Mulheres	Jovens	Geral	Homens	Mulheres	Jovens
Taxa de Suicídios (2002)	1,04	1,79	0,32	1,01	1,03	1,78	0,31	1
Taxa de Suicídios (1996)	1,32	2,29	0,38	1,33	1,31	2,28	0,37	1,32
Taxa de Suicídios (1990)	1,52	2,69	0,37	1,53	1,51	2,67	0,36	1,52

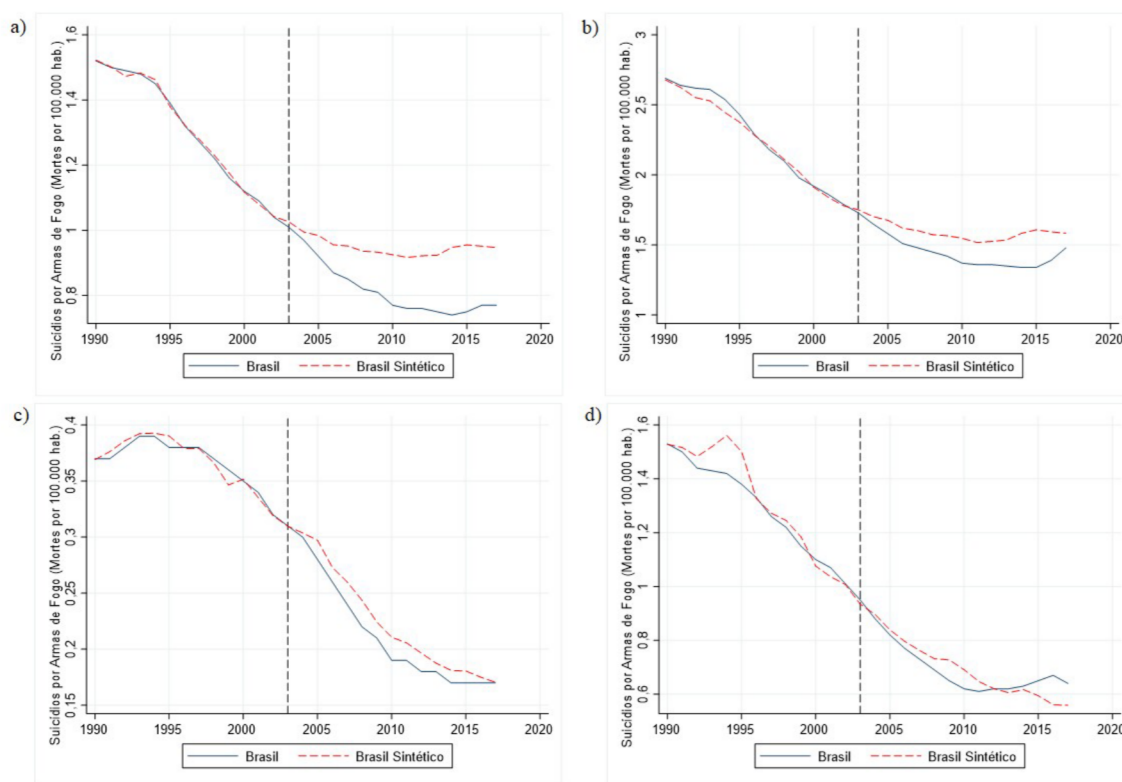
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

A Tabela 2 apresentam valores muito semelhantes das unidades componentes do grupo de controle sintético em relação aos valores apresentados pelo Brasil. As variáveis preditoras do índice de educação, taxa de desemprego, prevalência do uso de álcool e drogas e as taxas defasadas de violência por suicídios foram as que apresentaram resultados mais próximos ao apresentado pelo Brasil, o que proporciona uma capacidade fundamental dessas variáveis em preverem a taxa de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente por disparo por armas de fogo.

Dessa forma, a Figura 3 demonstra os efeitos da estimação da efetividade do Estatuto do Desarmamento no Brasil e nos países que compõem o grupo de controle sintético nos cenários de taxa de suicídios por disparo por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d) durante o período de 1990 a 2017.

¹⁴ **População Geral** (a): Irã: 0,158; Canadá: 0,172; Chade: 0,055; El Salvador: 0,513; Estônia: 0,02; Lituânia: 0,022; Nigéria: 0,014; EUA: 0,046. **Homens** (b): Irã: 0,147; Canadá: 0,204; El Salvador: 0,491; Honduras: 0,108; Macedônia: 0,021; EUA: 0,028. **Mulheres** (c): Albânia: 0,001; Áustria: 0,003; Canadá: 0,083; Chade: 0,006; Colômbia: 0,002; Costa Rica: 0,002; Croácia: 0,037; El Salvador: 0,13; EUA: 0,008; Estônia: 0,264; Finlândia: 0,002; Guatemala: 0,048; Honduras: 0,011; Iêmen: 0,004; Índia: 0,012; Irã: 0,004; Iraque: 0,197; Israel: 0,001; Itália: 0,001; Líbano: 0,044; Lituânia: 0,014; Macedônia: 0,001; México: 0,004; Namíbia: 0,002; Nigéria: 0,004; Paquistão: 0,037; Rep. do Congo: 0,002; Rep. Tcheca: 0,002; Suíça: 0,008; Tanzânia: 0,051; Turquia: 0,006; Uruguai: 0,002; Venezuela: 0,002; Zâmbia: 0,002. **Jovens** (d): Albânia: 0,002; Áustria: 0,006; Canadá: 0,066; Chade: 0,099; Colômbia: 0,002; Costa Rica: 0,003; Croácia: 0,001; El Salvador: 0,003; EUA: 0,003; Estônia: 0,233; Finlândia: 0,006; Guatemala: 0,015; Honduras: 0,023; Iêmen: 0,003; Índia: 0,048; Irã: 0,016; Iraque: 0,107; Israel: 0,002; Itália: 0,004; Líbano: 0,176; Lituânia: 0,127; Macedônia: 0,001; México: 0,003; Namíbia: 0,002; Nigéria: 0,002; Paquistão: 0,013; Rep. do Congo: 0,001; Rep. Tcheca: 0,003; Suíça: 0,011; Tanzânia: 0,007; Turquia: 0,006; Uruguai: 0,002; Venezuela: 0,002; Zâmbia: 0,001.

Figura 3 – Taxa de Suicídios por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético



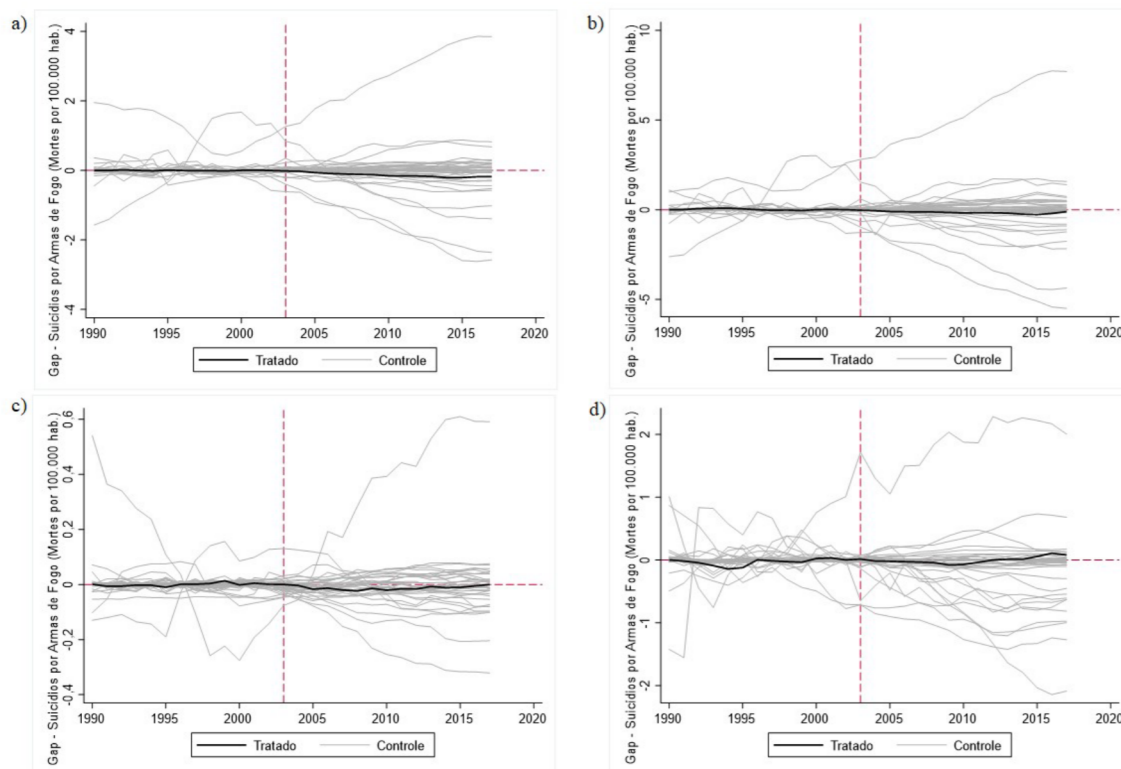
Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Em todos os cenários analisados, as trajetórias do Brasil e seus contrafactuais se sobrepõem ao longo do período de pré-tratamento, com a entrada em vigor do Estatuto do Desarmamento, essas trajetórias seguem caminhos distintos (para a população geral e para os homens); o que pressupõe que a intervenção do estudo possui efeito na variável de interesse sob os aspectos avaliados. A Figura 3 também apresenta que em todos os casos analisados, as taxas de suicídios por armas de fogo apresentam um comportamento de tendência de queda, tanto para o Brasil quanto para o grupo de controle. Sob essa perspectiva, a maior disparidade entre o Brasil e seu controle sintético está na conjuntura de análise sobre a população geral (a), enquanto que para homens (b) há uma queda levemente menor que o grupo sintético. Por outro lado, os gráficos para as mulheres (c) e jovens (d) seguem tendências bem similares, apesar de um pouco abaixo dos seus respectivos sintéticos, salvo para os últimos anos entre os jovens (2015-2017) que são observados valores maiores para o Brasil que seu contrafactual. Os motivos que levam a taxa de suicídios provocada por armas de fogo entre os jovens (d) no Brasil apresentarem valores superiores ao seu contrafactual podem estar associados ao *bullying*, violência doméstica e sexual, depressão, ansiedade e abuso de álcool e drogas.

Os efeitos pós aprovação da Lei n.º 10.826/03 apontam que a taxa de suicídios ocasionadas por armas de fogo (Figura 21 no Apêndice) entre os homens (b) reduziram, em média -0,14 mortes por 100 mil no Brasil, enquanto que na população geral (a) essa atenuação foi em média de -0,12. Ao avaliar os efeitos do vigor da intervenção na mortalidade por autolesão armada entre as mulheres (c), os resultados apontam uma redução média em torno de -0,011 mortes por 100 mil, enquanto que, entre os jovens (d) essa diminuição é, em média, -0,048 nos primeiros anos pós-tratamento (2004-2014), e de 0,017 para os anos finais do período analisado (2015-2017). Esses valores indicam que, no geral, o efeito do estatuto do desarmamento na redução média da taxa de mortes por autolesão por armas de fogo no Brasil é muito pequeno, o que pode indicar que existem outras motivações e incentivos para que esse tipo de violência continue acontecendo. Armas não registradas e a baixa probabilidade de identificação desse tipo de ato fazem com que a lei não apresente eficácia.

A última análise da segunda variável dependente consiste em observar a significância das estimativas através dos gráficos dos testes de placebo da taxa de suicídios por armas de fogo sob a quatro ocorrências estudadas, no qual estão agrupados no Figura 4, a seguir.

Figura 4 – Testes de Placebo das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Segundo a Figura 4, os cenários não apresentaram mudanças significativas nas trajetórias da unidade tratada em relação as suas unidades de grupo sintético, o que sugere que a implementação da Lei n.º 10.826/03 não foi capaz de influenciar, de maneira expressiva, na taxa de suicídios por armas de fogo no Brasil. Apesar de estudos internacionais (Mann e Michel (2016); Nestadt et al. (2017); Ramchand e Morral (2018)) apontarem evidências da disponibilidade de armas de fogo estarem relacionadas as taxas de suicídios (não devido a arma ser um indutor do ato, mas pela facilidade e praticidade que arma possui em relação aos outros métodos), o mesmo não observa-se no Brasil. Esse comportamento se dá devido a cultura do brasileiro em consumir o ato impulsivo do suicídio não ser conduzido por armas de fogo, ou seja, não é tão comum registros de suicídios cometidos por armas de fogo no Brasil se comparado a outros países.

De acordo com [Global Burden of Disease Collaborative Network/ Global Burden of Disease Study \(2018\)](#), a taxa de suicídios por armas de fogo no Brasil em 2017 foi de 0,71 mortes para cada 100 mil habitantes, enquanto que outros países essa taxa são superiores, como na Argentina (2,46 para cada 100 mil hab.), Uruguai (4,11 para cada 100 mil hab.), Estados Unidos (6,29 para cada 100 mil hab.), Canadá (1,58 para cada 100 mil hab.), África do Sul (0,83 para cada 100 mil hab.), Finlândia (2,01 para cada 100 mil hab.), Portugal (0,94 para cada 100 mil hab.), entre outros. Esses resultados corroboram na atribuição dos efeitos do Estatuto do Desarmamento sobre as taxas de suicídios por armas de fogo no Brasil serem praticamente nulos, visto que a lei em si não foi capaz de reduzir, de maneira significativa, as mortes por autolesão por armas de fogo.

A última análise consiste em avaliar a taxa de acidentes ocasionados por disparo de armas de fogo (terceira variável dependente). Seguindo a ordem de disponibilização dos resultados, os valores das médias ponderadas das variáveis preditoras para o Brasil e na determinação de seus respectivos controles sintéticos nos cenários de população geral, homens, mulheres e jovens, estão expostos na Tabela 3, a seguir.

A construção do Brasil sintético¹⁵ da taxa de mortes por acidentes ocasionados por disparo de armas de fogo da população geral (a) foram constituídos por 7 países, dos quais, Israel e Irã apresentam os maiores pesos. Nos cenários entre os homens (b) e jovens (d), Israel e Irã foram os países que apresentaram os maiores pesos, respectivamente. Já os maiores pesos para a construção do cenário da taxa de mortes por lesões não intencionais por armas de fogo entre as mulheres (c) destacam-se

¹⁵ **População Geral** (a): Irã: 0,196; Guatemala: 0,19; México: 0,08; Nigéria: 0,15; Israel: 0,218; Colômbia: 0,167; Venezuela: 0,001. **Homens** (b): Irã: 0,183; Chade: 0,126; Guatemala: 0,135; México: 0,114; Israel: 0,339; Colômbia: 0,103. **Mulheres** (c): Irã: 0,134; Chade: 0,132; Croácia: 0,031; Estônia: 0,099; Lituânia: 0,227; México: 0,142; EUA: 0,069; Líbano: 0,074; Turquia: 0,091. **Jovens** (d): Irã: 0,276; Chade: 0,001; Estônia: 0,059; Guatemala: 0,222; México: 0,019; Israel: 0,235; Colômbia: 0,166; Turquia: 0,001; Venezuela: 0,021.

Lituânia e México.

Tabela 3 – Média Ponderada dos Preditores de Acidentes por Armas de Fogo

Preditores	Brasil				Controle Sintético			
Liberdade Econômica	56,275				56,388			
Educação	0,535				0,536			
PIB per capita	8438,799				8501,075			
Desemprego	7,928				8,149			
Uso de Álcool	2421,409				1164,412			
Uso de Drogas	968,235				828,808			
	Geral	Homens	Mulheres	Jovens	Geral	Homens	Mulheres	Jovens
Taxa de Acidentes (2002)	0,63	1,09	0,19	0,74	0,63	1,08	0,21	0,74
Taxa de Acidentes (1996)	0,67	1,09	0,26	0,72	0,67	1,1	0,25	0,72
Taxa de Acidentes (1990)	0,9	1,51	0,3	0,97	0,9	1,5	0,3	0,96

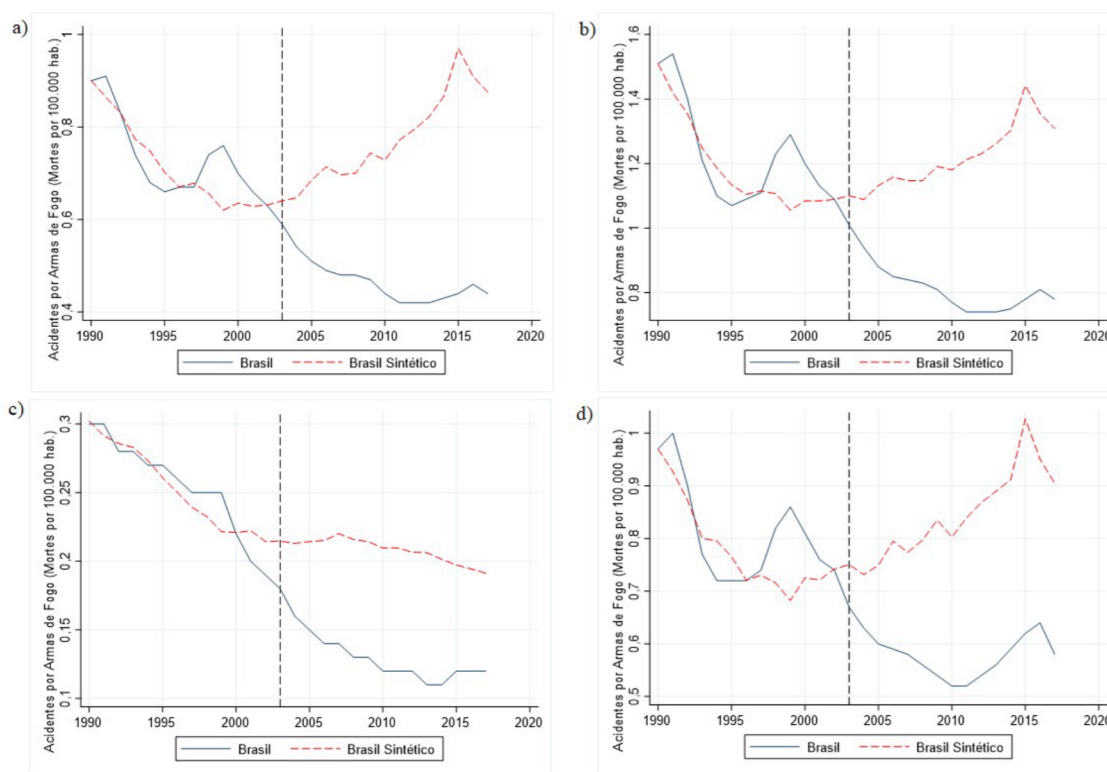
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

O indicador de liberdade econômica, índice de educação, PIB per capita, taxa de desemprego e as variáveis defasadas de violência armadas foram os preditores que apresentaram os resultados que mais se aproximam aos valores do Brasil, o que determinam que seus resultados proporcionam uma aptidão dessas variáveis na previsão de forma mais acurada da taxa de lesão não intencional. As médias ponderadas demonstram a afinidade entre o país exposto à intervenção de interesse e sua contrapartida sintética. As estimações do impacto do Estatuto do Desarmamento sobre a taxa de mortes por lesões não intencionais ocasionados por disparo de armas de fogo da população geral, para homens, mulheres e jovens no período de 1990 a 2017 estão apresentadas na Figura 5.

As estimações dos contrafactuais foram determinadas minimizando a média quadrática do erro de previsão entre o Brasil e o Brasil sintético durante os anos de pré-tratamento (1990-2002). Diante dessas avaliações, a Figura 5 apontam que o comportamento das trajetórias da taxa de mortes por lesões não intencionais ocasionados por disparo de armas de fogo na população geral (a), entre homens (b) e jovens (d) são semelhantes, diferem-se apenas pela intensidade nos números apresentados. Já entre as mulheres (c), o trajeto do Brasil sintético acompanha de perto o Brasil real até o ano de 2000, posteriormente distanciando-se suas trajetórias. Em todas os cenários, a mortalidade de acidentes ocasionados por disparo de armas de fogo do contrafactual foram superiores ao Brasil no período de pós-tratamento, o que indica que a Lei n.º 10.826/03 tenha ocasionado efeito na redução da terceira variável de interesse.

A observação dos efeitos das mortes por acidentes por armas de fogo pós-intervenção (Figura 22 no Apêndice) aponta que no cenário de violência geral (a), o Brasil registrou uma redução média de -0,28 mortes por 100 mil; a redução média foi de -0,39 mortes por 100 mil para os homens (b), -0,25 para as mulheres (c) e -0,07 para os jovens (d). Esses efeitos apontam que ocorreram reduções médias neste índice no Brasil após a adoção do Estatuto do Desarmamento e que as amplitudes do impacto

Figura 5 – Taxa de Acidentes por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético



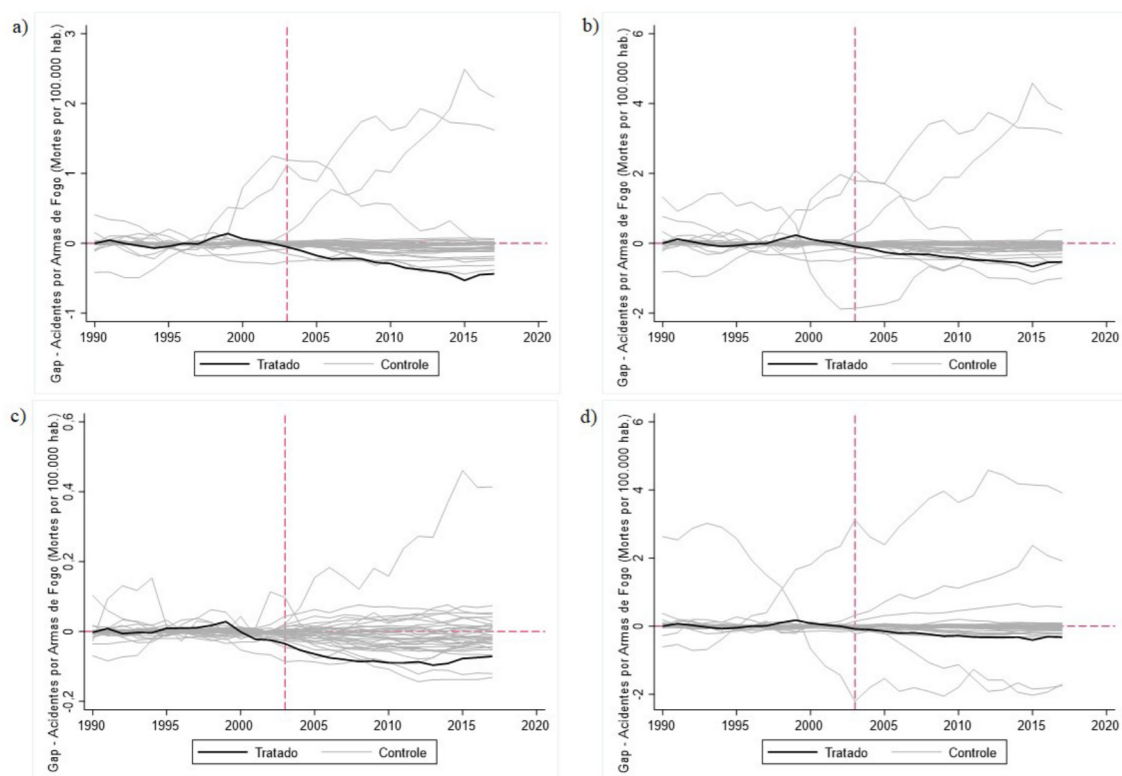
Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

foram mais preponderantes entre os homens. Devido a predominância no porte e posse de armas serem do sexo masculino, após o vigor da Lei n.º 10.826/03, muitas armas de fogo foram entregues as autoridades, o que colaborou na redução no número de mortes por acidentes.

As evidências de significância estatística da diferença de resultado pós-tratamento entre o Brasil e seu correspondente sintético da taxa de mortes de acidentes por armas de fogo podem ser observadas através dos testes de placebo dispostos na Figura 6, a seguir.

Ao comparar a diferença entre a linha escura sobreposta (Brasil) e as linhas cinzas (unidades de controle) pós-tratamento da taxa de mortes por acidentes ocasionados por disparo de armas de fogo da população geral (a), entre homens (b), mulheres (c) e jovens (d), pode-se avaliar a probabilidade de que o efeito aparente do tratamento no Brasil não seja fruto do acaso, ou seja, o Estatuto do Desarmamento produz um efeito negativo nos índices de mortes em questão, o que induz uma eficácia potencial do tratamento analisado. Os efeitos negativos são observados pelas trajetórias da terceira variável de interesse nos cenários compreendidos, em que seguem caminhos negativos ao longo do período de pós-tratamento, com maior intensidade para o cenário de

Figura 6 – Testes de Placebo das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

violência armada entre as mulheres (c) ao passo que um efeito muito pequeno entre os jovens (d).

O uso das variáveis dependentes (homicídios, suicídios e acidentes) na verificação da capacidade do Estatuto do Desarmamento em reduzir crimes violentos remontam os registros oficiais dos eventos determinados por critérios internacionais de avaliação, assim evita um sub-registro nos indicadores de criminalidade e o aparente viés característico pelo uso dessas informações.

Dessa forma, os resultados apontam que a efetividade da Lei n.º 10.826/03 na redução das taxas de homicídios, suicídios e acidentes por armas de fogo no Brasil registraram situações distintas. O Estatuto do Desarmamento conduziu na redução dos homicídios na população geral e entre gêneros, porém entre jovens não demonstrou a mesma efetividade nos últimos anos da pesquisa, o que presume que a política de desarmamento não tem capacidade na contenção da violência física entre jovens no longo prazo; visto que essa parcela da população são os mais suscetíveis aos riscos da violência, apenas a retirada de circulação de armas de fogo não é suficiente na redução da violência letal. No que se refere a taxa de suicídios, a legislação de controle de armas apresentou ineficiência na sua contenção da violência nos 4 cenários estudados,

uma vez que essa conduta violenta não condiz com a cultura comportamental nacional, o que leva a aplicabilidade da legislação em vigor dispensável no controle desse ato extremo. A única variável de violência em que o Estatuto do Desarmamento foi capaz de aplicar sua efetividade de maneira consistente em todos os cenários estudados foi na taxa de mortes por acidentes, que apresentou quedas ao longo do período pós legislação, uma vez que o cidadão comum que possuía armas de fogo em casa foi conduzido a se desfazer da arma, o que permite deduzir que a possibilidade de acidentes tende a reduzir, uma vez que conter seu manuseio não resultará em novos acidentes.

2.5.1 Testes de Placebo Temporal

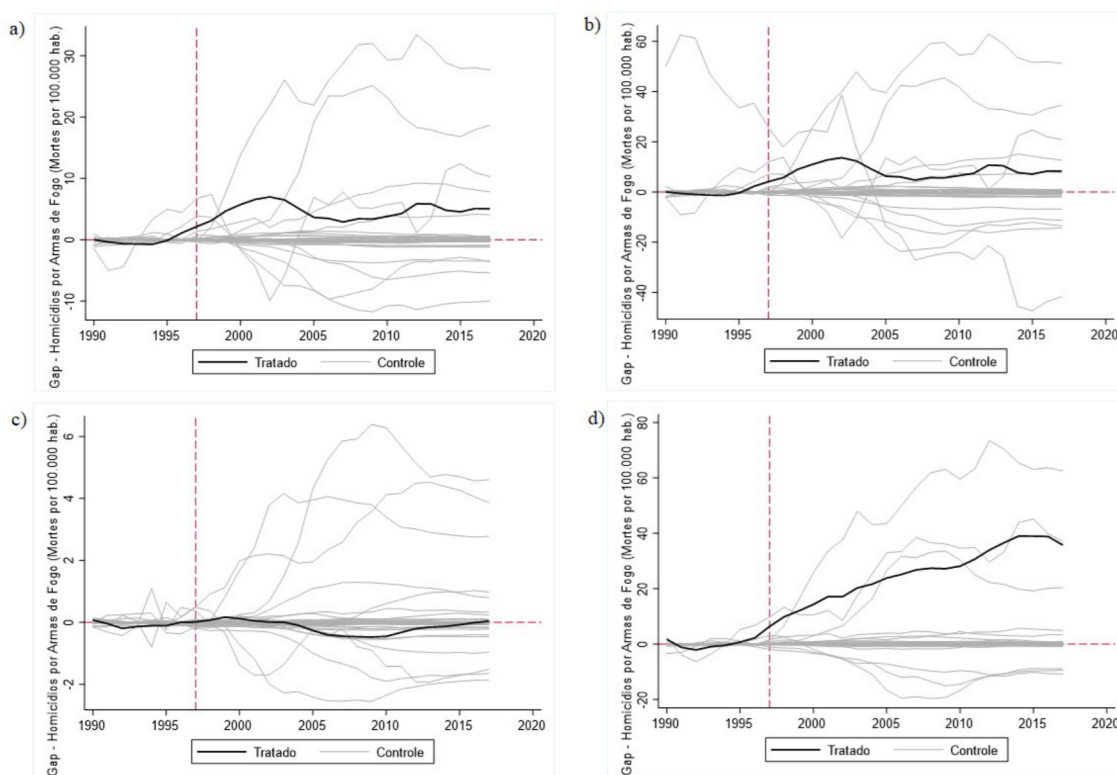
Uma maneira alternativa de confrontar a veracidade das evidências significativas da intervenção sobre a variável de interesse é através das avaliações de impacto prospectivas e retrospectivas dos testes de placebo, ou seja, realizar testes de placebo anterior (prospectivas) a implementação do Estatuto do Desarmamento e posterior (retrospectivas), com o intuito de produzir resultados robustos e confiáveis da execução da legislação de controle de armas, assim verifica se a Lei n.º 10.826/03 realmente foi determinante na redução de crimes cometidos por armas de fogo ou se o próprio é fruto do acaso.

Visto que o Estatuto do Desarmamento foi implementado no ano de 2003 foram estimados testes de placebos para as taxas de homicídios, suicídios e acidentes por armas de fogo sobre a incidência do tratamento prospectivo (fixado em 1997) e retrospectivo (fixado em 2010). A Figura 7 apresentam os testes de placebo nos cenários de taxa de homicídios por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d) sob a hipótese de decreto do Estatuto do Desarmamento em 1997.

Observa-se na Figura 7 uma tendência de crescimento na taxa de homicídios na população geral (a), entre homens (b) e jovens (d) no início da década de 1990, mesmo que o Estatuto do Desarmamento estivesse sido implantado em 1997 não teria efeito sobre esses cenários, já que o crescimento neste indicativo inicia-se em meados de 1994 e se estende ao longo do período, esse fato é fundamentado pelo grande número de mortes violentas apresentadas pelo Brasil na década de 1990 e início de 2000. A mesma falta de efetividade na legislação é observada no cenário de homicídios entre as mulheres (c), que praticamente não apresentou efeito após implantação hipotética da lei. Assim, caso o Estatuto do Desarmamento estivesse sido implementado em 1997 não apresentaria efeitos na redução da taxa de homicídios dos cenários estudados.

As estimações dos testes de placebo da taxa de suicídios por armas de fogo da população geral (a), entre homens (b), mulheres (c) e jovens (d) sob a eventualidade do

Figura 7 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo para 1997



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

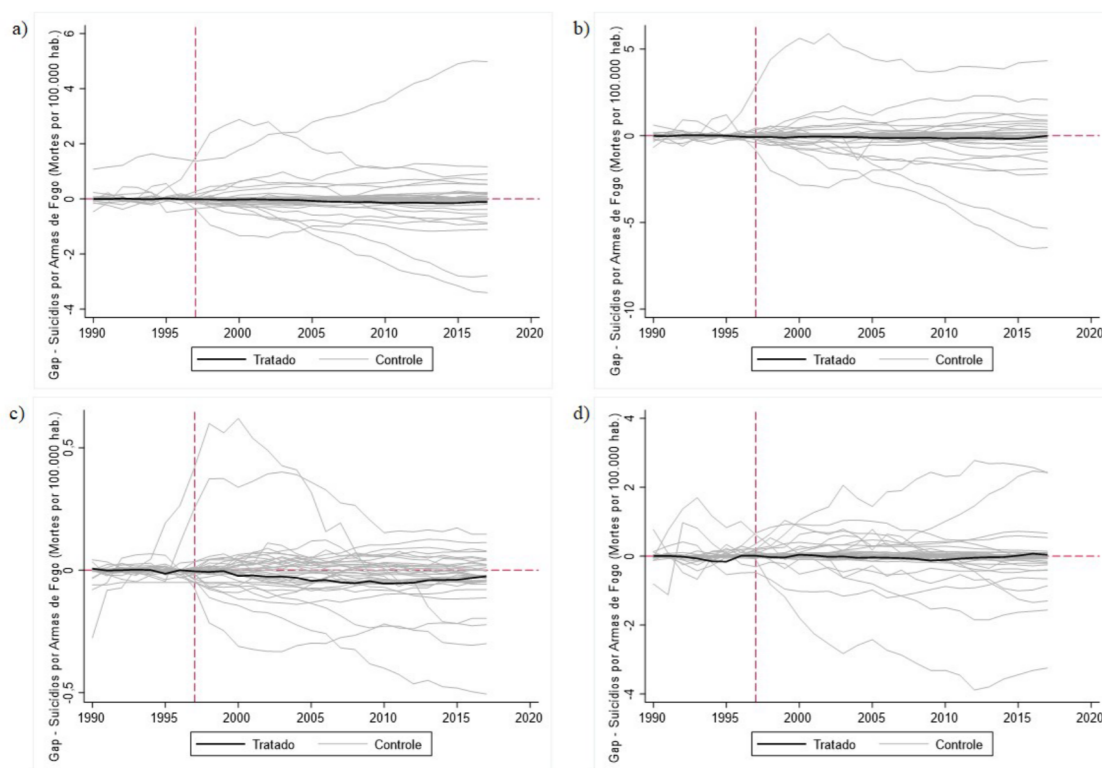
decreto do Estatuto do Desarmamento ter vigorado em 1997 estão expostos na Figura 8 a seguir.

As estimações apresentadas na Figura 8 confirmam as afirmações apresentadas pelo estudo ao apontar que a Lei n.º 10.826/03 não possui efeito algum sobre as taxas de suicídios por armas de fogo, após retroceder a legislação vigente ao ano de 1997, os cenários estudados não apresentaram nenhum efeito sobre tal índice, o que ratifica que esse ato extremo causado por armas de fogo não é comum na sociedade brasileira e como tal, a legislação de controle de armas não tem capacidade de impactar de maneira significativa na redução de suas causas.

A última verificação dos testes de placebos com incidência do tratamento em 1997 é sobre as taxas de acidentes ocasionadas por armas de fogo na população geral (a), entre homens (b), mulheres (c) e jovens (d) e demonstrado na Figura 9 em seguida.

Segundo apresentado pela Figura 9, os testes de placebo da taxa de acidentes por armas de fogo na população geral (a), entre homens (b) e jovens (d) não apresentaram mudanças após o tratamento proposto para o ano de 1997, o que sugere nenhum efeito do possível prospectivo tratamento no índice de violência e nos cenários em questão.

Figura 8 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo para 1997



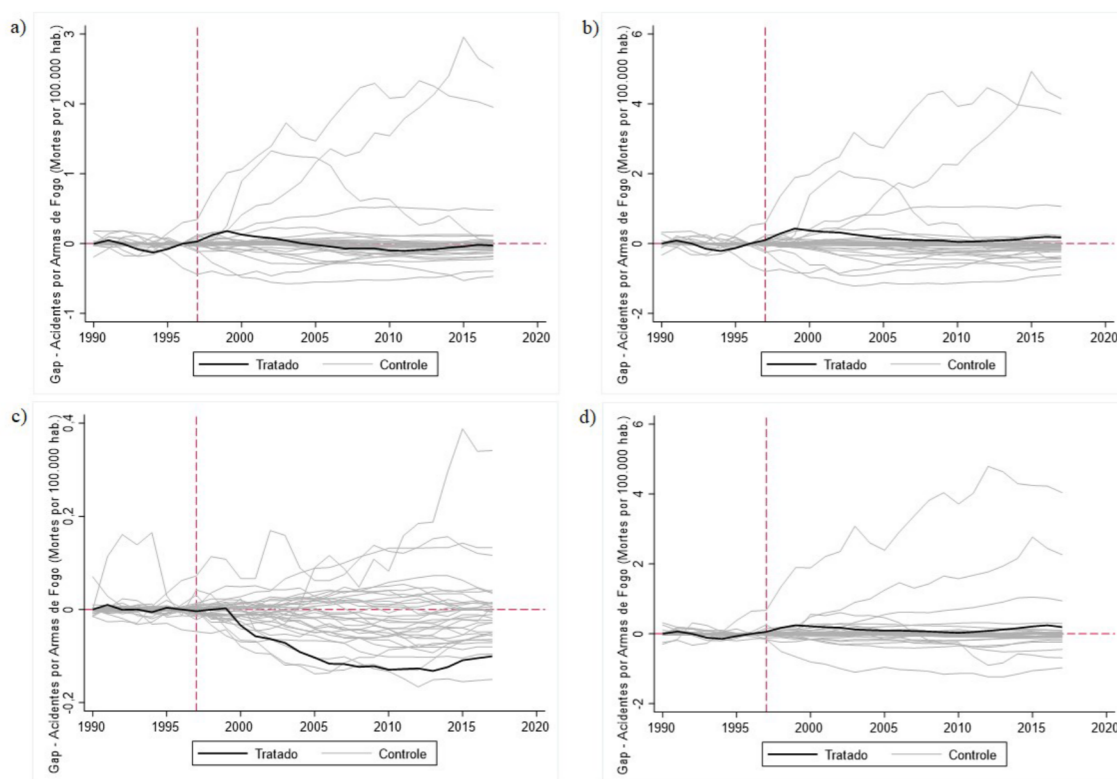
Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

De antemão, o efeito do teste de placebo entre as mulheres (c) ostentaram mudanças a partir de 1999, esse efeito é apresentado como um processo natural de redução nessa categoria de violência por arma de fogo no Brasil, como contextualizado por [Waiselfisz \(2015\)](#) e que não teria nenhuma relação com a hipotética legislação de controle de armas aplicado em 1997.

Dessa forma, os testes de placebos apresentados na iminência da legislação em 1997 não surtiram efeitos na subtração das taxas de homicídios, suicídios e acidentes ocasionadas por armas de fogo, o que pressupõe que a aplicação da lei anterior a sua vigência não seria determinante na redução da violência, ou seja, a defasagem no tratamento através dos testes de placebos temporal não possui causalidade na contenção da violência armada, o que qualifica os resultados apresentados pela pesquisa.

Além da aplicação hipotética da lei anterior a sua vigência foram estimadas os testes de placebo caso o tratamento estivesse ocorrido após o vigor da lei, pressupondo sua aplicabilidade no ano de 2010, com o intuito de verificar se o Estatuto do Desarmamento realmente teve papel nos resultados apresentados pela pesquisa ou suas decorrências foram apenas fruto do acaso, tornando seus efeitos mais consistente

Figura 9 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo para 1997



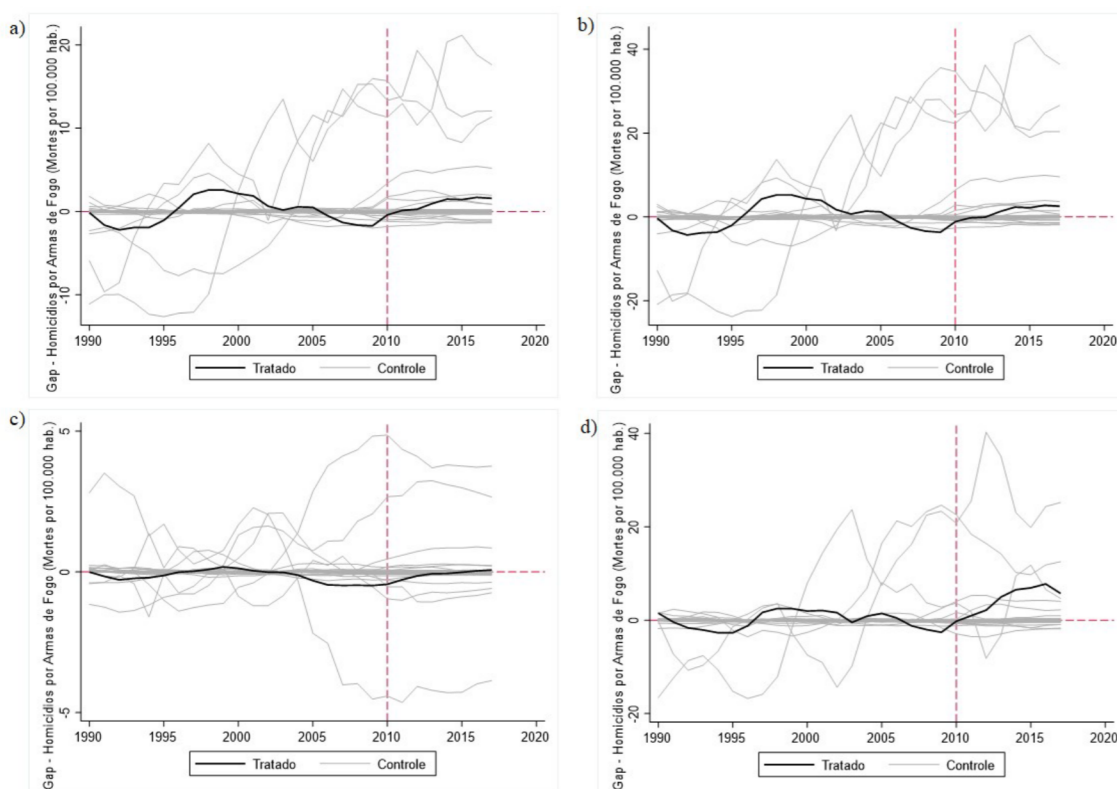
Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

e confiáveis. Assim sendo, foram estimados os testes de placebo da taxa de homicídios causadas por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d) sob a hipótese de decreto do Estatuto do Desarmamento em 2010 e apresentados na Figura 10 a seguir.

As estimações dos testes de placebo apresentadas na Figura 10 demonstram que a taxa de homicídios na população geral (a), entre homens (b) e mulheres (c) não surtiram efeitos significativos devido o suposto tratamento em 2010, enquanto que entre os jovens (d) esta taxa expressou um crescimento em seus valores pós tratamento; esse resultado não indica que o tratamento tenha efeito sobre os indicadores de violência, visto que o teste de placebo apresentado pelo tratamento no período correto (Figura 2d) já retrata esse comportamento, ou seja, o crescimento no teor de crimes de homicídios entre os jovens é um processo pragmático, oriundo da fragilidade desse grupo de indivíduos perante casos de vulnerabilidade e risco social.

Assim sendo, a conjectura da aplicabilidade do Estatuto do Desarmamento em 2010 não possui efeitos relevantes na redução das taxas de homicídios por armas de fogo sobre os cenários apresentados e, portanto, não serve de parâmetro na eficácia e

Figura 10 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo para 2010



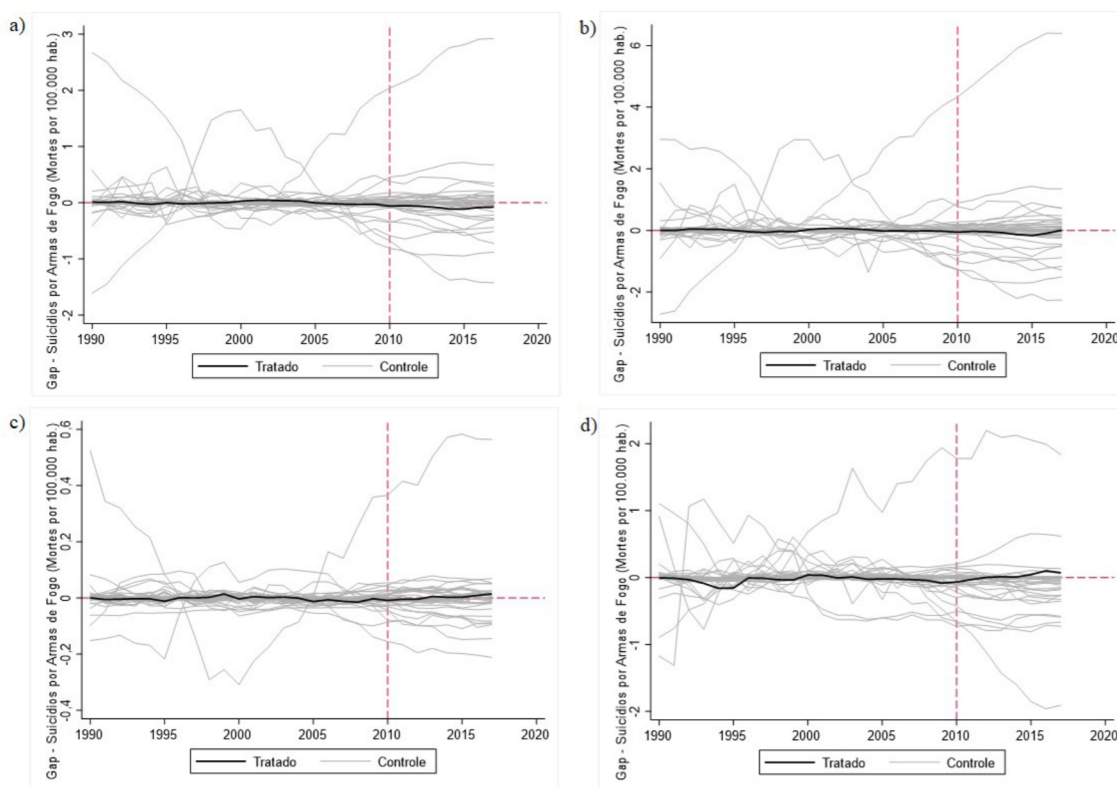
Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

controle do armamento da população; o que certifica a hipótese de que sua mudança temporal iminente não teria consequências proeminentes nos índices de violência.

A mensurações dos testes de placebos temporal para a taxa de suicídios por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d) sob a hipótese de decreto do Estatuto do Desarmamento em 2010 estão apresentados na Figura 11 a seguir.

De acordo com a Figura 11 não há efeitos de mudanças na taxa de suicídios por armas de fogo nos cenários da população geral (a), entre homens (b), mulheres (c) e jovens (d), diante da possibilidade da legislação de controle de armas ter vigorado a partir de 2010, uma vez que a linha que identifica a unidade tratada praticamente não diverge do seu eixo após o hipotético tratamento, o que configura nenhum impacto do suposto tratamento sobre os indicadores de suicídios. Esse resultado já era previsível diante dos outros testes de placebo apresentados anteriormente (Figuras 4 e 8), e apenas contribui na consolidação da hipótese de que o ato do suicídio cometidos por armas de fogo não é uma prática comum no Brasil e que a lei de controle de armas, mesmo que vigente em outro período, não possui impacto na redução da execução da

Figura 11 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo para 2010



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

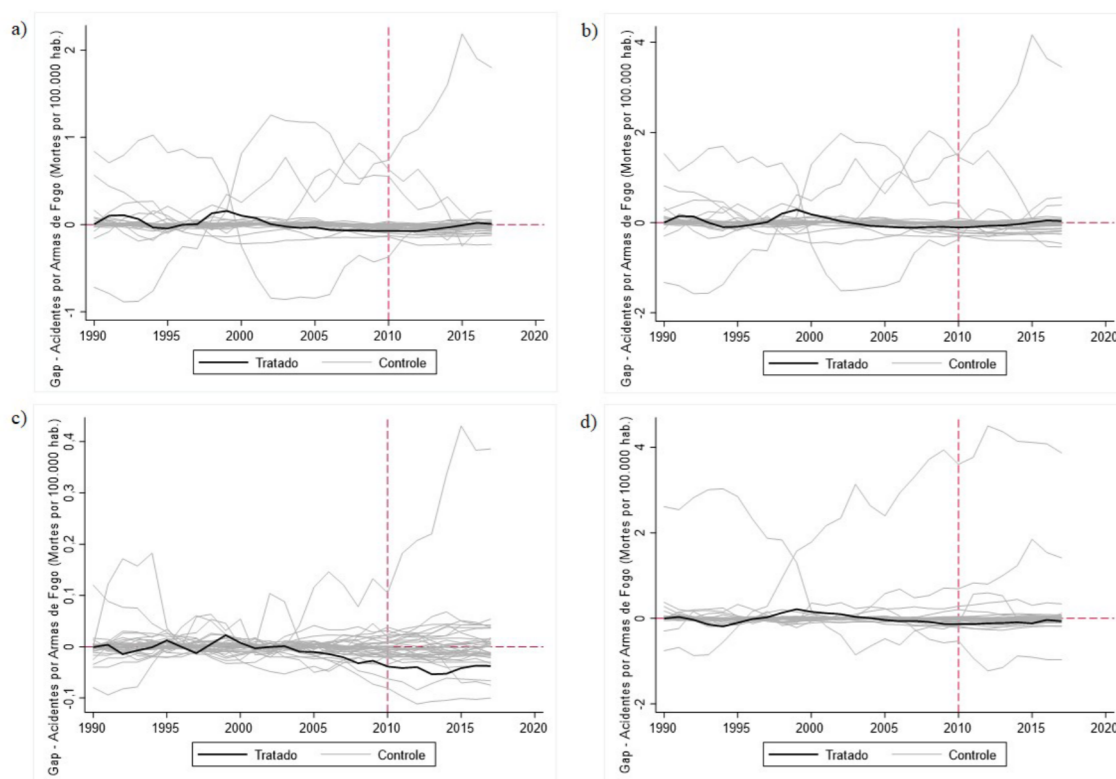
conduta extrema de retirar a própria vida.

Por fim, a última análise da série de estimações dos testes de placebo temporal, com o intuito de averiguar a consistência do Estatuto do Desarmamento diante os indicadores de violência ocasionadas por armas de fogo, consiste em aferir os testes de placebos das taxas de acidentes ocasionadas por armas de fogo com incidência do tratamento em 2010 sobre a população geral (a), entre homens (b), mulheres (c) e jovens (d) e exposto na Figura 12 subsequente.

As aferições dos testes de placebo apresentados pela Figura 12 apontam nenhum efeito do suposto tratamento temporal sobre a taxa de acidentes por armas de fogo entre a população geral (a), homens (b) e jovens (d), contudo, é visível um efeito sobre a violência entre as mulheres (c), no entanto essa sensação não é fruto do tratamento imposto, visto que sua trajetória se modifica bem antes do período de implicação do tratamento e seu comportamento sugestivo deriva de seguimentos espontâneos na redução de tal violência, como bem explicado pela Figura 9c.

Assim sendo, os resultados oriundos dos testes de placebos de um possível tratamento de controle de armas em 2010 indicam que seus efeitos não possuem

Figura 12 – Testes de Placebo Temporal das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo para 2010



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

implicações na redução nas taxas de homicídios, suicídios e acidentes por armas de fogo no Brasil sob as perspectivas de violência entre a população geral, homens, mulheres e jovens.

De maneira geral, tanto os testes de placebo temporal sob a égide prospectiva (1997), quanto da retrospectiva (2010) da implementação do Estatuto do Desarmamento não surtiram efeitos expressivos na redução nas taxas de violência avaliadas, o que sugere que os resultados apresentados pela implantação da intervenção no período legal (2003) estão robustos e confiáveis e que mudanças na execução da legislação não implicam em mudanças nos resultados dos indicadores de violência letal por armas de fogo no Brasil.

2.6 Considerações Finais

Com o intuito de abordar a efetividade do Estatuto do Desarmamento sobre os índices de criminalidade cometidos por armas de fogo no Brasil, este ensaio utiliza do método quantitativo de controle sintético para estimar os efeitos das taxas de

homicídios ocasionados por armas de fogo, taxa de suicídios por disparo por armas de fogo e taxa de mortes por acidentes ocasionados por disparo de armas de fogo na população geral, entre homens, mulheres e jovens (15-19 anos).

Para as taxas de homicídios ocasionados por armas de fogo, os resultados apontam uma redução nestes índices, após a implantação do Estatuto do Desarmamento na população geral e entre homens e mulheres separadamente. O mesmo não se aplica as vítimas jovens, visto que entre 2013-2017 houve um efeito positivo sobre a taxa de mortes ocasionados por armas de fogo.

As estimações sobre as taxas de suicídios por disparo por armas de fogo sugerem um efeito praticamente nulo do Estatuto do Desarmamento nas reduções dos crimes de violência por autolesão armada na população geral, entre homens, mulheres e jovens, resultante sobretudo pelo modo em que a população nacional se comporta ao conduzir esse ato extremo, já que esse método (uso de arma de fogo) não é aplicado costumeiramente a quem deseja retirar a própria vida.

Ao avaliar as taxas de mortes por acidentes por disparo de armas de fogo, o Estatuto do Desarmamento se mostrou ativa nos cenários da população geral, contra homens e mulheres e jovens em idade entre 15 e 19 anos no período de 2004 a 2017.

De maneira geral, os resultados apontam que o Estatuto do Desarmamento se tornou eficaz em seu papel de combate e redução de crimes violentos praticados por armas de fogo no Brasil, mediante rigorosidade no porte, posse e comércio de armas de fogo e munição entre a população civil, apenas na contenção de mortes por acidentes e nos homicídios na população geral e entre gêneros, uma vez que entre os jovens, a taxa de homicídios aumentou no longo prazo e as taxas de suicídios não foram influenciadas pela legislação em vigor. Os resultados sobre homicídios apresentados neste trabalho condizem com os de [Cerqueira e Mello \(2012\)](#); [Abrás et al. \(2014\)](#) e [Oliveira e Rostirolla \(2017\)](#) na avaliação causal de redução do número de armas e número de crimes violentos.

Visto que o tema é polêmico e suscetíveis a diversas interpretações, sugere-se para futuras pesquisas, a utilização de outras variáveis preditoras na estimação das taxas de crimes violentos por armas de fogo, como outros métodos de avaliação de políticas públicas, que consiga aferir resultados robustos para a contribuição na literatura empírica da economia do crime.

3 O Impacto das Unidades Prisionais Federais na Violência das Cidades Anfitriãs

3.1 Introdução

Após uma evolução no número de homicídios no Brasil nas décadas de 1980 e 1990, o século XXI inicia-se com uma redução em 9,1% nas taxas de homicídios entre 2001 e 2007, porém de maneira heterogênea entre as unidades da federação. Um exemplo dessa heterogeneidade é a redução de 64,2% nos homicídios em São Paulo, enquanto o estado da Bahia registrou um aumento de 108,3% para o mesmo período. Com isso, várias explicações foram sendo estudadas para esclarecer tal disparidade, no qual pode-se destacar o efetivo policial, o encarceramento e o indicador de drogas (CERQUEIRA, 2014).

Sobre o aspecto do encarceramento, o [Departamento Penitenciário Nacional \(2014\)](#) apontou que a taxa de aprisionamento (por 100 mil habitantes) no país saltou de 135,38 em 2001 para 213,59 em 2006; posicionando o Brasil como a 52ª nação com a maior taxa de encarceramento do mundo¹. Em valores absolutos, a população prisional nacional saltou de 233.859 em 2001 para 401.236 em 2006; colocando o Brasil como a quarta maior do mundo na época, atrás apenas dos Estados Unidos, China e Rússia, segundo dados do [World Prison Brief \(2020\)](#).

Mediante ao fato do país possuir uma grande população carcerária, é cogitada pelas autoridades responsáveis pelas políticas penitenciárias do Governo Federal a necessidade por novas vagas. Para atender a essa demanda por novos espaços carcerários, o Brasil precisaria aumentar em 50% o número de vagas existentes. Em números absolutos seria necessário construir outras 250 a 318 novas celas, o que corresponde, aproximadamente, ao número de presos provisórios hoje no país (DEPARTAMENTO PENITENCIÁRIO NACIONAL, 2014).

A necessidade de novas unidades prisionais resultou na intervenção do Governo Federal em determinar a construção de penitenciárias federais. De acordo com [Arruda \(2010\)](#), os presídios federais se inserem no contexto de necessidade inarredável da pena de privação de liberdade, porquanto servem ao seu cumprimento, em condições de

¹ Os Estados Unidos são os maiores encarceradores do planeta, com 737 presos por 100.000 habitantes, enquanto na Europa as taxas são bem menores como, por exemplo, 149 para o Reino Unido, 93 para a Alemanha e 85 para a França. Já na América do Sul, o único país com uma taxa superior à do Brasil é o Chile (236 presos por 100.000 habitantes) (WORLD PRISON BRIEF, 2020)

segurança extrema. Sobre esse aspecto, a Lei de Execuções Penais (Lei n. 7.210/84, art. 86, § 1º), tanto na redação original quanto na vigente, autoriza a União a construir presídios em locais mais afastados, com o escopo de acomodar presos no interesse da segurança pública ou deles próprios.

Segundo o [Departamento Penitenciário Nacional \(2016\)](#), o Sistema Penitenciário Federal foi concebido para ser um instrumento contributivo no contexto nacional da segurança pública, a partir do momento que isola os presos considerados mais perigosos do país. Esta institucionalização veio ao encontro sociopolítico da intenção de combater a violência e o crime organizado por meio de uma execução penal diferenciada. Cada Penitenciária Federal possui capacidade para abrigar 208 internos em celas individuais e atualmente estão em funcionamento cinco Penitenciárias Federais – Catanduvas/PR, Campo Grande/MS, Mossoró/RN, Porto Velho/RO e Brasília/DF.

Contudo, a construção de unidades prisionais costuma causar rejeição nas comunidades locais, devido muitos moradores alegarem a desvalorização dos terrenos próximos ao local, visto que uma vez instalado, o presídio provocaria a queda na procura por estes imóveis. Aliado a esse efeito, a instalação de uma unidade prisional também acarreta na população local o medo da violência, resultante do aumento de indivíduos estranhos e suspeitos ligados aos presos começarem a circular diariamente pelo município ([GELINSKI NETO; CEZÁRIO, 2010](#)).

Essa premissa do temor da população pode ser confirmada por [Redígolo \(2012\)](#) que aponta a inserção de facções do crime organizado nas cidades onde unidades prisionais se instalam. Com a introdução do crime organizado nas cidades prisionais, os familiares dos presos e demais integrantes das facções podem se deslocar para o município em questão e serem vistos pela população local como atores de ações criminais.

Diante das circunstâncias apresentadas este ensaio tem por objetivo averiguar se as instalações de unidades prisionais federais influenciam nos índices de violência dos municípios onde estão localizadas. A hipótese levantada é que as unidades prisionais, por receberem detentos considerados pelo sistema prisional de alta periculosidade, procederia em crescimento no número de crimes locais.

A particularidade desta possível relação causal torna a literatura nacional restrita e escassa. Para minimizar essa distinção e contribuir de forma relevante ao tema será aplicado o método de controle sintético generalizado desenvolvido por [Xu \(2017\)](#), no qual utiliza modelos lineares de efeitos fixos (Diferença-em-Diferença) associado ao procedimento de controle sintético desenvolvido por [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#).

Apesar das estimações da pesquisa apontarem que o aumento nas taxas de ho-

micídios decorrente da instalação da unidade carcerária federal esteja mais suscetível a concentração urbana dos municípios. O município de pequeno porte (Catanduvas/PR) foi o que apresentou os maiores aumentos nas taxas de violência, enquanto o município de médio porte (Mossoró/RN) manifestou resultados apenas no longo prazo e o município de grande porte (Campo Grande/MS) não demonstrou aumentos nos índices de homicídios após a inauguração da penitenciária federal. Esses resultados são questionáveis devido as estimativas dos intervalos de confiança dos ATT's serem estatisticamente insignificantes.

Além dessa introdução, a estrutura deste ensaio foi dividida em mais cinco seções. Na seção 2, será exposto o referencial teórico que incide sobre a relação entre unidades prisionais, criminalidade e receio da população em sua instalação. Na seção seguinte está a metodologia com os apontamentos sobre o método de controle sintético generalizado. Na seção 4 estão os dados com a variável de interesse e as covariáveis, bem como as unidades de controle e tratamento. Na seção seguinte serão disponibilizados os resultados da pesquisa e por fim as considerações finais.

3.2 Referencial Teórico

3.2.1 Apontamentos sobre Unidades Prisionais e Crimes

A questão do encarceramento é um ponto abordado por [Becker \(1968\)](#) em sua teoria econômica do comportamento criminal, que discorre entre outros fatores, a inserção do indivíduo no crime e a possibilidade de punição. Mediante as motivações ou incentivos a criminalidade, [Becker \(1968\)](#) desenvolveu um modelo que aponta que o combate ao crime deve tratar as relações individuais através do número de crimes e seus respectivos custos, punições, prisões e condenações.

Desse modo, o modelo econômico neoclássico do crime segue a hipótese de que os agentes são racionais e reagem a incentivos. Sob essa premissa, o nível de criminalidade tende a diminuir quando se aumenta a probabilidade e a severidade do castigo ([MARIANO, 2010](#)). De acordo com [Ehrlich \(1973\)](#), dado a racionalidade dos indivíduos que cometem crimes serem resultantes de incentivos, espera-se que um aumento na probabilidade e gravidade da punição através de prisão pode reduzir o número total de crimes. Mesmo que a punição não possua nenhum efeito dissuasor sobre os infratores, pelo menos os presos estão temporariamente impedidos de cometer outros crimes.

A punição do encarceramento é uma tentativa de inibir que crimes sejam novamente praticados pelos indivíduos, entretanto, a discussão sobre os impactos das unidades prisionais nas comunidades onde estão instaladas são controversos e

muitas vezes inconclusivos. A literatura aponta fortes reações opostas ou favoráveis dos moradores, mas raramente neutras a instalação de penitenciárias (CARLSON, 1990).

Na visão de Rasheed (2016), as prisões proporcionam um ganho econômico de curto prazo, principalmente para as comunidades rurais, fornecendo empregos para os residentes e o aumento da renda. Essa mesma hipótese é compartilhada por King, Mauer e Huling (2004), na qual afirmam a existência de uma crença de que as prisões trarão um aumento de empregos, receita tributária e o crescimento de indústrias projetadas para atender às necessidades das instalações. No entanto, essa relação positiva é muito mais complexa e levantam questões sobre a composição da força de trabalho prisional, das retenções das receitas tributárias e limitações de infraestrutura rural.

Os resultados de estudos que testam diretamente os efeitos de uma prisão no desenvolvimento econômico de uma comunidade anfitriã estão longe de serem conclusivos. A simples identificação de que uma prisão cria emprego sem rastrear os destinatários desse emprego, fornece poucas informações úteis para os cidadãos de uma comunidade anfitriã em potencial.

Os estudos apresentados por Hooks et al. (2010) apontam que todos os presídios existentes e novos nos Estados Unidos a partir de 1960 não apresentaram evidências de crescimento no número de emprego local. Seus resultados lançaram mais dúvidas do que afirmações sobre as alegações de que as prisões oferecem uma opção viável de desenvolvimento econômico para as comunidades rurais em dificuldades. Foram exploradas possíveis explicações para o fracasso das cadeias em ajudar as áreas locais, no qual inclui agentes penitenciários existentes que se deslocam para preencher vagas, impactos locais adversos do trabalho nas penitenciárias e escassez de multiplicadores locais quando uma prisão é aberta.

Ao considerar que uma prisão na própria localidade não garante a prosperidade econômica, os argumentos contrários surgem como contraponto a hipótese de ganhos econômicos da instalação de unidades prisionais (RASHEED, 2016). Esses possíveis efeitos negativos da presença carcerária nos municípios anfitriãs, firma-se sob a hipótese de que a taxa de criminalidade nessas localidades aumenta após a construção da prisão devido as novas famílias de reclusos que se mudam, dos visitantes dos aprisionados e presos libertados (TOOELE COUNTY HEALTH DEPARTMENT, 2014).

Na literatura internacional, Farrington e Parcells (1991) apontam que a presença da penitenciária estadual em Walla Walla não é a única explicação possível para os altos índices de criminalidade da cidade, em comparação com outros municípios no Estado de Washington (EUA). Possíveis características culturais, estruturais, históricas e demográficas podem ter ligações com o aumento da violência e que explicações

alternativas, associados a outros fatores e processos devem ser exploradas.

Hawes (1985), comparou os índices de criminalidade em meados de 1980 de 7 cidades prisionais com 15 cidades não prisionais demograficamente compatíveis no Estado da Califórnia (EUA). Os resultados apontaram que as taxas de criminalidade agregada para as 7 cidades prisionais estava 22% abaixo das 15 cidades sem unidades prisionais, enquanto os valores das propriedades (per capita) nas cidades prisionais tiveram um crescimento agregado de 31,5%; em comparação as cidades não prisionais que registraram um crescimento de 28,6%.

Swanson (1997) analisou a opinião dos moradores de uma comunidade na Flórida (EUA) antes e depois da instalação da penitenciária local, durante o período entre junho de 1991 e julho de 1995; em que os apoiadores e oponentes ao projeto prisional foram questionados sobre seus proventos. Sua conclusão é que mais pesquisas eram necessárias, visto que, do ponto de vista de seus cidadãos, a prisão não criou prosperidade, mas também não prejudicou a comunidade.

Diante da perspectiva que as unidades prisionais confinam os condenados por crimes na tentativa de maximizar a segurança dos membros da comunidade ao seu redor, não se sabe, porém, se uma instalação prisional impõe consequências não intencionais à sua localidade. Os indícios de que uma prisão pode influenciar as taxas de criminalidade ainda são inconclusivas. As únicas avaliações são que as comunidades urbanas possam ser mais fortemente afetadas pela atividade criminosa de prisioneiros libertados do que as comunidades rurais (RAPHAEL; STOLL, 2004) e (TOOELE COUNTY HEALTH DEPARTMENT, 2014). Essas evidências empíricas inconclusivas da influência das penitenciárias na taxa de criminalidade, apenas contribui para o receio da população local em sua instalação, motivando um paradoxo de incertezas na qual desperta o conflito de ideias sobre a localização de suas acomodações.

Embora muitos formuladores de políticas ainda atribuam a oposição da comunidade às reações egoístas e irracionais dos residentes locais, uma crescente literatura acadêmica sobre a síndrome do “não no meu quintal” (“*not in my backyard*” NIMBY) indicou que a oposição dos residentes a instalação de unidades prisionais é um componente de mudanças locais, regionais, nacionais e até internacionais na economia, na prestação de serviços públicos e na percepção pública dos perigos e ameaças representadas para as comunidades e residentes. Assim, a síndrome NIMBY procura explorar os motivos que levam órgãos públicos a instalarem unidades prisionais em lugares específicos, e como as localidades se organizam em sua oposição. Como resultado desse fenômeno ocorrem processos de mudança social mais ampla, como a reestruturação econômica, reorganização do estado de bem-estar, mudanças demográficas, conflito intergovernamental e movimentos sociais emergentes (TAKAHASHI; GABER, 1998) e (TAKAHASHI, 1997).

Outro argumento do antagonismo das comunidades em relação a instalação de unidades prisionais é explicado por [Krause \(1992\)](#), com “usos da terra localmente indesejados” (“*locally unwanted land uses*” LULUs). As LULUs são definidas como instalações regionalmente necessárias, como fábricas, centrais de distribuição de energia, aeroportos, incineradores de lixo, locais de eliminação de resíduos tóxicos, rodovias, casas de recuperação, abrigos para os sem-teto e prisões. Eles são indesejados localmente, e os motivos frequentemente citados pela literatura para rejeitar as LULUs, são barulho (rodovias), perigo (aeroportos), odor (muitas fábricas), características intrínsecas, como ocupantes (casas de recuperação, abrigos para sem-teto e prisões) e consequências indiretas, como aumento do tráfego e dos produtos industriais. Essas características específicas ocasionam repulsa da comunidade onde estão instaladas e consequente divergências entre os planejadores e os cidadãos.

Essas aversões de comunidades locais às instalações indesejadas despertam maiores desprezos ao avaliar as peculiaridades das penitenciárias brasileiras: suas condições precárias, superlotações e rebeliões são fatores que contribuem para a repulsa da população em possuir uma unidade prisional nacional próximas as suas residências. Diante desse contexto, [Viapiana \(2006\)](#) atesta que as prisões brasileiras carecem de vagas e de condições mínimas de controle de segurança, e que ao invés de território seguro para o cumprimento das penas e ressocialização de presos, são territórios controlados pelo crime organizado. Apesar das condições precárias das penitenciárias brasileiras transmitirem indagações, não se tem um amplo estudo nacional sobre o impacto das instalações prisionais na violência das comunidades. Se comparado com a literatura internacional, poucos estudos foram destinados para avaliar possíveis influências.

Na literatura nacional, [Góes \(2009\)](#) avaliou os impactos causados pela presença de novas instituições penitenciárias nas cidades de Presidente Bernardes (SP) e Presidente Prudente (SP), a partir de 1990. Foram adotados na análise às representações sociais produzidas sobre essas instituições e sobre os diversos sujeitos com ela envolvidos, no qual pode-se identificar as disputas políticas que permeiam tais impactos e a centralidade do Estado nos discursos sobre a questão penitenciária e seus desdobramentos, a despeito das diferenças entre o cotidiano de pequenas, médias e grandes cidades não terem sido desconsideradas.

No estudo de [Bezerra \(2019\)](#), foram avaliados os impactos da construção do presídio de Alcaçuz, localizado no município de Nísia Floresta (RN), para os moradores da Comunidade de Hortigranjeira. Os aspectos observados foram o aumento nas construções de moradias próximas a penitenciária, o aumento do comércio informal na localidade, como também a violência resultante de fugas, rebeliões e das ações de crimes.

Apesar destes escassos estudos nacionais, em nenhum deles foram utilizados métodos e modelos matemáticos para estimar resultados mais robustos sobre o impacto das unidades prisionais na violência local. As constatações foram baseadas em entrevistas, levantamentos estatísticos, depoimentos dos moradores, a observação e o convívio com os principais autores dos estudos.

3.3 Metodologia

O método utilizado neste ensaio consiste no controle sintético generalizado desenvolvido por Xu (2017), no qual vincula duas abordagens e unifica o método de controle sintético, desenvolvido por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), com modelos lineares de efeitos fixos (Diferença-em-Diferença) sob uma estrutura simples. Xu (2017) propõe estimar um modelo de efeitos fixos usando apenas os dados do grupo de controle, obtendo um número fixo de fatores latentes (impactos heterogêneos de uma tendência comum ou de uma série de choques comuns). Este grupo de controle são as unidades que não estão sobre a intervenção de interesse. Posteriormente, estimam-se as cargas fatoriais (interceptações específicas da unidade) para cada unidade tratada (sujeita a intervenção) projetando linearmente os resultados tratados no pré-tratamento no espaço estendido por esses fatores e por fim, imputa-se contrafactuais tratados com base nos fatores estimados e nas cargas fatoriais.

As unidades de tratamentos serão os municípios que possuem instalações prisionais federais; as unidades de controle serão os municípios que não possuem em seu território nenhuma unidade prisional federal e/ou estadual, Centro de Detenção Provisória (CDP), colônia penal e/ou cadeia pública e as intervenções de tratamento serão as datas de inauguração de cada estabelecimento penal federal. As covariáveis observadas consistem nos aspectos relacionados a violência, saúde e economia de cada município que compõem as unidades de tratamento e controle.

Xu (2017), supõe que Y_{it} é o resultado do interesse da unidade i no tempo t , apresentados aqui como as taxas de homicídios municipais. Todas as unidades são observadas por períodos T (do tempo 1 ao tempo T), em que $T_{0,i}$ é o período de cada unidade de tratamento i (municípios com unidades prisionais) antes da inauguração de suas penitenciárias; $T_{0,i} + 1$ é o período após a instalação de cada prisão referente a sua unidade tratada i . O número de períodos para implantação das penitenciárias federais é determinado por $q_i = T - T_{0,i}$. Denota-se que $\mathcal{T}$ são as unidades ou grupos de tratamento (municípios com unidades prisionais) e $\mathcal{C}$ são as unidades ou grupo de controle (municípios sem unidades prisionais); N_{tr} é o número de unidades tratadas e N_{co} o número de unidades de controle, sendo o total de unidades $N = N_{tr} + N_{co}$. As unidades no grupo de controle nunca são expostas ao tratamento no período de tempo

observado.

Ao assumir que Y_{it} é dado por um modelo de fator linear, tem-se:

$$Y_{it} = \delta_{it}D_{it} + X'_{it}\beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

Onde D_{it} é o indicador de tratamento e igual a 1 se a unidade i foi exposta ao tratamento antes do tempo t e igual a 0, caso contrário (ou seja, $D_{it} = 1$ quando $i \in \mathcal{T}$ e $t > T_0$ e $D_{it} = 0$, caso contrário). δ_{it} é o efeito do tratamento heterogêneo da unidade i no tempo t ; X_{it} é um vetor $(k \times 1)$ das covariáveis observadas, $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_k]'$ é um vetor $(k \times 1)$ de parâmetros desconhecidos, $f_t = [f_{1t}, \dots, f_{rt}]'$ é um vetor $(r \times 1)$ de fatores comuns não observados, $\lambda_i = [\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{ir}]'$ é um vetor $(r \times 1)$ de cargas de fatores desconhecidos e ε_{it} representa choques idiossincráticos não observados para a unidade i no tempo t com média zero. A primeira suposição exige que as unidades tratadas e de controle sejam afetadas pelo mesmo conjunto de fatores e o número de fatores é fixo durante os períodos de tempo observados, ou seja, não são permitidas quebras estruturais.

Para formalizar a noção de causalidade, usa-se a notação da estrutura de resultados potenciais. Assume-se que, $Y_{it}(1)$ são os resultados potenciais para o indivíduo i no tempo t quando $D_{it} = 1$ e $Y_{it}(0)$ os resultados potenciais para o indivíduo i no tempo t quando $D_{it} = 0$. Portanto, tem-se que: $Y_{it}(0) = X'_{it}\beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it}$ e $Y_{it}(1) = X'_{it}\beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it}$. O efeito do tratamento individual na unidade tratada i no tempo t é, portanto, $\delta_{it} = Y_{it}(1) - Y_{it}(0)$ para qualquer $i \in \mathcal{T}$, $t > T_0$.

Dessa forma, o processo de geração de dados de cada unidade pode ser escrito como:

$$Y_i = D_i \circ \delta_i + X_i \beta + F \lambda_i + \varepsilon_i, \quad i \in 1, 2, \dots, N_{co}, N_{co} + 1, \dots, N, \quad (3.2)$$

Em que $Y_i = [Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT}]'$; $D_i = [D_{i1}, D_{i2}, \dots, D_{iT}]'$; $\delta_i = [\delta_{i1}, \delta_{i2}, \dots, \delta_{iT}]'$ e $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT}]'$ são vetores $(T \times 1)$; $X_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}]'$ é uma matriz $(T \times k)$; e $F = [f_1, f_2, \dots, f_T]'$ é uma matriz $(T \times r)$. O símbolo “ $\circ$ ” significa produto pontual.

As unidades de controle são subscritas de 1 a N_{co} , enquanto, as unidades tratadas são subscritas de $N_{co} + 1$ a N . O processo de geração de dados de uma unidade de controle pode ser expresso como: $Y_i = X_i \beta + F \lambda_i + \varepsilon_i$, $i \in 1, 2, \dots, N_{co}$. Empilhando todas as unidades de controle, tem-se:

$$Y_{co} = X_{co} \beta + F \Lambda'_{co} + \varepsilon_{co}, \quad (3.3)$$

Em que $Y_{co} = [Y_1, Y_2, \dots, Y_{N_{co}}]$ e $\varepsilon_{co} = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_{N_{co}}]$ são matrizes $(T \times N_{co})$; X_{co}

é uma matriz tridimensional ($T \times N_{co} \times p$); e $\Lambda_{co} = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{N_{co}}]'$ é uma matriz ($N_{co} \times r$), portanto, os produtos $X_{co}\beta$ e $F\Lambda_{co}'$ também são matrizes ($T \times N_{co}$). Para identificar β , F e Λ_{co} são necessárias mais restrições. Seguindo (Bai (2003) e Bai (2009)), adiciona-se dois conjuntos de restrições aos fatores e cargas fatoriais, em que todos os fatores são normalizados e são ortogonais entre si, ou seja: $F'F/T = I_r$ e $\Lambda_{co}'\Lambda_{co} = \text{diagonal}$. Presume-se que o número de fatores r seja conhecido. Esses fatores são choques que identificam possíveis implicações que não estão explícitos no modelo aplicado ao estudo, mas podem interferir no comportamento das unidades tratadas.

O efeito médio do tratamento sobre as unidades tratadas (ATT) no tempo t (quando $t > T_0$) é descrito da seguinte maneira:

$$ATT_{t,t>T_0} = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i \in \tau} [Y_{it}(1) - Y_{it}(0)] = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i \in \tau} \delta_{it} \quad (3.4)$$

As premissas do método para a identificação de causalidade das variáveis de interesse sobre a exogeneidade estrita; dependência serial fraca dos termos de erro; condições de regularidade e a transversalidade independente e homoscedásticos dos termos do erro estão estritamente delineadas em Xu (2017).

O estimador do controle sintético generalizado para o efeito do tratamento na unidade tratada i no tempo t é dado pela diferença entre o resultado real e seu contrafactual estimado: $\hat{\delta}_{it} = Y_{it}(1) - \hat{Y}_{it}(0)$, em que $\hat{Y}_{it}(0)$ é imputado em três etapas. Na primeira etapa, estima-se um modelo de efeitos fixos usando apenas os dados do grupo de controle e obtêm-se $\hat{\beta}$, $\hat{F}$ e $\hat{\Lambda}_{co}$ através de:

$$(\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Lambda}_{co}) = \underset{\tilde{\beta}, \tilde{F}, \tilde{\Lambda}_{co}}{\operatorname{argmin}} \sum_{i \in C} (Y_i - X_i \tilde{\beta} - \tilde{F} \tilde{\Lambda}_i)' (Y_i - X_i \tilde{\beta} - \tilde{F} \tilde{\Lambda}_i) \quad (3.5)$$

$$\text{tal que} \quad \tilde{F}'\tilde{F}/T = I_r \text{ e } \tilde{\Lambda}_{co}'\tilde{\Lambda}_{co} = \text{diagonal}$$

Posteriormente estimam-se as cargas fatoriais para cada unidade tratada, minimizando o erro quadrático médio do resultado tratado previsto nos períodos de pré-tratamento:

$$\begin{aligned} \hat{\Lambda}_i &= \underset{\tilde{\Lambda}_i}{\operatorname{argmin}} (Y_i^0 - X_i^0 \hat{\beta} - \hat{F}^0 \tilde{\Lambda}_i)' (Y_i^0 - X_i^0 \hat{\beta} - \hat{F}^0 \tilde{\Lambda}_i) \\ &= (\hat{F}^{0'} \hat{F}^0)^{-1} \hat{F}^{0'} (Y_i^0 - X_i^0 \hat{\beta}), i \in \mathcal{T}, \end{aligned} \quad (3.6)$$

Em que $\hat{\beta}$ e $\hat{F}^0$ são referentes a estimativa da primeira etapa e os sobrescritos "0"s indicam os períodos de pré-tratamento. Por fim, calculam-se os contrafactuais

tratados com base em $\hat{\beta}$, $\hat{F}$ e $\hat{\lambda}_i$:

$$\hat{Y}_{it}(0) = X'_{it}\hat{\beta} + \hat{\lambda}'_i\hat{f}_t \quad i \in \mathcal{T}, t > T_0. \quad (3.7)$$

Um estimador para ATT_t é, portanto: $\widehat{ATT}_t = (\frac{1}{N_{tr}})\sum_{i \in \tau} [Y_{it}(1) - \hat{Y}_{it}(0)]$ para $t > T_0$.

As estimativas de incerteza do estimador de controle sintético generalizado são obtidas através do procedimento paramétrico de *bootstrap*, que confere estimativas de incerteza condicionadas às covariáveis observadas e fatores não observados e cargas fatoriais via reamostragem dos resíduos, preservando a correlação serial dentro das unidades, evitando subestimar os erros padrão devido a correlações seriais (XU, 2017).

O uso do método de controle sintético generalizado nesta pesquisa é apropriado por atribuir, segundo Xu (2017), contrafactuais para cada unidade de tratamento obtidos através de fatores latentes não observáveis com variações no tempo. Esses atributos permitem que o método estime diversas unidades tratadas em períodos de tratamento variáveis com cargas fatoriais específicas, possibilitando a melhoria na eficiência e a interpretabilidade dos resultados.

3.4 Dados

A variável de interesse serão as taxas de homicídios² que são os óbitos causados por agressão e intervenção legal por 100 mil habitantes. Seus dados são identificados de acordo com a Classificação Internacional de Doenças e Problemas Relacionados a Saúde (CID) e calculados a partir de registros primários obtidos através das Secretarias Estaduais de Saúde e processados pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) do Ministério da Saúde.

As covariáveis observadas consistem nos aspectos relacionados a violência, saúde e características econômicas dos municípios. As questões relacionadas a violência e saúde são constituídas pelas taxas de homicídios por arma de fogo³ que são os casos de óbito provocados por uso de armas de fogo de mão e por maiores calibres por 100 mil habitantes; as taxas de mortalidade por uso de drogas⁴ que compreende os transtornos pelos uso de substâncias psicoativas (opíáceos, canabinóides, cocaína, alucinógenos, estimulantes, entre outros) por 100 mil habitantes e taxa de casos de alcoolismo (acima de 15 anos), que mede o número de ocorrência de alcoolismo na família com pessoas acima de 15 anos por 100 mil habitantes, identificados de acordo com a CID e disponíveis através do DATASUS do Ministério da Saúde. Vale salientar

² CID-10: (X85-Y09; Y35-Y36)

³ CID-10: (X93-X95)

⁴ CID-10: (F10-F19)

que o método de obtenção das taxas de homicídios e homicídios por armas de fogo seguem os critérios utilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) na estimação do Atlas da Violência.

É bom esclarecer que os valores relacionados as taxas de homicídios não possuem afinidade com os valores das taxas de homicídios por armas de fogo, ou seja, os indicadores apresentados pelas taxas de homicídios não estão inseridos as estimativas de mortes por armas de fogo.

As demais covariáveis são compostas pelo Produto Interno Bruto (PIB) per capita que é a divisão do PIB a preços correntes municipal pelo número de habitantes ($R\$ \times 1000$); a estimativa populacional que é o contingente populacional estimado para o município e o nível de ocupação dos habitantes que é a taxa que calcula a proporção de pessoas ocupadas que compõem a população em idade de trabalhar. Os dados dessas variáveis foram obtidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); a periodicidade de todos os dados é anual e consiste em um corte temporal de 1996 a 2018.

A utilização do nível de ocupação justifica-se pela hipótese de que a população empregada reduziria o risco de homicídios; o emprego da variáveis: mortalidade por uso de drogas e casos de alcoolismo justificam-se através dos trabalhos nacionais (Chalub e Telles (2006); Cortez e Baltieri (2011); Drumond, Souza e Hang-Costa (2015)) e internacionais (Haggård-Grann et al. (2006); McGinty e Webster (2017); Duke et al. (2018)) que apontam relação entre uso de substâncias psicoativas (drogas e alcoolismo) como fatores preditivos de conduta criminosa. O uso da estimativa populacional baseia-se na tese que altas densidades populacionais estão diretamente associadas a um maior potencial de vítimas da violência; essa variável é colocada em logaritmo para melhorar o ajuste da variável, visto que, sua transformação em log reduz a heterocedasticidade e melhora a normalidade dos resíduos.

As unidades de tratamento serão os municípios onde estão instaladas as unidades prisionais federais no Brasil, referentes as cidades de Catanduvas/PR, Campo Grande/MS, Mossoró/RN, Porto Velho/RO e Brasília/DF. A inauguração de cada estabelecimento penal federal define a data de tratamento, determinada como: junho de 2006 – Catanduvas/PR; dezembro de 2006 – Campo Grande/MS; junho de 2009 – Porto Velho/RO; julho de 2009 – Mossoró/RN e outubro de 2018 – Brasília/DF.

Os municípios que integram as unidades do grupo de controle são os que não possuem nenhuma unidade prisional⁵, possuem a densidade demográfica semelhantes aos municípios do grupo de tratamento e que possuem o máximo de

⁵ Sejam elas Unidades Prisionais Federais e/ou Estaduais, Centro de Detenção Provisória (CDP), Colônia Penal e/ou Cadeia Pública. Suas informações foram extraídas de acordo com as respectivas Secretarias Estaduais de Administração Penitenciária.

dados disponíveis condizentes com o período de análise das diversas unidades da federação, sendo elas: Alto Paraguai/MT; Alvorada/TO; Balneário Camboriú/SC; Bananeiras/PB; Camaçari/BA; Duque de Caxias/RJ; Iretama/PR; Jaboatão dos Guararapes/PE; Maracanaú/CE; Mariluz/PR; Mauá/SP; Monte Negro/RO; Olinda/PE; Osasco/SP; Paulista/PE; Primavera/PA; São Bernardo do Campo/SP; São José de Ribamar/MA; Sete Quedas/MS e Viamão/RS.

As taxas de criminalidade, uso de substâncias psicoativas, renda e ocupação entre os municípios estudados variam muito, devido sua concentração urbana e densidade demográfica. Como o estudo avalia desde metrópole (Brasília/DF) a pequenas cidades (Catanduvas/PR), então suas variáveis possuem valores dispersos. Com o intuito de verificar o comportamento das variáveis de interesse foram estimadas as medidas descritivas conforme organizadas na Tabela 4 abaixo:

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas das Unidades Agregadas

Variáveis	Média	Mediana	Desvio padrão	Mín.	Máx.
Taxas de Homicídios	13,102	9,411	11,696	0,670	93,139
PIB per capita a Preços Correntes	1.741.796,53	1.139.579,21	1.769.016,88	96.563,07	11.163.785,48
Taxas de Homicídios por Armas de Fogo	28,931	24,183	21,04	1,045	126,332
Taxas de Mortes por Drogas	4,641	2,664	5,839	0,120	48,290
Taxas de Alcoolismo	338,94	193,55	593,93	0,669	4.172,61
Log da População	5,035	5,326	0,792	3,721	6,519
Nível de Ocupação	17,147	13,058	12,103	1,178	50,561

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do DATASUS e IBGE.

Os valores apresentados pelas unidades agregadas possuem médias muito distantes dos seus valores extremos (máximos e mínimos). Isso se dar devido à falta de padronização nos valores dessas variáveis, resultante do comportamento muito superiores em casos de municípios maiores e o contrário em municípios menores. Porém, algumas variáveis (taxas de homicídios, PIB per capita a preços correntes, taxas de homicídios por armas de fogo, log da população) possuem suas médias e medianas próximas, o que significa que a distribuição dessas variáveis é aproximadamente simétrica.

A Tabela 4 apresenta um panorama sobre os municípios estudados tais como: a média das taxas de homicídios (13,102) do período estudado são maiores que a taxa nacional (8,698)⁶, o que demonstra a descentralização da violência entre os municípios. O mesmo pode ser observado com as taxas de homicídios por armas de fogo, a média das unidades tratadas e de controle são 28,931, enquanto a média nacional são de 18,975. A média das taxas de casos de alcoolismo (338,94) apontam para um alto consumo da bebida, o que pode está relacionado a fatores de vulnerabilidade social, genético ou individual dos cidadãos desses municípios.

⁶ Esses valores não estão incluídos as taxas de homicídios por armas de fogo.

Ao desmembrar as unidades tratadas das unidades de controle é possível verificar as estatísticas descritivas de ambos os grupos e assim traçar um comparativo entre eles, para determinar suas características próprias e particularidades em comum. Dessa forma, na Tabela 5 estão as estatísticas descritivas desagregadas das unidades de tratamento e controle que compõe o estudo.

Tabela 5 – Estatística Descritiva das Unidades de Tratamento e Controle

Variáveis	Unidades de Tratamento				
	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mín.	Máx.
Taxas de Homicídios	11,087	9,518	6,795	3,400	39,211
PIB per capita a Preços Correntes	2.134.034,80	1.784.430,59	1.699.411,01	334.270,03	7.911.419,42
Taxas de Homicídios por Armas de Fogo	25,556	24,128	15,142	3,346	79,231
Taxas de Mortes por Drogas	4,063	3,101	2,968	0,453	12,689
Taxas de Alcoolismo	706,28	206,07	1.189,79	2,091	4.172,61
Log da População	5,450	5,580	0,796	3,985	6,519
Nível de Ocupação	27,152	27,442	12,767	5,087	50,561
	Unidades de Controle				
	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mín.	Máx.
Taxas de Homicídios	13,635	9,348	12,632	0,670	93,139
PIB per capita a Preços Correntes	1.643.736,96	1.023.433,23	1.774.640,95	96.563,07	11.163.785,48
Taxas de Homicídios por Armas de Fogo	29,803	24,286	22,246	1,045	126,332
Taxas de Mortes por Drogas	4,802	2,581	6,408	0,120	48,290
Taxas de Alcoolismo	248,25	185,82	228,70	0,669	1.661,05
Log da População	4,931	5,210	0,757	3,721	5,961
Nível de Ocupação	14,646	11,189	10,553	1,178	50,100

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do DATASUS e IBGE.

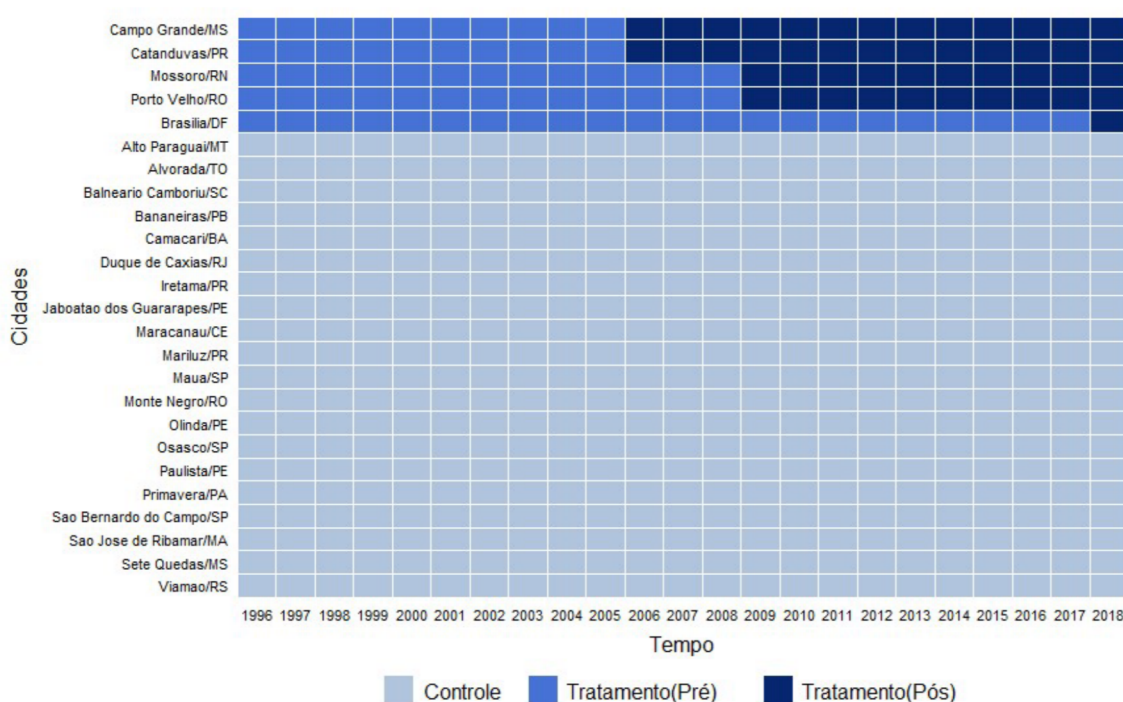
As variáveis sobre taxas de homicídios, taxas de homicídios por armas de fogo, taxas de mortes por uso de drogas e log da população foram as que apresentaram as médias mais próximas entre as unidades de tratamento e controle, o que aponta que os dados dessas variáveis das unidades em questão estão agrupados em torno de um valor central. Apesar da média ser influenciada por valores muito grande ou muito pequeno (*outliers*), os valores máximos e mínimos apresentados não estão concentrados em apenas um grupo de estudo. Os menores valores (taxas de homicídios, taxas de homicídios por armas de fogo, taxas de mortes por uso de drogas, log da população, taxas de alcoolismo e nível de ocupação) apresentados estão nas unidades de controle, enquanto os maiores valores (taxas de alcoolismo, log da população e nível de ocupação) estão reunidos nas unidades de tratamento.

As medianas (taxas de homicídios, taxas de homicídios por armas de fogo, taxas de mortes por uso de drogas e log da população) entre as unidades de tratamento e de controle também apontaram valores aproximados, o que indica de seus valores estão simetricamente distribuídos. Com base nas informações da Tabela 5 constata-se que os valores das variáveis estudadas entre as unidades de tratamento e de controle não estão dispersos, que possuem resultados próximos e aproximadamente simétricos, o que indica que os dados dos grupos de estudo estão particularmente equivalentes.

3.5 Resultados

A organização dos dados melhora a qualidade das estimações dos parâmetros e sua estruturação facilita a apresentação das variáveis estudadas. Desse modo, a exposição visual da distribuição das unidades de tratamento e de controle no tempo, demonstram sua estrutura didática, além de detectar possíveis valores ausentes na organização dos dados. A Figura 13, a seguir exibe as unidades que compõem o grupo de tratamento e seus respectivos períodos de início do tratamento, como as unidades do componente de controle.

Figura 13 – Estrutura das Unidades de Tratamento e Controle



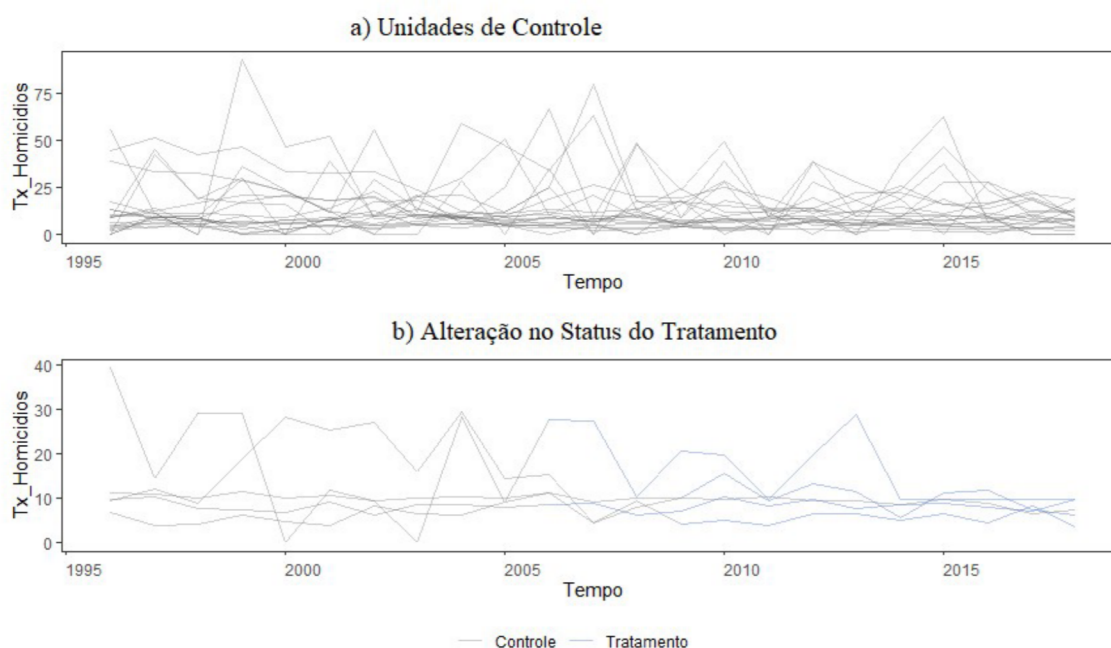
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Como as cinco unidades de tratamento possuem intervenções em diferentes períodos é observável a disposição no tempo de cada unidade pré e pós-tratamento. Suas trajetórias não se sobrepõem perfeitamente, mas seguem-se muito de perto. Isso mostra que é possível ter uma boa correspondência no período pré-tratamento e relevância do efeito do tratamento no período pós-tratamento.

Uma melhor visualização dos dados resultados apontados pela estatística descritiva pode ser observada através do comportamento da variável de interesse nas unidades de tratamento e do grupo de controle sintético pré e pós-tratamento expostos na Figura 14, a seguir.

É observado na Figura 14a, picos na taxa de homicídios em diversas cidades do grupo de controle, o que demonstra uma falta de linearidade na variável de interesse.

Figura 14 – Comportamento das Taxas de Homicídios nas Unidades Tratadas e de Controle



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Esses valores extremos colaboram para a discrepância dos valores médios observados na estatística descritiva e demonstram que a taxa de homicídios nas cidades do grupo de controle não possui um comportamento contínuo. Ao analisar o comportamento da taxa de homicídios nas unidades de tratamento (Figura 14b), é constatado o mesmo desempenho das unidades contrafactuais.

O método de controle sintético generalizado é capaz de gerar um grupo contra-factual representado pela combinação dos municípios membros do controle sintético que contribuem com pesos implícitos na promoção do melhor ajuste das trajetórias pré-tratamento para cada unidade tratada. A Tabela 6 apresenta os municípios componentes da unidade de controle e seus respectivos pesos.

De acordo com Xu (2017), diferente do método de controle sintético, os pesos podem ser positivos e negativos no método de controle sintético generalizado. Valores negativos nos pesos contribuem para a redução do viés, visto que, em modelos com muitas covariáveis observadas, o viés tende a zero. Os pesos negativos em que a soma seja diferente de um, minimizam diretamente a distância entre os resultados defasados das unidades tratadas e de controle, usando métodos de regularização para lidar com um número potencialmente grande de possíveis unidades de controle (DOUDCHENKO; IMBENS, 2016).

Diante das críticas de Xu (2017) ao método de Diferença-em-Diferença, na qual

Tabela 6 – Pesos das Unidades do Grupo de Controle

Unidades	Pesos	Unidades	Pesos
Primavera/PA	-15,1562	Jaboatão dos Guararapes/PE	0,7093
Alto Paraguai/MT	-5,3317	São Jose de Ribamar/MA	0,7500
Sete Quedas/MS	-4,6596	Osasco/SP	0,7668
Maracanaú/CE	-0,3651	Olinda/PE	0,8402
São Bernardo do Campo/SP	0,0959	Balneário Camboriú/SC	0,9719
Mauá/SP	0,4113	Bananeiras/PB	1,8456
Viamão/RS	0,4601	Duque de Caxias/RJ	1,8537
Camaçari/BA	0,4655	Mariluz/PR	3,8042
Paulista/PE	0,4702	Alvorada/TO	4,2068
Iretama/PR	0,5069	Monte Negro/RO	7,3536

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

afirma que a suposição de tendências paralelas de pré-tratamento dos modelos de efeitos fixos é frequentemente violada no período pós-tratamento, o que resulta em erros em seus resultados. Para conferir tal hipótese foram estimadas as relações causais pelos métodos de efeitos fixos e de controle sintético generalizado. Os resultados dos efeitos das instalações de unidades prisionais através das covariáveis de crimes, econômicas e de saúde sobre a taxa de homicídios dos municípios anfitriãs estão expostos na Tabela 7, a seguir.

Foram estimados os resultados do modelo diferença-em-diferença (efeitos fixos) controlado apenas pelo PIB per capita a preços correntes (coluna 1), posteriormente foram adicionados a taxa de homicídios por armas de fogo, taxa de mortes por uso de drogas, alcoolismo, log populacional e o nível de ocupação da população (coluna 2). Ao examinar os valores dos coeficientes do PIB per capita a preços correntes dos dois métodos (efeitos fixos e controle sintético generalizado) foram observados que seus resultados são bem parecidos e seus erros padrões foram idênticos.

Ao avaliar os coeficientes do método de controle sintético generalizado (colunas 3 e 4), observa-se melhores resultados, em contraste aos modelos diferença-em-diferença, se controlado apenas pelo PIB per capita a preços correntes como para as demais covariáveis. As estimações foram mais prováveis, pois expressam o que se espera sobre a teoria econômica do crime, e os erros padrões demonstraram valores menores. Essas especificações sugerem que o controle sintético generalizado é um método mais apurado na avaliação dos efeitos das instalações de unidades prisionais na violência dos municípios anfitriãs.

Os modelos de efeitos fixos e de controle sintético generalizado apresentados na Tabela 7 assumem um efeito de tratamento constante, tanto nos municípios quanto no decorrer do tempo. Foi adotado o procedimento de *bootstraps* replicando a amostra 2000 vezes com o intuito de construir intervalos de confiança dos parâmetros e na

Tabela 7 – Efeitos das Instalações de Unidades Prisionais na Violência das Cidades Anfitriãs

Variáveis	Taxas de Homicídios (por 100.000 hab.) †			
	Efeitos Fixos		Controle Sintético Generalizado	
	(1)	(2)	(3)	(4)
PIB per capita a Preços Correntes	-3,89*	-3,076*	-2,91*	3,378**
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Taxas de Homicídios por Armas de Fogo		1,016		1,019
		(0,0458)		(0,0301)
Taxas de Mortes por Drogas		0,0279		0,00013
		(0,1365)		(0,0937)
Taxas de Alcoolismo		0,0195		0,0043
		(0,006)		(0,003)
Log da População		26,24		25,86
		(19,02)		(23,84)
Nível de Ocupação		0,0946		-0,0604
		(0,169)		(0,108)
Efeitos Fixos por Município	X	X	X	X
Efeitos Fixos por Ano	X	X	X	X
Fatores Não Observados	Não	Não	4	4
Observações	575	575	575	575
Municípios Tratados	5	5	5	5
Municípios de Controle	20	20	20	20

Nota: Os erros padrões nas colunas (1), (2), (3) e (4) são baseados em *bootstraps* não paramétricas de 2.000 replicações. * Valores em notação científica (e-06); ** Valor em notação científica (e-07); † Esses valores não estão incluídos as taxas de homicídios por armas de fogo.

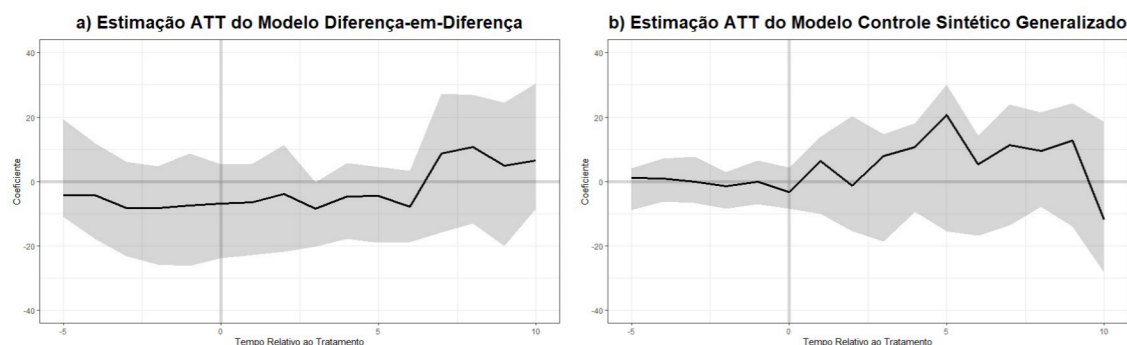
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

estimação da diferença da média das taxas de homicídios das unidades tratadas pelas unidades de controle.

A avaliação do efeito médio do tratamento sobre as unidades tratadas (ATT) contribui na qualidade do modelo e seus resultados. Na estimativa dos intervalos de confiança são calculados os erros que surgem nos fatores não observados e determinando o intervalo no qual 95% das observações estão centradas. Assim, a Figura 15 demonstra as estimações do ATT nos modelos de efeitos fixos e controle sintético generalizado.

A estimação do ATT no modelo de efeito fixo (Figura 15a) aponta que a instalação de unidades prisionais federais não surte nenhum efeito na violência das cidades anfitriãs, visto que o caminho da estimativa do ATT se mantém inalterada após o ponto de determinação do tratamento. Em contrapartida, o método de controle sintético generalizado (Figura 15b) demonstra que antes do ponto de tratamento, os efeitos do ATT seguem uma trajetória comum entre as unidades estudadas e que após o ponto de início do tratamento, a direção da estimativa do ATT segue um efeito positivo em grande parte do período analisado, o que indica um efeito na violência

Figura 15 – Estimações dos Efeitos Médios dos Modelos de Efeito Fixo e Controle Sintético Generalizado

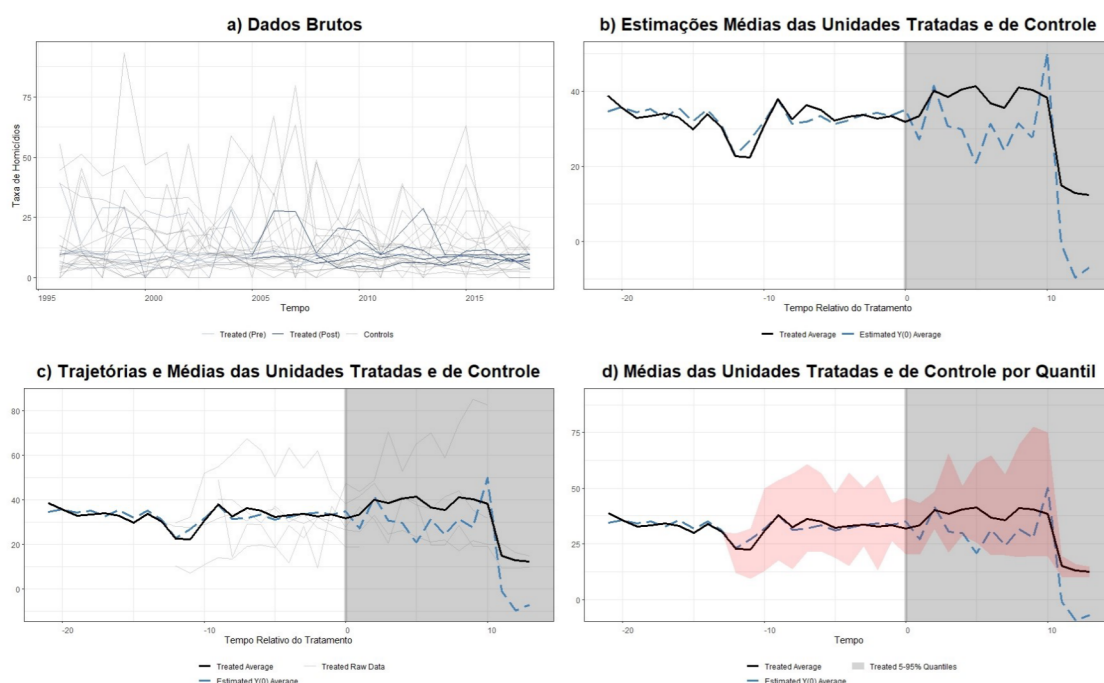


Nota: A área cinza fornece intervalos de confiança de 95%.
 Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

das cidades anfitriãs após instalações de unidades prisionais federais.

Após as estimações do ATT pelo método de controle generalizado (Figura 15b) apontarem um efeito na violência das cidades hospedeiras de unidades prisionais federais, foram traçados cenários das estimações médias das unidades tratadas e seus contrafactuais com a adição dos dados brutos e de bandas quantílicas de 5% a 95%, bem como, as taxas de homicídios da participação de cada unidade da amostra, na qual podem ser observadas na Figura 16, a seguir.

Figura 16 – Estimações Médias das Unidades Tratadas e seus Contrafactuais



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

A Figura 16a expõem os dados brutos da taxa de homicídios (esses valores não estão incluídos as taxas de homicídios por armas de fogo) das unidades tratadas e das unidades do grupo de controle sintético. É observado o comportamento de cada unidade da amostra sobre a variável dependente, em que algumas unidades tratadas e de controle apresentam altas taxas de homicídios ao longo do tempo, com picos que ultrapassam 80 homicídios para cada 100 mil habitantes. Assim, as estimações das médias da violência das unidades tratadas e seus contrafactuais permitem realizar um panorama da violência pré e pós tratamento apresentadas nas representações das Figuras 16b, 16c e 16d.

É verificado nas Figuras 16b, 16c e 16d que as unidades tratadas (linha continua) sobrepõem a trajetória das unidades de controle (linha tracejada) no período pré-tratamento (área branca), o que representa um bom ajuste do modelo das unidades tratadas e seus controles. Com o início do período pós-tratamento (área cinza) suas trajetórias divergem, apontando valores superiores das unidades tratadas, o que sugere que a violência nas unidades tratadas é superior aos seus contrafactuais.

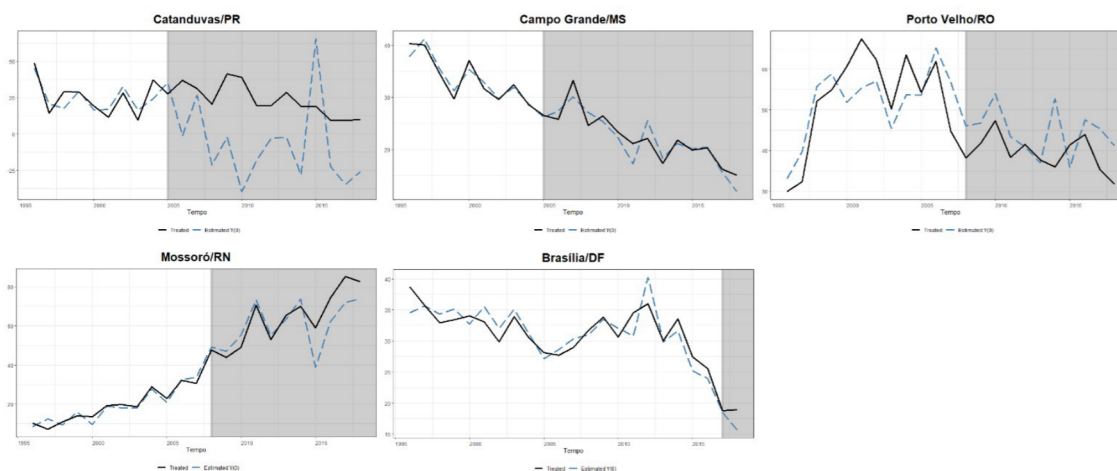
As representações das Figura 16b demonstram as estimações médias de todas unidades tratadas e seus controles sintéticos. Já a interpretação da média contrafactual e as trajetórias de cada unidade tratada (linhas cinzas) estão expostas na Figura 16c, com o desempenho dos diferentes momentos do início do tratamento das unidades. Por fim, a Figura 16d apresenta a média das unidades tratadas e os de controle em bandas quantílicas de 5% a 95% (área rosa), o que representa a garantia que os contrafactuais estimados não sejam resultados de graves extrapolações.

Similar as estimações apresentadas na Figura 16, foram realizadas avaliações individuais para cada unidade de tratamento com o intuito de analisar a violência das cidades hospedeiras após a instalação de unidades prisionais federais. Apesar das penitenciárias de Catanduvas/PR, Campo Grande/MS, Porto Velho/RO, Mossoró/RN e Brasília/DF possuírem estruturas físicas semelhantes, suas acomodações nos municípios estudados indicam algumas mudanças nos quadros de violência local.

A mensuração do impacto da unidade prisional federal na violência de cada município anfitrião pode ser observados na Figura 17. As ilustrações correspondem a identificação de linhas pretas contínuas como a unidade tratada, enquanto a linha tracejada é o seu contrafactual; já a área em cinza retrata o período pós-tratamento.

As estimações do município de Catanduvas/PR apresentaram um bom ajuste das trajetórias no período anterior a instalação da unidade prisional federal, uma vez que as retas da unidade tratada e seu contrafactual estão sobrepostas ao longo desse intervalo de tempo. Após o início do período de pós-tratamento (área cinza), o deslocamento das trajetórias aponta para valores superiores para a unidade tratada (linha preta contínua), salvo um pico no ano de 2015 do seu contrafactual (linha azul

Figura 17 – Estimações Individuais das Unidades Tratadas e seus Contrafactuais



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

tracedada). A conduta dessas trajetórias sugere que as taxas de homicídios na cidade aumentaram quase que todo o período pós instalação da penitenciária federal.

O município de Campo Grande/MS apresenta trajetórias sobrepostas e decednantes ao longo de quase todo o período de análise. Durante o período pré-tratamento essa localidade demonstrou um bom ajuste do modelo e com o início do tratamento observa-se o revezamento da unidade tratada e o seu contrafactual no posto de valores superiores. Essa representação aponta que as taxas de homicídios após a instalação da unidade prisional federal aumentaram em curtos períodos da análise, com destaque para os anos de 2007 a 2011.

O sentido dos trajetos da unidade tratada e seu contrafactual no município de Porto Velho/RO não se sobressaem em nenhum momento do período em questão. Apesar de possuírem direções nas trajetórias da unidade tratada e de controle semelhantes, seu ajuste não foi compatível no período pré-tratamento. Assim, as estimções apontam que o modelo aplicado ao município de Porto Velho/RO não é capaz de explicar os efeitos do tratamento nos resultados da violência municipal, isto é, a instalação da penitenciária federal não foi pertinente na determinação das taxas de homicídios local.

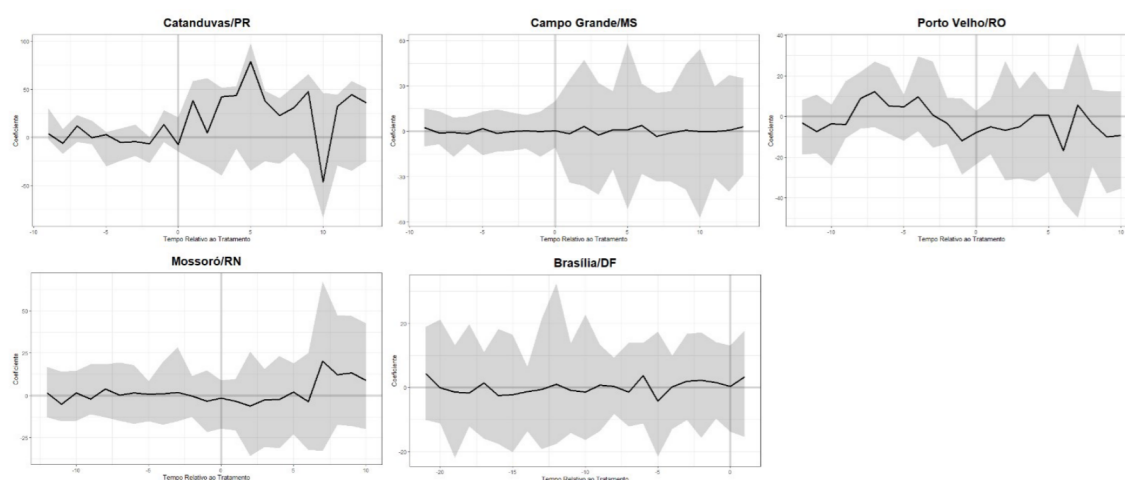
Os resultados do município de Mossoró/RN revelam um bom ajuste do modelo no período pré-tratamento, devido a sobreposição das trajetórias do tratado e seu contrafactual, que seguem direções crescentes até o ponto que inicia o tratamento, quando estabelecem divergências pontuais no rumo de suas linhas. Em outras palavras, apenas entre 2014 e 2018 foram observados resultados que indicaram que as taxas de homicídios local aumentaram resultante da instalação da unidade prisional federal, o que supõe que os efeitos da penitenciária federal na violência local são observados

apenas no longo prazo.

A avaliação do município de Brasília/DF apresenta uma peculiaridade que não é apresentada nos demais municípios que compõem as unidades de tratamento. O seu período de pós tratamento é composto apenas pelo último ano de análise, o que limita a capacidade de dedução das implicações da violência local resultante da instalação da unidade prisional federal. Ainda assim, o modelo apresentou um bom ajuste no pré-tratamento e o pós-tratamento apontou resultado superior da unidade tratada em relação ao seu contrafactual, o que sugere que ocorreu um aumento na taxa de homicídios local resultante da instalação da penitenciária federal.

A análise da influência das instalações de unidades prisionais federais nos índices de violência dos municípios onde estão localizadas são complementadas com a verificação do efeito médio do tratamento sobre as unidades tratadas (ATT) de cada município componente do grupo de tratamento. Esses efeitos estão presentes na Figura 18, em que a linha contínua escura representa o coeficiente das taxas de homicídios locais, a linha cinza vertical indica o ponto do início do tratamento e área cinza são os intervalos de confiança⁷.

Figura 18 – Efeitos Médios do ATT dos Municípios do Grupo de Tratamento



Nota: A área cinza fornece intervalos de confiança de 95%.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

A estimação do ATT de Catanduvas/PR apresenta efeitos positivos da violência local durante o período de pós-tratamento, com exceção de um pico negativo apresentado no ano de 2015, o que sugere um crescimento na taxa de homicídios da cidade após a instalação da unidade prisional federal. Quanto ao município de Campo Grande/MS, o ATT praticamente não apresentou efeitos ao longo do período pós tratamento, salvo pequenas variações, curtos e esporádicos no início e final do

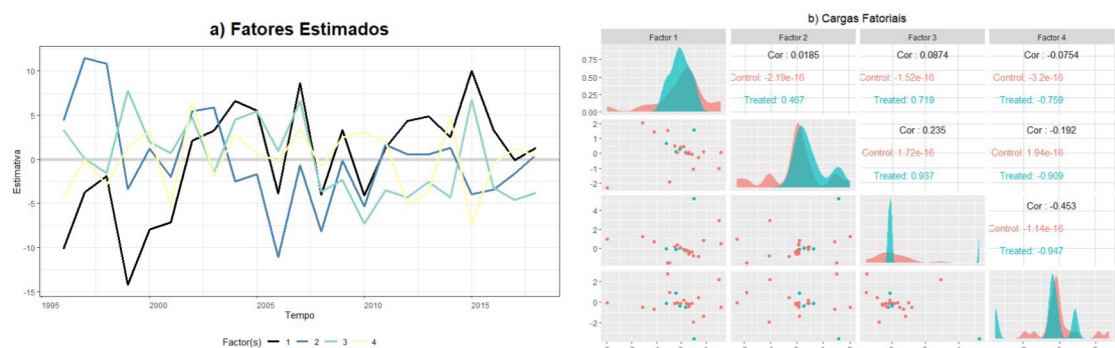
⁷ O intervalo de confiança é de que 95% das observações estão centralizadas da linha continua preta da estimação do ATT.

período, o que indica que a taxa de homicídios local teve crescimentos pontuais após acomodação da penitenciária federal. As estimativas do ATT do município de Porto Velho/RO expõem um comportamento no qual indica que o modelo, para este caso, não possui capacidade de avaliar o efeito das unidades prisionais federais na violência do município local, visto que seu desempenho pré-tratamento não possui uma estabilidade em seus efeitos e sua trajetória não diverge após a instalação da unidade prisional. Já os efeitos do ATT para Mossoró/RN apontam resultados negativos no início do pós-tratamento, seguidos posteriormente por efeitos positivos ao fim do período, o que denota que a penitenciária federal acarreta no aumento dos homicídios locais apenas no longo prazo. O curto e único efeito do ATT pós-tratamento registrado por Brasília/DF aponta resultado positivo, no qual não deixa margem para uma avaliação mais precisa da violência local resultante da instalação da unidade prisional federal, visto que apenas poucos meses não são suficientes para determinar uma relação causal robusta.

Apesar dos resultados apresentados pela maioria dos ATT's das unidades de tratamento demonstrarem boas adequações aos modelos propostos, seus intervalos de confiança apresentaram efeitos estatisticamente insignificantes. O que constitui que os impactos das unidades de tratamentos sobre a violência local possuam resultados inconclusivos.

Com o intuito de resolver o problema de inferência causal e fornecer estimativas válidas de incerteza com base em simulação, sob premissas razoáveis (exogeneidade restrita, dependência serial fraca dos termos de erro, condições de regularidade e a transversalidade independente e homoscedásticos dos termos do erro); são estimadas um número fixo de fatores latentes e em seguida, estimam-se as cargas fatoriais (interceptações específicas da unidade) para cada unidade tratada projetando linearmente os resultados tratados no pré-tratamento no espaço medido por esses fatores. Tais resultados são encontrados na Figura 19, a seguir.

Figura 19 – Fatores Estimados e Cargas Fatoriais



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Os fatores latentes assumem formas de impactos heterogêneos de uma tendência comum ou de uma série de choques comuns. O eixo x representa o período de análise e o eixo y a magnitude dos fatores estimados (redimensionados pela raiz quadrada de seus valores próprios correspondentes para demonstrar sua importância relativa) (XU, 2017). Como exemplo, pode-se apontar implicações no âmbito estadual ou nacional relacionados ao combate ou expansão da violência que não fazem parte do modelo aplicado ao estudo. Essas implicações podem ter um impacto maior em determinado município que em outro. Com base nas estimações foram ponderados 4 fatores latentes (Figura 19a), dos quais podem exercer alguma influência no comportamento dos resultados de Porto Velho/RO, visto que esse município não apresentou ajuste adequado e que pode estar sujeito a condições não mensuradas e avaliadas no estudo.

As cargas fatoriais de cada unidade tratada minimizam o erro quadrático médio do resultado tratado previsto nos períodos de pré-tratamento; com a ressalva de que os fatores estimados podem não ser diretamente interpretáveis porque são, na melhor das hipóteses, transformações lineares dos fatores verdadeiros, o que torna os fatores estimados significativos (XU, 2017). As cargas fatoriais estimadas para cada unidade tratada estão representadas graficamente na cor verde e de controle, na cor laranja. Os eixos x e y indicam a magnitude das cargas para os quatro fatores latentes.

Como aponta na Figura 19b, a magnitude das cargas fatoriais das unidades tratadas são superiores às unidades de controle nos quatro fatores latentes. Assim como, as cargas fatoriais estimadas das cinco unidades tratadas estão, de preferência, dentro do envelope convexo das unidades de controle, que segundo Xu (2017) indica que os contrafactuais tratados são produzidos principalmente por interpolações mais confiáveis, em vez de extrapolações.

Dessa forma, os resultados apontam que o aumento nas taxas de homicídios resultante da instalação de unidades prisionais federais são maiores e significativos em município de pequeno porte (com menos de 50 mil habitantes), como apresentado por Catanduvas/PR (com 10.167 habitantes⁸), enquanto que nos municípios de porte médio (entre 100 mil e 500 mil habitantes), como retratado por Mossoró/RN (com 300.618 habitantes), o aumento na taxa de homicídios ocasionado pela unidade carcerária federal são verificados apenas no longo prazo. Nos municípios considerados grandes (com mais de 500 mil habitantes), como Campo Grande/MS (com 906.092 habitantes), a taxa de homicídios não é tão influenciada pela unidade prisional federal, visto que outros fatores podem ocasionar tais circunstâncias. Ao avaliar a interferência da violência devido à instalação de penitenciária federal em uma metrópole nacional (com mais de 1 milhão de habitantes), como apreciado por Brasília/DF (com 3.055.149

⁸ As estimativas populacionais relacionadas ao ano de 2020, de acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

habitantes), os resultados não foram suficientes para uma conclusão adequada.

Porém, as estimativas estatísticas dos efeitos médios dos tratamentos sobre as unidades tratadas mostraram-se insignificantes. O que aponta que os resultados encontrados não possuem uma resposta conclusiva dos efeitos das unidades prisionais sobre a violência das cidades anfitriãs.

3.6 Considerações Finais

A finalidade deste ensaio está em averiguar se as instalações de unidades prisionais federais influenciam nos índices de violência dos municípios onde estão localizadas. Para tanto, foram utilizados como foco da análise, os municípios onde estão situadas as cinco penitenciárias federais no Brasil: Catanduvas/PR, Campo Grande/MS, Mossoró/RN, Porto Velho/RO e Brasília/DF, em que utilizou-se do método de controle sintético generalizado para estimar uma relação causal entre as taxas de homicídios locais e momento de instalação das unidades prisionais durante o período de 1996 a 2018.

Os resultados apontam um efeito positivo nas taxas de homicídios local após a instalação da unidade de Catanduvas/PR em 2006; salvo o ano de 2015, que apresentou um efeito negativo na violência do município ante a instalação da unidade prisional, o que sugere que nessa ocasião há influência da carceragem federal nos índices de violência da localidade.

As estimações sobre Campo Grande/MS apresentaram poucos efeitos nas taxas de violência local ao longo do pós tratamento, com destaque para os anos de 2007 a 2011. Entretanto, esses efeitos não são tão dispersos entre a unidade tratada e seu contrafactual, o que indica que a autoridade prisional federal não implica de maneira substancial no aumento dos índices de homicídios do município de Campo Grande/MS.

O município de Porto Velho/RO proporcionou resultados desfavoráveis ao modelo de análise, em que suas implicações não foram capazes de medir a atuação da penitenciária local nas determinações das taxas de homicídios do município. Assim como no período de pré e pós-tratamento, seus resultados não apresentaram congruência ou divergências entre a unidade tratada e seu contrafactual.

Ao avaliar o município de Mossoró/RN, as estimações apontaram impactos negativos da presença da unidade prisional federal nas taxas de homicídios do município no início do período de pós-tratamento, modificando para um acentuado efeito positivo a partir do ano de 2014 e se estendendo até 2018; o que pressupõe que nessa unidade amostral, a penitenciária federal exerce alguma influência na violência da

cidade anfitriã somente no longo prazo.

Por fim, a mensuração dos efeitos da unidade prisional de Brasília/DF apresentou consequências positivas na violência local, porém esse resultado é questionável, visto que essa implicação só tem legitimidade por apenas alguns meses. Como a unidade prisional foi inaugurada no final de 2018 e seus resultados se estende até os últimos meses deste mesmo ano, seus efeitos não garantem uma avaliação mais precisa sobre tal causalidade.

Contudo, as estimações dos ATT's apresentaram resultados estatisticamente insignificantes. O que pode-se deduzir que os efeitos das unidades prisionais federais sobre a violência das cidades anfitriãs possuem evidências empíricas inconclusivas. Esse resultado corrobora com os apresentados pela literatura internacional representados por [Farrington e Parcells \(1991\)](#), [Swanson \(1997\)](#) e [Hooks et al. \(2010\)](#). Devido a escassa literatura empírica nacional, esse resultado torna o estudo original e sem implicações para possíveis comparações.

Em virtude dos resultados e das limitações no número de covariáveis aplicadas, do período analisado e de outros fatores (características geográficas, políticas públicas de segurança, disputas de facções pelo mercado de drogas, entre outros) que possam interferir nos resultados sobre violência é recomendado para futuros estudos sobre o tema, a adoção de outras covariáveis observadas que aperfeiçoem o modelo proposto por este trabalho. Bem como a possibilidade de avaliar os impactos de diferentes unidades prisionais (estaduais e municipais) sobre a violência de acordo com o tamanho das cidades; como também outras metodologias que confrontem a aplicada por este estudo e em períodos mais longo de análise.

Referências

- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. The economic costs of conflict: A case study of the basque country. *American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 112–132, 2003.
- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, v. 105, n. 490, June 2010.
- ABRAS, L. L. H. et al. Mais armas, menos crimes? uma análise econométrica para o estado de Minas Gerais. *Revista Ciências Empresariais UNIPAR*, v. 15, n. 1, p. 5–24, 2014.
- ALTHEIMER, I. Do guns matter? a multi-level cross-national examination of gun availability on assault and robbery victimization. *Western Criminology Review*, v. 9, n. 2, p. 9–32, 2008.
- ARRUDA, Prisões federais. *Revista CEJ*, Brasília, XIV, n. 50, p. 52–61, 2010.
- BAI, J. Theory for factor models of large dimensions. *Econometrica*, v. 71, n. 1, p. 135–137, 2003.
- BAI, J. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, v. 77, p. 1229–1279, 2009.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 1, p. 69–217, 1968.
- BEZERRA, B. B. A. As grades que protegem também encarceram: uma análise da violência urbana nas cidades. *III Encontro Nacional de Ensino e Pesquisa do Campo de Públicas*, Anais, Natal - RN, 2019.
- BLUMSTEIN, A.; WALLMAN, J. *The crime drop in America*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- BRASIL. Estatuto do Desarmamento: Lei n. 10.826, de 2003. In: *Estatuto do Desarmamento (2003)*. Brasília: Câmara dos Deputados, Coordenação de Publicações, 2004.
- CARLSON, K. A. *Prison impacts: A review of the research*. Port Angeles - WA: National Institute of Justice Grant, 1990.
- CARRASCO, V. N.; MELLO, J. M. P.; DUARTE, I. F. A década perdida: 2003 – 2012. *Texto para Discussão*, PUC Rio. Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 626, November 2014.
- CARVALHO, A. X. et al. Custos das mortes por causas externas no brasil. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica aplicada/IPEA, Brasília, n. 1268, Abril 2007.

- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W.; CARVALHO, A. X. O jogo dos sete mitos e a miséria da segurança pública no Brasil. *IPEA, Texto para Discussão*, Rio de Janeiro, n. 1144, Dezembro 2005.
- CERQUEIRA, D. R. C.; MELLO, J. M. P. Menos armas, menos crimes. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica aplicada/IPEA, Brasília, n. 1721, Março 2012.
- CERQUEIRA, R. C. *Causas e consequências do crime no Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES, 2014.
- CHALUB, M.; TELLES, L. E. B. Álcool, drogas e crime. *Rev. Bras. Psiquiatr.*, São Paulo, v. 28, n. 2, p. s69–s73, 2006.
- CLARO, H. G. et al. Uso de drogas, saúde mental e problemas relacionados ao crime e à violência: estudo transversal. *Rev. Latino-Am. Enfermagem*, v. 23, n. 6, p. 1173–1180, 2015.
- COOK, P. J. The technology of personal violence. In: *Crime and Justice*. Chicago: University of Chicago Press, 1991. v. 14.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. Defensive gun uses: new evidence from a national survey. *Journal of Quantitative Criminology*, v. 14, n. 2, p. 111–131, 1998.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. The costs of gun violence against children. *Future of Children*, v. 12, n. 2, p. 86–99, 2002.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. The social costs of gun ownership. *Journal of Public Economics*, v. 90, n. 2, p. 379–391, 2006.
- CORTEZ, F. C. P.; BALTIERI, D. A. Consumo nocivo de álcool e violência. *Revista de Criminologia e Ciências Penitenciárias*, v. 1, n. 2, Dezembro 2011.
- DEPARTAMENTO PENITENCIÁRIO NACIONAL. *Levantamento Nacional de Informações Penitenciárias – INFOPEN*. Brasília - DF: Ministério da Justiça, 2014.
- DEPARTAMENTO PENITENCIÁRIO NACIONAL. *Anuário do Sistema Penitenciário Federal 2015*. Brasília - DF: Ministério da Justiça, 2016.
- DOUDCHENKO, N.; IMBENS, G. W. Balancing, regression, difference-in-differences and synthetic control methods: A synthesis. *Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research, Inc., n. 22791, October 2016.
- DRUMOND, E. F.; SOUZA, H. N. F.; HANG-COSTA, T. A. Homicídios, álcool e drogas em belo horizonte, minas gerais, brasil, 2000-2009. *Epidemiol. Serv. Saúde*, Brasília, v. 24, n. 4, p. 607–616, 2015.
- DUGGAN, M. More guns, more crime. *Journal of Political Economy*, v. 109, p. 1086–1114, 2001.
- DUKE, A. A. et al. Alcohol, drugs, and violence: A meta-meta-analysis. *Psychology of Violence*, v. 8, n. 2, p. 238–249, 2018.
- EHRLICH, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 521–565, 1973.

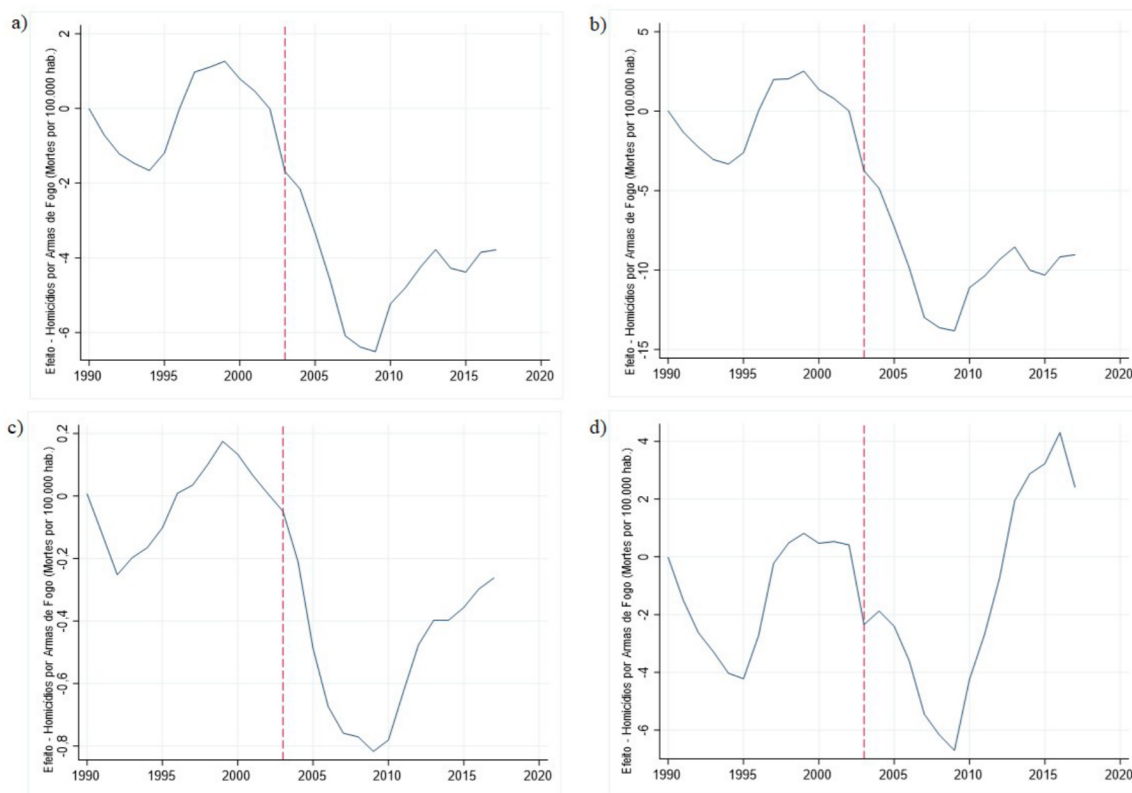
- FARRINGTON, H.; PARCELLS, R. P. Correctional facilities and community crime rates: alternative hypotheses and competing explanations. *Humboldt Journal of Social Relations*, v. 17, n. 1/2, p. 17–127, 1991.
- FERMAN, B.; PINTO, C.; POSSEBOM, V. Cherry picking with synthetic controls. *Working Paper*, FGV School of Economics, São Paulo, Brazil, n. 420, 2016.
- GELINSKI NETO, F.; CEZÁRIO, V. H. A atuação de agentes externos que impediram a instalação do centro de triagem prisional no município de São Pedro de Alcântara. *IV Encontro de Economia Catarinense: Construindo uma Agenda Regional e Nacional*, Anais, Criciúma - SC, 2010.
- GLOBAL BURDEN OF DISEASE COLLABORATIVE NETWORK/ GLOBAL BURDEN OF DISEASE STUDY. *Results*. Seattle, United States: Institute for Health Metrics and Evaluation, 2018. Disponível em: <<http://www.healthdata.org/gbd/2019>>. Acesso em: 25 jun. 2020.
- GÓES, E. A presença e a ausência da população penitenciária em pequenas e médias cidades do interior paulista: Dilemas de um história recente. *Projeto História*, São Paulo, n. 38, p. 183–204, Junho 2009.
- HAGGÅRD-GRANN, U. et al. The role of alcohol and drugs in triggering criminal violence: a case-crossover study. *Addiction*, v. 101, n. 1, p. 100–108, January 2006.
- HÅKANSSON, A.; JESIONOWSKA, V. Associations between substance use and type of crime in prisoners with substance use problems - a focus on violence and fatal violence. *Substance abuse and rehabilitation*, v. 9, p. 1–9, 2018.
- HARTUNG, G. C. *Ensaio em Demografia e Criminalidade*. Tese (Doutorado) — Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2009.
- HAWES, J. A. *Cities with prisons: Do they have higher or lower crime rates? A Special Report to Senator Robert Presley*. Sacramento: California: Senate Office of Research, 1985.
- HOOKS, G. et al. Revisiting the impact of prison building on job growth: Education, incarceration, and county-level employment, 1976–2004. *Social Science Quarterly*, v. 91, n. 1, p. 228–244, 2010.
- KAUL, A. et al. Synthetic control methods: Never use all pre-intervention outcomes as economic predictors. *Working Paper*, Saarland University, Saarbrücken, Germany, 2016.
- KING, G.; ZENG, L. The dangers of extreme counterfactuals. *Political Analysis*, v. 14, n. 2, p. 131–159, 2006.
- KING, R. S.; MAUER, M.; HULING, T. An analysis of the economics of prison siting in rural communities. *Criminology & Public Policy*, v. 3, n. 3, p. 453–480, 2004.
- KLAER, J.; NORTHRUP, B. *Effects of GDP on Violent Crime*. Atlanta: Georgia Tech, 2014.
- KLECK, G. *Point Blank: Guns and Violence in America*. New York: Aldine de Gruyter, 1991.
- KLECK, G. *Targeting Guns: Firearms and Their Control*. New York: Walter de Gruyter, Inc., 1997.

- KLECK, G.; MCEL RATH, K. The effects of weaponry and human violence. *Social Forces*, v. 69, p. 669–692, 1991.
- KRAUSE, J. D. The effects of prison siting practices on community status arrangements: A framework applied to the siting of california state prisons. *Crime & Delinquency*, v. 38, n. 1, p. 27–55, January 1992.
- MANN, J.; MICHEL, C. A. Prevention of firearm suicide in the united states: What works and what is possible. *American Journal of Psychiatry*, v. 173, n. 10, p. 969–979, 2016.
- MARIANO, R. S. *Fatores Socioeconômicos da Criminalidade no Estado de São Paulo: Um enfoque da Economia do Crime*. Tese (Doutorado) — Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo – SP, 2010.
- MCGINTY, E. E.; WEBSTER, D. W. The roles of alcohol and drugs in firearm violence. *JAMA Internal Medicine*, v. 177, n. 3, p. 324–325, March 2017.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Taxa de Mortalidade por Causas Externas*. Brasília: Ministério da Saúde/CENEPI: Base de dados do SIM e base demográfica do IBGE. DATASUS. Rede Interagencial de Informações para a Saúde – RIPSa, 2003.
- NESTADT, P. S. et al. Urban-rural differences in suicide in the state of maryland: The role of firearms. *American journal of public health*, v. 107, n. 10, p. 1548–1553, 2017.
- OLIVEIRA, C. A.; ROSTIROLLA, C. C. Mais armas de fogo, mais homicídios? uma evidência empírica para a Região Metropolitana de porto alegre a partir de dados em painel. *XX Encontro de Economia da Região Sul*, Anais, Porto Alegre, 2017.
- PERES, M. F. T. C. *Mortalidade por armas de fogo no Brasil: 1991-2000*. Brasília: Ministério da Saúde, 2004.
- RAMCHAND, R.; MORRAL, A. R. Can the national call to prevent gun violence reduce suicides? *Psychiatric Services*, v. 69, n. 12, p. 1196–1197, 2018.
- RAPHAEL, S.; STOLL, M. A. The effect of prison releases on regional crime rates. *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*, v. 2004, p. 207–255, 2004.
- RASHEED, A. T. *Impacts of Prisons in Rural Communities: Economic and Social Factors*. Tese (Doutorado) — Georgia Southern University, Georgia, April 2016.
- REDÍGOLO, N. C. N. Sistema penitenciário e seus estigmas: o caso paulista. *Revista LEVS/UNESP-Marília*, v. 9, p. 82–96, Maio 2012.
- SANTOS, M. J. *Uma abordagem econômica das causas da criminalidade: evidências para a cidade de São Paulo*. Tese (Doutorado) — Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- SOUZA, E. R.; LIMA, M. L. C. The panorama of urban violence in Brazil and its capitals. *Ciência Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, p. 363–373, Apr./June 2006.
- SWANSON, C. G. Have attitudes changed? citizens' views of prison effects on their community over time. *State & Local Government Review*, [Sage Publications, Inc., Carl Vinson Institute of Government, University of Georgia], v. 29, n. 3, p. 147–155, 1997.

- TAKAHASHI, L. M. The socio-spatial stigmatization of homelessness and hiv/aids: Toward an explanation of the nimby syndrome. *Social Science & Medicine*, v. 45, n. 6, p. 903–914, 1997.
- TAKAHASHI, L. M.; GABER, S. L. Controversial facility siting in the urban environment: Resident and planner perceptions in the united states. *Environment and Behavior*, v. 30, n. 2, p. 184–215, March 1998.
- TOOELE COUNTY HEALTH DEPARTMENT. Utah state prison potential relocation to tooele county health impact assessment. In: . Tooele - Utah: [s.n.], 2014.
- VIAPIANA, L. T. *Economia do crime: uma explicação para a formação do criminoso*. Porto Alegre - RS: Editora AGE Ltda, 2006.
- WASELSELFISZ, J. J. *Mortes matadas por armas de fogo*. Brasília: Secretaria-Geral da Presidência da República. Secretaria Nacional de Juventude. Secretaria de Políticas de Promoção da Igualdade Racial, 2015.
- WOLFGANG, M. E. *Patterns in Criminal Homicide*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press, 1958.
- WORLD PRISON BRIEF. *News & Reports*. London, United Kingdom: Institute for Crime & Justice Policy Research/ Birkbeck University Of London, 2020. Disponível em: <<https://www.prisonstudies.org/country/brazil>>. Acesso em: 13 ago. 2020.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *World health statistics: monitoring health for the SDGs*. Geneva: Sustainable Development Goals, 2017.
- XU, Y. Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. *Political Analysis*, v. 25, n. 1, p. 57–76, 2017.
- YILDIZ, R.; ÖCAL, O.; YILDIRIM, E. The effects of unemployment, income and education on crime: Evidence from individual data. *International Journal of Economic Perspectives*, v. 7, p. 1–14, 2013.
- ZIMRING, F. Is gun control likely to reduce violent killings? *University of Chicago Law Review*, v. 35, p. 721–737, 1968.
- ZIMRING, F. The medium is the message: Firearm caliber as a determinant of death from assault. *Journal of Legal Studies*, v. 1, p. 97–123, 1972.
- ZIMRING, F.; HAWKINS, G. *Crime Is Not the Problem: Lethal Violence in America*. New York: Oxford University Press, 1997b.

Apêndice

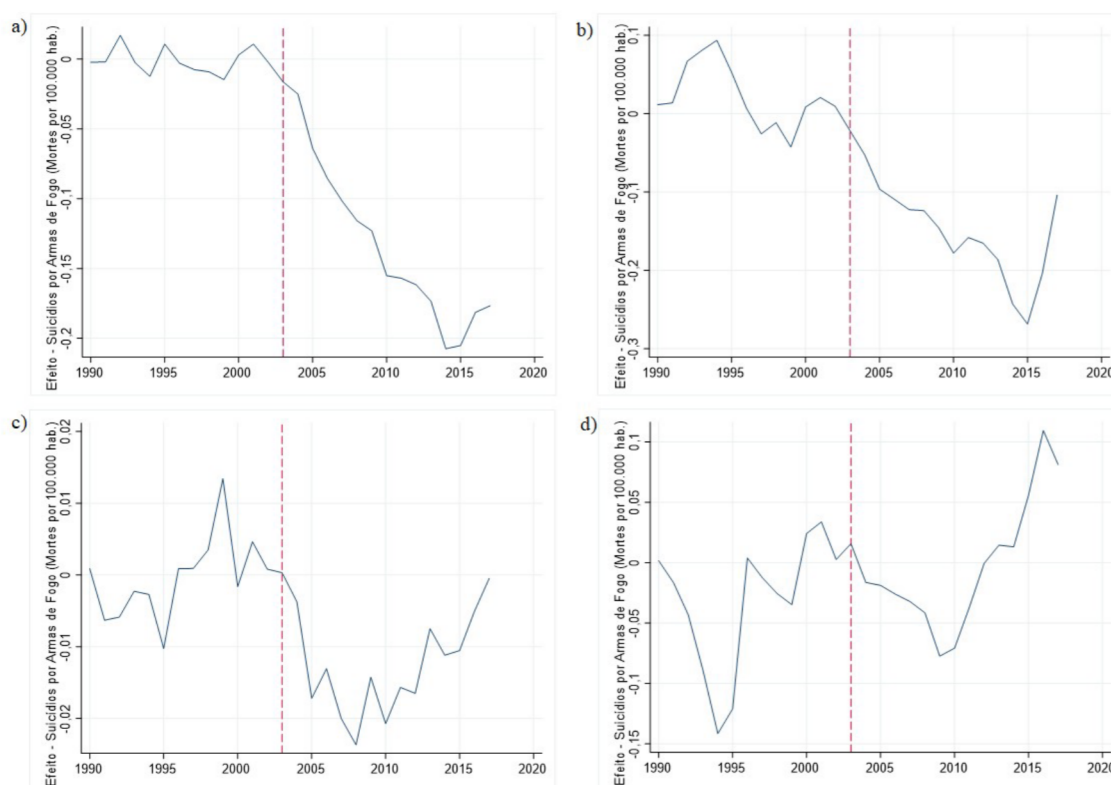
Figura 20 – Efeito das Taxas de Homicídios por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens

Fonte: Elaboração Própria.

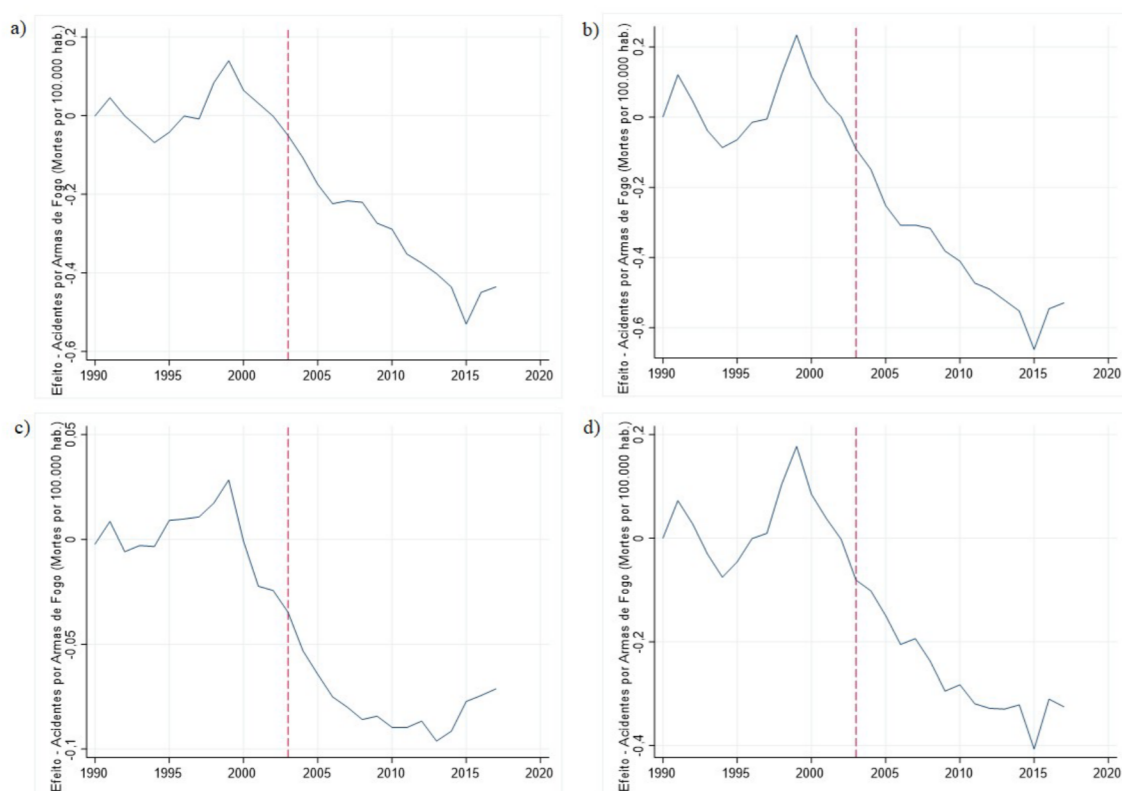
Figura 21 – Efeito das Taxas de Suicídios por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens

Fonte: Elaboração Própria.

Figura 22 – Efeito das Taxas de Acidentes por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens

Fonte: Elaboração Própria.