

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

Fabiano da Costa Dantas*

Wallace Patrick Santos de Farias Souza†

Resumo

O objetivo do artigo é investigar a efetividade do controle de armas de fogo no Brasil sob os cenários da população geral, entre gêneros e jovens. A metodologia aplicada advém 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 contrafactual. A unidade de tratamento será o Brasil, a intervenção de interesse será o Estatuto do Desarmamento, que entrou em vigor em 2003 e as unidades que integram o grupo de controle sintético consiste nos países com leis de porte e posse de armas mais permissivas em comparação ao 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 apontam que o Estatuto do Desarmamento foi capaz de reduzir a violência ocasionadas por armas de fogo entre a população geral, entre homens e mulheres, enquanto que entre jovens não mostrou a mesma efetividade nos últimos anos da pesquisa.

Palavras-chaves: Economia do Crime, Lei de Controle de Armas de Fogo, Controle Sintético.

Classificação JEL: K14, K41, K42.

Abstract

The objective of the article is to investigate the effectiveness of firearm control in Brazil under the scenarios of the general population, among genders and young people. The methodology applied comes from the synthetic control group method, which is based on the comparison of an intervention unit of interest with other counterfactual control units. The treatment unit will be Brazil, the intervention of interest will be the Statute of Disarmament, which came into force in 2003, and the units that integrate the synthetic control group consist of countries with more permissive laws on carrying and possessing weapons compared to Brazil and countries in situations of armed conflict, with a time cut from 1990 to 2017. The covariates of control for estimation are based on each country's socioeconomic and health parameters, while the variables of interest are the rates of violent crimes resulting from firearms. The results indicate that the Statute of Disarmament was able to reduce firearm-related violence among the general population, among men and women, while among young people it did not show the same effectiveness in the last years of the survey.

Keywords: Economics of Crime, Firearms Control Law, Synthetic Control.

JEL Codes: K14, K41, K42.

Área 8 – Questões Urbanas e Metrôpoles

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

* Professor da Universidade Federal Rural do Semi-árido (UFERSA) e Doutorando do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). fabianodantas@ufersa.edu.br

† Professor do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). wpsfarias@gmail.com

anterior, o que reforçava os incentivos a favor do crime e as soluções particulares para a garantia da inviolabilidade da vida e da propriedade. Conseqüentemente, tem-se observado um crescimento significativo da indústria de segurança privada e da demanda por armas de fogo nesse período. Cerqueira et al. (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 Brasil apresenta uma alta incidência de crimes, sendo um dos países mais violentos das Américas (WHO, 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 e 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.).

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 artigo 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 armado². 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

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).

² 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.

seu contrafactual (“grupo sintético”), construído a partir da ponderação de outras unidades que não sofreram a intervenção de forma a ser o mais parecido possível ao grupo de interesse no período anterior ao tratamento.

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 Altheimer (2008), enquanto outros trabalhos argumentam que o uso de armas de fogo é capaz de inibir a violência (ZIMRING, 1968, 1972; 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 e MELLO, 2012; SANTOS, 2012; ABRAS et al., 2015; OLIVEIRA e ROSTIROLLA, 2017).

Além dessa introdução, a estrutura deste artigo 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 REFERENCIAL TEÓRICO

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 Altheimer (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 Dugan (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.

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; ZIMRING e HAWKING, 1997b). De acordo com Altheimer (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 Altheimer (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, Altheimer (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.

3 METODOLOGIA

O método aplicado nesse ensaio é o baseado na construção do grupo de controle sintético, originalmente proposto por Abadie e Gardeazabal (2003), aperfeiçoado por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e aplicado com resultados significativos na literatura brasileira por Carrasco, Melo 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, MELO e 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 armados³. 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, Melo 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 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 o número de períodos 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 entre os 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,

$$Y_{it} = Y_{it}^N + \alpha_{it}D_{it}. \quad (1)$$

³ A definição dos países que compõem o grupo sintético está detalhada na seção de dados.

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 $(\alpha_1 T_0 + 1, \dots, \alpha_1 T)$. Para $t > T_0$, então,

$$\alpha_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N = Y_{1t} - Y_{1t}^N. \quad (2)$$

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.

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

onde δ_t é um fator comum desconhecido com cargas fatoriais constantes entre os países, Z_i é um vetor ($r \times I$) de covariáveis observadas (não afetadas pela intervenção), θ_t é um vetor de parâmetros desconhecidos, λ_t é um vetor ($I \times F$) de fatores comuns não observados, μ_i é um vetor ($F \times I$) 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 ($J \times I$) 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,

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt}. \quad (4)$$

Assim, existindo um vetor $(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ tal que, (equação 4)

$$\begin{aligned} \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} &= Y_{11}, & \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j2} &= Y_{12} \quad \dots, \\ \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} &= Y_{1T_0}, & \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j &= Z_1 \end{aligned} \quad (5)$$

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

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t (\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (6)$$

Sob condições padrão (termos de erro independentes e com média zero), a média do lado direito da Equação (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

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}, \quad (7)$$

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

A equação (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 (5) se mantenha exatamente igual. Em seguida, a região de controle sintético é selecionada de modo que a Equação (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 (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 $(T_0 \times I)$ 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 $(k \times I)$ 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.

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 (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; Håkansson e Jesionowska, 2018), oportunidade econômica (Blumstein e Wallman, 2000) e determinantes socioeconômicos (Klaer e Northrup, 2014; Yıldız, Öcal, 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.

Por fim, variáveis relacionadas a saúde e comportamento são aproximadas pelos Transtornos causados por uso de Álcool, que mede a taxa de distúrbios por uso de álcool; e os Transtornos causados por uso de Drogas, que mede a taxa de distúrbios por uso de drogas (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 anos) 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 é a Violência Física por Armas de Fogo (mortes por 100.000 hab.) – consiste na taxa de homicídios ocasionados por armas de fogo, propositadamente infligidos como resultado de violência doméstica, violência interpessoal e conflitos violentos (X93-X95.9); a segunda variável dependente é a Autolesão por Armas de Fogo (mortes por 100.000 hab.) – e se refere a taxa de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente (incluído suicídios) por disparo por armas de fogo (X72-X74.9); e a terceira é a Lesão Não Intencional por Armas de Fogo (mortes por 100.000 hab.) – equivalente a taxa de mortes por lesões não intencionais (acidentes) 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*⁴ e *GunPolicy.org*⁵ 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, Iêmen, Iraque, Itália, Lituânia, Macedônia, México, Namíbia, Nigéria, Paquistão, República do Congo, República Tcheca, Suíça, Tanzânia, Uruguai 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)*⁶ e o *Uppsala Conflict Data Program (UCDP)*⁷, países como: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Iêmen, Iraque, México, Nigéria, Paquistão e República do Congo, 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.

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, prevalência de distúrbios por uso de álcool e drogas. Também foi acrescentada três anos específicos das taxas defasadas de violência por armas de fogo (1990, 1996 e 2002)⁸, 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 violência física por armas de fogo (primeira variável dependente) sob os cenários analisados. Semelhante aos estimadores correspondentes, o método de controle 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 e Zheng 2006).

⁴ www.smallarmssurvey.org

⁵ www.gunpolicy.org

⁶ acleddata.com

⁷ ucdp.uu.se

⁸ Apresentadas nas Tabelas 1, 2 e 3, na subdivisão da coluna dos valores das médias ponderadas do Brasil e o contrafactual

Os países que mais contribuíram com seus respectivos pesos⁹ na composição dos grupos de controle sintético de cada cenário de taxa de mortalidade de violência física por armas de fogo foram bem homogêneos nos cenários de população geral (a), homens (b) e jovens (d): Venezuela e El Salvador apresentaram os maiores pesos, enquanto que, a composição de países na formação de grupo de controle sintético da violência física por armas de fogo contra mulheres (c) apresentaram 34 países com diversos pesos distribuídos em sua maioria por valores baixos, destacam-se por seus maiores pesos: Iraque com 0,159 e Estônia com 0,158.

Tabela 1 – Média Ponderada dos Preditores da Violência Física por Armas de Fogo

Preditores	Brasil				Controle Sintético			
	Geral	Homens	Mulheres	Jovens	Geral	Homens	Mulheres	Jovens
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			
Taxa de Violência Física (2002)	22,9	43,15	3,22	36,41	22,88	43,13	3,21	35,99
Taxa de Violência Física (1996)	18,48	34,27	3,13	25,51	18,46	34,24	3,12	28,23
Taxa de Violência Física (1990)	14,86	27,59	2,41	20,45	14,85	27,57	2,4	20,46

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados da Tabela 1 apontam valores do controle sintético sob o cenário de taxa de mortes por violência física causadas 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 a taxa de mortes por violência física causadas 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 de taxa de mortes por violência física 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 no Gráfico 1.

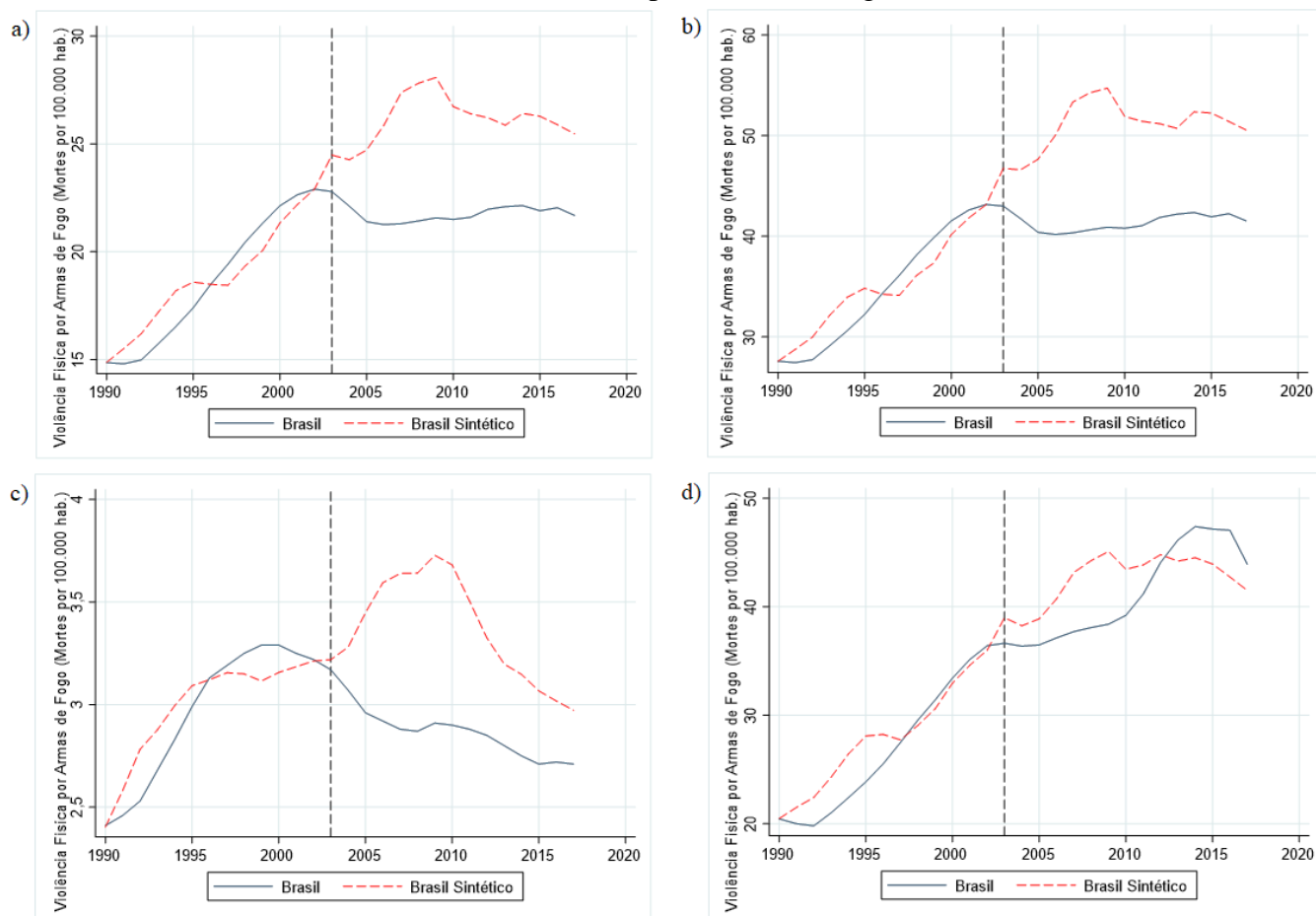
⁹**População Geral** (a) El Salvador:0,212; Honduras:0,105; Iraque:0,139; Paquistão:0,057; EUA:0,104; Líbano:0,087; Venezuela:0,296.

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.

Gráfico 1 – Taxa de Mortes de Violência Física por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens. Fonte: Elaboração Própria.

As trajetórias nos cenários de taxa de mortes de violência física causadas por armas de fogo na população geral (a) e contra homens (b) são muito parecidas, porém as taxas de mortalidade 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, na perspectiva da violência por armas de fogo contra mulheres (c) essa tendência é de decréscimo 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 de violência por armas de fogo entre os jovens (d), que nos últimos anos do período estudado (2013-17), 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.

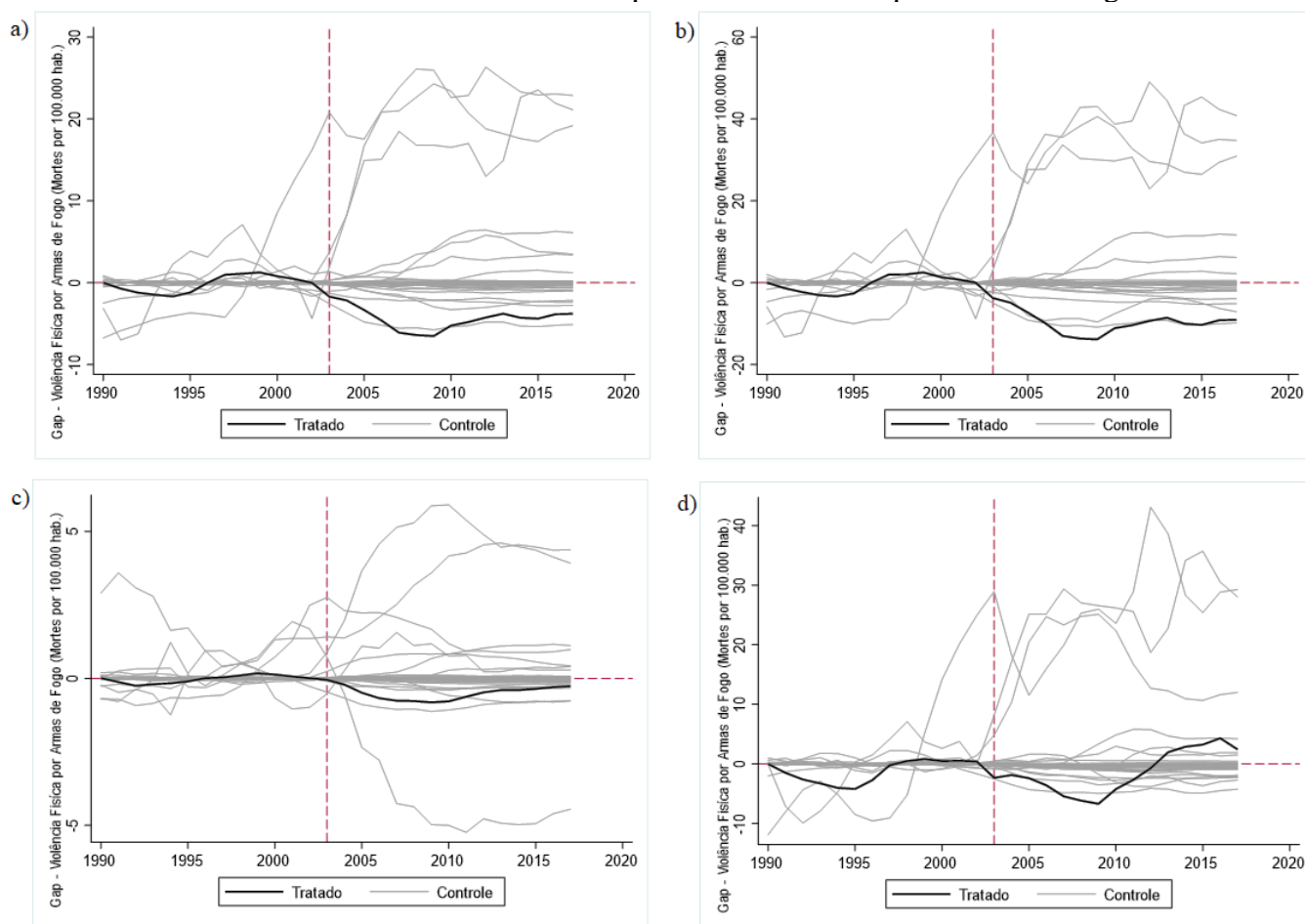
A dificuldade em traçar trajetórias semelhantes entre o Brasil e o seu contrafactual antes da aplicação da Lei n.º 10.826/03 deve-se ao grande número de mortes violentas apresentadas pelo Brasil na década de 1990 e início de 2000 (Peres, 2004 e Cerqueira, 2014). Enquanto que, a maioria dos demais países que compõem a amostra desse trabalho apresentam 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 violência física por armas de fogo entre homens (b) reduziu, em média, em $-9,59$ 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 $-3,62$ por 100 mil nos

primeiros anos da pesquisa (2004-12), já que ao final do estudo (2013-17) ocorreu um aumento médio em 2,95 no efeito da taxa de homicídios por armas de fogo; ao passo que a menor média apresentada está no cenário de violência contra mulheres (c) com redução média de $-0,49$ a favor do Brasil. Esses resultados apontam que, no geral, ocorreram reduções médias nas taxas de mortes violentas 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.

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; na qual mostram se a diferença estimada para a unidade tratada for 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 e Hainmueller, 2010). Assim, o Gráfico 2 apresentam os testes de placebo nos cenários de taxa de mortes por violência física causadas por armas de fogo na população geral (a), contra homens (b), mulheres (c) e jovens (d).

Gráfico 2 – Testes de Placebo das Taxa de Mortes por Violência Física por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens. Fonte: Elaboração Própria.

O Gráfico 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 e os controles apontam que ocorreram mudanças na taxa de mortes

por violência física 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 mortes por violência física causadas por armas de fogo pós-tratamento nos cenários de população geral (a), contra homens (b) mulheres (c) 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 da pesquisa. Visto que a linha que identifica a unidade tratada projeta trajetórias negativas pós-tratamento nos gráficos 2a, 2b e 2c, ao mesmo tempo que no gráfico 2d, essa trajetória segue valores positivos ante o período de 2013-17.

Ao avaliar a taxa de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente 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 pesos¹⁰ apontaram que as maiores contribuições na formação do grupo sintético do cenário de taxa de mortes por autolesão intencional 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 por armas de fogo 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 Autolesão por Armas de Fogo

Preditores	Brasil				Controle Sintético			
	Geral	Homens	Mulheres	Jovens	Geral	Homens	Mulheres	Jovens
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			
Taxa de Autolesão (2002)	1,04	1,79	0,32	1,01	1,03	1,78	0,31	1
Taxa de Autolesão (1996)	1,32	2,29	0,38	1,33	1,31	2,28	0,37	1,32
Taxa de Autolesão (1990)	1,52	2,69	0,37	1,53	1,51	2,67	0,36	1,52

Fonte: Elaboração Própria.

¹⁰ **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.

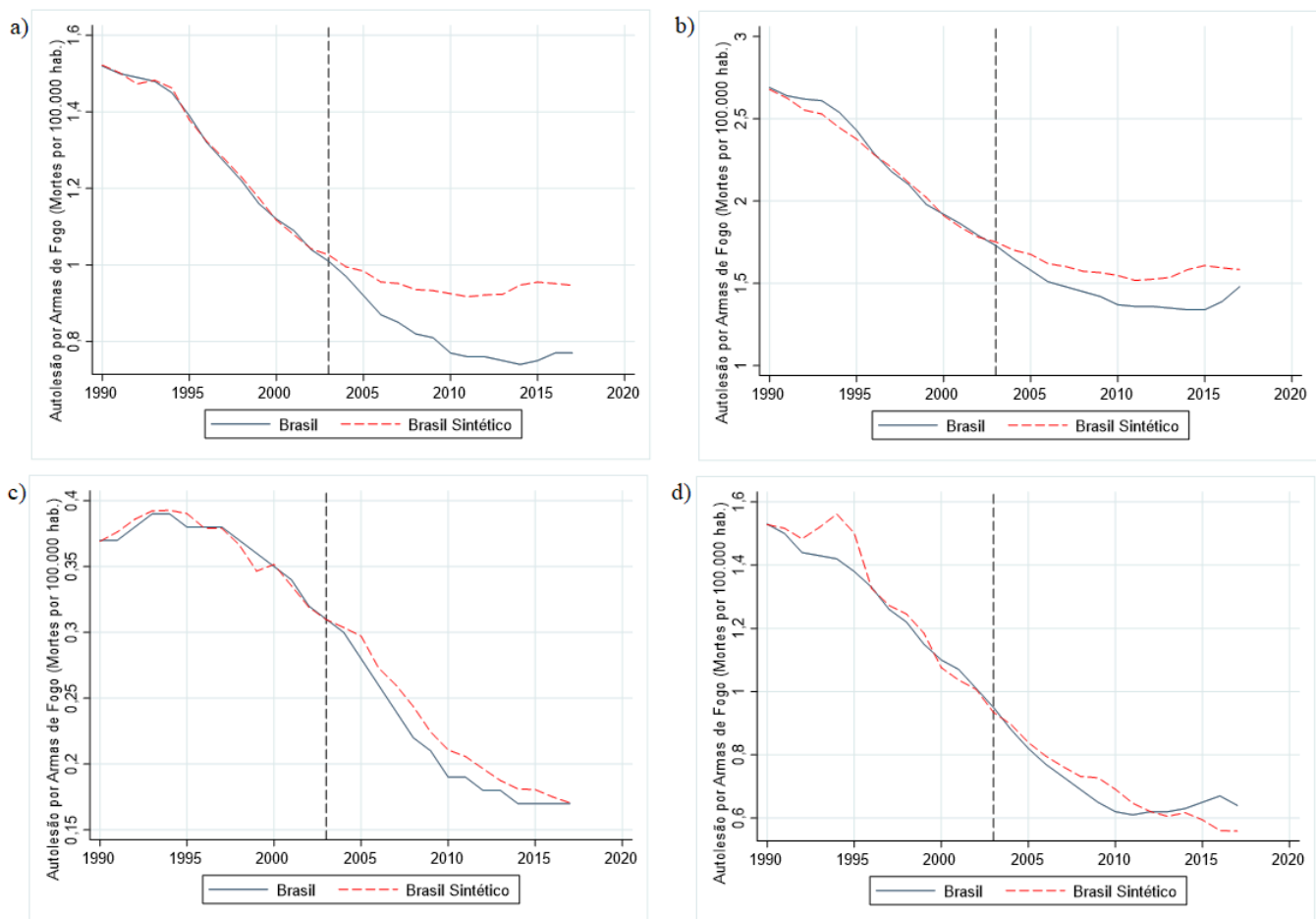
Mulheres (c) Albânia:0,001; Áustria:0,003; Canadá:0,083; Chade:0,006; Colômbia:0,002; Costa Rica:0,002; Croácia:0,037; El Salvador:0,13; EUA:0,008; Estônia:0,264; Finlândia:0,002; Guatemala:0,048; Honduras:0,011; Iêmen:0,004; Índia:0,012; Irã:0,004; Iraque:0,197; Israel:0,001; Itália:0,001; Líbano:0,044; 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.

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 autolesão 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, o Gráfico 3 demonstram 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 mortes por lesão autoprovocada intencionalmente 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.

Gráfico 3 – Taxa de Mortes de Autolesão por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens. Fonte: Elaboração Própria.

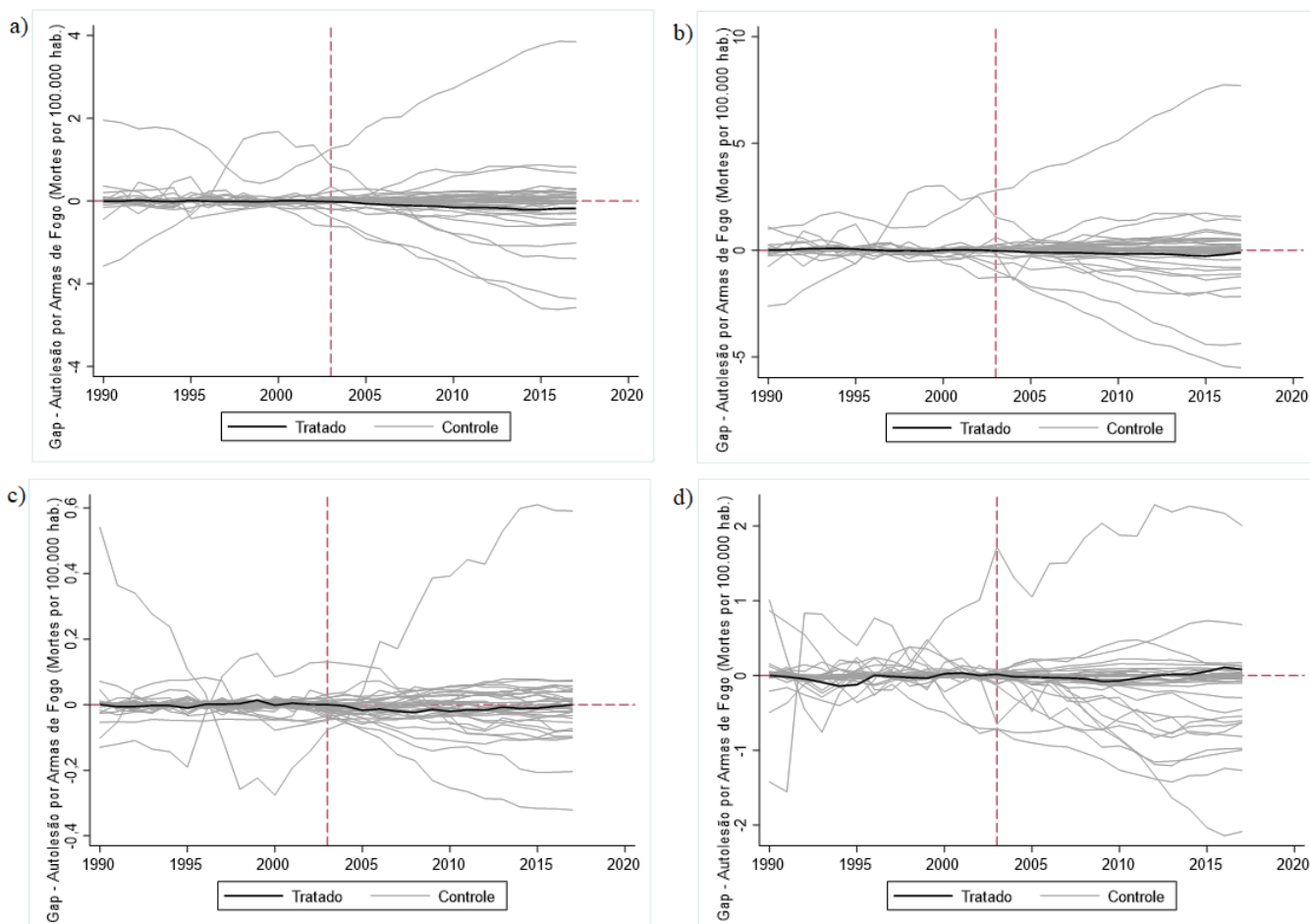
Em todos os cenários analisados, as trajetórias do Brasil e seus contrafactuais se sobrepõem ao longo do período de pré-tratamento, com a entrada em vigor do Estatuto do Desarmamento, essas trajetórias seguem caminhos distintos; o que pressupõe que a intervenção do estudo possui efeito na variável de interesse sob os aspectos avaliados. O Gráfico 2 também apresenta que em todos os casos analisados, a taxa de mortes por lesão autoprovocada por armas de fogo apresentam um comportamento de tendência de queda. Sob essa perspectiva, a maior disparidade entre o Brasil e seu controle sintético está na conjuntura de análise sobre a população geral (a), embora em todos os casos, as estimações apontarem taxas de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente por disparo por armas de fogo no Brasil, no período pós-tratamento, abaixo dos seus respectivos sintéticos, salvo sobre o contexto de avaliação do impacto sobre os jovens (d), que nos últimos anos de análise (2015-17) demonstrou valores maiores para o Brasil que seu contrafactual. Os motivos que levam a taxa de

mortes por lesão autoprovocada por armas de fogo entre os jovens (d) no Brasil apresentarem valores superiores ao seu contrafactual estão 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 mortes por autolesão armada entre os homens (b) reduziram, em média $-0,14$ 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 $-0,011$ por 100 mil, enquanto que, entre os jovens (d) essa diminuição são em média $-0,048$ nos primeiros anos pós-tratamento (2004-14), visto que ao final do período (2015-17) ocorreu um aumento médio de $0,017$ por 100 mil na mortalidade por autolesão armada. Esses valores indicam que, no geral, ocorreram reduções médias na taxa de mortes por autolesão por armas de fogo no Brasil após aplicação do Estatuto do Desarmamento e que os homens foram os responsáveis pelos efeitos mais relevantes.

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

Gráfico 4 – Testes de Placebo das Taxa de Mortes de Autolesão por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens. Fonte: Elaboração Própria.

Segundo o Gráfico 4, o cenário que apresentou a maior diferença pós-tratamento entre a unidade tratada e suas unidades de grupo sintético foi entre os jovens (d), enquanto que entre a população geral (a) e os homens (b) essas lacunas apresentarem as distinções menos tênues. Já entre as mulheres (c), esse hiato apresentou uma leve discrepância entre a unidade tratada e seus

contrafactuais, o que sugere que a implementação da Lei n.º 10.826/03 foi capaz de influenciar, mesmo que moderadamente, na taxa de mortes por autolesão intencional por armas de fogo no Brasil.

Os testes de placebo também apontam um pequeno efeito negativo na taxa de mortes por autolesão intencional por armas de fogo pós-tratamento nos cenários de população geral (a), homens (b) e mulheres (c), e no início do período pós-intervenção entre os jovens (d), ocorrendo um breve efeito positivo no final do período analisado. Esse vislumbre é observado através da linha contínua que identifica a unidade tratada se deslocando através de resultados negativos no período pós-tratamento nos gráficos 4a, 4b e 4c, concomitantemente ao gráfico 4d, esse trajeto desvia para valores positivos ao final do período estudado (2015-17).

A última análise das decorrências da violência por armas de fogo consiste em avaliar a taxa de mortes por lesões não intencionais 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 sintético¹¹ da taxa de mortes por lesões não intencionais 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 Lituânia e México.

Tabela 3 – Média Ponderada dos Preditores de Lesão Não Intencional por Armas de Fogo

Preditores	Brasil				Controle Sintético			
	Geral	Homens	Mulheres	Jovens	Geral	Homens	Mulheres	Jovens
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			
Taxa de Lesão Não Intencional (2002)	0,63	1,09	0,19	0,74	0,63	1,08	0,21	0,74
Taxa de Lesão Não Intencional (1996)	0,67	1,09	0,26	0,72	0,67	1,1	0,25	0,72
Taxa de Lesão Não Intencional (1990)	0,9	1,51	0,3	0,97	0,9	1,5	0,3	0,96

Fonte: Elaboração Própria.

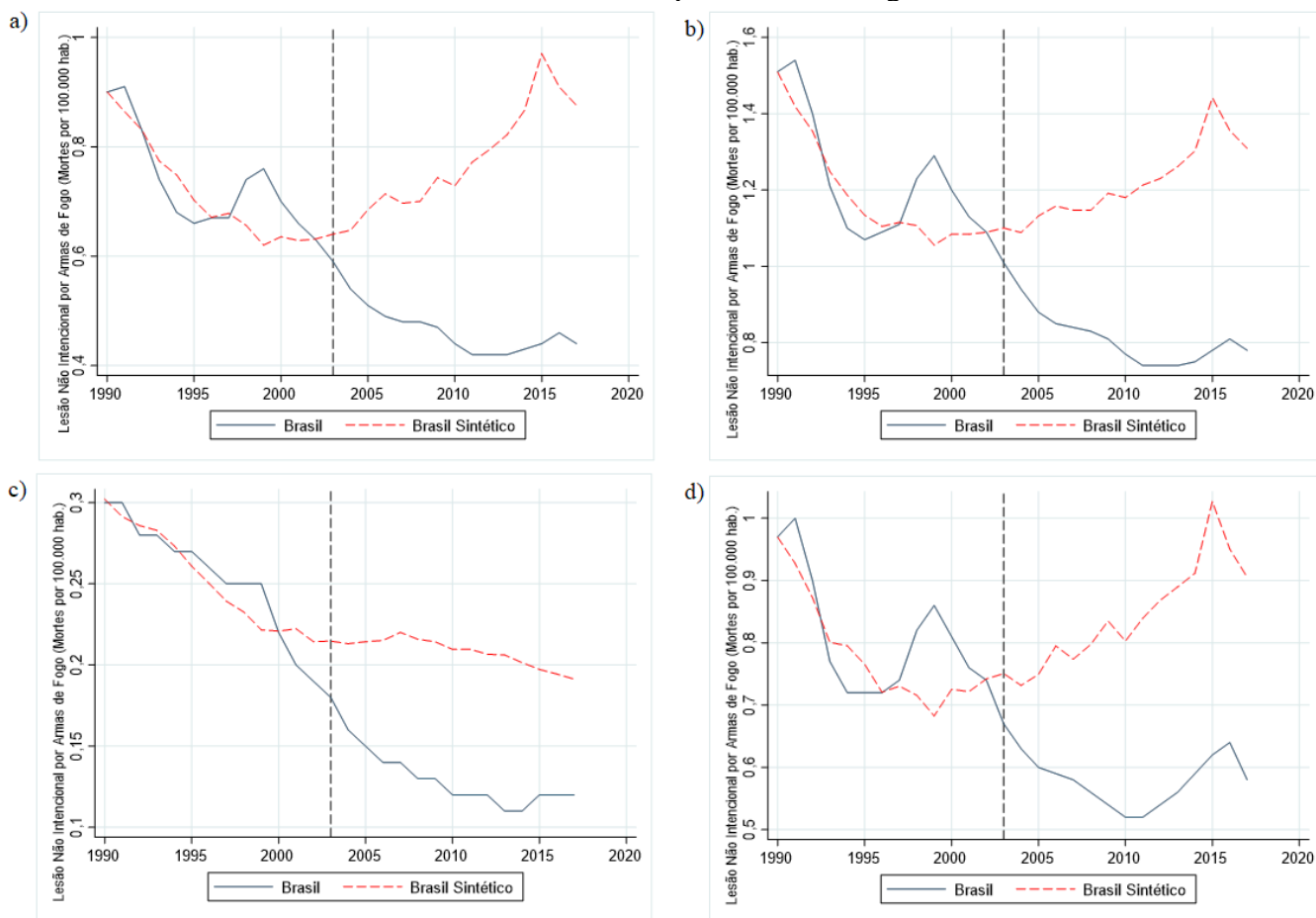
No contexto da taxa de mortes por lesões não intencionais ocasionados por disparo de armas de fogo, as variáveis preditoras: indicador de liberdade econômica, índice de educação, PIB per capita, taxa de desemprego e as variáveis defasadas de violência armadas foram as que apresentaram os resultados que mais se aproximam aos valores do Brasil, o que determinam que seus resultados

¹¹ **População Geral** (a) Irã:0,196; Guatemala:0,19; México:0,08; Nigéria:0,15; Israel: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.

proporcionam uma aptidão dessas variáveis em preverem de forma mais acurada, a terceira variável de interesse em questão. Essas médias ponderadas demonstram a afinidade entre o país exposto à intervenção de interesse e sua contrapartida sintética.

Após os resultados das médias ponderadas das variáveis predictoras, 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 no Gráfico 5.

Gráfico 5 – Taxa de Mortes de Lesão não Intencional por Armas de Fogo no Brasil e Brasil Sintético



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens. Fonte: Elaboração Própria.

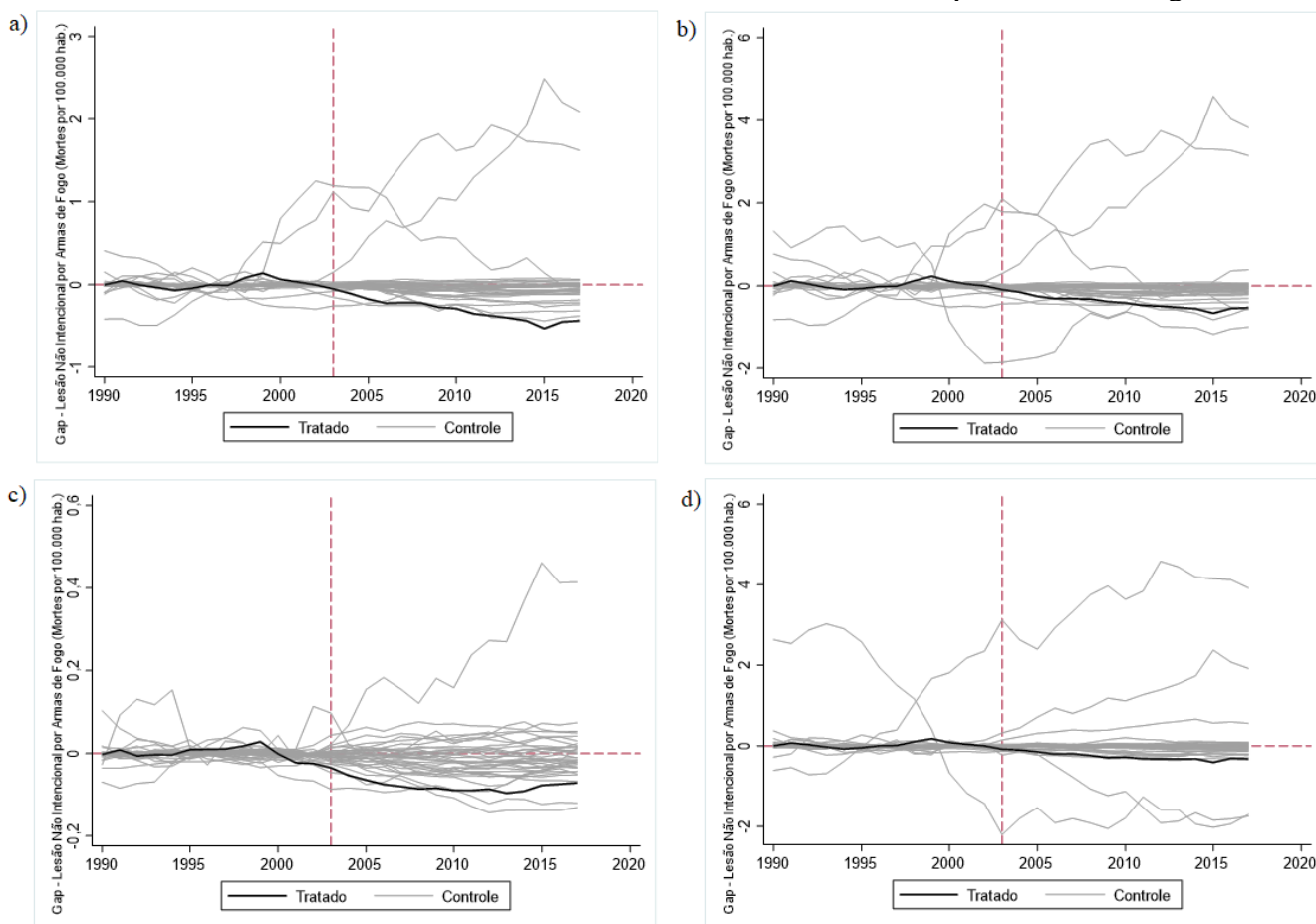
As estimações dos contrafactuais foram determinadas minimizando a média quadrática do erro de previsão entre o Brasil e o Brasil sintético durante os anos de pré-tratamento (1990-2002). Diante dessas avaliações, o Gráfico 5 apontam que o comportamento das trajetórias da taxa de mortes por lesões não 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, b, c e d), 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 da taxa de mortes por lesão não intencional por armas de fogo pós-intervenção aponta que no cenário de violência contra homens (b), o Brasil registrou uma redução média de $-0,39$ por 100 mil; enquanto que entre a população geral (a), a redução média foi em torno de $-0,28$. No que concerne à violência armada não intencional entre jovens (c), os valores médios

apresentaram reduções de $-0,25$ por 100 mil no Brasil, enquanto que entre as mulheres (d), a redução média foi de $-0,07$. Esses efeitos apontam que ocorreram reduções médias na taxa de mortes por lesão não intencional por armas de fogo no Brasil após a adoção do Estatuto do Desarmamento e que as amplitudes do impacto foram mais preponderantes entre os homens.

As evidências de significância estatística da diferença de resultado pós-tratamento entre o Brasil e seu correspondente sintético da taxa de mortes por lesões não intencionais por armas de fogo pode ser observada através dos testes de placebo dispostos no Gráfico 6, a seguir.

Gráfico 6 – Testes de Placebo da Taxa de Mortes de Lesão não Intencional por Armas de Fogo



Nota: a) População Geral; b) Homens; c) Mulheres; d) Jovens. Fonte: Elaboração Própria.

Ao comparar a diferença entre a linha escura sobreposta (Brasil) e as linhas cinzas (unidades de controle) pós-tratamento da taxa de mortes por lesões não intencionais 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 da taxa de mortes por lesões não intencionais ocasionados por disparo de armas de fogo nos cenários estudados, o que induz uma eficácia potencial do tratamento analisado. Os efeitos negativos são observados pelas trajetórias da terceira variável de interesse nos cenários estudados, em que seguem caminhos negativos ao longo do período de pós-tratamento, com maior intensidade para o cenário de violência armada entre as mulheres (c).

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 trabalho utiliza do método quantitativo de

controle sintético para estimar os efeitos das taxas de mortes de violência física ocasionados por armas de fogo, taxa de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente por disparo por armas de fogo e taxa de mortes por lesões não intencionais ocasionados por disparo de armas de fogo na população geral, entre homens, mulheres e jovens (15-19 anos).

Sob a égide das taxas de mortes de violência física ocasionados por armas de fogo, os resultados apontam uma redução nestes índices de violência, após a implantação do Estatuto do Desarmamento na população geral e entre as vítimas masculinas e femininas. O mesmo não se aplica as vítimas jovens, visto que no período referente a 2013-17, os resultados indicam que o Estatuto do Desarmamento não implicou em um efeito negativo sobre a taxa de mortes de violência física ocasionados por armas de fogo.

As estimações sobre as taxas de mortes por lesão autoprovocada intencionalmente por disparo por armas de fogo sugerem um efeito positivo do Estatuto do Desarmamento nas reduções dos crimes de violência por autolesão armada na população geral, entre homens e mulheres, contudo, ao aferir os resultados da taxa de mortes por autolesão intencional armada entre jovens, os efeitos indicam que a Lei n.º 10.826/03 não foi eficaz em reduzir os índices de violência armada durante o período de 2015-17.

Ao avaliar as taxas de mortes por lesões não intencionais ocasionados 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. Os resultados apresentados neste trabalho condizem com os de Cerqueira e Mello (2012); Abras et al. (2015) e Oliveira e Rostirolla (2017) na avaliação causal de redução do número de armas e número de crimes violentos.

Sugere-se para futuras pesquisas sobre o tema, 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.

REFERÊNCIAS

Abadie, A.; Diamond, A.; Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490).

Abadie, A.; Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the basque country. *American Economic Review*, 93(1), p. 112–132.

Abras, L. L. H.; Araújo Junior, A. F.; Shikida, C. D.; Shikida, P. F. A. (2014). Mais armas, menos crimes? Uma análise econométrica para o estado de Minas Gerais. *Revista Ciências Empresariais UNIPAR*, 15(1), p. 5-24.

Alzheimer, I. (2008). Do guns matter? a multi-level cross-national examination of gun availability on assault and robbery victimization. *Western Criminology Review*, 9(2), p. 9–32.

Blumstein, A.; Wallman, J. (2000). *The crime drop in America*. Cambridge: Cambridge University Press.

Brasil. Estatuto do Desarmamento (2003). (2004). *Estatuto do Desarmamento: Lei n. 10.826, de 2003*. – Brasília: Câmara dos Deputados, Coordenação de Publicações.

Carrasco, V. N.; Mello, J. M. P.; Duarte, I. F. (2014). A década perdida: 2003 – 2012. *Texto para Discussão*, PUC Rio. Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 626.

Cerqueira, D.; Lobão, W.; Carvalho, A. X. (2005). O jogo dos sete mitos e a miséria da segurança pública no Brasil. IPEA, *Texto para Discussão*, Rio de Janeiro, n. 1144.

Cerqueira, R. C. (2014). *Causas e consequências do crime no Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES.

Claro, H. G.; Oliveira, M. A. F.; Titus, J. C.; Fernandes, I. F. A. L.; Pinho, P. H.; Tarifa, R. R. (2015). Uso de drogas, saúde mental e problemas relacionados ao crime e à violência: estudo transversal. *Rev. Latino-Am. Enfermagem*, Ribeirão Preto, 23(6), p. 1173-1180.

Cook, P. J.; Ludwig, J. (1998). Defensive gun uses: new evidence from a national survey. *Journal of Quantitative Criminology*, 14(2) p. 111–131.

Cook, P. J.; Ludwig, J. (2002). The costs of gun violence against children. *Future of Children*, 12(2), p. 86–99.

Cook, P. J.; Ludwig, J. (2006). The social costs of gun ownership. *Journal of Public Economics*, 90(2), p. 379–391.

Duggan, M. (2001). More guns, more crime. *Journal of Political Economy*, v. 109, p. 1086–1114.

Ferman, B.; Pinto, C.; Possebom, V. (2016). Cherry Picking with Synthetic Controls. *FGV Working Paper 420*. São Paulo, Brazil: São Paulo School of Economics.

Håkansson, A.; Jesionowska, V. (2018). 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*, 9, 1–9.

Kaul, A.; Klößner, S.; Pfeifer, G.; Schieler, M. (2016). Synthetic Control Methods: Never Use All Pre-Intervention Outcomes as Economic Predictors. *Working Paper*. Saarbrücken, Germany: Saarland University.

King, G., Zheng, L. (2006). The Dangers of Extreme Counterfactuals, *Political Analysis*, 14 (2), 131–159.

Klaer, J., Northrup, B. (2014). *Effects of GDP on Violent Crime*. Georgia Tech, Atlanta.

Kleck, G. (1991). *Point Blank: Guns and Violence in America*. New York: Aldine de Gruyter.

Kleck, G. (1997). *Targeting Guns: Firearms and Their Control*. New York: Walter de Gruyter, Inc.

Kleck, G.; McElrath, K. (1991). The effects of weaponry and human violence. *Social Forces*, 69, p. 669–692.

Ministério da Saúde (2003). Taxa de Mortalidade por Causas Externas. Ministério da Saúde/CENEPI: Base de dados do SIM e base demográfica do IBGE. DATASUS. Rede Interangencial de Informações para a Saúde – RIPSAs.

Oliveira, C. A.; Rostirolla, C. C. (2017). 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.

Peres, M. F. T. C. (2004). *Mortalidade por armas de fogo no Brasil: 1991-2000*. Brasília: Ministério da Saúde.

Souza, E. R.; Lima, M. L. C. (2006). The panorama of urban violence in Brazil and its capitals. *Ciência Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, 1(2), p. 363–373.

Waiselfisz, J. J. (2015). *Mortes matadas por armas de fogo*. Brasília: Secretária-geral da Presidência da República. Secretaria Nacional de Juventude. Secretaria de Políticas de Promoção da Igualdade Racial.

Wolfgang, M. E. (1958). *Patterns in Criminal Homicide*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.

World Health Organization – WHO. (2017). World health statistics: monitoring health for the SDGs, Sustainable Development Goals. Geneva.

Yıldız, R.; Öcal, O.; Yildirim, E. (2013). The Effects of Unemployment, Income and Education on Crime: Evidence from Individual Data. *International Journal of Economic Perspectives*. 7.

Zimring, F. (1968). Is gun control likely to reduce violent killings? *University of Chicago Law Review*, 35, p. 721–737.

Zimring, F. (1972). The medium is the message: Firearm caliber as a determinant of death from assault. *Journal of Legal Studies*, 1, p. 97–123.

Zimring, F.; Hawkins, G. (1997b). *Crime Is Not the Problem: Lethal Violence in America*. New York: Oxford University Press.