

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS**

NÚBIA MACHADO MENDES

**UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DA VIOLÊNCIA MUNICIPAL SOBRE OS
RESULTADOS DO REFERENDO DO ESTATUTO DO DESARMAMENTO DE 2005**

**Governador Valadares - MG
2019**

NÚBIA MACHADO MENDES

UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DA VIOLÊNCIA MUNICIPAL SOBRE OS
RESULTADOS DO REFERENDO DO ESTATUTO DO DESARMAMENTO DE 2005

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, como requisito para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Leonardo Neves Luz

Machado Mendes, Núbia.

UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DA VIOLÊNCIA MUNICIPAL SOBRE
OS RESULTADOS DO REFERENDO DO ESTATUTO DO

DESARMAMENTO DE 2005 / Núbia Machado Mendes. -- 2019.

43 p.

Orientador: Leonardo Neves Luz

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz
de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências
Sociais Aplicadas - ICSA, 2019.

1. Estatuto do Desarmamento. 2. Referendo. 3. Desenho de Regressões
Descontínuas. 4. Violência Municipal. I. Neves Luz, Leonardo , orient. II.
Título.

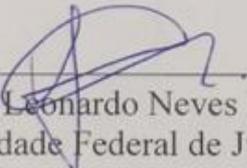
NÚBIA MACHADO MENDES

UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DA VIOLÊNCIA MUNICIPAL SOBRE OS
RESULTADOS DO REFERENDO DO ESTATUTO DO DESARMAMENTO DE
2005

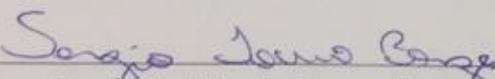
Trabalho de monografia aprovado como parte das exigências para a obtenção do título de bacharel no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, pela seguinte banca examinadora:

Aprovado em: Governador Valadares, 25 de Novembro de 2019

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Leonardo Neves Luz – Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora - GV



Prof. Dr. Sérgio Louro Borges
Universidade Federal de Juiz de Fora - GV

Governador Valadares
2019

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus que em sua infinita sabedoria colocou força em meu coração para conseguir vencer essa etapa da minha que em muitos momentos pensei que não iria conseguir. Tive muitas vezes vontade de desistir e em alguns momentos isso veio a acorrer, mas graças a Ele retornei para concluir esta etapa tão importante da minha vida.

Agradeço aos meus pais Leonel e Dionê que sempre me apoiaram, em especial, a minha mãe que sempre esteve ao meu lado quando o choro e a saudade de casa apertavam. Agradeço ao meu irmão Titico que muitas vezes me ajudou e sempre esteve também me apoiando.

Agradeço meus avós (in memoriam) que sempre torceram por mim e que hoje estão vibrando por essa conquista, me olhando de algum lugar.

Ao meu orientador Leonardo Neves Luz que teve uma dedicação imensa nesse trabalho e muita, mas muita paciência para me direcionar durante este processo. Agradeço por contribuir diretamente para a elaboração desta monografia.

À Universidade Federal de Juiz de Fora – campus Governador Valadares, ao departamento de Economia e a todos os professores que contribuíram para a minha formação acadêmica. A estes, todos os meus sinceros agradecimentos.

Aos amigos que conquistei, agradeço por me ajudarem e por terem feito parte desta etapa da minha vida. Muitas histórias, festas, risadas e momentos de estudos e sofrimento que ficarão sempre em minha memória junto com cada um de vocês.

O meu muito obrigado a todos que de alguma forma contribuíram para eu chegar até aqui.

RESUMO

Este trabalho teve por objetivo verificar a existência de uma relação entre a proporção de votos NÃO no Referendo do Estatuto do Desarmamento de 2005 e o nível de violência municipal. Utilizou-se o método de Desenho de Regressões Descontínuas para uma amostra de 5591 municípios brasileiros, cujas variáveis foram definidas para os anos 2000, 2004 e 2005, obtidas no Repositório de Dados Eleitorais, do Tribunal Superior Eleitoral (TSE), DATASUS/Ministério da Saúde, IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN). Os grupos de tratamento e de controle foram compostos, respectivamente, por municípios com menos de 10 homicídios em 100 mil habitantes, e por aqueles definidos como violentos pela Organização Mundial de Saúde (OMS), cujo índice supracitado apresentou valor acima de 10. Foram estimados dois modelos, com margem de votação entre as duas alternativas possíveis no pleito – SIM e NÃO – inferiores a 3% e 5%. De uma forma geral, as estimativas do efeito local médio do tratamento sobre os tratados não apresentaram significância estatística em níveis tradicionais de significância. Apenas o coeficiente estimado para o Modelo com margem de votação de 3% apresentou valor estatisticamente diferente de zero, indicando um aumento 0,43 na proporção de votos no NÃO em municípios mais violentos, quando não inseridas covariadas. Assim, não há evidências robustas que permitam concluir uma relação de causalidade entre violência municipal e os resultados do Referendo de 2005.

Palavras – chave: Violência municipal, Estatuto do Desarmamento e Desenho de Regressões Descontínuas.

ABSTRACT

This paper aimed to verify a possible relationship between the proportion of the votes in the option NÃO in the Referendo do Estatuto do Desarmamento of 2005 and the level of violence at municipalities. The Regreesions Discontinuity Design method was used for a sample of 5591 brazilian municipalities, whose variables were defined for the years of 2000, 2004 and 2005. The sample was taken from Repositório de Dados Eleitorais, of the Tribunal Superior Eleitoral (TSE), DATASUS/Ministério da Saúde, IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)) and Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN). The treatment group was defined by municipalities with was reported less than 10 homicides per 100,000 inhabitants, and de control group was composed by those defined as violent for Organização Mundial da Saúde (OMS), in which index presented value above 10. Two models were estimated, with voting margin between the two possible alternatives in the election - YES and NO - less than 3% and 5%. Most of the estimates of the local mean effect of the treatment over the treaties were not statistically significant at traditional levels. Only the estimated coefficient for the model with 3% voting margin showed a statistically non-zero value indicating a 0,43 increase in the proportion of the votes in NÃO in the most violent municipalities, in case of was not inserted covariates. Thus, there is no robust evidence to conclude a causal relationship between municipal violence and the 2005 Referendum results.

Keywords: Municipal Violence, Estatuto do Desarmamento; Regreesions Discontinuity Design

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas.....	24
Tabela 2: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo I (Limiar de 5%)- Sem Covariadas.....	25
Tabela 3: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo I (Limiar de 5%) – IFDM	25
Tabela 4: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo I (Limiar de 5%)- IFDM e PIB	26
Tabela 5: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo I (Limiar de 5%) – IFDM, PIB e Gini	26
Tabela 6: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo I (Limiar de 5%) – Especificação Completa	27
Tabela 7: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo II (Limiar de 3%) Sem Covariadas	28
Tabela 8: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo II (Limiar de 3%)- IFDM	28
Tabela 9: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo II (Limiar de 3%)- IFDM e PIB	29
Tabela 10: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo II (Limiar de 3%)- IFDM, PIB e Gini	29
Tabela 11: Estimativas do efeito local de tratamento- Modelo II (Limiar de 3%) – Especificação Completa	30

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	16
2.1 METODOLOGIA	16
2.2 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO	18
2.3 DADOS	20
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	23
4 CONSIDERAÇÕES FINAIS	34
REFERÊNCIAS	36
ANEXO	41

1 INTRODUÇÃO

O aumento da criminalidade nos últimos anos tem atraído a atenção de pesquisadores interessados em identificar as causas deste aumento e apresentar soluções para combatê-la (BEATO 1998; ANDRADE e LISBOA 2000; CERQUEIRA e LOBÃO 2004). Dentre as questões mais controversas que norteiam, não apenas os esforços de pesquisa sobre os determinantes da violência, mas também a opinião pública em geral, se destaca os efeitos da posse de arma de fogo – instrumento de grande letalidade – por parte dos indivíduos sobre a incidência de atos violentos.

De acordo com o Mapa da Violência (2018), cerca de 910 mil pessoas morreram no Brasil vítimas de arma de fogo no período de 1980 a 2016. A magnitude dos números motivou o poder público a adotar políticas de desarmamento como forma de reduzir os índices de criminalidade. A iniciativa começou em 1996 quando foi implantada a Lei 9.437/97 que, objetivando controlar a posse e diminuir o contrabando de armas, instituiu o Sistema Nacional de Armas (SINARM). Sella *et al.* (2013) alegam que essa lei foi criada mediante a grande onda de violência que o país vinha sofrendo desde a década de 1980.

As discussões acerca da relevância da adoção de políticas de controle de armas como política de segurança pública, associadas ao aumento dos índices de criminalidade no período de vigência da SINARM¹, levou o governo federal propor a tramitação de uma lei ordinária que ao mesmo tempo recolhesse armas em posse de cidadãos e restringisse o acesso destas àquelas. Em 22 de dezembro de 2003, foi sancionado o Estatuto do desarmamento (ED) (Lei 10.826/03). O ED afigurou-se uma lei federal sancionada no governo de Luiz Inácio Lula da Silva que, segundo Cardoso (2016), tinha como objetivo recolher as armas que estavam de posse dos cidadãos na expectativa de reduzir os índices de mortes por arma de fogo. As políticas de *buy-back*, ou campanhas de entregas de armas, se caracterizam pela compra de armas pelo Estado a fim de diminuir a quantidade de armas em circulação. Os cidadãos as entregavam voluntariamente e recebiam uma quantia em reais, dependendo do calibre da arma. Segundo Scorzafave (2015), o valor pago pelas armas recolhidas variava entre R\$ 100,00 e R\$ 300,00. Acredita-se que a campanha de recolhimento de armas custou aos cofres públicos uma quantia de 90 milhões de reais (SCORZAFAVE, 2015).

¹As taxa de homicídio por 100.000 habitantes foram, em 1996, de 24,74, 25,35, em 1997, 25,89, em 1998, 26,17, em 1999, 26,70, em 2000, 27,79% em 2001, 28,46% em 2002 e 28,86, em 2003, segundo o Ministério da Saúde.

O ED não figurava apenas uma política de *buyback*, pois também permitia um controle mais rigoroso sobre quem poderia adquirir uma arma, além de exigir que as pessoas só pudessem portar arma registrada, sob um conjunto rigoroso de condições. Algumas das exigibilidades incluíam a necessidade do cidadão ser maior de 25 anos, não possuir antecedentes criminais, além de suspender a posse caso esse indivíduo tivesse utilizado uma arma sob efeitos de bebidas alcoólicas ou outras substâncias ilícitas (Política Nacional do Desarmamento – documento técnico -2014).

O ED, entretanto, previa em seu artigo 35, a realização de uma consulta popular para que entrasse, ou não, em vigor, sob a forma de um Referendo², a ser realizado em Outubro de 2005. O Referendo buscava a opinião da população sobre a seguinte questão: ***o comércio de armas de fogo e munição deve ser proibido no Brasil?*** Dois grupos da sociedade foram formados a partir dessa pergunta para condução das campanhas, fundados em frentes parlamentares (MAIA *et al* , 2006).

O grupo do SIM, denominado por *Frente Parlamentar Brasil Sem Armas*, lastreou sua campanha no fato do Brasil possuir um dos maiores índices de mortes causadas por arma de fogo - segundo o Mapa de Violência de 2015, elaborado por Waiselfisz juntamente com a UNESCO, em 2000, foram mortas 34.985 pessoas; em 2003, ano da criação do ED, foram mortas 39.325. Em 2005, ano da votação do Referendo, esse número havia caído para 36.060, mas em 2006 voltou a subir para 37.360 (FERNANDES VEIGA *et al* 2008). Também se valiam de que poderia haver uma redução dos crimes passionais, visto que a posse de uma arma de fogo pode causar mortes motivadas por emoções exageradas diante de conflitos pessoais, além da incidência de acidentes e suicídios.

Segundo Veiga *et al.* (2008), o grupo do NÃO, denominado de *Frente Parlamentar Pelo Direito da Legítima Defesa*, apresentava o argumento de que a proibição do comércio de armas desarmaria o cidadão não o criminoso. Defendia, ainda, segundo Batella *et al.* (2005) o direito do cidadão de se defender, alegando que a proibição acarretaria um aumento no tráfico de armas. A arma era vista como uma prova de proteção e não como uma forma de perigo.

O resultado do Referendo apontou que 63,94% da população votaram NÃO, ao passo que 36,06% votaram pelo SIM. Com este resultado, algumas questões podem ser levantadas: a população se sentiria mais segura com o ED? O ED é eficaz? Municípios mais violentos tenderam a votar NÃO contra o ED?

² Referendo é uma forma de consulta popular na qual o povo se manifesta sobre uma lei, após a sua aprovação. (BATELLA, DINIZ - 2005) ²

De acordo com Oliveira e Silva (2018), o cidadão acreditou que o ED seria eficaz no sentido de proporcionar-lhe mais segurança. Para Mateus e Sampaio Filho (2011) e Sella *et al.* (2013), o ED é falho no sentido de impor a sociedade que se desarme acreditando que criminosos e homicidas farão o mesmo. Para os autores, estatuto não influencia em nada o crime organizado, visto que as armas que são utilizadas por eles são sempre oriundas de roubos, contrabandos, tráfico internacional, fábricas clandestinas, dentre outros. Nascimento Filho e De Moraes (2014) corroboram com tais afirmações, alegando que o ED não influenciou na redução da violência. Cardoso (2017) afirma que o ED é ineficiente para o fim que foi criado haja vista que a população armada seria um reforço coercitivo na ação policial.

Santos e Kassouf (2012), por outro lado, acreditam que o ED foi eficaz, pois reduziu as mortes decorrentes de conflitos cotidianos e dificultou o acesso para se obter uma arma. Mas eles admitem a fragilidade do cidadão decorrente da entrega destes objetos.

A eficácia do ED para a redução da criminalidade foi avaliada em poucos trabalhos empíricos. Wakim (2017) analisou como o ED influenciou as taxas de mortes com armas de fogo nos estados brasileiros no período de 1996 a 2013. Ele utilizou um modelo de Equações Aparentemente Não Correlacionadas (SUR) para as taxas de homicídios, suicídios e acidentes com armas de fogo. Com relação à taxa de suicídios, o ED se mostrou eficaz, pois estas foram reduzidas em 3,46 mortes/100 mil habitantes por ano. Para os casos de homicídios, o ED mostrou-se ineficaz, apresentando um crescimento de 4,39 mortes/100 mil habitantes por ano. No caso dos acidentes, não foram encontradas evidências da influência da lei. Wakim (2017) também buscou identificar o grau de eficiência técnica dos estados em reduzir as mortes com armas de fogo encontrando um escore médio de 9,40% de eficiência. Sendo assim, o autor concluiu que o ED se mostrou ineficaz em reduzir taxas de homicídios além de baixa capacidade dos estados em reduzir as mortes com armas de fogo durante este período em análise.

Santos e Kassouf (2012), por sua vez, avaliaram o efeito do ED na criminalidade, em particular na taxa de crimes letais, referentes ao município de São Paulo, no período entre o terceiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2010. A metodologia utilizada por eles é a análise de séries temporais e os dados foram extraídos da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo e do IBGE. O resultado indicou que o ED causou uma redução nas taxas de crimes letais, sendo o desarmamento uma medida eficaz.

Quando considerada a relação entre a percepção de violência e os resultados do Referendo do ED, a literatura é ainda mais parca. Apenas um trabalho analisou, empiricamente, a relação entre o resultado do Referendo e a exposição do cidadão à violência.

Araújo Júnior *et al.* (2007) utilizaram um modelo econométrico baseado em Mínimos Quadrados Ordinários para verificar o comportamento da correlação entre a taxa municipal de homicídios, para todo o país, com a proporção de votos NÃO. Os autores estimaram dois modelos considerando por variável de interesse o índice de homicídios em 100 mil habitantes em 2002 e a variação desta taxa entre 1995 e 2002. Os dados eleitorais advieram do Repositório de Dados Eleitorais do TSE, Ministério da Saúde e Censo 2000. Os resultados indicaram que a proporção de votos no NÃO é negativamente correlacionada com a taxa de homicídio em 2002 e positivamente correlacionado com a variação desta taxa de 1995 a 2002. Os autores, assim, concluíram que maiores taxas de homicídios, nos municípios, tenderam a produzir menores proporções de votos no NÃO. Ademais, uma maior variação na taxa de homicídios mostrou-se correlacionada positivamente com proporção de votos NÃO. Assim, nos municípios mais violentos, ou que apresentaram maior aumento da violência no período analisado, os cidadãos não desejam abrir mão do direito de adquirirem armas de fogo (ARAÚJO- JUNIOR *et al.*, 2007).

Os resultados encontrados por Araújo Júnior *et al.* (2007) indicam que a percepção da violência, medida pelo crescimento das taxas de homicídios, afetou positivamente a opção pelo NÃO, de modo que o cidadão, quando defrontado com uma percepção de violência, tende a optar pelo direito a posse de armamento de fogo, ao passo que a magnitude absoluta da violência, medida em nível, não só não opera efeito positivo sobre o voto no NÃO, como tende a operar um efeito negativo. Assim, pode-se depreender que a percepção da violência tende a afetar positivamente a opção do eleitor pela possibilidade de portar arma de fogo.

Para além da eficácia do ED na redução da violência, a percepção da violência e sua relação com as preferências do cidadão em relação à posse de armamento não foi, ainda, devidamente explorada. Com base no exposto, este trabalho buscou verificar se há uma relação entre as taxas de homicídios em 100 mil habitantes, no ano imediatamente anterior à realização do Referendo, 2004, e a proporção de votos no NÃO, para os municípios brasileiros. Este trabalho, entretanto, se propôs a extrapolar os resultados contidos em Araújo-Junior (2007) por utilizar uma abordagem metodológica que permita contornar as possíveis limitações do MQO, em termos de endogeneidade, permitindo a identificação de um eventual efeito causal entre as variáveis de interesse. A abordagem de Desenho de Regressões Descontínuas, por definir a presença de um choque exógeno que diferencie dois grupos para a estimação de um efeito médio de tratamento, permite identificar se o efeito específico da taxa de violência sobre os resultados eleitorais foi significativo, evitando possível viés nas

estimativas oriunda da presença de endogeneidade e simultaneidade no modelo gerador de dados em modelos econométricos que não são quase-experimentais.

Desta forma, este trabalho contribuiu em duas modalidades na literatura sobre o ED: *i*) verificar os efeitos eleitorais da violência, ou percepção da violência, por parte da população; *ii*) identificar um efeito de causalidade entre exposição à violência e manutenção de direito ao acesso a armas de fogo por parte da população. A seguir, serão tecidas apreciações sobre os pontos supracitados.

Primeiramente, há notada escassez, conforme apontado anteriormente, de trabalhos que abordem os efeitos eleitorais da exposição à violência. De acordo com Donohue III e Levitt (1998), agentes econômicos tendem a assumir maiores custos a não ação violenta para autoproteção (como a existência de controles legais para a posse de armas de fogo por parte da população civil) em relação aos custos de se expor a ações violentas. Em outras palavras, o retorno esperado de lançar mão de medidas violentas, ainda que com possíveis custos altos com consequência destas (*e.g.*: ser baleado quando reage a um assalto), é maior que o retorno esperado quando não há possibilidade de reação (*e.g.*: impossibilidade de portar arma de fogo). Glaeser e Glendon (1998), neste sentido, afirmam que a percepção de violência, por parte dos cidadãos, se sobrepõe à exposição *per se* à violência, de modo que os agentes tendem a preferir sempre a opção à autodefesa. Assim, mais do que o efeito específico do ED sobre a criminalidade, a percepção de como o ED afeta a possibilidade de defesa dos cidadãos produziria efeitos mais profundos na escolha dos indivíduos.

Tomando os resultados de Araújo-Júnior *et al.* (2007) e a breve discussão acima apresentada, este trabalho assumiu que os cidadãos tendem a repelir medidas de controle de armas (ações que reduzam o direito à autodefesa), de modo que a exposição à violência estaria negativamente correlacionada com a proporção de votos no NÃO no Referendo de 2005.

Em segundo lugar, tendo em mãos a possível relação negativa entre violência e incidência de votos no NÃO no Referendo de 2005, buscou-se identificar uma relação causal: fora a violência municipal a causadora da vitória do NÃO nos municípios analisados? A utilização da abordagem RDD permitiria a identificação da causalidade por meio do controle das características não observadas, a serem discutidas na seção metodológica. Foi adotado por critério de definição de município o número de homicídios em 100 mil habitantes acima da décima unidade, conforme proposição da Organização Mundial de Saúde (OMS) (OMS, 2017).

Este trabalho, além desta introdução, é composto por uma seção metodológica, que incorpora a apresentação da técnica de Desenho de Regressões Descontínuas, as bases de dados e variáveis utilizadas; Em seguida, são apresentados os resultados das estimações dos efeitos locais médios de tratamento e, por fim, são apresentadas as considerações finais.

2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

2.1 METODOLOGIA

A identificação dos efeitos eleitorais da violência municipal, para municípios brasileiros, baseou-se na metodologia de Desenho de Regressões Descontínuas. Trata-se de um quase-experimento, *i.e.*, um experimento que não prescinde da distribuição aleatória amostral, mas que requer, para a consecução de uma inferência causal, três hipóteses básicas, de acordo com Shadish, Cook e Campbell (2002): *i)* a causa precede o efeito; *ii)* causa e efeito covariam; *iii)* não são assumidas explicações causais alternativas. A causalidade é tratada como probabilidade de receber um tratamento, função descontínua de um vetor de variáveis responsáveis pela elegibilidade do tratamento.

A amostra é dividida entre um grupo de tratamento e controle, a saber, os municípios brasileiros em que o número de homicídios em 100 mil habitantes foi superior a 10 – conforme métrica estipulada pela OMS – e aqueles municípios cujo indicador mostrou-se inferior ao indicado respectivamente. Buscou-se verificar se há uma relação descontínua com o recebimento do tratamento. Desta forma, a descontinuidade supracitada determina qualquer diferença existente entre os níveis de violência municipais e o resultado do Referendo de 2005, na função relacional do resultado potencial da variável de especificação, cuja magnitude é um efeito médio local de tratamento. O poder de análise deste método reside apenas na estimação do efeito médio do tratamento em indivíduos posicionados na vizinhança deste salto de descontinuidade.

Com base na proposição de Imbens e Lemieux (2008), assume-se $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$ como um par de variáveis de resposta, em que i é o i -ésimo indivíduo de uma amostra, sujeito ou não a um tratamento. Os resultados potenciais não podem ser diretamente extraídos, uma vez que apenas um dos resultados pode ser observado. Tomando $I_i \in \{0,1\}$ a relação que denota o recebimento do tratamento, o resultado observado é verificado conforme a Equação (1):

$$Y_i = (1 - I_i) \cdot Y_i(0) + I_i \cdot Y_i(1) \quad (1)$$

Em que Y_i é a variável de resposta que, neste estudo, margem de votação do NÃO no Referendo de 2005, no município i ; $Y_i(0)$ denota-se no município i o número de homicídios em 100 mil habitantes é inferior a 10; Por sua vez, $Y_i(1)$ indica se no município i o indicador é superior a 10.

Assume-se que o recebimento do tratamento é uma função determinística que atribui um valor a uma variável contínua W e, ainda, uma função de um valor de corte especificado por c , de acordo com a Equação (2):

$$I_i = \mathbb{1}\{W_i \geq c\} \quad (2)$$

Em que $\mathbb{1}\{W_i \geq c\}$ é a função indicadora, assumindo valor unitário, caso o argumento seja verdadeiro, e 0, se falso. Ou seja, valor 1 se houve mais de 10 homicídios em 100 mil habitantes, em 2004, e 0, caso contrário. Neste desenho, a causalidade é identificada pelo efeito médio do tratamento analisado por meio de uma descontinuidade das expectativas condicionais do resultado observado exatamente no ponto de corte, neste caso, 0. A Equação (3) descreve o efeito causal supracitado:

$$\tau RD = \lim_{x \rightarrow c} \mathbb{E}[Y_i | W_i = w] - \lim_{x \rightarrow c} \mathbb{E}[Y_i | W_i = w] = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | W_i = c] \quad (3)$$

Em que as expectativas condicionais são assumidas contínuas, em termos dos resultados potenciais no exato ponto $W = c$. Assim, o efeito médio do tratamento é um efeito médio local, pois opera uma comparação dos resultados potenciais numa vizinhança em torno do ponto de corte $c=0$.

O uso de desenho de regressões descontínuas permite contornar possíveis efeitos de viés oriundo de omissão de variável relevante. Sob a dificuldade de encontrar bons instrumentos para solucionar as possíveis omissões destas variáveis, bem como a impossibilidade de implementação de experimentos controlados, a adoção de regressões descontínuas permite reduzir a amostra a grupos de municípios suficientemente parecidos, de modo que os resultados observados em torno do ponto de corte, à direita, por exemplo, assumem função de contrafactual daqueles observados à esquerda, *i.e.*, municípios tidos como violentos (homicídios em 100 mil habitantes superiores a 10) tornam-se o contrafactual daqueles não violentos. Uma possível quebra de continuidade operaria como determinante da diferença de resultados.

Com base no exposto, a adoção de uma abordagem RDD apresenta vantagens em relação a abordagens alternativas, para este estudo, por duas fontes fundamentais: *i)* a possibilidade de comparar indivíduos suficientemente similares, contornando a dificuldade de identificação de instrumentos para solução de viés de variável omitida, evitando o problema da endogeneidade; *ii)* as características de dados eleitorais que permitem não haver

manipulação dos resultados em torno do ponto de corte (espera-se que os candidatos não sejam capazes de interferir nos resultados eleitorais), de modo a garantir a exogeneidade de um possível salto discreto.

2.2 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Quando se defronta com uma base de dados que inclua possíveis descontinuidades exógenas, pode-se considerar aleatória a atribuição do grupo tratamento. Define-se a variável de atribuição W como a distância, em pontos percentuais de diferença nos valores da variável de atribuição, conforme estratégia adotada em diversas aplicações empíricas sobre ciclos eleitorais (*e.g.* LEÃO, FERRAZ e MELO, 2012; FERRAZ e FINNAN, 2011).

Assim, municípios com mais de 10 homicídios em 100 mil habitantes, ou seja, com valores para a variável que determina a diferença percentual da variável de atribuição acima do ponto de corte (zero), devem ter a mesma distribuição, para as características observadas e não observadas daqueles que se encontraram abaixo do corte. Desta forma, os incentivos ao eleitor em se posicionar no Referendo de 2005 levariam a uma descontinuidade na curva de ajustamento das observações da margem de votação no NÃO, sob uma função polinomial em que o limiar entre os grupos de tratamento e de controle é próximo de zero. A estratégia já apresentada e justificada, de seccionar a amostra, permite controlar para as características não observadas de municípios.

A causalidade entre o resultado no Referendo de 2005 e o nível de violência municipal foi especificada de acordo com a expressão:

$$y_i = \alpha + \beta_1 W_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que y_i é o percentual de votos no NÃO no Referendo de 2005, no município i ; W_i é a variável indicadora que define se o município é ou não violento; X_i é o vetor n -dimensional de características do município; ε_i é o termo de erro, contendo as características não observadas dos municípios, tal que $\varepsilon_i \sim (0, \sigma^2)$. O parâmetro α é o intercepto, e $\beta_j, j = 1, 2, \dots$, são vetores de coeficientes.

Em vista de capturar a descontinuidade, na diferença percentual do número de homicídios em 100 mil habitantes, a Equação (4) pode ser modificada, conforme apresentado na seção anterior, sendo reespecificada conforme a Equação (5).

$$y_i = \alpha + \beta_1 W_i + f(W_i) + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$W_i = 1[W_i \leq 0] \quad (6)$$

Em que W_i é a diferença percentual do número total de homicídios em 100 mil habitantes, e $f(W_i)$ é uma função contínua desta diferença percentual. O ponto de corte da descontinuidade (c) é definido por:

$$\forall w_0 = 0, \text{ Não violento}_i = 1[W_i \leq w_0 = 0] \quad (7)$$

Neste caso, a descontinuidade assume a forma *sharp*, uma vez que a descontinuidade assume um valor binário (0 se não violento e 1 se violento), a partir do ponto de corte. A adequação da forma funcional estimada de $f(W_i)$ aos dados é uma dificuldade apontada na literatura. Para tanto, Skovron e Titiunik (2015) recomendam a estimação de diferentes modelos com parâmetros polinomiais distintos para a função contínua da margem de votos em aplicações de RDD para eleições.

Este estudo seguiu a proposição de Skovron e Titiunik (2015), sendo estimadas seis formas funcionais para cada modelo, cujos polinômios característicos seguiram especificações em primeira, segunda e terceira ordens, com e sem termos interativos entre as variáveis de atribuição e de tratamento. A proposição se fundamenta na adequabilidade dos dados á especificação da forma funcional. As Equações (8) a (13) apresentam as formas funcionais estimadas.

$$y = \alpha + \beta_1 I_i + \beta_2 W_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$y = \alpha + \beta_1 I_i + \beta_2 W_i + \delta_1 W_i * I_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$y = \alpha + \beta_1 I_i + \beta_2 W_i + \delta_1 W_i^2 + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$y = \alpha + \beta_1 I_i + \beta_2 W_i + \delta_1 W_i * I_i + \delta_2 W_i^2 + \delta_3 I_i * W_i^2 + \beta_3 X_i \varepsilon_i \quad (11)$$

$$y = \alpha + \beta_1 I_i + \beta_2 W_i + \delta_1 W_i^2 + \delta_2 W_i^3 + \beta_3 X_i \varepsilon_i \quad (12)$$

$$y = \alpha + \beta_1 I_i + \beta_2 W_i + \delta_1 W_i * I_i + \delta_1 W_i^2 + \delta_2 I_i * W_i^2 + \delta_3 W_i^3 + \delta_4 I_i * W_i^3 + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

Em que o vetor δ é o coeficiente dos termos exponenciais e interados.

2.3 DADOS

A base de dados original incluiu informações dos 5591 municípios brasileiros para os anos 2000, 2004 e 2005. Uma vez que o escopo do trabalho é verificar o efeito do nível de violência municipal sobre os resultados do Referendo do ED de 2005, foram selecionados municípios em que, em 2005, possuíam número de homicídios em 100 mil habitantes de 10 mortes violentas, conforme definição de violência admissível pela OMS, como grupo de controle, e aqueles municípios cujo indicador mostrou-se superior à décima unidade como grupo de tratamento.

A base de dados utilizada neste estudo foi construída a partir de diversas fontes. As informações referentes às estatísticas eleitorais advieram das informações contidas no *Repositório de Dados Eleitorais*, do Tribunal Superior Eleitoral (TSE)³, referente ao Referendo do Estatuto do Desarmamento de 2005. As informações referentes às características do município foram extraídas do site eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que é um repositório de dados de diversas fontes, advindas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. Por fim, as informações sobre o número de homicídios em 100 mil habitantes foram obtidas nas bases do DATASUS do Ministério da Saúde⁴. A fim de controlar as características dos municípios, o vetor de características municipais foi composto por variáveis que dimensionalizem os atributos sociais, econômicos e demográficos dos municípios que afetem a margem de votação. As variáveis especificadas são apresentadas na Tabela 1. A, em anexo, e as estatísticas descritivas estão apresentadas na Tabela 1.

O Coeficiente de Gini, *proxy* para a desigualdade de renda é fornecido pelo IBGE, com base nos dados do Censo Demográfico de 2000. A razão do Coeficiente de Gini é localizada entre 0 e 1, sendo que quanto mais próximo da unidade, menos desigual é o município. De acordo com a Tabela 1, a média amostral encontrada foi 0,55, indicando uma desigualdade de renda relativamente elevada.

O Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal⁵, medida para o desenvolvimento humano municipal, tem por base três componentes, a saber, emprego e renda, saúde e

³ Disponível no site eletrônico do Tribunal Superior Eleitoral.

⁴ Disponível no site eletrônico do Ministério da Saúde.

⁵ O IFDM é calculado anualmente pelo Sistema FIRJAN, utilizando variáveis oficiais nas modalidades Emprego e Renda, Educação e Saúde. O índice varia entre 0 e 1, sendo que quanto mais próximo da unidade se encontrar o *score*, maior o desenvolvimento municipal.

educação. É esperado que padrões mais elevados de desenvolvimento humano impliquem em níveis de desigualdade e pobreza menores, implicando em menores índices de criminalidade. Assim, a multidimensionalidade capturada pelo indicador, em termos de padrão de vida, permite controlar parte dos efeitos eleitorais da violência municipal. Os valores médios amostrais para as três categorias foram, respectivamente, 0,52, 0,57 e 0,58, de acordo com a Tabela 1.

No que se refere ao PIB *per capita* municipal, *proxy* para renda individual no município, são diversos os mecanismos que podem afetar os resultados eleitorais do Referendo de 2005, operando efeitos diretos e indiretos sobre a aquisição de bens e serviços e sua relação com a percepção da violência. Destaca-se a exposição à violência, de modo que se espera que um nível de renda superior implique em menor exposição à situação de risco e, conseqüentemente, uma possível menor sensibilidade à necessidade de posse de arma.

Por outro lado, o valor venal notadamente elevado para a compra de arma de fogo poderia estar positivamente correlacionado ao desejo de compra da mesma por parte de cidadãos mais ricos, de modo a afetar positivamente a proporção de votos no NÃO em municípios de maior renda.

A Tabela 1 aponta que o PIB *per capita* média amostral é de R\$478,21. A proporção da população com acesso à energia elétrica e água encanada domiciliares no município foi adotada enquanto *proxies* para infraestrutura e desenvolvimento municipal.

O acesso a energia elétrica e água encanada se figura como instrumentos elementares para acesso a uma melhor qualidade de vida por parte da população, sendo uma medida básica para o cotidiano familiar (BERMAN, 2002). Municípios com baixo índice de cobertura elétrica domiciliar tendem a ter população em maior situação de vulnerabilidade social e, conseqüentemente, mais expostas aos comportamentos violentos. Para as duas variáveis – energia elétrica e água encanada - as médias amostrais apontaram, respectivamente, valores de 87,14% e 68,59%, de acordo com a Tabela 1.

A proporção da população urbana no município foi adotada como *proxy* para grau de urbanização. De acordo com Akhmedov e Zhuravskaya (2003), o grau de urbanização é uma medida de consciência do eleitor que pode mitigar os efeitos de ciclos eleitorais. De acordo com os autores, a urbanização está associada a um leque de bens e serviços que permitem aos eleitores se prevenirem da exposição a condições sociais adversas como a violência. Assim, pode-se intuir um efeito do grau de urbanização sobre os resultados eleitorais do pleito de 2005.

A Tabela 1 indica que, para 5099 municípios 65,12 % da população é definida como urbana. Em relação à distribuição da margem de votação no NÃO, a Tabela 1 discrimina a amostra completa daquela que composta apenas por municípios violentos, conforme definido pela OMS. Para a amostra completa, a média amostral da proporção de votação no NÃO, para 5512 municípios, é de 63,36%, resultado condizente quando considerado o resultado final do pleito. Entretanto, quando analisada a média da amostra que é composta apenas por municípios violentos, para 2473 observações, a margem média de votação no NÃO foi de 69,98%. Notadamente, a margem média de votação no NÃO se mostrou maior que a média nacional em mais de 6 pontos percentuais para os municípios violentos, indicando uma distribuição desigual da votação entre as duas categorias de municípios, tal que houve importante tendência a refutar o ED por parte dos eleitores das localidades mais violentas do país.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Amostra completa					
Variável	N	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Não	5215	63,36	35,57	9,42	94,88
Homicídios	2924	21,92	17,42	1,21	153,26
IFDM emprego	5215	0,52	0,13	0,18	0,95
IFDM educação	5215	0,57	0,16	0,13	0,98
IFDM saúde	5215	0,58	0,19	0,03	1,00
PIB	5215	478,21	239,77	71,32	1286,79
Urbanização	5099	65,12	21,01	152,00	163,45
GINI	5206	0,55	0,06	0,30	0,83
Água	5215	68,59	29,20	0,00	100,00
Energia	5215	87,14	98,42	0,00	100,00
Municípios violentos					
Não	2473	69,98	49,28	9,42	94,88

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do *software* Stata 14.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção serão apresentados os resultados das estimações do efeito médio do tratamento sobre os tratados. O grupo de tratamento foi constituído por municípios que, em 2004, apresentaram mais de 10 homicídios em 100 mil habitantes. Por sua vez, o grupo de controle abrangeu os municípios nos quais o índice foi inferior à décima unidade.

Os limites definidos para a diferença de margem percentual de homicídios em 100 mil habitantes foram menores do que 5% e 3%, em valores absolutos, conforme a literatura recorrentemente estipula (*e.g.* FERRAZ e FINAN, 2011), nominados respectivamente, Modelos I e II. Desta forma, a amostra contempla apenas os municípios em que a disputa apresentou diferenças em termos de margem de votos dentro desses limiares. Foi possível, então, concentrar os efeitos dentro de intervalos próximos ao ponto de corte, a saber, zero. Este procedimento permitiu reduzir ou eliminar a importância de observações mais distantes do ponto de descontinuidade. A variável dependente foi o percentual de votação no NÃO no Referendo de 2005, para cada município. A variável de resposta é *proxy* para nível de violência municipal.

Em relação ao Modelo I, para 221 observações, os resultados são apresentados nas Tabelas 2 a 6. A estimação do Modelo II incluiu 118 municípios, cujas estimativas de efeito do tratamento sobre os tratados são apresentadas nas Tabelas 7 a 11.

A estratégia adotada para estimação do efeito do tratamento sobre os tratados adveio da proposição de Skovron e Titiunik (2015). De acordo com os autores, uma forma adequada de definir a especificação do modelo, em prol de associar a melhor adequação entre a forma funcional e os dados, é a estimação de seis formas funcionais polinomiais especificadas sob as formas: linear, linear com termo de interação, quadrática, quadrática com termo de interação, cúbica e cúbica com termo de interação, conforme apresentado na seção metodológica. Aquele dentre os modelos estimados que apresentar menor valor para o critério de Akaike, *i.e.*, aquele que indicar melhor qualidade em sua estimação, configurar-se-á o de forma funcional mais adequada. A título de robustez, foram calculados, ainda, os respectivos critérios de Schwarz.

Os resultados encontrados para os critérios de informação evidenciaram que os resultados das estimações da Equação 4, em sua forma linear, são os mais adequados, de acordo com as recomendações de Skovron e Titiunik (2015). Desta forma, a subsequente apresentação dos resultados das estimações, com base na técnica RDD, encontrará maior robustez naqueles advindos das especificações lineares do relacionamento entre o nível de

criminalidade e os resultados do Referendo do Desarmamento. Serão apresentadas, a seguir, as estimações do efeito médio local de tratamento para a especificação linear, para os Modelos I e II, considerando os limiares de 3% e 5%.

Em relação às estimações do Modelo I, os resultados são apresentados nas Tabelas 2 a 6, considerando as especificações desde a regressão sem controles para características observadas, até a inclusão das variáveis referentes à infraestrutura urbana. A análise do grau de ajustamento indica que o coeficiente de ajustamento aumentou de 0,00 para a especificação sem controles, para 0,13 quando todas as variáveis foram especificadas. Desta forma, há evidências de melhoria no ajustamento do modelo linear aos dados quando são incluídos controles ao modelo.

Em relação aos resultados do efeito local médio de tratamento para o Modelo I, os resultados encontram-se nas Tabelas 2 a 6, para as estimações que consideram até 5% de diferença na margem de votos entre as duas opções definidas no pleito de 2005. O modelo sem covariadas apresentou estimativa significativa em 10% com valor 0,47 indicando um aumento em 0,47 da margem de votação no NÃO em municípios considerados mais violentos.

Quando consideradas as variáveis que descrevem o *status* social, o modelo apresentou estimativas para o tratamento que indicam aumento em 0,93 no percentual de votos no NÃO. A inclusão do PIB *per capita* produziu uma estimativa indicadora de aumento de 0,18 na votação total para a esta escolha. Quando incluído o coeficiente de Gini, o resultado apresentou um aumento de 0,03 na margem de votação para o NÃO. Por fim, a inclusão das medidas para infraestrutura resultou em aumento de 0,41 na opção dos eleitores pela não aprovação do ED. As estimativas, entretanto, não se mostraram estatisticamente significativas, com exceção do modelo sem covariadas. Vale destacar que a estimativa para o efeito local médio de tratamento para a especificação linear com interação também apresentou significância, com 90% de confiança.

Tabela 2: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo I (Limiar de 5%) – Sem Covariadas

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,47* (5,23)	0,13* (5,33)	0,02 (5,33)	9,51 (7,97)	8,74 (7,04)	4,43 (10,60)
N	221	221	221	221	221	221
R ²	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,04
AIC	1901,87	1903,74	1903,65	1904,94	1902,07	1901,03
BIC	1912,07	1917,34	1917,24	1925,32	1919,06	1928,22
IFDM Emprego	Não	Não	Não	Não	Não	Não
IFDM Educação	Não	Não	Não	Não	Não	Não
IFDM Saúde	Não	Não	Não	Não	Não	Não
PIB	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14.

Tabela 3: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo I (Limiar de 5%) - IFDM

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,93 (5,09)	0,61 (5,18)	0,48 (5,17)	8,80 (7,77)	8,23 (6,86)	5,53 (10,27)
N	221	221	221	221	221	221
R ²	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,12
AIC	1891,54	1893,43	1893,29	1894,9	1892,28	1888,44
BIC	1911,93	1917,21	1917,08	1925,48	1919,46	1925,82
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14.

Tabela 4: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo I (Limiar de 5%) – IFDM e PIB

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,18 (4,94)	0,49 (5,03)	0,60 (5,03)	7,54 (7,54)	6,78 (6,67)	4,29 (10,03)
N	221	221	221	221	221	221
R ²	0,13	0,13	0,13	0,14	0,14	0,16
AIC	1879.08	1880.95	1880.84	1882.49	1879.92	1878.78
BIC	1902.87	1908.14	1908.02	1916.47	1910.51	1919.56
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

Tabela 5: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo I (Limiar de 5%) – IFDM, PIB e GINI

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,03 (4,94)	0,29 (5,03)	0,40 (5,02)	7,84 (7,53)	7,15 (6,66)	5,01 (10,02)
N	221	221	221	221	221	221
R ²	0,13	0,13	0,13	0,14	0,14	0,17
AIC	1879.42	1881.28	1881.16	1882.74	1880.10	1878.7
BIC	1906.60	1911.87	1911.75	1920.12	1914.08	1922.87
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 1

**Tabela 6: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo I (Limiar de 5%) –
Especificação Completa**

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,41 (4,65)	0,66 (4,71)	0,66 (4,70)	8,29 (7,02)	7,57 (6,20)	2,83 (9,34)
N	221	221	221	221	221	221
R ²	0,13	0,13	0,13	0,14	0,15	0,18
AIC	1745.79	1747.63	1747.61	1748.47	1745.31	1743.75
BIC	1782.56	1787.74	1787.71	1795.26	1788.76	1797.23
IFDM	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Água	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Energia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Gini	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Urb	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

Os resultados referentes ao Modelo II, que considerou um limiar de 3% para a margem de votação das duas opções definidas no Referendo de 2005, são apresentados nas Tabelas 7 a 11. Pode-se verificar que, para as especificações lineares, houve uma melhoria no grau de ajustamento dos modelos, apresentando valores para o R² de 0,02, para o modelo sem covariadas, para 0,23 aproximadamente para o modelo que incluiu as variáveis de infraestrutura.

As estimativas para o efeito local médio de tratamento também são apresentadas nas Tabelas 7 a 11. Quando considerado o modelo sem controles, pôde-se verificar um aumento de 0,37 nos votos no NÃO. Resultado similar foi encontrado no modelo que especificou as variáveis referentes ao IFDM, cujo aumento estimado foi na ordem de 0,21. A inclusão do PIB *per capita* e do coeficiente de Gini produziram estimativas que indicam aumentos na votação contra o ED em 0, 57 e 1,39 respectivamente. A inclusão das variáveis de infraestrutura urbana produziu valor positivo na ordem de 2, 46 para o efeito local médio de tratamento. Novamente, entretanto, nenhuma das estimativas apresentou significância estatística.

Tabela 7: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo II (Limiar de 3%) – Sem Covariadas

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,37 (7,21)	0,44 (7,24)	0,43 (7,26)	3,63 (11,00)	3,01 (9,63)	3,47 (15,45)
N	118	118	118	118	118	118
R ²	0,00	0,01	0,00	0,02	0,01	0,02
AIC	1071.03	1072.09	1072.46	1074.48	1073.08	1077.95
BIC	1079.47	1083.34	1083.71	1091.36	1087.14	1100.45
IFDM Emprego	Não	Não	Não	Não	Não	Não
IFDM Educação	Não	Não	Não	Não	Não	Não
IFDM Saúde	Não	Não	Não	Não	Não	Não
PIB	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

Tabela 8: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo II (Limiar de 3%) – IFDM e PIB

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,21 (7,06)	0,29 (7,08)	0,28 (7,10)	0,94 (10,84)	1,04 (9,52)	5,78 (15,08)
N	118	118	118	118	118	118
R ²	0,07	0,09	0,08	0,09	0,08	0,11
AIC	1067.45	1067.68	1068.22	1070.84	1069.81	1072.95
BIC	1084.32	1087.37	1087.90	1096.15	1092.31	1103.88
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

Tabela 9: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo II (Limiar de 3%) – IFDM e PIB

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	0,57 (6,77)	1,51 (6,75)	1,45 (6,76)	1,15 (10,37)	0,50 (9,07)	8,29 (14,42)
N	118	118	118	118	118	118
R ²	0,17	0,18	0,18	0,18	0,18	0,19
AIC	1056.38	1056.41	1056.67	1060.34	1058.65	1062.63
BIC	1076.07	1078.91	1079.17	1088.46	1083.96	1096.37
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

Tabela 10: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo II (Limiar de 3%) – IFDM, PIB e GINI

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	1,40 (6,75)	2,33 (6,76)	2,28 (6,77)	0,96 (10,46)	1,00 (9,10)	6,87 (14,43)
N	118	118	118	118	118	118
R ²	0,18	0,19	0,19	0,19	0,19	0,20
AIC	1056.69	1056.69	1056.93	1060.46	1058.61	1062.88
BIC	1079.19	1082.00	1082.24	1091.39	1086.74	1099.44
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Água	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Energia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Gini	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Urb	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

**Tabela 11: Estimativas do efeito local de tratamento - Modelo II (Limiar de 3%) –
Especificação Completa**

Modelo polinomial	Linear	Interação Linear	Quadrático	Interação Quadrática	Cúbico	Interação Cúbica
Município violento	2,46 (6,05)	3,16 (6,09)	3,13 (6,09)	4,90 (9,51)	4,22 (8,26)	8,11 (13,04)
N	118	118	118	118	118	118
R ²	0,22	0,23	0,23	0,23	0,23	0,24
AIC	987.75	988.55	988.64	992.49	990.60	994.80
BIC	1018.22	1021.80	1021.89	1031.28	1026.62	1039.13
IFDM Emprego	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Educação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IFDM Saúde	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PIB	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Água	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Energia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Gini	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Urb	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do software Stata 14

Com base nos resultados apresentados nas seções anteriores, alguns pontos devem ser levantados para melhor visualização e entendimento, permitindo uma compreensão mais abrangente da relação entre a violência municipal e os resultados do Referendo do ED, bem como discutir aspectos pontuais das inferências apresentadas.

Em termos gerais, os resultados das estimações dos Modelos I e II não apresentaram significância do efeito local médio de tratamento. Apenas as estimativas para as especificações linear e linear interada, considerando o Modelo I, sem covariadas, apresentaram significância em 10%. Não há, portanto, indícios para concluir a validade de efeitos eleitorais da violência municipal sobre os resultados do pleito de 2005.

As amostras para os Modelos I e II apresentaram notória redução no número de observações, respectivamente, 221 e 118 municípios, em relação ao total de observações na amostra original completa (5591 municípios). O impacto desta redução do espaço amostral pode afetar as estimativas, gerando imprecisão. Os modelos, assim, podem não ter capturado os efeitos das características não observadas, produzindo estimativas inseguras e imprecisas.

Em termos gerais, a inclusão das variáveis de controle para características observadas operou efeitos distintos sobre as estimativas do efeito local médio de tratamento. Em nenhum caso houve estimativas significativas para o efeito do tratamento, apresentando grande variação em termos de magnitude, com erros-padrão associados também altamente variantes.

Para verificar a presença de possíveis efeitos de descontinuidades na especificação das variáveis foram realizadas estimações de cada modelo considerando cada covariada por variável dependente, bem como a realização de testes de McCrary⁶ para cada uma delas. Os resultados, apresentados em anexo, não indicam evidências de significâncias dos coeficientes da *dummy* definidora do grupo de controle para nenhuma das covariáveis. Assim, não se pode atribuir nenhum efeito de descontinuidade operado pelas variáveis observadas nos modelos. Logo, há indícios que reforçam a conclusão que as estimativas do efeito médio de tratamento, quando inseridas conjuntamente, não sofreram possíveis efeitos de superestimação operada pela inclusão conjunta destas variáveis,

Pode-se entender, ainda, que a diferença nos resultados das estimações dos Modelos I e II pode estar relacionada a dois fatores ligados à definição da variável exógena de descontinuidade. Em primeiro lugar, na ausência de informações que capturem precisamente uma qualificação para o nível de criminalidade municipal, foram utilizados, por ponto de corte, os municípios com número de homicídios em 100 mil habitantes acima do índice definido pela OMS como aceitável. O corte, assumido exógeno, entretanto, pode levar a presença de municípios cuja diferença em termos totais de violência seja suficientemente pequena para acomodar a exogeneidade da variável de atribuição, presentes no mesmo grupo de comparação.

Em outras palavras, municípios cujo índice de criminalidade é muito próximo estão distribuídos entre os grupos de tratamento e controle de forma *ad hoc*: um município com 10,01 homicídios em 100 mil habitantes compõe o grupo de tratamento, ao passo que um município com 9,99 encontra-se no grupo de controle, mesmo que o nível de violência entre eles não apresente diferença estatística. Tal fato pode causar uma má qualidade da informação e impedir a identificação do efeito da violência sobre os resultados do pleito de 2005, que poderia ser melhor identificado se fosse possível separar os grupos de tratamento e controle de forma exógena.

Os testes de McCrary, em anexo, indicaram, porém, que os grupos não são estatisticamente homogêneos, de modo que a consecução da abordagem RDD pode ser considerada apropriada. Tendo em vista as duas abordagens supracitadas a respeito da validade do corte para execução de *quase*-experimentos, a primeira indicando problemas de exogeneidade advindas da definição *ad hoc* do corte, e a segunda pleiteando a admissibilidade

⁶ McCrary (2008) propôs um teste baseado na diferença da função densidade de probabilidade da *running variable*. A hipótese nula consiste na inexistência de diferença entre as funções de densidade ao redor da descontinuidade.

da metodologia com base no teste de McCrary, foi considerado, para fins de análise de resultados, a recomendação de Skovron e Titiunik (2015) e Lee (2014), de realizar os experimentos por meio de um modelo RDD, em caso de validação oriunda do teste de McCrary, e considerar, em caso de grande variabilidade das estimativas do efeito local médio de tratamento e erros-padrão associados, possíveis efeitos da definição *ad hoc* da variável de atribuição. Assim, posto que as estimativas e erros-padrão apresentaram grande variância e não há a certeza sobre a exogeneidade do corte definido, podem-se considerar possíveis erros de medida na variável de atribuição, de modo que os resultados estimados podem esconder problemas na especificação do desenho do modelo RDD.

Os resultados, assim, não permitem concluir a validade do efeito da criminalidade municipal sobre os resultados eleitorais do Referendo do ED de 2005. As estimativas não significativas do efeito médio de tratamento mantêm-se em todas as especificações, mesmo quando controladas todas as *dummies* de especificação. Ademais, tais coeficientes podem ter apresentado significância estatística motivada por um efeito de descontinuidade operado pela conjunção das variáveis de controle.

A perda de significância das estimativas dos coeficientes e a diferença na magnitude das estimativas em relação aos modelos sem covariadas e com controles apenas para as características observadas dá indícios de que houve uma quebra de continuidade oriunda de alguma variável de controle, em nível municipal. Uma vez que os testes realizados sobre as variáveis de controle, individualmente, não apresentaram evidências de uma descontinuidade provocada em sua especificação, resta a conclusão que o salto discreto seja oriundo da especificação conjunta das variáveis.

Sob tal hipótese, os resultados das estimativas mostram-se comprometidos, de modo que conclusões que surgiram a presença de algum efeito significativo de qualquer das duas formas de alinhamento testadas sobre a provisão de vagas em creches não podem ser consideradas robustas.

Ademais, há forte indício de inadequabilidade dos modelos aos dados. De acordo com Skovron e Titiunik (2015), quando os critérios AIC dos modelos polinomiais estimados apresentam maior adequabilidade para diferentes formas funcionais quando inseridos novos controles, *i.e.*, quando o critério AIC não segue um padrão mínimo de convergência em relação aos modelos indicados como mais adequados, pode estar ocorrendo baixa aderência dos dados às ordens polinomiais especificadas. Uma solução seria a especificação de formas funcionais com ordens superiores. Entretanto, Gelman e Imbens (2017) recomendam que não se utilizem formas funcionais com ordem superior à segunda unidade. De acordo com os

autores, a partir do polinômio de ordem três, quaisquer discontinuidades podem ser motivadas não pelo efeito do tratamento, mas por alguma mudança na função que relaciona as variáveis, motivada pela suavização promovida pela curva que representa a função.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo analisar se houve relação de causalidade entre a proporção de votos no NÃO no Referendo de 2005 e as taxas de homicídios nos municípios brasileiros, ou seja, se municípios mais violentos tenderam a votar NÃO no Referendo de 2005 por conta dos altos índices de violência.

Foi utilizada a técnica de Desenho de Regressões Descontínuas (RDD), cuja amostra foi composta por 5591 municípios brasileiros, dividida em dois grupos: tratamento e controle. As variáveis utilizadas foram obtidas em fontes diversas para os anos 2000, 2004 e 2005, retiradas do Repositório de Dados Eleitorais, do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) e, para as características dos municípios, as informações advieram do DATASUS/Ministério da Saúde, IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN).

O grupo de tratamento foi formado por municípios que em 2004 tiveram mais de 10 homicídios em 100 mil habitantes. Já o grupo de controle comportou os municípios que apresentavam índice inferior a este parâmetro. Os limites de significância foram de 5% e 3% denominados de Modelo I e Modelo II respectivamente.

Os resultados do Modelo I, em relação ao efeito local médio de tratamento, indicou aumento de 0,47 na proporção de votos no NÃO em municípios mais violentos, quando não inseridas covariadas. Quando inseridas variáveis que descrevem o *status* social, o modelo apresentou um aumento em 0,93 de votos no NÃO. Quando se incluiu o PIB *per capita* ocorreu um aumento de 0,18. Para o Índice de Gini tem-se um aumento de 0,03 e para inclusão de medidas de infraestrutura temos um aumento de 0,41 na escolha do NÃO pelos eleitores.

Já os resultados do Modelo II indicaram, para o modelo sem covariadas, um aumento de 0,37 nos votos NÃO, em municípios violentos. Quando se incluiu o PIB *per capita* houve aumento de 0,57 aproximadamente. Quando se inclui o Índice de Gini o aumento foi bem maior que o encontrado no Modelo I, com um valor de 1,40 sobre os votos no NÃO, aproximadamente. No caso da inclusão da variável infraestrutura, este apresentou uma queda se comparado com o Modelo I, mas um aumento para 2,46 se comparado com a inclusão do Índice de Gini.

Entretanto, de uma forma geral, os Modelos I e II não apresentam significância em seus resultados, não sendo possível concluir a causalidade entre violência municipal e os resultados do Referendo de 2005. Para além da observação de insignificância estatísticas, em

níveis tradicionais, para o efeito médio de tratamento sobre os tratados, os coeficientes estimados que apresentaram valores diferentes de zero podem ter refletido um efeito de descontinuidade operado pela conjunção das variáveis de controle, comprometendo os resultados obtidos quando estatisticamente significativos.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON-COOK, Christine M. et al. Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference. William R. Shadish, Thomas D. Cook, and Donald T. Campbell. **Journal of the American Statistical Association**, v. 100, p. 708-708, 2005.
- ANDRADE, Mônica Viegas et al. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997. In: **Anais do IX Seminário sobre a Economia Mineira [Proceedings of the 9th Seminar on the Economy of Minas Gerais]**. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2000. p. 775-808.
- ARAUJO JUNIOR, Ari Francisco de *et al.* " Dê-me segurança ou lhe dou um não": em busca do eleitor mediano no referendo das armas. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro v. 61, n. 4, p. 429-447, 2007.
- BANDEIRA, Antônio Rangel; BOURGOIS, Josephine. **Armas de fogo: proteção ou risco? Guia prático. 100 perguntas e respostas: prepare-se para o referendo popular**. 2005.
- BATELLA, Wagner Barbosa. **A geografia do não: uma discussão dos resultados do referendo sobre o desarmamento em Minas Gerais**. Belo Horizonte, v.15, n.25, p.123-129. 2005
- BEATO F. Claudio C. Determinantes da criminalidade em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**. São Paulo, v. 13, n. 37, p. 74-87, junho de 1998. Acesso em out 2019.
- BECKER, Gary S. Crime and punishment: An economic approach. In: **The economic dimensions of crime**. Palgrave Macmillan, London, 1968. p. 13-68.
- CARDOSO, Vinícius Mozine; ROBERTI, Eduardo Torres. **Estatuto do desarmamento: um retrocesso no quesito redução da criminalidade**. Trabalho de Conclusão de Curso – Curso de Direito. Universidade Tiradentes. Aracaju. 2016.
- CERQUEIRA, Daniel Ricardo de Castro. **Causas e consequências do crime no Brasil**. Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do título de doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Rio de Janeiro. 2014.
- CERQUEIRA, Daniel; LOBÃO, Waldir. **Criminalidade: social versus polícia**. Rio de Janeiro. 2004.
- CERQUEIRA, Daniel Ricardo de Castro; MELLO, João Manoel Pinho de. **Menos armas, Menos crimes**. Brasília. 2012.
- COSTA, Julyara Fátima Oliveira; CHEIN, Flávia. **O impacto do estatuto do desarmamento na criminalidade em Minas Gerais. (2004-2014)**. São Paulo. 2017.
- DEPARTAMENTO DE INFORMÁTICA DO SUS (DATASUS). Disponível em: <http://datasus.saude.gov.br/>. Acesso em: out.2019

DE OLIVEIRA, Leneker Breno Campos Ayres; DAS NEVES, Alex Jorge; VIEIRA, Andréa Dos Santos. **A ineficácia do estatuto do desarmamento e o cerceamento do direito de autodefesa**. Curso de Especialização em Polícia e Segurança Pública do Comando da Academia da Polícia Militar de Goiás-CAPM. Goiânia. 2018.

DINIZ, Alexandre Magno Alves; BATELLA, Wagner Barbosa. O Estado de Minas Gerais e suas regiões: um resgate histórico das principais propostas oficiais de regionalização. **Sociedade & Natureza**, v. 17, n. 33, p. 59-77. Uberlândia. Dez 2005.

DO NASCIMENTO FILHO, José Roberto Melges. Possíveis conseqüências do desarmamento no país. **Revista Científica da Escola de Direito**, v. 5, n. 2, p. 100-109. Curso de Direito, Universidade Potiguar. Mossoró. 2012.

DONOHUE III, John J.; LEVITT, Steven D. **The impact of race on policing, arrest patterns, and crime**. National Bureau of Economic Research. 1998.

DONOHUE, John J.; LEVITT, Steven D. Guns, violence, and the efficiency of illegal markets. **The American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 463-467. 1998.

DOS SANTOS, Marcelo Justus; KASSOUF, Ana Lúcia. Avaliação de impacto do estatuto do desarmamento na criminalidade: Uma abordagem de séries temporais aplicada à cidade de São Paulo. **Economic Analysis of Law Review**, v. 3, n. 2, p. 307 – 322. Brasília. 2012.

DUGGAN, Mark. More guns, more crime. **Journal of political Economy**, v. 109, n. 5, p. 1086-1114, 2001.

FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico. Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. **American Economic Review**, v. 101, n. 4, p. 1274-1311, 2011.

FERREIRA, Ítalo Rosemberg. **Armas de fogo: quantidade e sua relação com os índices de homicídio**. Trabalho de conclusão de curso, curso de Direito. Centro Universitário de Brasília. 2013.

FERREIRA, Rafael Leite; PANATIERI, Cristiane Bianco. **Criminalidade a partir do estatuto do desarmamento**. Trabalho de conclusão de curso, aluno do Curso de Formação de Praças do Comando da Academia da Polícia Militar de Goiás – CAPM. Goiás. 2019.

FIRJAN. Disponível em : <https://www.firjan.com.br/firjan/> Acesso em: set 2019

GLAESER, Edward L.; GLENDON, Spencer. Who owns guns? Criminals, victims, and the culture of violence. **The American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 458-462, 1998.

GELMAN, Andrew; IMBENS, Guido. Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. **Journal of Business & Economic Statistics**, 1-10. 2017.

HARTUNG, Gabriel Chequer. **Ensaio em demografia e criminalidade**. Tese (Doutorado em Economia)- Escola de Pós Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas FGV, Rio de Janeiro, 2009.

HARTUNG, Gabriel Chequer. **Fatores demográficos como determinantes da criminalidade**. Dissertação (Mestrado em Economia) – FGV – Fundação Getúlio Vargas FGV, Rio de Janeiro, 2009.

HARTUNG, Gabriel. O papel das armas de fogo na queda dos homicídios em São Paulo. **Ensaio em Demografia e Criminalidade**. Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia. p. 41 – 75. Rio de Janeiro. 2009.

IMBENS, Guido W.; LEMIEUX, Thomas. Regression discontinuity designs: A guide to practice. **Journal of econometrics**, v. 142, n. 2, p. 615-635, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/>. Acesso em: Out. 2019

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/>. Acesso em: set. 2019

KAHN, Tulio. Armas de fogo: argumentos para debate. **Boletim Conjuntura Criminal**, 2002

LEVITT, Steven D. **Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime**. National Bureau of Economic Research, 1995.

LEVITT, Steven D. Juvenile crime and punishment. **Journal of political Economy**, v. 106, n. 6, p. 1156-1185, 1998.

LOUREIRO, André. **"Uma avaliação dos determinantes da criminalidade no Ceará."** Encontro Economia do Ceará em Debate, 2009.

MAIA, Rousiley Celi Moreira; A dinâmica da deliberação: indicadores do debate midiado sobre o referendo do desarmamento. **Contemporânea**, v. 4, n. 2, p. 13-42. Dez 2006.

MATEUS, Aline Cristine; SAMPAIO FILHO, Walter Francisco. Redução da criminalidade com uso e posse de armas. **Revista Linhas Jurídicas**, 2011.

MOVIMENTO VIVA BRASIL. Disponível em: http://www.mvb.org.br/campanhas/estatuto_impacto.php Acesso em: out. 2019

NASCIMENTO FILHO, José Roberto Melges; DE MORAIS, Flávio Roberto Pessoa. Estatuto do desarmamento e a sua eficácia no tocante a redução da violência no país. **Revista Científica da Escola de Direito** v. 7, n. 1, p. 33-46. Universidade Potiguar, Mossoró. 2014.

OLIVEIRA, Gabriel Lima de; SILVA, Vinícius dos Santos. **Ineficácia do estatuto do desarmamento como medida de segurança**. Aluno do Curso de Praças, Turma I 5ª Companhia Goiânia, do Comando da Academia de Polícia de Goiás – CAMP. 2018.

OLIVEIRA. Jimmy; SULIANO. Daniel. **Polícia reduz crime? Um estudo de caso na RMF do Ceará**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará, Fortaleza, dezembro 2010

PERES, Maria Fernanda Tourinho; SANTOS, Patrícia Carla dos. Mortalidade por homicídios no Brasil na década de 90: o papel das armas de fogo. **Revista de Saúde Pública**, v. 39. p. 58-66. São Paulo, 2005.

QUINTELA, Flavio; BARBOSA, Bene. **Mentiram para mim sobre o desarmamento**. Vide Editorial, 2015.

RAMOS, Silvia; LEMGRUBER, Julita. Criminalidade e respostas brasileiras à violência. **Observatório da cidadania**, v. 4, p. 45-52, 2004.

REJOWSKI, M. Criminalidade e turismo em São Paulo, Brasil: a violência registrada junto aos turistas estrangeiros. **Revista Turismo em Análise**, v. 16, n. 2, p. 244-256, 30 nov. 2005.

SANTOS, Cândido Vinícius Leite; DE MENEZES, Jorge Raimundo Valença Teles. **O fracasso do estatuto do desarmamento**. UNIT. Trabalho de Conclusão de Curso. Curso de Direito da Universidade Tiradentes – UNIT, Aracaju, 2015.

SANTOS, Marcelo; KASSOUF, Ana; **Existe uma explicação econômica para o sub-registro de crimes contra a propriedade?** Economia Aplicada, São Paulo, Janeiro-março 2008.

SHADISH, William R.; COOK, Thomas D.; CAMPBELL, Donald T. **Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference**. 2002.

SELLA, Rodrigo Simonato; BOLDORI, Jordana; TESSMANN, Dakari Fernandes. Armas de fogo: a ineficácia da legislação restritiva. **JUDICARE**, v. 5, n. 1, 2013.

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme; SOARES, Milena Karla; DORIGAN, Túlio Anselmi. Vale a pena pagar para desarmar? Uma avaliação do impacto da campanha de entrega voluntária de armas sobre as mortes com armas de fogo. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 45, n. 3, p. 475-497. São Paulo. 2015.

SKOVRON, Christopher; TITIUNIK, Rocio. A practical guide to regression discontinuity designs in political science. **American Journal of Political Science**, v. 2015, p. 1-36, 2015.

SOUZA, Robson Sávio Reis. Política Nacional do Desarmamento-Documento técnico. **Ministério da Justiça**, v. 19, 2014.

TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/eleitor-e-eleicoes/plebiscitos-e-referendos/referendo-2005/referendo-2005-1>> Acesso em: out.2019.

VEIGA, Luciana Fernandes; DOS SANTOS, Sandra Avi. O referendo das armas no Brasil: estratégias de campanha e comportamento do eleitor. **Revista brasileira de ciências sociais**, v. 23, n. 66, p. 59-77. São Paulo. Fev. 2008.

WASELFISZ, Júlio Jacobo. **Mortes matadas por armas de fogo: mapa da violência, 2015**. Secretaria Geral da Presidência da República, Secretaria Nacional de Juventude, Secretaria de Políticas de Promoção da Igualdade Racial. Brasília, 2015.

WAKIM, Vasconcelos Reis. **Mortes por armas de fogo: uma análise sob a perspectiva do estatuto do desarmamento.** Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa. 2017.

ZAMPAR, Douglas; ROMUALDO, Edson Carlos. **Referendo do desarmamento e a construção de identidades: a mulher do “não”.** II Seminário Nacional em Estudos da Linguagem: Diversidade, Ensino e Linguagem. UNIOESTE. Cascavel / PR. 2010.

ANEXO

Tabela 1.A: Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Métrica	Fonte
NÃO	Margem de votação no NÃO no Referendo do ED	Percentual	TSE
Homicídios	Número de homicídios a cada cem mil habitantes no Município	Unidade	DATASUS
Gini	Índice de Gini Municipal	(0,1)	IBGE
IFDM	Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal	(0,1)	Firjan
Urbanização	Taxa de urbanização de município	Percentual	IBGE
Energia elétrica	Proporção de residências com energia elétrica no Município	Percentual	IBGE
PIB	PIB <i>per capita</i> municipal	Unidade	IBGE
Água	Taxa de cobertura de água encanada no municípios	Percentual	IBGE

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 2.A: Teste de McCrary – Estatística (Modelos I e II)

Modelo	Estatística	Significativo
I	1,77	Não
II	1,98	Não

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do *Software* Stata 14.