UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA APLICADA

MARCOS PAULO CAMBRAINHA DA COSTA

**Desafios para o estabelecimento de uma relação de
causalidade entre armas de fogo e criminalidade**

Orientador: Prof. Dr. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave

Ribeirão Preto
2019

Prof. Dr. Vahan Agopyan

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. André Lucirton Costa

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sérgio Naruhiko Sakurai

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

MARCOS PAULO CAMBRAINHA DA COSTA

**Desafios para o estabelecimento de uma relação de
causalidade entre armas de fogo e criminalidade**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo para obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave

Ribeirão Preto

2019

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

COSTA, Marcos Paulo Cambrainha da.

Desafios para o estabelecimento de uma relação de causalidade entre armas de fogo e criminalidade / Marcos Paulo Cambrainha da Costa – Ribeirão Preto, SP, 2019.

57 p.: il.; 30 cm

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. – Universidade de São Paulo

Orientador: Scorzaface, Luiz Guilherme Dácar da Silva

1.Criminalidade. 2. Armas de fogo. 3. Método de momentos generalizados.

Agradecimentos

À minha mãe Sueli por sempre ter me mostrado a importância da educação e ter me dado suporte nas minhas escolhas. Ao meu pai Paulo por ter me ensinado o valor do trabalho. Às minhas irmãs, Patrícia e Eliana, por sempre me apoiarem e estarem do meu lado.

Ao Daniel, Rodolfo, Laura, Diego e todos os amigos que fiz durante o mestrado, pelos momentos de descontração, discussão, durante todo este período. Foi um enorme prazer dividir essa jornada com vocês.

Ao João Pedro, Carolina, Livia e todas as pessoas com quem tive a oportunidade de trabalhar no LEPES. Foi um imenso prazer trabalhar, aprender e me desenvolver dentro deste laboratório.

Aos meus amigos da graduação da UFRJ, que sempre me apoiaram e me incentivaram, mesmo distantes. E que sempre estiveram de braços abertos a me receber.

Ao professor Luiz Guilherme pela orientação, aprendizado e por servir como exemplo de pesquisador que almejo seguir na minha carreira acadêmica. Ao professor Daniel Domingues, por também ser um exemplo de pesquisador para mim, pelos conselhos e ideias dados ao longo do nosso convívio.

A todos os professores do PPGE/FEARP/USP com os quais tive contato seja em sala de aula seja em atividade acadêmica de outra natureza.

Ao Colégio Pedro II e à UFRJ pela educação e formação social dada ao longo da minha juventude.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Resumo

COSTA, M.P.C. **Desafios para o estabelecimento de uma relação de causalidade entre armas de fogo e criminalidade**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2019.

Um aumento das ocorrências de tiroteios em massa em todo mundo, junto ao aumento da violência como um todo no Brasil, têm dividido lados quanto a eficácia de políticas de restrição a armas de fogo enquanto políticas de segurança pública. Este trabalho apresenta duas abordagens distintas para estimar o impacto da diminuição da prevalência de armas de fogo, induzidas pelo Estatuto do Desarmamento, sobre a taxa de homicídios do estado do Ceará, entre 2000 e 2007. Os resultados apresentados apontam para a existência de uma relação positiva ou nula entre armas de fogo e criminalidade, seguindo os principais resultados da literatura. Os resultados dos mínimos quadrados em dois estágios apontam para uma correlação positiva entre armas de fogo e criminalidade. Os resultados do *System GMM* apontam para uma baixo poder explicativo da variação de armas na taxa de homicídios do Ceará, sendo este resultado robusto a dois meios de tratar o problema de simultaneidade da relação entre armas e crimes.

Palavras-chave: Criminalidade. Armas de fogo. Método dos momentos generalizados.

Abstract

COSTA, M.P.C. **Challenges for the establishment of a causal relationship between firearms and criminality.** Dissertation (Master Degree) – School of Economics, Business and Accounting at Ribeirão Preto, University of São Paulo, Ribeirão Preto, 2019.

A raise in the occurrences of mass shootings around the world, alongside the increasing number of homicides by firearms rate in Brazil, have splitted sides about firerarms restrictions policy efficacy as public safety policy. This work presents two distinct approaches to estimate the impact of the decrease in firearms prevalence, due to the Disarmament Statute, into the homicides rate for the state of Ceará, between 2000 and 2007. The resultes presented point out to a non negative relation between guns and violence, following the majority of works in the literature. The results for the two staged least squares shows a positive correlation between guns and crimes. The results for the System GMM points to a low explicative power of firearms variation into the homicides rate of Ceará, with this result showing robustness to two strategies of dealing with the problem of simultaneity between firearms and crimes.

Keywords: Criminality. Firearms. Generalized method of moments.

Lista de ilustrações

Figura 4.1 – Evolução temporal da taxa de homicídios por 100 mil habitantes	24
Figura 4.2 – Evolução temporal da proporção de suicídios por armas de fogo	25
Figura 4.3 – Gráfico de dispersão entre as ocorrências de suicídios e suicídios estimados	27
Figura 4.4 – Gráfico de dispersão entre as ocorrências de suicídios por armas de fogo e suicídios por armas de fogo estimados	27
Figura 4.5 – Distribuição da taxa de homicídios	29
Figura 4.6 – Distribuição da proporção de suicídios por armas de fogo	29
Figura 4.7 – Evolução temporal da taxa de homicídios e da proporção de suicídios por armas de fogo por número de habitantes	30
Figura A.1 – Evolução temporal proporção de homicídios por armas de fogo no Brasil e Ceará	48

Lista de tabelas

Tabela 4.1 – Ocorrência de zeros nas estatísticas de suicídios e suicídios por armas de fogo por ano	25
Tabela 4.2 – Distribuição da proporção de suicídios por armas de fogo original e estimadas	28
Tabela 5.1 – Resultados da estimação do primeiro estágio do <i>2sls</i>	32
Tabela 5.2 – Resultados da estimação do segundo estágio do <i>2sls</i>	34
Tabela 5.3 – Resultados da estimação do <i>System GMM</i>	35
Tabela 6.1 – Resultados da estimação do <i>System GMM</i> com defasagem temporal da medida de armas	38
Tabela A.1 – Tabela descritiva	47
Tabela B.1 – Resultados da estimação do primeiro estágio do <i>2sls</i> com taxas brutas . . .	49
Tabela B.2 – Resultados da estimação do segundo estágio do <i>2sls</i> com taxas brutas	50
Tabela B.3 – Resultados da estimação do <i>System GMM</i> com taxas brutas	51
Tabela B.4 – Resultados da estimação do primeiro estágio do <i>2sls</i> com zero no lugar dos <i>missings</i> na proporção de suicídios por armas de fogo	52
Tabela B.5 – Resultados da estimação do segundo estágio do <i>2sls</i> com zero no lugar dos <i>missings</i> na proporção de suicídios por armas de fogo	53
Tabela B.6 – Resultados da estimação do <i>System GMM</i> com zero no lugar dos <i>missings</i> na proporção de suicídios por armas de fogo	54
Tabela B.7 – Resultados da estimação do primeiro estágio do <i>2sls</i> com medida de armas usando taxas locais utilizando uma matriz rainha de segunda ordem	55
Tabela B.8 – Resultados da estimação do segundo estágio do <i>2sls</i> com medida de armas usando taxas locais utilizando uma matriz rainha de segunda ordem	56
Tabela B.9 – Resultados da estimação do <i>System GMM</i> com medida de armas usando taxas locais utilizando uma matriz rainha de segunda ordem	57

Sumário

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	13
2.1	Referencial teórico	13
2.2	Problemas metodológicos	15
2.3	Literatura empírica sobre a relação entre armas e criminalidade	18
3	METODOLOGIA	21
3.1	Abordagem de mínimos quadrados em dois estágios	21
3.2	Abordagem GMM	23
4	DADOS	24
5	RESULTADOS	32
6	ANÁLISE DE ROBUSTEZ	37
6.1	Endogeneidade	37
6.2	Medida de armas	38
6.2.1	Imputando zero no lugar dos <i>missings</i>	38
6.2.2	Taxas bayesianas locais com matriz rainha de segunda ordem	39
7	CONCLUSÃO	41
	REFERÊNCIAS	43
	APÊNDICE A – TABELAS E FIGURAS	47
	APÊNDICE B – TESTES DE ROBUSTEZ	49
B.1	Taxas brutas	49
B.2	Imputando zero no lugar dos <i>missings</i>	52
B.3	Taxas bayesianas locais com matriz rainha de segunda ordem	55

1 Introdução

Os efeitos de políticas de controle de posse de armas são um assunto relevante e muito controverso no mundo inteiro. A cada notícia de tiroteio em massa, como nos recentes casos de Orlando (ELLIS et al., 2016) e Las Vegas (BLANKSTEIN et al., 2017), esse tema ganha as manchetes dos jornais e o debate entre liberação e restrição de acesso a armas de fogo, pela população, é reacendido.

No Brasil, a situação não é diferente. Nos últimos anos, alguns casos de tiroteios em massa, como os casos de Realengo (FRANCO, 2017), Campinas (MAIA et al., 2018) e Suzano (PAULUZE et al., 2019), tomaram as manchetes nacionais, dado que eram eventos, até então, raros no país. Adicionalmente, em 2016, o Brasil liderou o ranking mundial em homicídios por armas de fogo (NAGHAVI et al., 2018), superando locais cujo controle de armas de fogo é bem menos restrito, como os EUA.

O aumento dos indicadores de violência no país tem colocado em cheque a principal lei de restrição ao porte de armas de fogo. Sob a acusação de ineficácia e redução da liberdade individual, o Estatuto do Desarmamento tem sido alvo de propostas de relaxamento, como o decreto 9.685 (BRASIL, 2019), que flexibiliza os requisitos de “efetiva necessidade”, necessários para autorização da posse.

A eficácia de políticas dessa natureza tem sido amplamente debatida também nos meios acadêmicos. Do ponto de vista teórico, um aumento da difusão de armas sobre a taxa de homicídios possui efeitos ambíguos. Por um lado, uma maior difusão pode levar a redução dos índices de criminalidade, pois aumenta a chance de o criminoso se deparar com uma potencial vítima que esteja armada. Por outro, com mais armas em circulação, o acesso dos criminosos a elas fica mais fácil, aumentando potencialmente o número de crimes cometidos.

Devido à ambiguidade teórica, a resposta para essa pergunta é empírica. A literatura sobre o impacto de uma variação na prevalência de armas sobre a criminalidade é grande, especialmente nos Estados Unidos, onde as diferenças na legislação sobre o porte de armas entre os estados possibilitam que muitos estudos acerca do tema sejam realizados. Já no Brasil, há poucos estudos e muitos deles se concentram no estado de São Paulo. Isso se deve a dois motivos: melhor qualidade das bases de dados disponíveis e pela forte queda dos homicídios ocorrida em São Paulo ao longos dos anos 2000¹. Em particular, um dos aspectos investigados foi o papel da difusão de armas de fogo nesse processo, como em Cerqueira e Mello (2012), onde são apresentadas evidências de uma relação significativa da diminuição do estoque de armas, após o Estatuto do Desarmamento, sobre a redução da violência no estado.

Entretanto, mesmo com as diversas tentativas de se responder esta pergunta com base empírica, ainda assim, existem diversos desafios metodológicos para a estimação de tal relação.

¹ ver por exemplo Schneider (2007) e Biderman, Mello e Schneider (2010).

Entre eles, destacam-se a simultaneidade na relação entre armas de fogo e criminalidade e a própria medida usada como *proxy* para o estoque de armas de fogo em circulação.

Além dos problemas metodológicos citados, ainda existe a questão da validade externa: será que resultados obtidos para uma determinada região, mesmo que utilizando técnicas robustas para inferência causal, são generalizáveis para outras regiões? No Brasil, essa questão é bastante importante, dado que os estudos existentes se concentram em São Paulo, que possui dinâmica de homicídios bastante distinta do restante do país, o que levanta a hipótese de que os resultados encontrados para São Paulo possam não ser diretamente generalizados para outras regiões brasileiras.

Em particular, o presente trabalho pretende investigar se os efeitos positivos da diminuição das armas de fogo verificados por Cerqueira e Mello (2012) para o estado de São Paulo também se verificam no Ceará, estado brasileiro que teve dinâmica de homicídios completamente diferente daquela de São Paulo. Serão utilizadas duas estratégias econométricas. A primeira é o uso de variáveis instrumentais para correção de problemas de simultaneidade e erro de medida, de modo semelhante ao realizado por Cerqueira e Mello (2012): nesta abordagem, os resultados sustentam a tese de que “mais armas, mais crimes”, onde a correlação entre armas de fogo e criminalidade apresenta-se positiva e significativa. A segunda é a estimação de um modelo de painel dinâmico via método dos momentos generalizados: nesta abordagem, não é encontrada uma relação estatisticamente significativa entre o estoque de armas no Ceará e os homicídios no estado. Este resultado é encontrado utilizando-se duas estratégias distintas para lidar com o problema de simultaneidade.

Este trabalho está organizado em 7 capítulos, incluindo esta introdução. No capítulo 2, são apresentados os trabalhos que tratam do efeito de armas de fogo sobre crimes, incluindo os mecanismos teóricos pelos quais um aumento na difusão de armas de fogo pode afetar os índices de violência, os desafios para tratar do assunto de forma empírica e os resultados empíricos encontrados na literatura. Em seguida, são apresentadas as duas abordagens econométricas pelas quais tentaremos estimar o papel das armas de fogo sobre a dinâmica criminal do Ceará. No capítulo 4, é feita uma descrição dos dados utilizados. O capítulo 5 apresenta os principais resultados deste trabalho, enquanto o capítulo 6 apresenta alguns testes de robustez para as especificações trabalhadas. Por fim, no capítulo 7, são apresentadas as conclusões do trabalho.

2 Revisão bibliográfica

O objetivo desta seção é apresentar as principais conclusões vistas na literatura sobre a relação entre armas de fogo e violência. A primeira seção apresenta os mecanismos teóricos pelos quais uma variação na prevalência de armas de fogo afeta a taxa de crimes. A segunda seção apresenta os principais desafios metodológicos para se estimar a relação entre armas e crimes e, por fim, a terceira seção apresenta um resumo dos resultados encontrados na literatura empírica sobre o assunto.

2.1 Referencial teórico

Sob o pressuposto de racionalidade, introduzido em Becker (1968) e Ehrlich (1973), a decisão de uma pessoa em engajar-se numa atividade é baseada na ponderação de ganhos e custos esperados. O principal componente do custo esperado de se cometer um crime está relacionado a punição do mesmo, caso o criminoso² seja capturado. A punição pode ser entendida como um preço, não necessariamente monetário, pago pelo criminoso, que pode variar entre multa, tempo perdido encarcerado e até a própria morte. Como o indivíduo só pode pagar esse preço no caso de ser detido, um componente adicional ao custo esperado é a probabilidade do criminoso ser detido. No contexto do aumento da difusão de armas de fogo, este evento afeta o custo esperado da atividade criminosa nestes dois fatores: a punição aumenta, pois agora existe a possibilidade do criminoso ser morto em um abordagem, e a probabilidade aumenta, pois mais pessoas possuiriam armas para este fim.

Deste raciocínio, é possível derivar um primeiro efeito do aumento da difusão de armas sobre a criminalidade, que é o efeito dissuasão. O efeito dissuasão é definido como a diminuição da probabilidade de um criminoso abordar uma potencial vítima, dada a incerteza sobre esta potencial vítima possuir uma arma ou não. O efeito dissuasão é uma externalidade positiva do aumento do consumo do bem arma de fogo sobre o bem-estar geral, ao reduzir a criminalidade.

O efeito dissuasão age sobre a criminalidade, de forma geral, alterando as condições iniciais para tomada de decisão de um indivíduo de se engajar em atividades criminosas. Adicionalmente, existe um componente de substituição induzido pelo efeito dissuasão. Dada a incerteza do criminoso sobre a potencial vítima ter arma ou não, após o criminoso escolher seguir com a atividade ilegal, existiria uma tendência maior do mesmo escolher crimes que reduzem a chance de contato com a vítima. Lott Jr e Mustard (1997) encontram evidências de redução de homicídios, dada adoção de leis mais brandas quanto ao porte de armas, e atribuem estes resultados ao efeito dissuasão. Os autores também apontam evidências para o aumento do número de furtos, dada a redução de homicídios, reforçando a substituição de atividades criminosas.

² Define-se criminoso como o indivíduo que decide engajar-se em atividade criminosa.

Entretanto, contrapondo a substituição de crimes apontados por Lott Jr e Mustard (1997), o aumento de difusão por armas também aumenta a recompensa da atividade criminosa. Dado o aumento na probabilidade de sucesso que uma arma de fogo pode proporcionar a atividade criminosa, um indivíduo que decide cometer um crime apresentaria preferência por agir armado do que desarmado. Um aumento da difusão de armas nas mãos da população cria mais um canal de obtenção de armas por criminosos, através do roubo ou furto das mesmas. Neste caso, sob um aumento de difusão de armas, aumenta-se a oferta de armas, inclusive para criminosos. O aumento da violência induzido pelo aumento da oferta de armas é definido como efeito disponibilidade.

Além destes efeitos já citados, uma variação na prevalência de armas pode agir sobre a criminalidade de outras formas. Similar a um efeito que as prisões teriam sobre os crimes, ao retirar os criminosos de circulação (MARVELL; MOODY, 1994), o aumento de difusão de armas diminuiria a taxa de crimes aumentando a incapacitação de criminosos ou efetivamente matando-os.

É válido frisar que mesmo o uso “bem-intencionado” de armas de fogo pode não gerar o resultado esperado. Stark e Sachau (2016) apresentam evidências, para os Estados Unidos, de que portadores de armas tendem a sobrestimar suas próprias habilidades com as mesmas. Este viés pode ter como consequência um comportamento mais desleixado e propenso ao risco, o que implicaria em um aumento de acidentes envolvendo armas de fogo.

Um aumento de difusão de armas pode ter como consequência a criação de um clima de insegurança entre os indivíduos, de modo a torná-los mais agressivos em suas relações com os outros. Em contrapartida a esse efeito, é possível argumentar que aumentariam os casos de confrontos passionais entre os indivíduos que resultariam em óbitos.

A incerteza sobre o porte de armas entre os indivíduos elegíveis a portar arma também afeta a tomada de decisão entre os criminosos. Oliveira e Neto (2015) argumentam que, ao aumentar a proporção de indivíduos armados dentro da população, um criminoso que decide abordar uma vítima sente a necessidade de se armar também, o que aumentariam o número de crimes cometidos com armas de fogo.

Este aumento da proporção de indivíduos armados também pressionaria o criminoso a ser mais agressivo em sua abordagem. Dado o risco maior de reação de uma potencial vítima à sua abordagem, um criminoso decidiria não só abordar a vítima utilizando uma arma de fogo, mas também decidiria incapacitar a vítima primeiro, antecipando-se à reação da mesma³.

A discussão sobre a consequência que o aumento da difusão de armas tem sobre a criminalidade precisa levar em conta um efeito composição como moderador desta relação. Sob uma classificação de toda a população entre criminosos, que usam armas com o intuito ofensivo, e não criminosos, que usam armas com intuito defensivo, uma variação da prevalência de armas

³ Sob a hipótese de que, com exceção de criminosos, os cidadãos usariam armas de fogo apenas com o intuito defensivo, a decisão de começar um embate partiria do criminoso que decide abordar a vítima. Neste caso, o criminoso possui a vantagem do primeiro movimento, que permite, em um jogo sequencial, antecipar-se aos movimentos da vítima e tomar uma decisão que seja melhor para si.

de fogo depende de como esta variação ocorreu entre de cada grupo. É válido supor que, se mais criminosos se armarem, se veria um aumento da criminalidade. Ao armar os não criminosos, à primeira vista, espera-se por uma queda na criminalidade, dado o uso defensivo das armas de fogo. Porém, como visto, mesmo o uso bem-intencionado de armas de fogo pode não apresentar estes resultados esperados.

Outro grupo cujo comportamento e funções são impactadas com o aumento da difusão de armas de fogo são os policiais. Embora a atividade policial, por si só, já envolva trabalhar sob constante risco, este é amplificado pois algumas atividades corriqueiras, como abordagem de trânsito, passam a ter uma chance maior de o indivíduo estar armado e confrontar o policial. O policial pode reagir a este aumento da insegurança reduzindo o número de abordagens, o que aumentaria a impunidade, ou agindo de forma mais agressiva, aumentando as chances de confronto. Em ambos os casos, essa possível mudança de postura da polícia tenderia aumentar o índice de crimes.

É válido ressaltar que a liberação de armas também implica em um conjunto de novas atividades burocráticas a serem desempenhadas pelo corpo policial. Sabe-se que quanto mais recursos a polícia tiver, e quanto maior o tempo empregado pela polícia em atividades diretamente ligadas a prevenção e punição de crimes, menor é a taxa de crimes (SHERMAN; WEISBURD, 1995). Entretanto, este conjunto de atividades burocráticas exige uma realocação de recursos e tempo do corpo policial de modo que, tudo mais constante, reduziria a efetividade policial sobre o combate à criminalidade.

2.2 Problemas metodológicos

Os argumentos teóricos suportam tanto as hipóteses de relação positiva quanto de relação negativa (e é também possível argumentar que todos esses efeitos se anulem) entre armas de fogo e violência. Desta forma, a solução para essa questão passa pela investigação empírica. Porém, tão numerosos quantos os mecanismos entre armas e violência, são os problemas metodológicos envolvidos nessa investigação.

O problema mais notório está em distinguir o que é uma reação da violência à mudança na prevalência de armas de fogo, do que é uma reação na decisão das pessoas se armarem mais em resposta a um aumento na violência. Ou seja, há um problema de endogeneidade, originado na simultaneidade entre as duas variáveis envolvidas. Admite-se que a decisão de obter uma arma, por parte de um indivíduo não criminoso, com o intuito de se defender, seja uma função do nível de violência observado. Quanto maior o nível de violência observado, espera-se que, maior seja a chance de um indivíduo resolver se armar para defesa própria (DEPEW; SWENSEN, 2016).

Destacam-se três métodos, pela frequência com que são utilizados na literatura, para lidar o problema da endogeneidade. Um deles consiste na avaliação de impacto de alguma característica que altere a oferta ou demanda por armas de fogo. Nestes casos, o desafio metodológico consiste em encontrar uma característica que altere substancialmente a disponibilidade de armas

e construir um contrafactual válido para a avaliação de impacto.

Um ponto bastante explorado na literatura é a diferença de leis sobre porte de armas entre estados e/ou países. Os EUA concentram uma porção relevante dos estudos sobre armas de fogo e violência. E muito se deve ao fato de que cada estado possui autonomia sobre a sua legislação, criando variância entre os estados, em relação a sua política de controle de armas. Alguns estados possuem leis sob as quais os cidadãos, para obter licença para porte de armas, devem cumprir poucos requisitos. Neste caso, a difusão de armas nestes estados é bastante alta. Alguns autores utilizaram-se destas leis para estimar a relação entre armas de fogo e violência.

O tema mais frequente é avaliar o impacto do choque de oferta proporcionado pelas *shall issue laws*⁴, quando estas entram em vigor. Dada a disponibilidade de informações sobre os estados antes e depois de adotarem as leis e a ocorrência de estados onde o tipo de lei não foi adotada, os métodos de avaliação utilizados variam do simples uso de variáveis indicadoras que identificam os diferentes tipos de legislação em cada local (LOTT JR; MUSTARD, 1997), até estimadores de diferenças em diferenças (MANSKI; PEPPER, 2018; BARATI, 2016) com o uso de controle sintético (DONOHUE; ANEJA; WEBER, 2017).

Ainda com uma baixa frequência, mas é válido destacar que têm surgido trabalhos visando explorar choques sobre a demanda de armas. É o caso de Koenig e Schindler (2018) e Levine e McKnight (2017) que exploram o tiroteio em massa ocorrido na escola primária de *Sandy Hook*, na cidade de Newtown, nos EUA. Após o tiroteio, foi registrado um aumento substancial na venda e procura por armas de fogo, utilizado pelos autores para avaliar, posteriormente, qual a reação dos índices de violência a essa mudança. Os autores utilizaram esse evento como um choque de demanda exógeno por armas de fogo para avaliar o que ocorreu com os índices de violência após esse tiroteio.

Uma outra vertente de trabalhos da área visa avaliar, de forma mais direta, a causalidade entre armas de fogo e criminalidade, por meio de regressões lineares entre alguma medida de crimes e alguma medida de armas de fogo. Nestes casos, as soluções para o problema de simultaneidade reversa apresentados com mais frequência na literatura são: o uso de variáveis instrumentais e a utilização da defasagem temporal da variável de armas como principal regressor.

A justificativa para o uso da defasagem temporal da variável de armas como solução para a endogeneidade baseia-se em uma ideia de predeterminação desta. Isto é, mesmo que a simultaneidade reversa entre crimes e armas exista, a realização da variável de crimes em um dado momento, não pode ser um fator explicativo para a quantidade em circulação de armas em um período anterior a este (COOK; LUDWIG, 2006; LANG, 2016).

Entretanto, deve-se levar em conta que a criminalidade possui uma componente inercial relevante (SANTOS, 2009), de modo que os crimes em um dado período estão correlacionados

⁴ Em estados onde vigoram as *shall issue laws*, também conhecidas como *Right-to-carry laws* (DONOHUE; ANEJA; WEBER, 2017), caso o indivíduo que esteja requisitando o porte de arma possua os requerimentos mínimos para obtê-lo, a permissão deve ser dada e torna-se responsabilidade das autoridades justificar uma possível negação da licença. Sob as *may issue laws*, o candidato ao porte deve apresentar alguma necessidade para ter a licença e, geralmente, defesa própria não é um argumento suficiente. Em estados onde vigoram as *no issue laws*, os cidadãos não possuem permissão de carregar uma arma em público (BARATI, 2016).

com os crimes do período anterior. Ao ignorar esta relação, em um modelo que correlaciona intertemporalmente crimes e armas, introduz-se um problema de viés de variável omitida, onde esta variável é justamente a defasagem temporal da variável de crimes utilizada. Poucos trabalhos na literatura levam em conta essa inconsistência, de forma apropriada⁵.

Por fim, outra tentativa de lidar com a endogeneidade entre armas e crimes se dá com o uso de variáveis instrumentais. Uma gama de artigos utiliza esta estratégia (OLIVEIRA; ROSTIROLLA, 2017; CERQUEIRA; MELLO, 2012; KOVANDZIC; SCHAFFER; KLECK, 2013), onde a dificuldade se encontra justamente na variável instrumental a ser utilizada. Além de encontrar uma variável instrumental que seja, ao mesmo tempo, não correlacionada com crimes e correlacionada com armas, é preciso que esta correlação seja forte. Muitos artigos que utilizam o método de variáveis instrumentais falham em apresentar algum teste sobre a força do instrumento (STOLZENBERG; D'ALESSIO, 2000; HOSKIN, 2001). Staiger e Stock (1997) mostram que, na presença de instrumentos fracos, o viés é ainda maior do que o do estimador de mínimos quadrados.

Os trabalhos que visam determinar uma causalidade direta entre armas de fogo e crimes ainda sofrem com outro desafio metodológico: a própria medida de armas de fogo. Não existe, nem no Brasil e nem nos Estados Unidos, uma fonte de dados pública com registros de armas e nem pesquisas que fazem esse levantamento⁶. Neste caso, a saída é utilizar *proxies* para armas de fogo.

Diversas medidas já foram utilizadas na literatura para substituir a medida real de armas de fogo: número de vendas de revistas sobre armas de fogo (DUGGAN, 2006), apreensões por armas de fogo (OLIVEIRA; ROSTIROLLA, 2017), checagem de antecedentes criminais (LANG, 2016), proporção de suicídios por armas de fogo (COOK; LUDWIG, 2006; CERQUEIRA; MELLO, 2012; KOVANDZIC; SCHAFFER; KLECK, 2013; SIEGEL; ROSS; III, 2013), número de permissões para porte de armas (STOLZENBERG; D'ALESSIO, 2000), entre outras. Em poucos casos, essas medidas passaram por algum tipo de validação, nos trabalhos em que foram apresentados⁷.

Em Kleck (2004), o autor busca validar as *proxies* para prevalências de armas usadas na literatura, com base em um questionário sobre posse de armas. A melhor *proxy* validada pelo autor no trabalho é a proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios, tendo se mostrado a *proxy* com maior representatividade da prevalência de armas para estudos entre nações, estados e cidades.

Entretanto, é válido ressaltar que a proporção de suicídios por armas de fogo apresenta uma

⁵ Em Khalil (2017), o autor inclui em suas regressões, para homicídios e agressões, uma defasagem temporal de crimes contra a propriedade.

⁶ Nos EUA, onde a maior parte dos trabalhos sobre o tema se concentra, existem algumas pesquisas onde os indivíduos respondem se possuem armas de fogo ou não, como o *General Social Survey*. Entretanto, estas pesquisas não cobrem todo o país e estão sujeitas a um erro de medida proveniente da relutância em responder este tipo de questão.

⁷ Kovandzic, Schaffer e Kleck (2013) sugerem como exercício de validação das *proxies* utilizadas, análises de correlação envolvendo estas variáveis e alguma medida de armas baseada em *surveys*, mesmo que esta última não seja medida em larga escala.

baixa correlação intertemporal, sendo imprópria para uso em modelo de séries de tempo. Neste caso, estratégias de identificação baseadas na variação longitudinal desta medida em relação à índices de violência tendem a identificar uma variação que não é originada da mudança na prevalência de armas de fogo.

Uma limitação no uso de *proxies* está na interpretação da magnitude da estimativa do parâmetro obtida. Para recuperar o efeito sobre a criminalidade que um aumento de armas poderia ter, utilizando-se uma *proxy* na equação, seria necessária alguma calibração entre esta e alguma medida verdadeira de armas de fogo. Mais uma vez, poucos estudos (KOVANDZIC; SCHAFFER; KLECK, 2013), apresentam essa calibração.

2.3 Literatura empírica sobre a relação entre armas e criminalidade

Como previamente citado, uma porção relevante dos trabalhos que visam avaliar a relação entre armas de fogo e criminalidade, não só se concentra nos EUA, mas faz uso da heterogeneidade da legislação quanto à armas de fogo, para avaliar seus efeitos sobre a criminalidade. Lott Jr e Mustard (1997) encontram evidências de diminuição de crimes nos estados onde foram adotadas as leis *Right-to-carry*.

Este trabalho foi altamente citado e utilizado para defender leis que flexibilizam o porte de armas. Entretanto, o artigo recebeu a mesma atenção em relação as críticas, principalmente quanto à sua metodologia. Rubin e Dezhbakhsh (2003) utilizam os dados de Lott Jr e Mustard (1997) e buscam obter um contrafactual para os municípios onde a lei foi introduzida. Seus resultados não apontam para uma queda em homicídios, resultado oposto ao encontrado em Lott Jr e Mustard (1997).

Mesmo mais recentemente, as evidências em relação ao impacto das *shall issue laws* (*SIL*) ainda divergem, com artigos suportando a hipótese de Lott Jr e Mustard (1997) (GIUS, 2014) e outros a negando (MCELROY; WANG, 2017). Entre os artigos recentes que suportam a hipótese de “mais armas, menos crimes”, Barati (2016) aplica um estimador de diferenças em diferenças para avaliar o impacto das *SIL*, mas diferenciando pela legislação anterior a adoção das *SIL*, e encontra que quanto mais restritiva era a lei anteriormente, mais a criminalidade diminuiu em resposta às *SIL*. Por outro lado, Donohue, Aneja e Weber (2017) revisitam os dados de Lott Jr e Mustard (1997), aplicando uma metodologia de controle sintético com um estimador de diferenças em diferenças, e encontram evidências de aumento de crimes em locais onde leis mais brandas quanto ao porte de armas são adotadas.

A ausência de conclusão quanto ao efeito das *SIL* sobre a criminalidade só reforça o quanto os resultados apresentados são sensíveis às hipóteses feitas sobre os modelos. Manski e Pepper (2018) tratam desse assunto e aplicam um estimador de diferenças em diferenças com hipóteses de variação limitada, permitindo que os efeitos de tratamento variem entre anos e estados. Os

resultados ilustram a incerteza do debate, com evidências de redução de crimes na década de 1990 e aumentos dos crimes na década de 2000.

Economicamente, a adoção de leis mais brandas em relação ao porte de armas implica em uma variação do estoque de armas por ser uma alteração na oferta de armas. Embora seja válido assumir que esta alteração impacta a quantidade de armas na população, uma redução geral do custo de obtenção de armas traz consigo um efeito ambíguo em relação a quem se beneficia mais, se os criminosos ou a população não criminosa. Por outro lado, uma alteração na demanda por armas tende identificar melhor a mudança no estoque de armas dentro da população não criminosa.

Seguindo essa lógica, Levine e McKnight (2017) e Koenig e Schindler (2018) exploram o aumento na demanda por armas, após tiroteio em massa ocorrido na escola primária de *Sandy Hook*. Em ambos os trabalhos, são encontradas evidências de aumento das taxas de mortalidade em estados onde mais armas foram vendidas após o evento.

Os trabalhos que avaliam alterações na demanda ou oferta de armas sofrem com uma limitação que reside em quantificar o quanto do estoque de armas foi realmente alterado, com a mudança de incentivos. Em mais uma crítica a Lott Jr e Mustard (1997), Duggan (2006) apresenta evidências de que a adoção de leis mais brandas com relação ao porte de armas não aumentou de forma significativa o estoque de armas. O autor utiliza como *proxy* para armas de fogo, o número de vendas de uma determinada revista sobre armas, e encontra evidências de uma relação positiva entre armas de fogo de crimes. Entretanto, o autor não apresenta nenhum tipo de estratégia para lidar com a causalidade reversa intrínseca do tema.

Trabalhos como o de Duggan (2006), seguem uma estratégia de avaliar de forma direta, a relação entre uma variação no estoque de armas e a resposta sobre a taxa de crimes. Entretanto, assim como os trabalhos que avaliam as *SIL*, os resultados deste tipo de abordagem também são bastante contraditórios entre si. Se em Duggan (2006), o autor encontra uma relação positiva entre armas e crimes, Cook e Ludwig (2006), que utilizam como *proxy* para armas, a proporção de suicídios por armas de fogo, e tentam resolver o problema de causalidade reversa usando a defasagem da medida de armas, encontram resultados não significantes na relação entre armas de crimes.

Dentre os trabalhos mais recentes, existe uma tendência de resultados indicando uma correlação positiva entre armas e crimes (KHALIL, 2017; KUKHARSKYY; SEIFFERT, 2017; SIEGEL; ROSS; III, 2013). Entretanto, a literatura ainda não conseguiu lidar de modo definitivo com os problemas metodológicos para estimar essa relação causal empiricamente.

No Brasil, essa temática ganha destaque a partir da sanção do Estatuto do Desarmamento em 2003. O Estatuto do Desarmamento induziu a uma diminuição da circulação de armas, incentivando, entre outras medidas, a entrega voluntária de armas de fogo. Ao mesmo tempo, observa-se uma queda expressiva da criminalidade no estado de São Paulo, a partir do início dos anos 2000.

Em Cerqueira e Mello (2012), os autores avaliam o impacto do estoque de armas sobre a

taxa de homicídios para o estado de São Paulo entre 2001 e 2007. Para contornar o problema de endogeneidade, os autores escolhem interações entre a *dummy* do Estatuto do Desarmamento, a taxa de armas anterior à sanção do estatuto e o tamanho das cidades, como variáveis instrumentais. Os autores encontraram efeitos estatisticamente significativos da difusão de armas sobre homicídios e também sobre crimes contra o patrimônio, indo na direção contrária ao argumento de que a difusão de armas tem efeito de dissuasão sobre os criminosos. Portanto, concluem que “menos armas, menos crimes”. Santos e Kassouf (2012) reforçam essa tese. Os autores empregam uma estratégia de análise de intervenção para séries temporais, visando avaliar se a implementação do Estatuto do Desarmamento altera a média da série temporal de crimes para o estado de São Paulo. Os autores concluem que o Estatuto do Desarmamento contribuiu para a queda da taxa de crimes letais.

Um problema existente na literatura nacional sobre o assunto está na concentração de trabalhos que envolvem o estado de São Paulo. Além da menor difusão de armas de fogo, outros fatores têm sido apontados para explicar a queda dos homicídios em São Paulo como mudança demográfica (SCHNEIDER, 2007), facções criminosas (BERTOLAI; SCORZAFAVE, 2018), lei seca (BIDERMAN; MELLO; SCHNEIDER, 2010), entre outros. Além de introduzirem efeitos confundidores, ao avaliar o impacto de determinada política sobre a violência no estado, torna-se difícil avaliar o papel de cada fator, sobre a mudança agregada da violência.

A relação entre armas e criminalidade também foi explorada em outros estados do Brasil. Porém os resultados se mostraram ambíguos quanto a relação causal envolvendo estas variáveis. Enquanto existem evidências de uma correlação positiva para a região metropolitana de Porto Alegre (OLIVEIRA; ROSTIROLLA, 2017), não é possível observar efeito de curto prazo de políticas de *buy-back* sobre óbitos para o estado do Paraná (SCORZAFAVE; SOARES; DORIGAN, 2015).

A literatura nacional não apresenta conclusões diferentes em relação ao que é visto na literatura internacional: em geral, os resultados apontam para uma correlação positiva, em sua maioria, ou não significativa entre armas de fogo e violência. São poucos os estudos que sustentam a hipótese de correlação negativa entre armas de fogo e violência, e sendo estes, ainda, bastante criticados metodologicamente. Especificamente para o caso nacional, a concentração de estudos em São Paulo é um problema adicional, de modo que mais estudos devem ser feitos visando documentar as diferentes dinâmicas dos demais estados do país.

3 Metodologia

O presente trabalho apresentará dois exercícios que giram em torno da relação entre armas de fogo e criminalidade. O primeiro exercício visa reproduzir o modelo visto em Cerqueira e Mello (2012), de modo a não só tentar responder a pergunta sobre relação causal entre armas de fogo e criminalidade, como também testar a validade externa dos resultados de Cerqueira e Mello (2012) para além do estado de São Paulo. No segundo exercício será apresentada uma abordagem diferente para responder a mesma pergunta, abordando questões metodológicas ignoradas no modelo inicial.

3.1 Abordagem de mínimos quadrados em dois estágios

Em Cerqueira e Mello (2012), os autores visam estimar o efeito do estoque de armas de fogo sobre a criminalidade, para o estado de São Paulo entre 2001 e 2007, por meio de uma regressão linear com o uso de variáveis instrumentais, para tratar do problema de endogeneidade.

$$\ln(\text{Taxa de Crimes}_{it}) = \beta_0 + \psi \ln(\text{Armas}_{it}) + c_i + \lambda_t + \sum_{p=1}^3 \gamma(\lambda^p * \lambda_t) + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

onde c_i são efeitos fixos de municípios, λ_t são efeitos fixos de ano e são adicionadas a regressão termos de tendência temporal por tamanho de cidade, que é a interação entre as *dummies* de tempo com *dummies* construídas com base na população dos municípios.

A variável escolhida para medir criminalidade será a taxa de homicídios. Em geral, variáveis de criminalidade sofrem com problemas de subnotificação pois o relato do cidadão às autoridades está sujeito a sua crença na capacidade das autoridades de lidar com o problema. A taxa de homicídios possui uma taxa de subnotificação muito menor que os demais crimes, estando assim menos sujeita a erros de medida.

O problema da simultaneidade entre armas de fogo e crimes, previamente mencionado em 2.2, torna o estimador de mínimos quadrados ordinários enviesado para estimar a relação causal entre as variáveis de interesse. Uma possível saída para essa questão é o uso de variáveis instrumentais. Em Cerqueira e Mello (2012), o autor utiliza como instrumentos as interações entre a *dummy* do Estatuto do Desarmamento, o estoque de armas em 2003 e *dummies* criadas com base no tamanho da população.

A hipótese de identificação utilizada em Cerqueira e Mello (2012) é baseada na implementação do Estatuto do Desarmamento, ao fim de 2003, que torna ilegal o porte de armas por civis, exceto em casos de necessidade comprovada. O Estatuto foi uma lei implementada em todo o país, sendo exógena em relação a taxa de homicídios dos municípios e estados brasileiros. A ilegalidade do porte de armas implica em uma diminuição da oferta de armas. Logo, espera-se

que o Estatuto do Desarmamento tenha sido um choque negativo na prevalência de armas no país.

Entretanto, mesmo com o Estatuto sendo aplicado em todo o país da mesma forma, seu impacto na prevalência de armas é dependente do estoque de armas anterior a sanção da lei. Deste modo, interage-se a *dummy* que indica os anos em que o Estatuto do Desarmamento está em vigor com a medida de armas de cada município em 2003, ano exatamente anterior a sanção do Estatuto. Deste modo, intende-se a captar os efeitos heterogêneos da sanção do Estatuto em relação a prevalência de armas anterior a sanção.

Por fim, os autores admitem a existência de reações heterogêneas do Estatuto em relação ao tamanho das cidades, argumentando que a percepção de criminalidade da população tende a variar quanto maior for a cidade. Para uma dada taxa de homicídios, o valor absoluto de homicídios é tão maior quanto maior a população. Neste caso, é possível que o clima de insegurança seja maior, de modo que a demanda por armas seja maior nestes locais.

Sendo assim, o primeiro estágio do modelo, a equação de armas, é dado por:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Armas}_{it}) = & \delta_0 + \delta_1(\lambda^{ED} * \text{Armas}_{i,2003}) + \sum_{p=1}^3 \beta_p(\lambda^{ED} * \text{Armas}_{i,2003} * \lambda^p) \\ & + \sum_{p=1}^3 \tau_p \lambda^p + \sum_{m=1}^{183} \chi_m \lambda^m + \sum_{a=2001}^{2007} \gamma_a \lambda^a + \sum_{p=1}^3 \sum_{a=2001}^{2007} \gamma_{ap} \lambda^a \lambda^p + \nu_{it} \end{aligned} \quad (3.2)$$

onde $\sum_{m=1}^{183} \chi_m \lambda^m$, $\sum_{a=2001}^{2007} \gamma_a \lambda^a$ e $\sum_{p=1}^3 \sum_{a=2001}^{2007} \gamma_{ap} \lambda^a \lambda^p$ são, respectivamente, os efeitos fixos de municípios, de ano e a tendência temporal por tamanho de cidade.

A exogeneidade do instrumento é baseada no fato de que o Estatuto do Desarmamento foi aplicado em todos os municípios, independente de sua taxa de criminalidade prévia. Sendo assim, em nível municipal, os instrumentos não deveriam possuir correlação com a taxa de crimes.

A correlação dos instrumentos com a variável de estoque de armas, por sua vez, é sustentada pela efetividade do estatuto em diminuir o estoque de armas da população. Entretanto, o estatuto não necessariamente teve a mesma efetividade em todos os lugares, pois depende do poder das instituições responsáveis pela segurança pública local: locais com instituições que tenham maior efetividade no cumprimento do estatuto podem ser os mesmos locais que seriam mais efetivos na garantia da segurança pública.

Por último, um outro problema para estimar a equação 3.1 é a própria medida de armas. No presente trabalho, será utilizada a proxy de proporção de suicídios cometidos por arma de fogo, devido a sua validade atestada pela literatura e também porque já foi utilizada em outros trabalhos nacionais (CERQUEIRA; MELLO, 2012; CERQUEIRA; MELLO et al., 2013; OLIVEIRA; ROSTIROLLA, 2017). Apesar das limitações desta medida, acreditamos que esta é ainda a melhor opção disponível.

3.2 Abordagem GMM

Um componente bastante importante dentro da dinâmica criminal, e que não foi considerado pelo modelo de Cerqueira e Mello (2012), é o componente inercial. A literatura sobre criminalidade apresenta evidências da persistência temporal nas taxas de crime, incluindo evidências para o Brasil (SANTOS, 2009).

Sendo assim, faz-se necessário a adição do componente inercial na equação 3.1. Entretanto, estimar a especificação da equação 3.1 por mínimos quadrados ordinários com o componente inercial, dentro de uma estrutura de dados em painel com um curto período de tempo, resulta em um problema conhecido como “*Nickell bias*”. Apresentado em Nickell (1981), quando o processo gerador de dados é dependente de uma defasagem da variável dependente, o estimador de efeitos fixos é viesado, pois subtrair a média das variáveis dependentes e explicativas do modelo cria uma correlação entre regressor e termo de erro.

Para contornar este problema, a literatura sugere o uso de modelos de painéis dinâmicos, sendo os mais conhecidos o *Difference GMM* (ARELLANO; BOND, 1991) e o *System GMM* (BLUNDELL; BOND, 1998). No primeiro, estima-se a regressão desejada em primeiras diferenças e instrumentaliza-se as variáveis endógenas pelas suas próprias defasagens. Entretanto, é consenso que as defasagens das variáveis endógenas possam ser instrumentos fracos. O *System GMM* adiciona condições de momento que permitem a utilização das defasagens das primeiras diferenças como instrumentos na equação em nível, tornando a estimação mais consistente. Neste trabalho serão apresentados os resultados estimados pelo *System GMM* apenas.

O modelo a ser estimado passa a ser:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Taxa de Crimes})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Taxa de Crimes})_{i,t-1} + \psi \ln(\text{Armas})_{it} + \Delta X_{it} \\ & + \lambda_t + \sum_{p=1}^{n-1} \gamma(\lambda^p * \lambda_t) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.3)$$

onde as notações apresentadas são as mesmas e X_{it} é um conjunto de covariadas.

Neste trabalho serão adicionadas como variáveis de controle a proporção da população em diferentes faixas etárias, pois existem evidências de correlação entre a distribuição etária de uma determinada população com a criminalidade local (SCHNEIDER, 2007). Adicionalmente, será adicionada a proporção de homens nestas mesmas faixas etárias, por serem um grupo que tende a sofrer e cometer mais atos violentos.

Por fim, será adicionada como variável de controle a densidade populacional de cada município. A densidade populacional apresenta ligação com índices de violência através da maior desorganização social que uma área popularmente densa pode ter (SHICHOR; DECKER; O'BRIEN, 1979).

4 Dados

Os exercícios apresentados na seção anterior serão aplicados nos 184 municípios do estado do Ceará, entre os anos de 2000 e 2007. A razão pela escolha do Ceará sustenta-se no fato do mesmo ter apresentado uma dinâmica da criminalidade bem diferente de São Paulo. A escolha deste período de tempo tem como principal intuito fortalecer o instrumento, utilizando um período de três anos em torno da sanção do Estatuto do Desarmamento. Embora seja útil tratar da dinâmica criminal em um período mais recente, supomos que utilização de um curto período em torno de 2003 permitiria uma estimação mais consistente da relação causal a ser estudada.

Assim como diversos estados do nordeste, o Ceará é uma das unidades federativas que tem apresentado crescimento na taxa de homicídios, sendo o 5º maior crescimento desta taxa, entre 2006 e 2016 (CERQUEIRA et al., 2018). Esse aumento da violência pode ser rastreado para um período anterior a 2006 ainda. Observando a figura 4.1, pode-se notar o crescimento da violência no estado a partir dos anos 90.

Figura 4.1 – Evolução temporal da taxa de homicídios por 100 mil habitantes

Fonte: Elaboração própria

Por outro lado, a evolução da proporção de suicídios por armas de fogo, *proxy* utilizada para armas de fogo, apresentada na figura 4.2, assim como em São Paulo, tem apresentado uma tendência de queda.

Um possível problema envolvendo o uso desta *proxy* para observações mais desagregadas, como um *cross-section* ou painel para municípios, é a quantidade de valores nulos. Em locais

Figura 4.2 – Evolução temporal da proporção de suicídios por armas de fogo

Fonte: Elaboração própria

com pequenos municípios, como o Ceará, é recorrente a existência de períodos em que não há suicídios em diversos municípios. Neste caso, a variável de proporção de suicídios por armas de fogo torna-se indefinida.

Tabela 4.1 – Ocorrência de zeros nas estatísticas de suicídios e suicídios por armas de fogo por ano

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Suicídios por armas de fogo								
Qtd. de zeros	166	159	156	162	160	155	164	168
Proporção	90.22%	86.41%	84.78%	88.04%	86.96%	84.24%	89.13%	91.30%
Suicídios								
Qtd. de zeros	112	97	86	92	79	78	82	82
Proporção	60.87%	52.72%	46.74%	50.00%	42.93%	42.39%	44.57%	44.57%

Fonte: Elaboração própria

Para contornar este problema, as taxas de suicídios por armas e fogo e taxa total de suicídios, serão reestimadas por meio do cálculo de taxas bayesianas empíricas (MARSHALL, 1991). A ideia por trás do método diz que, para uma população em risco relativamente pequena, a taxa bruta ⁸ não reflete a real probabilidade de ocorrência do evento, pois a amostra não é grande o suficiente para que a taxa bruta convirja para a verdadeira probabilidade de ocorrência

⁸ A taxa bruta de algum evento é a razão entre o número de ocorrências sobre a população em risco.

Uma diferença notável dos métodos frequentistas para os métodos bayesianos está em assumir que os parâmetros de uma distribuição também são variáveis aleatórias. O cálculo de taxas bayesianas empíricas supõe que o parâmetro de interesse, θ , para todos os municípios, tenha sido retirado de uma mesma distribuição. De modo que a esperança deste parâmetro seja igual a média observada para o estado. O cálculo da taxa para cada município é uma média ponderada entre a taxa bruta (r_i) e a média global ($\hat{m}$), do estado.

$$\hat{\theta}_i = C_i r_i + (1 - C_i) \hat{m} \quad (4.1)$$

onde $C_i = \frac{s^2 - \frac{\hat{m}}{n}}{s^2 - \frac{\hat{m}}{n} + \frac{\hat{m}}{n_i}}$ e $s^2 = \sum_{i=1}^n \frac{n_i(r_i - \hat{m})^2}{n}$. Em linhas gerais, este fator de ponderação C_i reajusta as taxas de modo que, caso uma observação tenha uma população em risco relativamente menor que a população do estado, a taxa calculada será mais próxima da média global.

Uma alteração possível neste método é substituir a média global do estado por uma média local, sendo esta a média bruta dos vizinhos mais próximos de cada município. Neste trabalho, iremos utilizar como matriz de ponderação uma matriz rainha de primeira ordem, e a matriz rainha de segunda ordem para efeitos comparativos, dando peso igual a todos os vizinhos. Em linhas gerais, serão considerados vizinhos de um determinado municípios, todos os municípios que fazem com o mesmo e todos os municípios que fazem fronteira com estes últimos.

O método das taxas bayesianas empíricas foi desenhado para estimar taxas populacionais. Devido a perda de informação da medida de armas, nos municípios onde não ocorreu nenhum suicídio durante o ano, é necessário estimar, separadamente, as taxas de suicídios e suicídios por armas de fogo. As figuras 4.3 e 4.4 apresentam um comparativo entre os valores originais de suicídios e suicídios por armas de fogo, respectivamente, com os valores estimados.

As figuras apresentadas ilustram uma característica do método que é o *overshrinking*. O *overshrinking* é definido como a tendência em trazer as taxas estimados em direção a média. Neste caso, é claro notar que existe uma tendência em sobrestimar os valores menores e subestimar os valores maiores da distribuição.

A escolha pela matriz rainha de primeira ordem, como matriz principal é baseada na tendência da mesma em distorcer menos a distribuição. As figuras 4.3 e 4.4 mostram que, os valores estimados usando a matriz rainha de primeira ordem estão mais próximos da reta de 45° da figura, indicando que não fogem muito do seu valor original⁹.

Um problema em ter de estimar, separadamente, os valores de suicídios e suicídios por armas de fogo reside nos parâmetros utilizados pelo método para a estimação das taxas não serem compatíveis entre si. Em particular, o parâmetro s^2 é calculado com base na dispersão local dos eventos. Embora os suicídios sejam eventos raros, suicídios por armas de fogo são mais raros ainda. Neste caso, os parâmetros locais s^2 tendem a ser maiores, o que cria uma desconformidade

⁹ Outro ponto a favor do uso da matriz rainha de primeira ordem é a primeira lei da geografia (TOBLER, 1970). A intenção do método é utilizar informações das unidades vizinhas para si. Neste caso, primeira lei da geografia serve para dar respaldo de que, os vizinhos mais próximos, são suficientes para expandir o conjunto de informação.

Figura 4.3 – Gráfico de dispersão entre as ocorrências de suicídios e suicídios estimados

Fonte: Elaboração própria

Figura 4.4 – Gráfico de dispersão entre as ocorrências de suicídios por armas de fogo e suicídios por armas de fogo estimados

Fonte: Elaboração própria

entre os parâmetros locais C_i . Sendo assim, em algum dos casos, após a divisão dos valores estimados, algumas proporções apresentaram-se maiores que 1. Para contornar este problema, foi aplicada a função logística nas medidas de armas, para mantê-las no intervalo entre 0 e 1.

A tabela 4.2 apresenta as estatísticas descritivas das medidas de armas, com os valores originais, os valores estimados e os valores estimados após a aplicação da função logística.

Tabela 4.2 – Distribuição da proporção de suicídios por armas de fogo original e estimadas

Prop. de suicídios por armas de fogo	Média	DP	Mín	Q1	Q2	Q3	Máx	N
Original	0.13	0.28	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	764
Taxas bayesianas								
Primeira ordem	0.16	0.24	0.00	0.00	0.10	0.21	3.75	1323
Segunda ordem	0.14	0.16	0.00	0.06	0.10	0.18	3.05	1471
Taxas bayesianas e função logística								
Primeira ordem	0.54	0.05	0.50	0.50	0.52	0.55	0.98	1323
Segunda ordem	0.53	0.03	0.50	0.51	0.53	0.54	0.95	1471

Fonte: Elaboração própria

Mais uma vez, é possível que o uso da matriz rainha de segunda ordem tende a se aproximar mais da média original, ao custo da dispersão da distribuição, vistos através do menor desvio padrão e menor intervalo interquartil, em comparação a matriz rainha de primeira ordem. É válido ressaltar também que o uso da matriz rainha de primeira ordem é bem sucedido em resgatar o número de observações perdidos na taxa original.

Este trabalho segue a convenção da literatura e utiliza as principais variáveis especificadas em logaritmo. A vantagem desta transformação é a fácil interpretação dos parâmetros de interesse, que passam a ser lidos como elasticidades. Entretanto, uma desvantagem é a perda de observações cujo valor da variável em nível é igual a zero.

Ao observar a distribuição da taxa de homicídios na figura 4.5, notamos alguma concentração da distribuição em 0. Na nossa base de dados, considerando os 184 municípios e 8 anos, isso implica em uma perda 23% das observações. Para evitar esta perda considerável no número de observações, as taxas de homicídios por 100 mil habitantes serão calculadas como:

$$\text{Taxa de homicídios}_{it} = \frac{\text{Homicídios}_{it} + 1}{\text{População}_{it}} * 100.000.$$

Esse problema poderia se agravar ao olharmos a distribuição da variável de proporção de suicídios por armas de fogo. Além da perda de observações nos municípios onde não houveram suicídios, ainda assim a distribuição da variável se mostra muito concentrada em valores iguais a zero, devido ao alto número de municípios onde não houveram suicídios por armas de fogo. Como apresentado nesta seção, utilizamos de métodos bayesianos para recalculas a proporção de suicídios por armas de fogo com o intuito de reduzir a perda de observações. Após recalculas as

Figura 4.5 – Distribuição da taxa de homicídios

Fonte: Elaboração própria

taxas, nota-se, na figura 4.6, um deslocamento da distribuição em direção a média, o que é um efeito já conhecido do método. Após a estimação, nenhuma observação possui valor igual a 0.

Figura 4.6 – Distribuição da proporção de suicídios por armas de fogo

Fonte: Elaboração própria

Uma hipótese, implicitamente, levantada em Cerqueira e Mello (2012), trata de efeitos heterogêneos da criminalidade e da prevalência de armas quanto ao tamanho da cidade. Existem evidências na literatura de que o tamanho de uma cidade pode afetar a taxa de crimes por diversos mecanismos (GLAESER; SACERDOTE, 1999). A figura 4.7 apresenta evidências de que, dentro da amostra do Ceará, a evolução da taxa de homicídios ocorreu de forma diferente, para cada grupo. Embora as cidades menores tenham se mantido como mais violentas, o crescimento mais agudo da taxa de homicídios se deu nas cidades maiores do estado. Deste modo, é possível

argumentar que o crescimento da violência no período estudado tenha bastante influência do que ocorreu nas maiores cidades do Ceará.

Figura 4.7 – Evolução temporal da taxa de homicídios e da proporção de suicídios por armas de fogo por número de habitantes

Fonte: Elaboração própria

Entretanto, ao olhar para a evolução temporal da proporção de suicídios, pouco se pode interpretar além da tendência decrescente, já esperada, para todos os grupos. Sendo assim, para a amostra do Ceará, existe pouca evidência de efeito heterogêneo na prevalência de armas, em relação ao tamanho da cidade. Esta evidência apresenta um possível problema de especificação, ao adaptar o modelo de Cerqueira e Mello (2012) para o caso do Ceará pois os diferentes comportamentos de grupos de cidade parecem ser explicativos para a taxa de homicídios, mas não para a prevalência de armas, de modo a não serem elegíveis como instrumentos adicionais.

A tabela A.1 apresenta as estatísticas descritivas das demais variáveis a serem utilizadas no trabalho.

Os dados de homicídios, suicídios e suicídios por armas de fogo foram obtidos através do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/Datasus). Foram considerados como homicídios os óbitos classificados, conforme o CID-10, nas subcategorias de X850 a Y059. Classificamos como suicídios os óbitos nas subcategorias de X700 a X849 e suicídios por armas de fogo os óbitos nas subcategorias de X720 a X749. A escolha por esta fonte de dados tem como intuito reduzir o erro de medida, visto que a categorização dos óbitos neste sistema é feita com base em critérios mais objetivos.

As variáveis referentes ao tamanho da população, faixas etárias e sexo foram obtidas junto a Rede Interagencial de Informações para a Saúde (Ripsa) e os dados sobre área de cada estado, utilizados para criar a variável de densidade populacional, foram obtidos junto ao IBGE.

5 Resultados

A tabela 5.1 apresenta os resultados da estimação do primeiro estágio da abordagem baseada em Cerqueira e Mello (2012). As colunas de (4) a (7) apresentam as estimações utilizando os mesmos instrumentos especificados em Cerqueira e Mello (2012). As colunas (8) e (9) apresentam as estimações desconsiderando as *dummies* de grupo de população e as interações triplas entre a variável de Estatuto do Desarmamento, armas em 2003 e *dummies* de grupo de população, devido a ausência de base empírica para a hipótese de reação heterogênea ao Estatuto, por tamanho de população, como visto na figura 4.7.

Tabela 5.1 – Resultados da estimação do primeiro estágio do *2sls*

	ln(<i>Armas</i>)					
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\lambda_{ED} * \ln(Armas_{2003})$	-0.06074** (0.02571)	-0.67462*** (0.07714)	-0.61942*** (0.11473)	-0.59819*** (0.14050)	-0.67106*** (0.08211)	-0.66532*** (0.09101)
$\lambda_{ED} * \ln(Armas_{2003}) * \lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	0.02990 (0.02939)	-0.01085 (0.02443)	0.11318 (0.29754)	0.01621 (0.27756)		
$\lambda_{ED} * \ln(Armas_{2003}) * \lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.02341 (0.03189)	0.00055 (0.02511)	-0.06255 (0.24469)	-0.11325 (0.26796)		
$\lambda_{ED} * \ln(Armas_{2003}) * \lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.02262 (0.02838)	-0.01230 (0.02142)	-0.42929** (0.19439)	-0.37448* (0.20992)		
$\lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	-0.02485 (0.02752)	-0.01757 (0.02679)	-7,161.95 (5.09675*10 ⁷)	0.01836 (0.03990)		
$\lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.01992 (0.04842)	0.01884 (0.04583)	7,030.99 (2.85207*10 ⁷)	0.03146 (0.05083)		
$\lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.03577 (0.05300)	0.05095 (0.05034)	8,686.30 (4.03964*10 ⁷)	0.05739 (0.05482)		
Observações	1,243	1,243	1,243	1,243	1,243	1,243
R ²	0.223	0.266	0.282	0.302	0.281	0.300
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim
Estatística F	3.838	12.07	12.50	6.299	7.178	5.845

Erros padrões robustos entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria

Em todas as especificações apresentadas, o coeficiente da interação entre a dummy de Estatuto do Desarmamento e a prevalência de armas em 2003 apresenta significância estatística e sinal negativo. Esse resultado valida duas hipóteses feitas em Cerqueira e Mello (2012): o Estatuto do Desarmamento diminuiu a prevalência de armas e teve um impacto maior em locais onde a prevalência de armas já era alta.

As *dummies* de população, não interagidas, não apresentaram significância estatística em nenhuma das especificações, o que evidencia a ausência de diferença em nível na prevalência de armas, quanto ao tamanho da cidade. A interação tripla entre as variáveis de população, Estatuto do Desarmamento e prevalência de armas em 2003 representa a hipótese de uma resposta diferente do estatuto na prevalência de armas, a depender do tamanho da cidade. Entretanto, é

válido ressaltar que a estatística F aumenta ao adicionarmos essas variáveis de modo que, mesmo que estas possam ter poder explicativo individual, conjuntamente, as mesmas geram um ganho de força no instrumento, justificando sua importância no modelo.

Exceto pelas especificações (5) e (6), a estatística F do primeiro estágio apresenta valor menor que 10. Staiger e Stock (1994) recomendam um valor para a estatística F de pelo menos 10, para que o instrumento não seja considerado fraco. Neste caso, a correlação entre o instrumento e a variável endógena existe, mas as estimativas do primeiro estágio são mais imprecisas.

A estratégia de identificação empregada em Cerqueira e Mello (2012) é bastante dependente da efetividade do Estatuto do Desarmamento em cumprir com seu papel de reduzir o estoque de armas na população. O Estatuto do Desarmamento foi uma lei promulgada em todo o Brasil, porém a efetividade de sua aplicação dependeu do poder das instituições de segurança pública de cada estado. A ausência de força do instrumento na amostra do Ceará evidencia uma possível inefetividade na aplicação do estatuto dentro do estado.

A tabela 5.2 apresenta os resultados da estimação do segundo estágio da abordagem baseada em Cerqueira e Mello (2012). As colunas de (1) a (3) possuem as estimativas de mínimos quadrados ordinários. As colunas de (4) a (6) apresentam as estimações com a variável de armas instrumentalizadas com o instrumento completo e as colunas de (7) a (9) desconsiderando os efeitos heterogêneos por tamanho de cidade no instrumento.

Da especificação (1) para a (2) e de (4) para (5), quando adicionamos efeitos fixos de ano, nota-se que o coeficiente de armas muda seu sinal de negativo para positivo. Essa evidência traz luz ao que foi apresentado nos gráficos 4.1 e 4.2: a variação intramunicipal da prevalência de armas, dentro da amostra do Ceará, é correlacionada de forma não negativa com a taxa de homicídios.

Nas especificações de (4) a (7), o p-valor do teste de sobreidentificação de Hansen indica que os instrumentos adotados são válidos, isto é, não estão correlacionados com os resíduos da equação. Exceto pela especificação (4), em todas as demais especificações que consideram a variável de armas instrumentalizadas, o coeficiente desta é positivo e significativo. É válido destacar as especificações (5) e (6), onde o instrumento é considerado forte e suficiente. Nestas especificações, o coeficiente da variável de armas mantém significância e sinal, apresentando apenas um valor menor que os demais.

Por fim, das variáveis de controle, apenas a proporção da população entre 35 e 39 anos apresentou significância estatística. É válido ressaltar que as variáveis de controle estão bastante correlacionadas entre si, de modo que seja esperado que nem todas apresentem significância. Adicionalmente, o fato de uma camada mais velha da população estar negativamente correlacionada com a taxa de homicídios, corrobora com a tese de que os mais jovens são os que estão mais propensos a cometer e sofrer violência.

A tabela 5.3 apresenta as estimações para a abordagem do *System GMM*. As colunas de (1) a (3) apresentam as estimações sem a instrumentalização da variável de armas. As colunas de (4) a (6) apresentam as estimações com a variável de armas instrumentalizadas com o instrumento

Tabela 5.2 – Resultados da estimação do segundo estágio do 2sls

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV2SLS	(5) IV2SLS	(6) IV2SLS	(7) IV2SLS	(8) IV2SLS	(9) IV2SLS
ln(Armas)	-0.05486 (0.21247)	0.06682 (0.21810)	0.10686 (0.21931)	-3.12369** (1.57844)	1.75575** (0.82321)	1.97423** (0.86483)	2.28973*** (0.86972)	2.16617** (0.83668)	2.54814*** (0.83129)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos							-14.02703 (17.40643)		-17.90091 (17.72968)
20 a 24 anos							16.60737 (18.18948)		14.90018 (18.10058)
25 a 29 anos							21.52071 (28.12581)		17.30573 (28.41133)
30 a 34 anos							11.29184 (30.00157)		7.11412 (30.59368)
35 a 39 anos							-48.84592* (28.10466)		-52.92882* (28.58292)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos							29.58868 (29.74222)		34.99238 (29.93515)
20 a 24 anos							-48.97025 (35.83846)		-48.40117 (36.14813)
25 a 29 anos							-41.80318 (47.27331)		-37.50641 (47.48822)
30 a 34 anos							-6.07745 (52.04350)		-2.14765 (52.93191)
35 a 39 anos							50.58442 (48.90631)		56.35486 (49.61236)
Total							-15.00798 (17.76332)		-15.81721 (18.19921)
Densidade populacional							-0.00028 (0.00028)		-0.00034 (0.00031)
Observações	1,323	1,323	1,323	1,243	1,243	1,243	1,243	1,243	1,243
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste F - p-valor	0.7965	0.7597	0.6267	0.0494	0.0344	0.0240	0.0201	0.0240	0.0242
Estatística Hansen-J - p-valor				0.268	0.139	0.312	0.121		

Erro padrão robusto entre parênteses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria

completo e as colunas de (7) a (9) desconsiderando os efeitos heterogêneos por tamanho de cidade no instrumento.

Em geral, os testes de sobreidentificação de Hansen e Sargan rejeitam a hipótese de que os instrumentos não sejam exógenos. Em todas as especificações, os testes de Arellano e Bond (1991) para AR(1) rejeitam a hipótese nula, indicando que a adição da primeira defasagem temporal da variável dependente como variável explicativa é válida. Adicionalmente, os testes de Arellano e Bond (1991) para AR(2) indicam que a segunda defasagem temporal da variável dependente não possui correlação com o a variável no período t , de modo a ser válida a sua utilização como instrumentos para a primeira defasagem temporal.

Em todas as especificações, o coeficiente da defasagem temporal da taxa de homicídios apresenta significância estatística, mostrando-se um forte preditor da taxa de homicídios no período posterior. O valor do coeficiente varia entre 0.14 e 0.20, abaixo do valor estimado, de 0.518, para todos os estados brasileiros em Santos (2009), porém dentro do intervalo de

Tabela 5.3 – Resultados da estimação do *System GMM*

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln(Armas)	-2.58330*** (0.25997)	0.25149 (0.23711)	0.27140 (0.25751)	-0.00402 (0.26423)	0.05273 (0.23171)	-0.00035 (0.28331)	0.14529 (0.28322)	0.12541 (0.23059)	0.08890 (0.27965)
ln(Taxa de Homicídios _{t-1})	0.39134*** (0.06407)	0.15630*** (0.03787)	0.16858*** (0.04274)	0.20158*** (0.03982)	0.15356*** (0.04137)	0.17104*** (0.04949)	0.14003*** (0.03753)	0.14089*** (0.03888)	0.17516*** (0.04977)
Prop. da população por faixa etária									
15 e 19 anos			-10.62236 (16.52759)			-24.17809 (18.27383)			-15.43787 (17.03397)
20 e 24 anos			3.79734 (13.82108)			-1.72679 (13.75186)			-1.00965 (14.01537)
25 e 29 anos			6.53201 (17.02547)			11.91382 (21.74579)			12.11814 (23.35577)
30 e 34 anos			6.58646 (19.28234)			40.10456 (26.98821)			35.81484 (28.43026)
35 e 39 anos			22.01102 (20.32142)			15.02419 (25.30997)			18.57414 (25.58512)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 e 19 anos			10.15481 (26.37473)			42.21961 (32.80715)			32.45099 (31.61473)
20 e 24 anos			-3.55914 (22.96738)			-13.12551 (24.71366)			-25.89080 (24.48595)
25 e 29 anos			-13.02524 (28.36141)			-10.20589 (33.64808)			-2.96501 (37.87764)
30 e 34 anos			-6.45250 (32.41142)			-60.65626 (40.37158)			-53.53972 (40.26329)
35 e 39 anos			-27.31177 (34.88069)			-24.40395 (38.97019)			-30.95179 (39.72463)
Total			1.81132 (7.85252)			-1.22309 (8.13770)			-0.80494 (7.91365)
Densidade populacional			0.00008** (0.00004)			0.00006* (0.00003)			0.00006* (0.00003)
Observações	1,166	1,166	1,166	1,094	1,094	1,094	1,094	1,094	1,094
Nº de municípios	184	184	184	170	170	170	170	170	170
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumentalizado	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumento completo	-	-	-	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste sobreidentificação de Hansen - p-valor	8.01×10^{-8}	0.175	0.00638	0.110	1.43×10^{-10}	0	0.464	5.72×10^{-10}	0
Teste sobreidentificação de Sargan - p-valor	0	0.00308	7.04×10^{-5}	1.19×10^{-5}	4.62×10^{-8}	9.62×10^{-9}	0.0125	5.65×10^{-5}	1.67×10^{-6}
Teste Arellano-Bond para AR(1) - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste Arellano-Bond para AR(2) - p-valor	0.283	0.664	0.622	0.511	0.653	0.637	0.742	0.712	0.594
Erro padrão entre parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fonte: Elaboração própria

confiança estimado pelo mesmo, de 0.0824 a 0.9536.

Excetuando a especificação (1), em todos os casos, o coeficiente de armas não apresenta valor estatisticamente significativo, não suportando os resultados da tabela 5.2. A adição a defasagem temporal da variável dependente torna a interpretação do parâmetro de armas diferente da esperada: sob uma interpretação de viés de variável omitida, a defasagem temporal da taxa de homicídios traz consigo todas as informações de processos que afetam a criminalidade e são persistentes no tempo: como a entrada de facções criminosas, expansão de programas de assistência social, etc. Neste caso, a ausência de significância do coeficiente de armas indica que a alteração na prevalência de armas pode ter um papel menor em explicar a dinâmica da criminalidade no Ceará.

A restrição ao porte de posse de armas feita pelo Estatuto do Desarmamento, embora possa ter aumentado os custos de obtenção de armas também por parte de criminosos, impactou de forma mais significativa a população que tende a seguir as leis. Neste caso, a efetividade da restrição de armas também depende de uma certa preferência pelo método. Se os meios pelos quais os indivíduos cometiam homicídios já não era tão intenso em armas de fogo, então é esperado que uma restrição das mesmas tenha pouco efeito sobre a taxa de crimes em geral. A figura A.1 parece dar suporte a essa hipótese.

Mesmo no começo do período estudado, a proporção de homicídios com armas de fogo no Ceará se apresenta muito abaixo da proporção pro Brasil como um todo. E mesmo apresentando crescimento neste período, a mesma se mantém abaixo da média nacional. Isso pode indicar que existe uma preferência muito baixa no Ceará de se cometer violência com armas de fogo. Neste caso, o índice de violência no Estado torna-se pouco sensível a uma variação na prevalência de armas de fogo devido a um comportamento próprio do local.

6 Análise de robustez

Neste capítulo, serão apresentadas replicações dos exercícios principais utilizando estratégias alternativas para algumas hipóteses feitas neste trabalho. A primeira seção apresenta os resultados utilizando uma nova estratégia para lidar com o problema de endogeneidade, enquanto a segunda seção apresenta os resultados utilizando critérios para lidar com a alta incidência nas variáveis de suicídios.

6.1 Endogeneidade

Um método alternativo para lidar com a endogeneidade de simultaneidade inerente à relação entre armas de fogo e criminalidade, consiste em utilizar a primeira defasagem temporal da medida de armas de fogo como variável explicativa.

Primeiro, supõe-se como invariante no tempo o sinal da correlação entre um aumento de estoque de armas e a criminalidade. Adicionalmente, mesmo que a prevalência de armas afete a taxa de crimes em um determinado período, supõe-se que a prevalência de armas em um dado período não pode ser explicada pela taxa de crimes do período posterior pois, neste caso, a prevalência de armas é pré determinada, em relação a taxa de crimes.

Sendo assim, diversos trabalhos utilizam desta estratégia para resolver o problema de simultaneidade (KHALIL, 2017; LANG, 2016; COOK; LUDWIG, 2006; SIEGEL; ROSS; III, 2013). Entretanto, existe um problema de viés de variável omitida pouco discutido nos trabalhos que utilizam desta estratégia.

O problema de simultaneidade entre $Armas_t$ e $Crimes_t$ implica em uma correlação entre as variáveis de interesse que deve valer para todos os períodos t , inclusive $t - 1$. Entretanto, como já discutido neste trabalho, existe uma relação inercial dentro da dinâmica criminal, de modo que $Crimes_{t-1}$ esteja correlacionado com $Crimes_t$. Deste modo, uma regressão linear de $Crimes_t$ contra $Armas_{t-1}$ deve sofrer do problema de viés de variável omitida, pois $Crimes_{t-1}$ está simultaneamente correlacionada com as duas variáveis de interesse.

A metodologia de painel dinâmico empregada neste trabalho, permite utilizar esta estratégia de solução para endogeneidade, corrigindo o problema de viés de variável omitida, por vezes ignorado em outros trabalhos. A tabela 6.1 apresenta as estimações do *System GMM*, utilizando a defasagem da medida de armas como principal variável explicativa.

Também neste caso, os testes de Arellano e Bond (1991) para AR(1) e AR(2) comprovam a necessidade e adequação em utilizar a defasagem temporal da variável de homicídios como explicativa e o uso das demais defasagens como instrumentos.

Os resultados neste tipo de estimação são bastante semelhantes aos apresentados na tabela 5.3. Ao adicionar efeitos fixos de ano, o coeficiente muda o sinal de negativo para positivo, mas

Tabela 6.1 – Resultados da estimação do *System GMM* com defasagem temporal da medida de armas

	ln(Taxa de Homicídios)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(Armas _{t-1})	-2.29697*** (0.22602)	0.09050 (0.20639)	0.21656 (0.21836)	0.35074 (0.22224)
ln(Taxa de Homicídios _{t-1})	0.46639*** (0.05463)	0.17243*** (0.04032)	0.20294*** (0.04546)	0.22867*** (0.04888)
Prop. da população por faixa etária				
15 e 19 anos				-1.73719 (16.38156)
20 e 24 anos				9.89092 (12.55120)
25 e 29 anos				11.17480 (16.71766)
30 e 34 anos				18.98845 (19.63286)
35 e 39 anos				36.55463** (18.44780)
Prop. de homens na população por faixa etária				
15 e 19 anos				-6.85198 (27.41414)
20 e 24 anos				-14.73088 (21.12841)
25 e 29 anos				-19.68719 (25.39534)
30 e 34 anos				-31.85651 (27.74465)
35 e 39 anos				-57.64313* (29.78856)
Total				8.65555 (6.83068)
Densidade populacional				0.00006** (0.00003)
Observações	1,170	1,170	1,170	1,170
Nº de municípios	184	184	184	184
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0	0	0	0
Teste sobreidentificação de Hansen - p-valor	8.34×10^{-7}	0.0240	3.65×10^{-6}	3.06×10^{-7}
Teste sobreidentificação de Sargan - p-valor	0	6.37×10^{-7}	0	1.27×10^{-9}
Teste Arellano-Bond para AR(1) - p-valor	0	0	0	0
Teste Arellano-Bond para AR(2) - p-valor	0.0404	0.523	0.421	0.339

Erro padrão entre parênteses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria

perde significância estatística e assim se mantém, mesmo com a adição de efeitos heterogêneos por tamanho de cidade e as variáveis de controle.

6.2 Medida de armas

6.2.1 Imputando zero no lugar dos *missings*

O problema da inflação de zeros, apresentado na tabela 4.1 torna inviável a aplicação dos exercícios propostos neste trabalho. Para ilustrar isso, foram apresentadas, no apêndice B.1, os

resultados das regressões utilizando as taxas brutas de suicídios e suicídios por armas de fogo. Para evitar uma perda maior de observações, optou-se por não fazer a transformação logarítmica na variável de armas.

Como esperado, a quantidade de observações é bem menor do que a quantidade dos outros modelos. Uma consequência inicial deste fato é a impossibilidade de se usar erros padrão *cluster* robusto, devido a falta de graus de liberdade para tal. Nos resultados do primeiro estágio, apresentados na tabela B.1, em todas as especificações o instrumento se mostra fraco, com uma estatística F bem menor que 10. Os resultados do segundo estágio, apresentados na tabela B.2, se mostram bastante diferentes dos resultados do exercício principal, onde o coeficiente de armas não apresenta significância estatística em nenhuma especificação. A ausência de significância persiste nas estimativas do *System GMM*, apresentadas na tabela B.3. A baixa quantidade de observações utilizando as taxas brutas pode ter como consequência um viés amostral, ocasionando na inadequação dos resultados vistos nestas tabelas.

Um modo alternativo corrigir o problema da falta de informação na base é imputar zero na proporção de suicídios para os municípios onde não houve suicídio. Para os municípios onde não houve suicídios durante um ano, necessariamente, não pode ter havido um suicídio por arma de fogo. Embora a razão $\frac{0}{0}$ seja indefinida, pode-se pensar que, neste local, a disponibilidade de armas de fogo seja efetivamente baixa. Portanto, pode-se considerar a proporção de suicídios por armas de fogo como igual a 0, nestes casos. Também para evitar uma perda maior de observações, optou-se por não fazer a transformação logarítmica na variável de armas. Os resultados das regressões com essa variável são apresentados no apêndice B.2.

A tabela B.4 apresenta os resultados do primeiro estágio. Em relação à significância estatística do principal instrumento, os resultados se assemelham bastante aos do modelo principal deste trabalho. Assim como no modelo principal, as especificações que consideram os efeitos heterogêneos por tamanho de município possuem um valor maior para estatística F, reforçando a importância destas variáveis no conjunto de instrumentos.

As tabelas B.5 e B.5, entretanto, apresentam resultados distintos dos vistos na seção principal de resultados. Nos resultados do segundo estágio do *2sls*, nenhuma especificação apresenta significância estatística para o coeficiente de armas, e nos resultados do *System GMM*, algumas especificações apresentam. É válido ressaltar que a variável, de modo que foi construída, tende-se a ser bem mais concentrada em zero, logo, tendo uma menor variância em relação à variável calculada pelas taxas bayesianas empíricas.

6.2.2 Taxas bayesianas locais com matriz rainha de segunda ordem

O método das taxas bayesianas empíricas permite a utilização de diferentes critérios de vizinhança para a reestimação das taxas de interesse. É possível a utilização de critérios que aumentem o número de vizinhos a serem utilizadas, de modo a expandir o conjunto de informações utilizado na reestimação da taxa.

Entretanto, é válido ressaltar que existe um *trade-off* entre viés e variância envolvido na escolha do critério. Em um caso extremo, poderia ser usado o método de taxas globais, utilizando a toda informação disponível no estado. Porém, corre-se o risco de imputar informações de municípios muito diferentes entre si, enviesando a estimação da taxa.

No exercício principal deste trabalho, foi utilizado como critério de vizinhança, a matriz rainha de primeira ordem: considera-se vizinho de um dado município, todos os municípios que fazem fronteira com o mesmo. Nesta seção, apresentamos as estimações utilizando como critério, a matriz rainha de segunda ordem, que considera como vizinho de um dado, não apenas os municípios que fazem fronteira com este, mas os municípios que fazem fronteira com os vizinhos de primeira ordem. O apêndice B.3 apresenta as tabelas com a replicação dos exercícios apresentados.

Os resultados do primeiro estágio, apresentados na tabela B.7, são bastante semelhantes aos resultados apresentados na tabela 5.1, com a principal diferença sendo a estatística F das especificações que utilizam o instrumento completo. Em três, das primeiras quatro especificações, o primeiro estágio apresenta uma estatística F maior que 10, cumprindo com a regra de bolso de (STAIGER; STOCK, 1997), para considerar se um instrumento válido.

Os resultados do segundo estágio, observados na tabela B.8, por sua vez, apresentam uma conclusão distinta do que foi apresentado no exercício principal. Em todas as especificações, o coeficiente da medida de armas apresenta sinal negativo. Excetuando a especificação (4), todas as demais não apresentam significância estatística. O fato do primeiro estágio ter apresentado resultados de estatística F satisfatórios para a utilização do instrumento, faz com que este resultado faça coro aos resultados vistos na tabela 5.3, de que a prevalência de armas tem pouco poder explicativo sobre a criminalidade do estado do Ceará.

Por fim, a tabela B.9, que reporta os resultados das estimações por *System GMM*, também reporta resultados parecidos com os do exercício principal, corroborando com a tese de que a difusão de armas não é um determinante significativo para a criminalidade do Ceará. Os testes de especificação de Arellano e Bond (1991), mais uma vez, comprovam a adequação do modelo escolhido, e os testes de Hansen e Sargan rejeitam a sobreidentificação do modelo.

7 Conclusão

O objetivo deste trabalho foi apresentar evidências sobre papel da prevalência de armas de fogo na dinâmica criminal do Ceará, sob duas diferentes abordagens. Os resultados apresentados apontam para a existência de uma relação positiva ou nula entre armas de fogo e criminalidade, seguindo os principais resultados da literatura.

Na replicação do modelo apresentado em Cerqueira e Mello (2012), embora somente em poucas especificações, o instrumento tenha apresentado força, em todas elas, o coeficiente de armas de fogo apresentou correlação positiva e significativa, corroborando com a tese de que “mais armas, mais crimes”. A única diferença entre os modelos onde o instrumento apresentou força consiste no tamanho da estimativa, de modo que, mesmo nas especificações onde o instrumento era fraco, o estimador não apresentou um viés tão grande ao ponto de contradizer os resultados.

Os resultados apresentado na abordagem do *System GMM*, entretanto, indicam que o papel da variação na prevalência de armas de fogo é muito pequeno para explicar o crescimento da violência no Ceará. A adição da defasagem temporal da taxa de crimes como regressor na equação da taxa de crimes adiciona ao modelo toda a informação passada necessária para explicar a taxa de crimes atual. Neste caso, a interpretação do coeficiente de armas não só contém o resultado do efeito líquido de um aumento de armas sobre a criminalidade, mas também do seu papel dentro de uma dinâmica inteira de violência. Esta evidência levanta um questionamento sobre necessidade de mensurar o tamanho do papel das armas de fogo em diferentes locais, que é limitada pelo uso de uma *proxy* para armas de fogo e ausência de dados que permitam a calibração entre a *proxy* e uma medida real de prevalência de armas de fogo.

Uma das limitações deste trabalho inclui o uso da proporção de suicídios por armas de fogo como *proxy* para a prevalência de armas. Embora validada na literatura como melhor opção de *proxy*, seu uso em uma amostra com municípios com baixa população implica em uma grande perda no número de observações. O uso do método das taxas bayesianas empíricas para estimar as taxas de suicídios por armas de fogo e suicídios mostrou-se efetivo em recuperar uma grande parte da amostra perdida. Entretanto, o uso desta metodologia pode incorrer em um algum tipo de viés que não pôde ser mensurado neste trabalho. Pesquisas adicionais devem ser feitas para medir a prevalência de armas de fogo em locais com baixa população.

Por fim, este trabalho também apresentou uma estratégia diferente para lidar com problema de simultaneidade. Embora já utilizada em outros trabalhos, usar a defasagem temporal da medida de armas como regressor principal envolvia um problema de viés de variável omitida, que é solucionado com o uso do painel dinâmico. Essa estratégia possui a vantagem de não ser dependente da validade e força de instrumentos, sendo baseada apenas na hipótese de que uma variação no estoque de armas em um período presente e passado, possuem o mesmo sinal de correlação com a taxa de crimes do período presente. Os resultados apresentados são, em linhas

gerais, os mesmos que os resultados apresentados com o uso dos instrumentos de Cerqueira e Mello (2012), mostrando robustez dos resultados à estratégia de lidar com a simultaneidade.

Referências

- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, Wiley-Blackwell, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991.
- BARATI, M. New evidence on the impact of concealed carry weapon laws on crime. *International review of law and economics*, Elsevier, v. 47, p. 76–83, 2016.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. In: *The economic dimensions of crime*. [S.l.]: Springer, 1968. p. 13–68.
- BERTOLAI, J. D.; SCORZAFAVE, L. G. Property rights in illicit drug markets. 2018.
- BIDERMAN, C.; MELLO, J. M. D.; SCHNEIDER, A. Dry laws and homicides: evidence from the são paulo metropolitan area. *The economic journal*, Wiley Online Library, v. 120, n. 543, p. 157–182, 2010.
- BLANKSTEIN, A.; WILLIAMS, P.; ELBAUM, R.; CHUCK, E. *Las Vegas Shooting: 59 Killed and More Than 500 Hurt Near Mandalay Bay*. 2017. <https://www.nbcnews.com/storyline/las-vegas-shooting/las-vegas-police-investigating-shooting-mandalay-bay-n806461>. Acessado em 16 de abril de 2019.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.
- BRASIL. Decreto n. 9.685, de 15 de jan de 2019. jan 2019.
- CERQUEIRA, D.; MELLO, J. D. et al. *Evaluating a national anti-firearm law and estimating the causal effect of guns on crime*. [S.l.], 2013.
- CERQUEIRA, D. C.; LIMA, R. S. d.; BUENO, S.; NEME, C.; FERREIRA, H.; COELHO, D.; ALVES, P. P.; PINHEIRO, M.; ASTOLFI, R.; MARQUES, D. et al. Atlas da violência 2018. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2018.
- CERQUEIRA, D. R. d. C.; MELLO, J. M. P. d. Menos armas, menos crimes. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2012.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. The social costs of gun ownership. *Journal of Public Economics*, Elsevier, v. 90, n. 1-2, p. 379–391, 2006.
- DEPEW, B.; SWENSEN, I. D. *The Decision to Carry: The Effect of Crime on Concealed-Carry Applications*. [S.l.], 2016. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp10236.html>>.
- DONOHUE, J. J.; ANEJA, A.; WEBER, K. D. *Right-to-Carry Laws and Violent Crime: A Comprehensive Assessment Using Panel Data and a State-Level Synthetic Control Analysis*. [S.l.], 2017.
- DUGGAN, M. More guns, more crime. *INTERNATIONAL LIBRARY OF CRITICAL WRITINGS IN ECONOMICS*, EDWARD ELGAR PUBLISHING LTD, v. 195, n. 3, p. 221, 2006.

- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 81, n. 3, p. 521–565, 1973.
- ELLIS, R.; FANTZ, A.; KARIMI, F.; MCLAUGHLIN, E. C. *Orlando shooting: 49 killed, shooter pledged ISIS allegiance*. 2016. <https://edition.cnn.com/2016/06/12/us/orlando-nightclub-shooting/index.html>. Acessado em 16 de abril de 2019.
- FRANCO, L. *Escola do Realengo ainda luta para superar tragédia de 6 anos atrás no RJ*. 2017. <https://www1.folha.uol.com.br/cotidiano/2017/10/1929010-escola-do-realengo-ainda-luta-para-superar-tragedia-de-6-anos-atras-no-rj.shtml>. Acessado em 16 de abril de 2019.
- GIUS, M. An examination of the effects of concealed weapons laws and assault weapons bans on state-level murder rates. *Applied Economics Letters*, v. 21, n. 4, p. 265–267, March 2014. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/taf/apeclt/v21y2014i4p265-267.html>>.
- GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities? *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 107, n. S6, p. S225–S258, 1999.
- HOSKIN, A. W. Armed americans: The impact of firearm availability on national homicide rates. *Justice Quarterly*, Taylor & Francis, v. 18, n. 3, p. 569–592, 2001.
- KHALIL, U. Do more guns lead to more crime? understanding the role of illegal firearms. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Elsevier, v. 133, p. 342–361, 2017.
- KLECK, G. Measures of gun ownership levels for macro-level crime and violence research. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, Sage Publications, v. 41, n. 1, p. 3–36, 2004.
- KOENIG, C.; SCHINDLER, D. *Dynamics in Gun Ownership and Crime - Evidence from the Aftermath of Sandy Hook*. [S.l.], 2018. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/bri/uobdis/18-694.html>>.
- KOVANDZIC, T.; SCHAFFER, M. E.; KLECK, G. Estimating the causal effect of gun prevalence on homicide rates: A local average treatment effect approach. *Journal of quantitative criminology*, Springer, v. 29, n. 4, p. 477–541, 2013.
- KUKHARSKYY, B.; SEIFFERT, S. Gun violence in the us: Correlates and causes. 2017.
- LANG, M. State firearm sales and criminal activity: evidence from firearm background checks. *Southern Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 83, n. 1, p. 45–68, 2016.
- LEVINE, P. B.; MCKNIGHT, R. Firearms and accidental deaths: Evidence from the aftermath of the sandy hook school shooting. *Science*, American Association for the Advancement of Science, v. 358, n. 6368, p. 1324–1328, 2017.
- LOTT JR, J. R.; MUSTARD, D. B. Crime, deterrence, and right-to-carry concealed handguns. *The Journal of Legal Studies*, The University of Chicago Press, v. 26, n. 1, p. 1–68, 1997.
- MAIA, D.; AMÂNCIO, T.; MOZER, B.; PAGNAN, R. *Homem atira dentro de igreja em Campinas, mata quatro e se suicida*. 2018. <https://www1.folha.uol.com.br/cotidiano/2018/12/homem-atira-dentro-de-igreja-em-campinas-mata-quatro-e-se-suicida.shtml>. Acessado em 16 de abril de 2019.

- MANSKI, C. F.; PEPPER, J. V. How do right-to-carry laws affect crime rates? coping with ambiguity using bounded-variation assumptions. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 100, n. 2, p. 232–244, 2018.
- MARSHALL, R. J. Mapping disease and mortality rates using empirical bayes estimators. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, Wiley Online Library, v. 40, n. 2, p. 283–294, 1991.
- MARVELL, T. B.; MOODY, C. E. Prison population growth and crime reduction. *Journal of Quantitative criminology*, Springer, v. 10, n. 2, p. 109–140, 1994.
- MCELROY, M. B.; WANG, W. Seemingly inextricable dynamic differences: The case of concealed gun permit, violent crime and state panel data. 2017.
- NAGHAVI, M.; MARCZAK, L. B.; KUTZ, M.; SHACKELFORD, K. A.; ARORA, M.; MILLER-PETRIE, M.; AICHOOR, M. T. E.; AKSEER, N.; AL-RADDADI, R. M.; ALAM, K. et al. Global mortality from firearms, 1990-2016. *Jama*, American Medical Association, v. 320, n. 8, p. 792–814, 2018.
- NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1417–1426, 1981.
- OLIVEIRA, C.; NETO, G. B. The deterrence effects of gun laws in games with asymmetric skills and information. *Review of Law & Economics*, v. 11, n. 3, p. 435–452, 2015.
- OLIVEIRA, C.; ROSTIROLLA, C. C. Mais armas de fogo, mais homicídios? uma evidência empírica para a região metropolitana de porto alegre a partir de dados em painel. 06 2017.
- PAULUZE, T.; MAIA, D.; RODRIGUES, A.; HENRIQUE, A.; ESTARQUE, M.; PAGNAN, R.; PINHO, A.; ZVARICK, L. *Ex-alunos matam oito pessoas em ataque a escola em Suzano*. 2019. <https://www1.folha.uol.com.br/cotidiano/2019/03/atiradores-matam-cinco-alunos-e-um-funcionario-em-escola-em-suzano-na-grande-sp.shtml>. Acessado em 16 de abril de 2019.
- RUBIN, P. H.; DEZHBAKHSH, H. The effect of concealed handgun laws on crime: beyond the dummy variables. *International Review of Law and Economics*, Elsevier, v. 23, n. 2, p. 199–216, 2003.
- SANTOS, M. J. dos. Dinâmica temporal da criminalidade: mais evidências sobre o “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. *Revista Economia*, v. 10, n. 1, p. 169–194, 2009.
- SANTOS, M. J. dos; KASSOUF, A. L. Avaliação de impacto do estatuto do desarmamento na criminalidade: Uma abordagem de séries temporais aplicada à cidade de são paulo/assessing the disarmament statute impact on crime rates: a time series approach applied to são paulo city. *Economic Analysis of Law Review*, Universidade Católica de Brasília UCB, v. 3, n. 2, p. 307, 2012.
- SCHNEIDER, A. Mudança demográfica e a dinâmica dos homicídios no estado de são paulo. *São Paulo em perspectiva*, v. 21, n. 1, p. 19–30, 2007.
- SCORZAFAVE, L. G.; SOARES, M. K.; DORIGAN, T. A. 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)*, SciELO Brasil, v. 45, n. 3, p. 475–497, 2015.

- SHERMAN, L. W.; WEISBURD, D. General deterrent effects of police patrol in crime “hot spots”: A randomized, controlled trial. *Justice quarterly*, Taylor & Francis, v. 12, n. 4, p. 625–648, 1995.
- SHICHOR, D.; DECKER, D. L.; O’BRIEN, R. M. Population density and criminal victimization: Some unexpected findings in central cities. *Criminology*, Wiley Online Library, v. 17, n. 2, p. 184–193, 1979.
- SIEGEL, M.; ROSS, C. S.; III, C. K. The relationship between gun ownership and firearm homicide rates in the united states, 1981–2010. *American journal of public health*, American Public Health Association, v. 103, n. 11, p. 2098–2105, 2013.
- STAIGER, D.; STOCK, J. H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, v. 65, n. 3, p. 557–586, May 1997. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/econ/emetrp/v65y1997i3p557-586.html>>.
- STAIGER, D. O.; STOCK, J. H. *Instrumental variables regression with weak instruments*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1994.
- STARK, E.; SACHAU, D. Lake wobegon’s guns: Overestimating our gun-related competences. *Journal of Social and Political Psychology*, v. 4, n. 1, p. 8, 2016.
- STOLZENBERG, L.; D’ALESSIO, S. J. Gun availability and violent crime: New evidence from the national incident-based reporting system. *Social Forces*, Oxford University Press, v. 78, n. 4, p. 1461–1482, 2000.
- TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the detroit region. *Economic geography*, Taylor & Francis, v. 46, n. sup1, p. 234–240, 1970.

APÊNDICE A – Tabelas e figuras

Tabela A.1 – Tabela descritiva

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total
Taxa de homicídios									
Média	14.565	16.389	16.591	18.396	17.965	17.530	17.366	17.783	17.073
Desvio Padrão	8.640	11.257	9.689	11.316	10.660	12.026	9.310	10.591	10.527
Prop. Suicídios por Armas de fogo									
Média	0.549	0.545	0.544	0.536	0.537	0.540	0.524	0.525	0.538
Desvio Padrão	0.053	0.053	0.058	0.049	0.057	0.058	0.027	0.043	0.051
Obs	157 (85)	172 (93)	156 (85)	170 (92)	177 (96)	178 (97)	160 (87)	153 (83)	1,323 (90)
População									
Média	41314.07	41947.98	42558.25	43145.16	43708.50	44247.74	44762.45	45252.41	43367.07
Desvio Padrão	162136.3	164898.7	167558.7	170117.8	172575.9	174929.9	177177.5	179317.3	170778.733
Proporção da população por faixa etária									
15 a 19 anos									
Média	0.110	0.110	0.110	0.109	0.109	0.108	0.106	0.104	0.108
Desvio Padrão	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.006
20 a 24 anos									
Média	0.085	0.087	0.090	0.092	0.093	0.094	0.094	0.094	0.091
Desvio Padrão	0.007	0.007	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.007
25 a 29 anos									
Média	0.070	0.071	0.072	0.073	0.074	0.076	0.078	0.080	0.074
Desvio Padrão	0.007	0.007	0.007	0.007	0.008	0.008	0.007	0.007	0.008
30 a 34 anos									
Média	0.064	0.064	0.064	0.064	0.064	0.065	0.066	0.067	0.065
Desvio Padrão	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006
35 a 39 anos									
Média	0.059	0.060	0.060	0.060	0.060	0.060	0.060	0.061	0.06
Desvio Padrão	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
Proporção homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos									
Média	0.057	0.057	0.057	0.056	0.056	0.055	0.054	0.053	0.056
Desvio Padrão	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
20 a 24 anos									
Média	0.044	0.045	0.046	0.047	0.048	0.048	0.049	0.048	0.047
Desvio Padrão	0.004	0.004	0.004	0.003	0.003	0.004	0.003	0.004	0.004
25 a 29 anos									
Média	0.036	0.036	0.037	0.037	0.038	0.039	0.040	0.041	0.038
Desvio Padrão	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.004	0.005
30 a 34 anos									
Média	0.032	0.032	0.032	0.032	0.033	0.033	0.033	0.034	0.033
Desvio Padrão	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.003	0.003	0.003
35 a 39 anos									
Média	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
Desvio Padrão	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
Total									
Média	0.504	0.504	0.503	0.503	0.503	0.503	0.502	0.502	0.503
Desvio Padrão	0.010	0.010	0.010	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009
Densidade populacional									
Média	101.998	103.818	105.597	107.290	108.906	110.454	111.931	113.347	107.918
Desvio Padrão	527.452	536.460	545.137	553.486	561.504	569.183	576.515	583.497	555.643
Proporção de municípios por tamanho de população									
1º quartil									
Média	0.277	0.261	0.255	0.250	0.245	0.239	0.239	0.234	0.25
Desvio Padrão	0.449	0.440	0.437	0.434	0.431	0.428	0.428	0.424	0.433
2º quartil									
Média	0.228	0.245	0.250	0.255	0.255	0.255	0.250	0.261	0.25
Desvio Padrão	0.421	0.431	0.434	0.437	0.437	0.437	0.434	0.440	0.433
3º quartil									
Média	0.266	0.255	0.250	0.245	0.245	0.245	0.250	0.245	0.25
Desvio Padrão	0.443	0.437	0.434	0.431	0.431	0.431	0.434	0.431	0.433
4º quartil									
Média	0.228	0.239	0.245	0.250	0.255	0.261	0.261	0.261	0.25
Desvio Padrão	0.421	0.428	0.431	0.434	0.437	0.440	0.440	0.440	0.433

Fonte: Elaboração própria

Figura A.1 – Evolução temporal proporção de homicídios por armas de fogo no Brasil e Ceará

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE B – Testes de robustez

B.1 Taxas brutas

Tabela B.1 – Resultados da estimação do primeiro estágio do *2sls* com taxas brutas

	$\ln(Armas)$					
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003}$	-1.00000*** (0.00000)	-1.02883*** (0.03184)	-1.03252*** (0.03804)	-1.10568*** (0.11305)	-0.46893*** (0.13570)	-0.51559*** (0.14051)
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003} * \lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	-0.03226 (0.04019)	-0.03977 (0.04971)	-0.31428 (0.19327)	-0.22230 (0.25183)		
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003} * \lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.64244*** (0.14698)	0.62892*** (0.16193)	0.66430*** (0.18636)	0.74906*** (0.20468)		
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003} * \lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.72164*** (0.10595)	0.71008*** (0.11384)	0.74647*** (0.13376)	0.75564*** (0.18478)		
$\lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	0.00000 (0.00000)	-0.02883 (0.03184)		-0.19141 (0.20721)		
$\lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.00981 (0.01245)	-0.02987 (0.04128)	0.19996 (0.27270)	0.27384 (0.38902)		
$\lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.44731* (0.24427)	0.41393 (0.24912)		0.65225 (0.46452)		
Observações	506	506	506	506	506	506
R ²	0.26751	0.27719	0.33091	0.34619	0.31392	0.31724
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim
Estatística F	5.53	5.61	2.26	1.81	2.13	2.908

Erros padrões entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria

Tabela B.2 – Resultados da estimação do segundo estágio do 2s/ls com taxas brutas

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV2SLS	(5) IV2SLS	(6) IV2SLS	(7) IV2SLS	(8) IV2SLS	(9) IV2SLS
ln(Armas)	-0.01102 (0.07830)	0.00387 (0.07888)	0.01633 (0.07818)	0.02141 (0.39908)	0.13224 (0.37040)	0.19512 (0.36113)	0.2341205 (0.5887698)	0.23870 (0.63787)	0.21239 (0.53835)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos							-12.43091 (34.85932)		-15.67311 (35.70727)
20 a 24 anos							-7.55424 (29.16583)		-13.85621 (30.97216)
25 a 29 anos							49.75853 (49.83615)		42.17304 (50.68674)
30 a 34 anos							89.30167 (61.45658)		86.56643 (61.53885)
35 a 39 anos							-43.63896 (49.70959)		-49.49884 (50.25805)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos							56.20308 (62.59802)		63.71673 (62.86256)
20 a 24 anos							34.20353 (58.47569)		42.24885 (60.06518)
25 a 29 anos							-66.13633 (88.18062)		-53.46205 (90.51502)
30 a 34 anos							-52.98286 (106.98906)		-49.75996 (107.36372)
35 a 39 anos							45.09392 (83.78571)		52.21345 (81.69618)
Total							-82.84692* (45.87054)		-84.60198* (46.63181)
Densidade populacional							0.00055 (0.00035)		0.00051 (0.00040)
Observações	749	749	749	506	506	506	506	506	506
R ²	0.49861	0.51431	0.53535	0.49814	0.51989	0.54766	0.57251	0.54526	0.56680
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0.8882	0.9609	0.8349	0.957	0.722	0	0	0	1.58 × 10 ⁻⁹
Estatística Hansen-J - p-valor				0.134	0.422	.	.		

Erro padrão robusto entre parênteses

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

Fonte: Elaboração própria

Tabela B.3 – Resultados da estimação do *System GMM* com taxas brutas

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln(Armas)	1.08535*** (0.24771)	0.09189 (0.08868)	0.07436 (0.08907)	0.04765 (0.11293)	-0.03218 (0.17765)	0.09256 (0.15316)	0.07888 (0.12188)	-0.01919 (0.16398)	0.04825 (0.13616)
ln(Taxa de Homicídios _{t-1})	0.53610*** (0.09981)	0.17404*** (0.06183)	0.15445** (0.06035)	0.26698*** (0.07020)	0.22036** (0.08410)	0.16310** (0.07559)	0.24663*** (0.06914)	0.22536*** (0.08169)	0.14411* (0.07437)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos			-7.10174 (14.59055)			-66.61101 (55.24841)			-37.80039 (49.21750)
20 a 24 anos			21.09379 (13.92755)			76.02940 (52.76849)			47.85737 (59.76521)
25 a 29 anos			21.35228 (16.95935)			42.69249 (97.59923)			41.82784 (96.94342)
30 a 34 anos			39.73160* (21.30426)			77.63249 (100.35653)			60.13248 (99.91007)
35 a 39 anos			7.28974 (21.90289)			-153.01814* (85.39618)			-105.18889 (79.53954)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos			16.49427 (25.77221)			167.35587 (114.34713)			129.08086 (103.49589)
20 a 24 anos			-35.54409 (23.69647)			-220.08818** (110.52326)			-167.90164 (113.30236)
25 a 29 anos			-51.16701 (31.66067)			-70.86889 (169.15960)			-104.55932 (154.75213)
30 a 34 anos			-50.19103 (34.81408)			-13.85996 (170.33335)			64.74067 (173.07462)
35 a 39 anos			-17.01723 (37.26123)			215.88449 (156.63761)			134.25029 (129.24262)
Total			7.65113 (7.95427)			-8.11095 (22.78107)			-7.86815 (23.85890)
Densidade populacional			0.00005** (0.00002)			0.00005 (0.00004)			0.00004 (0.00003)
Observações	692	692	692	458	458	458	458	458	458
Nº de municípios	175	175	175	92	92	92	92	92	92
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumentalizado	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumento completo	-	-	-	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste sobreidentificação de Hansen - p-valor	0.00232	0.0577	0.104	4×10^{-8}	0	0.000155	5.5×10^{-6}	0	0.000282
Teste sobreidentificação de Sargan - p-valor	9.45e-06	0.0998	0.214	0.419	4.79×10^{-5}	2.22×10^{-5}	0.475	0.000210	0.000178
Teste Arellano-Bond para AR(1) - p-valor	3.83×10^{-6}	2.63×10^{-5}	2.29×10^{-5}	5.83×10^{-5}	2.74×10^{-5}	0.000183	7.87×10^{-5}	3.86×10^{-5}	0.000467
Teste Arellano-Bond para AR(2) - p-valor	0.856	0.356	0.283	0.426	0.425	0.217	0.431	0.421	0.194
Erro padrão entre parênteses									
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fonte: Elaboração própria

B.2 Imputando zero no lugar dos *missings*

Tabela B.4 – Resultados da estimação do primeiro estágio do *2sls* com zero no lugar dos *missings* na proporção de suicídios por armas de fogo

	$\ln(Armas)$					
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003}$	-0.25000 (0.14803)	-0.26067*** (0.01071)	-0.23665*** (0.01299)	-0.25142*** (0.04548)	-0.23157*** (0.04457)	-0.24569*** (0.05077)
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003} * \lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	-0.04293 (0.05136)	-0.04443 (0.05365)	-0.10771 (0.06746)	-0.13981* (0.07265)		
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003} * \lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.06978 (0.05466)	0.06471 (0.05578)	0.06075 (0.06581)	0.08750 (0.07796)		
$\lambda_{ED} * \log(Armas)_{2003} * \lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.00657 (0.09909)	-0.00759 (0.09802)	-0.04303 (0.11608)	-0.03695 (0.13185)		
$\lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	0.03488 (0.03120)	0.02824 (0.03391)	17,207.68427 (1.68579e+08)	0.00425 (0.04306)		
$\lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.10433 (0.11029)	0.09526 (0.11162)	-1,208.72573 (7.23155e+07)	0.10392 (0.12376)		
$\lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.24369** (0.12250)	0.22726* (0.12639)	8×10^3 (1.72847e+08)			
Observações	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472
R ²	0.15670	0.16056	0.18062	0.18711	0.17983	0.18386
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim
Estatística F	3.04	99.80	57.13	53.58	5.022	3.766
Erros padrões robustos entre parênteses						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

Fonte: Elaboração própria

Tabela B.5 – Resultados da estimação do segundo estágio do 2sls com zero no lugar dos *missings* na proporção de suicídios por armas de fogo

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	OLS	OLS	IV2SLS	IV2SLS	IV2SLS	IV2SLS	IV2SLS	IV2SLS
ln(Armas)	0.04810 (0.06747)	0.04976 (0.06777)	0.05600 (0.06623)	-0.82936 (0.70695)	-0.62512 (0.71540)	0.00946 (0.73269)	-0.06551 (0.64679)	0.05314 (0.99676)	-0.08059 (0.92909)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos							-10.24787 (13.86197)		-13.83409 (14.47912)
20 a 24 anos							14.52839 (15.14103)		12.11221 (16.47113)
25 a 29 anos							25.80220 (23.69410)		22.57648 (25.49975)
30 a 34 anos							19.19581 (22.81803)		16.53040 (23.89568)
35 a 39 anos							-9.16561 (20.98140)		-11.03457 (21.16220)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos							20.42908 (23.99432)		25.00922 (26.22011)
20 a 24 anos							-33.59457 (28.20555)		-30.84848 (30.17676)
25 a 29 anos							-46.56087 (38.69840)		-43.33130 (41.40558)
30 a 34 anos							-25.08127 (41.09900)		-21.86798 (44.77455)
35 a 39 anos							-21.79643 (35.75438)		-18.20982 (35.93066)
Total							-14.77817 (14.94790)		-13.73556 (15.73894)
Densidade populacional							0.00008 (0.00029)		0.00007 (0.00029)
Observações	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472	1,472
R ²	0.42725	0.43928	0.45205	0.34774	0.39243	0.45183	0.45765	0.45205	0.45440
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0.7965	0.7597	0.6267	0.242	0.383	0.0605	0.00225	0.0669	0.0218
Estatística Hansen-J - p-valor				0.195	0.0937	0.498	0.481		
Erro padrão robusto entre parênteses									
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fonte: Elaboração própria

Tabela B.6 – Resultados da estimação do *System GMM* com zero no lugar dos *missings* na proporção de suicídios por armas de fogo

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln(Armas)	0.44983** (0.17451)	0.08754 (0.08638)	0.09619 (0.09262)	0.10956 (0.10019)	0.15475* (0.09329)	0.17434* (0.10076)	0.12037 (0.09713)	0.17368* (0.09530)	0.18613* (0.10011)
ln(Taxa de Homicídios _{t-1})	0.94164*** (0.01434)	0.12620*** (0.03358)	0.13227*** (0.03654)	0.20869*** (0.03951)	0.14635*** (0.03662)	0.16447*** (0.03747)	0.14119*** (0.03318)	0.13822*** (0.03542)	0.15727*** (0.03671)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos			-12.86070 (15.47386)			-8.16834 (14.90491)			-6.29104 (15.04381)
20 a 24 anos			7.18728 (11.87362)			-0.46428 (12.19591)			-1.34820 (12.63045)
25 a 29 anos			2.64585 (14.87909)			-4.55105 (16.15564)			-2.53557 (16.95393)
30 a 34 anos			14.53014 (17.44759)			12.47893 (20.03757)			14.93919 (20.22171)
35 a 39 anos			27.87357 (18.95099)			41.46036** (18.82773)			43.21766** (18.97612)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos			13.47027 (24.58539)			1.11824 (24.65069)			-2.94734 (25.28549)
20 a 24 anos			-12.07813 (18.41002)			-3.55300 (20.62296)			-3.87016 (21.74191)
25 a 29 anos			-9.23900 (23.89113)			13.90501 (25.69133)			12.36867 (26.20061)
30 a 34 anos			-22.84592 (29.30662)			-16.29640 (31.42786)			-22.73694 (31.65147)
35 a 39 anos			-36.93751 (30.73550)			-67.97079** (31.46179)			-71.26974** (31.89705)
Total			5.16828 (7.65923)			3.88158 (6.82970)			5.20515 (7.17191)
Densidade populacional			0.00008** (0.00004)			0.00007* (0.00004)			0.00007** (0.00003)
Observações	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288
Nº de municípios	184	184	184	184	184	184	184	184	184
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumentalizado	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumento completo	-	-	-	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste sobreidentificação de Hansen - p-valor	0	0.363	0.168	0.0226	0.000626	0.000494	0.166	0.00182	0.000936
Teste sobreidentificação de Sargan - p-valor	0	0.0185	0.000505	1.35×10^{-7}	6.23×10^{-8}	4.34×10^{-8}	0.0375	1.51×10^{-6}	1.20×10^{-7}
Teste Arellano-Bond para AR(1) - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste Arellano-Bond para AR(2) - p-valor	0.0314	0.875	0.845	0.476	0.666	0.575	0.794	0.754	0.642

Erro padrão entre parênteses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria

B.3 Taxas bayesianas locais com matriz rainha de segunda ordem

Tabela B.7 – Resultados da estimação do primeiro estágio do *2sls* com medida de armas usando taxas locais utilizando uma matriz rainha de segunda ordem

	$\ln(Armas)$					
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\lambda_{ED} * Armas_{2003}$	-0.06450*** (0.01096)	-0.49344*** (0.08490)	-0.51097*** (0.06621)	-0.48898*** (0.07688)	-0.48409*** (0.08927)	-0.46562*** (0.08753)
$\lambda_{ED} * Armas_{2003} * \lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	0.03166** (0.01425)	0.02226* (0.01184)	-0.11614 (0.21250)	-0.13317 (0.21399)		
$\lambda_{ED} * Armas_{2003} * \lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.00905 (0.01389)	0.01142 (0.01113)	0.16472 (0.10697)	0.15563 (0.10423)		
$\lambda_{ED} * Armas_{2003} * \lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.03002** (0.01341)	0.01774 (0.01095)	-0.45088** (0.21132)	-0.39437** (0.19930)		
$\lambda_{q(0,25) < Pop < q(0,5)}$	-0.02902 (0.01817)	-0.02207 (0.01758)	1,275.17576 (3.23232*10 ⁷)	-0.00957 (0.02260)		
$\lambda_{q(0,5) < Pop < q(0,75)}$	0.00288 (0.04011)	0.00664 (0.03897)	315.27343 (2.67717*10 ⁷)	0.01207 (0.04203)		
$\lambda_{Pop > q(0,75)}$	0.02184 (0.04132)	0.02893 (0.04002)	2,744.49336 (3.76978*10 ⁷)	0.02540 (0.04223)		
Observações	1,464	1,464	1,464	1,464	1,464	1,464
R ²	0.20983	0.25788	0.26951	0.27770	0.26719	0.27489
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim
Estatística F	16.54	9.283	18.10	10.28	7.040	6.648
Erros padrões robustos entre parênteses						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

Fonte: Elaboração própria

Tabela B.8 – Resultados da estimação do segundo estágio do 2sls com medida de armas usando taxas locais utilizando uma matriz rainha de segunda ordem

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV2SLS	(5) IV2SLS	(6) IV2SLS	(7) IV2SLS	(8) IV2SLS	(9) IV2SLS
ln(Armas)	-0.18584 (0.23812)	0.09607 (0.25602)	0.09938 (0.25158)	-2.66437** (1.18054)	-1.30931 (1.29957)	-1.09187 (1.40578)	-0.91227 (1.39123)	-0.75070 (1.32613)	-0.62475 (1.26290)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos							-7.18201 (14.39245)		-11.18118 (14.28186)
20 a 24 anos							20.16845 (15.59232)		16.98488 (15.22504)
25 a 29 anos							32.23801 (23.69607)		28.00208 (23.48366)
30 a 34 anos							20.24861 (23.86416)		17.72108 (23.47819)
35 a 39 anos							-7.63597 (21.00167)		-10.29072 (20.84396)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos							12.69594 (25.25214)		18.72945 (24.93933)
20 a 24 anos							-43.70328 (29.29623)		-39.65844 (28.71646)
25 a 29 anos							-58.15099 (38.26306)		-53.21915 (38.04826)
30 a 34 anos							-28.32882 (42.06230)		-25.24197 (41.86621)
35 a 39 anos							-22.89343 (36.27611)		-18.69238 (35.66797)
Total							-9.81961 (14.49014)		-10.02094 (14.48772)
Densidade populacional							0.00018 (0.00032)		0.00013 (0.00030)
Observações	1,471	1,471	1,471	1,464	1,464	1,464	1,464	1,464	1,464
R ²	0.42713	0.43888	0.45178	0.38625	0.42689	0.44355	0.45294	0.44772	0.45316
Efeitos Fixos de Cidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0.4361	0.7079	0.6933	0.0252	0.315	0.00547	0.000509	0.0156	0.0178
Estatística Hansen-J - p-valor				0.0508	0.0350	0.255	0.140		
Erro padrão robusto entre parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fonte: Elaboração própria

Tabela B.9 – Resultados da estimação do *System GMM* com medida de armas usando taxas locais utilizando uma matriz rainha de segunda ordem

	ln(Taxa de Homicídios)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln(Armas)	-3.50683*** (0.20332)	0.25733 (0.31111)	0.33732 (0.31806)	0.32291 (0.37816)	0.25750 (0.36583)	0.25300 (0.38558)	0.34125 (0.36784)	0.25126 (0.35855)	0.24691 (0.38010)
ln(Taxa de Homicídios _{t-1})	0.16571*** (0.04982)	0.12726*** (0.03416)	0.12584*** (0.03486)	0.21546*** (0.03785)	0.16161*** (0.03566)	0.16528*** (0.03770)	0.17051*** (0.03545)	0.15516*** (0.03699)	0.16136*** (0.03864)
Prop. da população por faixa etária									
15 a 19 anos			-10.79700 (13.89425)			-1.64795 (14.95281)			-0.20750 (15.02474)
20 a 24 anos			1.52400 (11.94763)			9.26282 (12.09600)			7.54975 (12.31020)
25 a 29 anos			-6.55073 (14.61104)			-1.44187 (16.10197)			0.23305 (16.05408)
30 a 34 anos			22.53843 (16.88709)			29.94341* (17.42887)			28.89031 (17.87275)
35 a 39 anos			25.81584 (17.41930)			33.73842* (17.93223)			35.04338* (18.08865)
Prop. de homens na população por faixa etária									
15 a 19 anos			10.42356 (23.06808)			-8.70659 (24.15379)			-11.94818 (24.62382)
20 a 24 anos			-1.49940 (19.12635)			-15.78408 (19.26696)			-12.84510 (19.64552)
25 a 29 anos			5.03764 (23.97182)			-1.94892 (26.21655)			-5.04906 (26.62622)
30 a 34 anos			-30.40534 (29.12625)			-41.81752 (30.92353)			-39.97281 (31.07284)
35 a 39 anos			-37.03603 (30.09602)			-52.79401 (32.43647)			-54.77521* (32.77795)
Total			2.57867 (7.23490)			8.77605 (7.08074)			9.02209 (7.13916)
Densidade populacional			0.00007** (0.00003)			0.00005** (0.00003)			0.00005** (0.00003)
Observações	1,287	1,287	1,287	1,281	1,281	1,281	1,281	1,281	1,281
Nº de municípios	184	184	184	183	183	183	183	183	183
Efeitos Fixos de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumentalizado	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Instrumento completo	-	-	-	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não
Efeitos heterogêneos por tamanho de cidade	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Estatística F - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste sobreidentificação de Hansen - p-valor	0.0542	0.301	0.278	0.0450	1.53×10^{-5}	3.24×10^{-6}	0.175	9.91×10^{-5}	1.97×10^{-5}
Teste sobreidentificação de Sargan - p-valor	0.0208	0.0292	0.0137	1.56×10^{-7}	1.41×10^{-8}	9.34×10^{-11}	0.000403	9.66×10^{-8}	9.30×10^{-10}
Teste Arellano-Bond para AR(1) - p-valor	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Teste Arellano-Bond para AR(2) - p-valor	0.173	0.871	0.895	0.467	0.598	0.571	0.670	0.636	0.596

Erro padrão entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria