

EFEITO DO ESTATUTO DO DESARMAMENTO SOBRE AS MORTES POR ARMAS DE FOGO NO BRASIL

Walquíria Caneschi Ferro¹
Evandro Camargos Teixeira²

RESUMO

O avanço da criminalidade violenta nas últimas décadas, representada particularmente pelas mortes por armas de fogo, têm chamado atenção de toda a sociedade e de diversas Ciências. A Economia, dentre outras vertentes, contribui no intuito de analisar o efeito da implementação de políticas públicas com o objetivo de reduzir o crime. Assim, levando-se em consideração a aprovação do Estatuto do Desarmamento (ED) no Brasil em 2003, este trabalho tem como objetivo analisar o seu efeito sobre as mortes por armas de fogo, representados pelos homicídios, suicídios, acidentes e lesões de causas indeterminadas, durante o período 1997-2015. Para tal, utilizou-se um painel dinâmico, modelo GMM-SYS, onde os resultados demonstraram que apesar da implementação do ED, o país apresentou elevação nas taxas de mortes por armas de fogo, que acompanham o comportamento dos homicídios, dada sua proeminência dentre as modalidades de óbitos. É importante salientar a dinâmica regional distinta brasileira, que caracteriza a evolução das mortes por armas de fogo no período, particularmente dos homicídios. Dentre todas as regiões brasileiras, a nordestina apresentou maior crescimento dos óbitos, tendo como principal explicação o crescimento dos conflitos por posse da terra e poder político, além do controle do tráfico de drogas e armas. Já a região Sudeste, particularmente o estado de São Paulo, apresentou redução das taxas de mortes por armas de fogo, em função principalmente das políticas públicas em segurança pública implementadas.

Palavras-chave: Estatuto do Desarmamento; Criminalidade; Dados em painel.

ABSTRACT

The rise of violent crime in recent decades, represented particularly by firearm-related deaths, has drawn the attention of society and various sciences. Economics, among other aspects, contributes to the analysis of the effect of the implementation of public policies aimed at reducing crime. Thus, taking into consideration the approval of the Disarmament Statute (DE) in Brazil in 2003, this paper aims to analyze its effect on firearm-related deaths, represented by homicides, suicides, accidents and injuries of undetermined causes during the period 1997-2015. For this, a dynamic panel, model GMM-SYS, was used, where the results showed that despite the implementation of the ED, the country showed an increase in firearm-related death rates, which follow the homicide behavior, given its prominence among the modalities of death. It is important to highlight the Brazilian distinct regional dynamics that characterize the evolution of firearm deaths in the period, particularly homicides. Among all Brazilian regions, the northeastern region presented the highest growth of deaths, having as main explanation the growing conflicts over land tenure and political power, besides the

¹ graduanda em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: walcaneschi@gmail.com

² Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP (2011). Possui mestrado em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná - UFPR (2005) e graduação em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF (2002). Atualmente é professor Adjunto IV do Departamento de Economia da UFV. E-mail: evandro.teixeira@ufv.br



control of drug and arms trafficking. The Southeast region, particularly the state of São Paulo, had a reduction in firearm-related death rates, mainly due to public policies implemented in public safety.

Keywords: Disarmament Statute; Crime; Panel Data.

JEL: K42; C23.

1 INTRODUÇÃO

A criminalidade violenta tem crescido consideravelmente nas últimas décadas, com destaque para os países em desenvolvimento. Boa parte dos crimes cometidos ocorre com utilização de alguma arma de fogo. Como prova disso, de acordo com Waiselfisz (2016), no Brasil, houve crescimento de aproximadamente 415% das taxas de mortes por armas de fogo durante o período 1980-2014

Antes disso, o crescimento exponencial do crime violento já havia chamado atenção de várias Ciências, culminando em diversas pesquisas realizadas. As contribuições da Economia tiveram início com a publicação do artigo seminal de Becker (1968), cujo objetivo era modelar a decisão dos indivíduos em ingressar ou não em atividades ilícitas, comparando custos e benefícios.

Após a proeminente contribuição do referido autor, outras vertentes têm sido pesquisadas, com destaque para aquela que objetiva analisar os efeitos das políticas governamentais que tenham o intuito de reduzir a mortalidade causada por armas de fogo. A literatura internacional é relativamente vasta e tem como destaque os estudos realizados nos Estados Unidos. Por sua vez, no Brasil a literatura ainda é extremamente incipiente.

No que tange os trabalhos realizados nos Estados Unidos, Geisel *et al.* (1969) verificaram o efeito de uma legislação que tinha como objetivo controlar a posse de armas de fogo sobre as taxas de mortes por acidentes, suicídios e homicídios nas cidades e estados norte-americanos nos anos de 1960 e 1965. Os autores concluíram que a norma reguladora diminuiu as mortes por acidentes e suicídios, mas foi ineficaz na redução das mortes por homicídios.

Resultado similar foi encontrado por Loftin *et al.* (1991) ao estudar o distrito de Columbia, que adotou uma lei relativamente rigorosa. Apesar disso, os autores observaram que as elevadas taxas de homicídios podem estar atreladas a diversos outros fatores, como uso de entorpecentes, principalmente crack e cocaína.

Com o mesmo objetivo, Sloan et al. (1990) verificaram que a política de controle sobre a posse de armas reduziu os níveis de homicídios nas cidades, porém o efeito sobre os suicídios foi reduzido.

Seguindo a mesma linha, Kwon et al. (1997) concluíram que a existência de leis de controle sobre a posse de armas de fogo desestimulam as mortes. Nesse sentido, os estados norte-americanos que possuíam alguma norma reguladora apresentaram três mortes a cada 100 mil habitantes a menos em relação aos que não possuíam. Tal resultado foi corroborado por Andrés e Hempstead (2011), que realizaram análise para o período 1995-2004.

Os estudos não ficaram restritos aos Estados Unidos. Ralston (2013) analisou o efeito da política de desarmamento no ano de 2006 na região de Karamoja, na África Oriental. A área, marcada por conflitos entre tribos ugandenses, é um dos lugares mais violentos do mundo. Apesar de a autora não encontrar evidências sobre o índice de mortalidade mensal, foi verificado que a frequência de ataques em Uganda aumentou em cerca de 40%, indicando que o desarmamento da população gerou maior instabilidade, ao invés de diminuir a frequência de conflitos violentos ou as taxas de homicídios.

Taylor e Li (2015) investigaram o efeito sobre crimes violentos a partir da promulgação da Lei Nacional de Armas (NFA), em 1996, na Austrália. De acordo com estes autores, a lei de controle de armas de fogo reduziu crimes como roubo à mão armada e tentativa de homicídios.

Kleck (2015) fez uma revisão de literatura, contemplando trabalhos realizados em 41 países de língua inglesa. O objetivo destes era verificar a hipótese de que quanto mais armas disponíveis, mais elevadas são as taxas de homicídios. O autor constatou que as pesquisas realizadas apresentam resultados incipientes.

No Brasil, como já elucidado, a literatura é extremamente escassa. Geralmente, os estudos têm como objetivo analisar o efeito do ED sobre as mortes por armas de fogo. O ED foi aprovado em 2005 através de um referendo popular (Lei nº 10.826 de 2003). Suas ações contemplavam o controle da comercialização e uso de armas de fogo, além do comércio de munição em todo o território nacional. O objetivo central era minimizar as mortes por armas de fogo a partir das restrições de compra, venda e transferência de propriedade destas.

Nesse contexto, Souza et. al (2007) encontraram evidências de que o ED e as campanhas realizadas para que houvesse entrega das armas foram eficazes na redução do número de mortes por arma de fogo e hospitalizações em decorrência de ferimento por projétil proveniente das armas.

Similarmente, Cerqueira e Mello (2009), Cerqueira (2010), Peres et al. (2011), e Santos e Kassouf (2012) investigaram o impacto do ED sobre o número de mortes por armas de fogo para o estado de São Paulo. Especificamente, os autores concluíram que o Estatuto reduziu os homicídios.

Por sua vez, Peres et al. (2012) utilizaram um modelo de séries temporais para avaliar o impacto do ED sobre os homicídios em São Paulo no período 1996-2008, não encontrando resultados estatisticamente significativos.

No geral, é possível perceber que a literatura internacional denota que políticas que restringem o acesso a armas de fogo tendem a não contribuir para redução dos homicídios, embora tenham efeito nos acidentes e suicídios. Já no Brasil, a maioria dos trabalhos aponta que há diminuição dos homicídios.

É importante ressaltar que essa divergência de resultados pode ser resultado das diferenças culturais e normativas. Nos Estados Unidos, os estados possuem autonomia para legislar sobre assuntos específicos, como a questão do desarmamento; diferente do caso brasileiro, onde a norma elaborada vale para toda população do país. Cabe ainda salientar que os estudos realizados no Brasil tiveram São Paulo como parâmetro espacial, o que pode não refletir o que acontece no país como um todo. Assim, o presente estudo objetiva analisar o efeito do ED sobre as mortes por armas de fogo no Brasil no período 1997-2015, o que até então não foi feito.

O artigo está dividido em mais quatro seções, além dessa introdução. As duas próximas seções apresentam o referencial teórico e a metodologia. Posteriormente, são apresentados os resultados e as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O modelo proposto por Wordaz e Komarova (2013) analisa o impacto de uma norma que rege o porte de armas de fogo sobre as taxas de homicídios. Como esta pesquisa tem o objetivo de analisar o efeito do ED (norma reguladora) sobre as

mortes por armas de fogo, o referido modelo contemplará o referencial teórico do presente estudo.

Inicialmente, é importante definir o parâmetro g , que representa a lei no modelo proposto. A respeito da lei, pressupõe-se duas condições iniciais: todos os cidadãos têm direito de portar armas de fogo ($g = 1$) e nenhum cidadão pode portar armas de fogo ($g = 0$). No caso do presente estudo, o parâmetro g representa a variável *dummy*, que denota a lei 10.826/2003 (ED). Nesse caso, $g = 1$ significa existência da lei, a partir de 2006; e $g = 0$ indica sua ausência, no período 1997-2005.

A equação (1) do modelo denota que o risco de uma pessoa morrer decorrente do ataque de um criminoso armado está em função da política de restrição de armas vigente no país e do número de bandidos que possuem armas de fogo:

$$\mathcal{F}(Z) = Z(g)F(g) \quad (1)$$

em que $Z(g)$ é uma função do número de bandidos que possuem armas de fogo; $F(g)$ é uma função da política de controle de armas, que significa a probabilidade de uma pessoa morrer durante um ataque com armas de fogo, portando sua arma; e $\mathcal{F}(Z)$ é o risco de um indivíduo morrer devido a um ataque violento resultante de disparo de arma de fogo.

Como os criminosos não possuem autorização legal para adquirir armas de fogo, existe uma probabilidade (h) de que eles as possuam de forma ilegal (equação 2), com $0 < h < 1$.

$$Z(g) = g + h(1 - g) \quad (2)$$

em que $Z(g)$ é o número de bandidos com armas de fogo, g é a política de restrição de armas vigente; h é a probabilidade do criminoso ter armas, e $(1 - g)$ é a fração de pessoas que não possui armas de fogo no momento do ataque.

A probabilidade de uma pessoa ser morta por tiros em um ataque com armas de fogo é dada pela equação (3):

$$F(g) = \beta_1(1 - cg) + \beta_2cg \quad (3)$$

em que $F(g)$ é uma função linear de g , β_1 é a probabilidade de uma pessoa desarmada morrer em um ataque e β_2 a probabilidade de uma pessoa armada morrer em um ataque com arma de fogo, sendo que $\beta_1 > \beta_2$. O termo $(1 - cg)$ representa o número de pessoas desarmadas na sociedade. O número de ataques é proporcional à $Z(g)$, que é dado pela equação (2). Assim, o objetivo é encontrar um valor de g que minimize a taxa de mortes (\mathcal{F}), dada pela equação (1).

O modelo desenvolvido analisa a condição de o cidadão portar armas de fogo e seu efeito no número de mortes. Wordaz e Komarova (2013) afirmam que é necessário que o indivíduo tenha capacidade técnica para usar sua arma no momento e de forma adequados, de modo que o direito do porte não gere efeitos colaterais negativos, ou seja, que indivíduos inocentes morram pelo uso inadequado da arma.

No presente estudo, a variável *armas* é a *proxy* para capacitação técnica do cidadão, em que este deve participar de cursos de qualificação em unidades credenciadas pela Polícia Federal (PF) do Brasil, com o intuito de obter o porte da arma. Se o cidadão estiver devidamente qualificado e treinado, a probabilidade de que ele morra durante um crime violento, estando armado (β_2), é menor de que se estivesse desarmado (β_1) no momento do crime: $\beta_2 < \beta_1$. É possível inferir que se o coeficiente da variável de porte de armas de fogo for significativo com sinal negativo, o porte de armas reduziria as taxas de homicídios, o que confirma a desigualdade supracitada.

Para que haja redução do número de mortes por armas de fogo, torna-se necessário identificar um valor limite de (h), que representa um quantitativo máximo de criminosos que não pode possuir armas de fogo, mas as possuem, o que é verificado na equação (4):

$$h < \frac{\beta_2}{\beta_1}c + 1 - c \quad (4)$$

em que $\frac{\beta_2}{\beta_1}$ é a relação entre a probabilidade de um indivíduo armado morrer em relação a um outro desarmado durante ação de criminosos; c é o número de pessoas que possui direito de portar armas e as têm no momento do crime; e $1 - c$ é

o número de pessoas que tem direito a portar armas e não as possui no momento do crime.

Wordaz e Komarova (2013) explicam que é nítida a separação entre criminosos e vítimas quando se compara as equações (2) e (3), em que o infrator carrega sua arma todo o tempo, com probabilidade de $P_{gun}^{att} = g + (1 - g)h$, assumindo que o criminoso pode obter uma arma de fogo de forma legal ou ilegal. Já as vítimas carregam suas armas de fogo com probabilidade $P_{gun}^{vic} = cg = b_{vic}c_{vic}g$, presumindo-se que estas jamais irão adquirir armas de forma ilegal e não podem portá-las no momento em que o crime ocorre.

Os autores consideram a hipótese de que a população classificada como vítima pode se igualar àquela considerada criminosa, levando em consideração a posse ilegal de arma, sendo esta condição descrita pela equação (5):

$$P_{gun}^{vic} = cg + (1 - g)c_{vic}h_{vic} \quad (5)$$

em que P_{gun}^{vic} é a probabilidade da vítima portar sua arma no momento do crime; cg é a fração de pessoas armadas no momento do crime; $(1 - c)$ é a parcela de indivíduos desarmados durante o crime; c_{vic} é a probabilidade da vítima estar armada durante o delito; e, h_{vic} é a probabilidade do bandido estar armado durante a transgressão.

É importante ressaltar que quando $g = 1$, o Estado, por meio de sua política de restrição de armas, informa que todos os cidadãos têm o direito de portar armas de fogo legalmente e de tê-las disponível no momento em que ocorrer um crime, com probabilidade de $c = c_{vic}b_{vic}$. Além disso, o Estado proíbe que as vítimas tenham armas de fogo obtidas ilegalmente, com probabilidade de h_{vic} , e de possuí-las no momento do crime, com probabilidade $c_1 = c_{vic}h_{vic}$. Para o transgressor, os autores estabelecem formalmente as condições de porte de armas de fogo, conforme a equação (6):

$$P_{gun}^{att} = g + (1 - g)h \quad (6)$$

em que P_{gun}^{att} é a probabilidade do bandido portar armas no momento da infração; g é a política de restrição de armas no país, podendo assumir valor 0 ou 1, indicando proibição total ao porte de armas ou liberação total ao porte, respectivamente; $(1 - g)$ é a fração de pessoas que não possui armas de fogo no momento do ataque; e h é a probabilidade do bandido ter uma arma de fogo.

Assume-se que se $c_{att} = 1$, os criminosos usam seu direito de comprar armas de fogo legalmente, e $b_{att} = 1$ significa que os bandidos levam suas armas de fogo para cometer os crimes. Se não houver armas ilegais entre as vítimas, tem-se que $h_{vic} = 0$. Assim, a política $g = 0$ somente é ótima quando:

$$\frac{\beta_2}{\beta_1} > 1 - \frac{1-h}{c-c_{vic}hh_{vic}} \quad (7) \quad (8)$$

Assim, conclui-se que o porte de armas de fogo representa uma condição de proteção ao indivíduo. Por analogia, a impossibilidade de se portar armas de fogo resulta no provável incremento da probabilidade de óbito. De acordo com Wordaz e Komarova (2013), as armas garantem um determinado nível de proteção aos indivíduos contra ataques inesperados de criminosos.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo econométrico

Com o intuito de analisar o efeito do ED sobre as taxas de mortes por armas de fogo no Brasil será utilizado um modelo com dados em painel. Tal escolha deve-se à possibilidade de análise da evolução temporal das variáveis de todas as unidades (estados) de *cross-section* (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

O estimador utilizado será o *GMM-SYS*, que utiliza condições de momentos adicionais, desenvolvido por Blundell e Bond (1998) com base no trabalho de Arellano e Bover (1995). Baltagi (2005) ressalta que o emprego de um modelo dinâmico permite melhor compreensão da dinâmica do ajustamento. Além disso, Cameron e Trivedi (2009) afirmam que o referido modelo possibilita a verificação do que determina a possível persistência nas estimativas, a saber o efeito individual não observável ou os resultados passados da variável.

Cameron e Trivedi (2009) também identificaram que as variáveis defasadas em nível são instrumentos fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência ou possuem memória longa, indicando que o valor desta variável no presente está fortemente correlacionado com seu valor no passado. Para resolver o problema, os autores propuseram a utilização de instrumentos em primeira diferença para as equações em nível e instrumentos em nível para as equações em primeira diferença. Esse estimador foi denominado de *system* GMM, enquanto o estimador de Arellano e Bond (1991) ficou conhecido como *difference* GMM.

A forma genérica do modelo, segundo Cameron e Trivedi (2009), é definida por:

$$y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it} \beta_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

no qual y_{it} é a variável dependente, x'_{it} é uma matriz $K \times 1$ de variáveis explicativas, u_{it} é o termo de erro, i distingue os estados, ao passo que t é o indexador de tempo.

No modelo econométrico utilizado nesse trabalho, a estimação será realizada através do estimador GMM-SYS de um estágio com erros padrão robustos, no intuito de corrigir a possível heterocedasticidade. Apesar de a literatura adotar, em sua maioria, o estimador em dois estágios com a principal justificativa de que ele seja assintoticamente mais eficiente, Blundell e Bond (1998) mostraram através de simulações de Monte Carlo que o estimador em dois estágios acrescenta pequeno ganho em performance, além da taxa de convergência ser relativamente mais lenta para sua distribuição assintótica. Além disso, para amostras finitas, o desvio-padrão do estimador em dois estágios pode apresentar viés fortemente negativo.

A fim de avaliar se o modelo está bem ajustado e as estimativas são consistentes, foram utilizados o teste de Sargan (test of overidentifying restrictions), que permite analisar a validade conjunta dos instrumentos, e o teste de correlação serial, que verifica a hipótese de que os erros da equação em primeira diferença são serialmente correlacionados em primeira ordem e não autocorrelacionados em segunda ordem.

Como já salientado, devem ser inseridos instrumentos, sendo que estes podem ser as próprias variáveis defasadas em pelo menos dois períodos, conforme observado abaixo:

$$\Delta crime_{it} = \gamma \Delta crime_{it-1} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (9)$$

Assim, a equação a ser estimada no presente estudo será a seguinte:

$$\begin{aligned} crime_{it} = & \alpha_{it} + \beta_1 crime_{it-1} + \beta_2 estatuto_{i,t} \\ & + \beta_3 seguranca_{i,t} + B_4 justica_{it} + B_5 armas_{it} + B_6 norte_{it} + B_7 sul_{it} \\ & + B_8 sudeste_{it} + B_9 centrooeste_{it} u_{it} \\ & i = 1, 2, \dots, 486 \quad t = 1997, \dots, 2015 \quad (10) \end{aligned}$$

A variável dependente será a taxa de armas de fogo (*crime*). Ela consiste na soma dos crimes de homicídios, suicídios, acidentes e mortes com causa indeterminada. A partir dela, foi calculada a taxa de mortes por armas de fogo para 100 mil habitantes, dividindo-se a variável pela população dos estados brasileiros. Os indicadores de criminalidade apresentam um viés típico, oriundo do sub-registro da totalidade dos eventos que de fato ocorrem. Acredita-se que os crimes que envolvem a morte das vítimas estão menos sujeitos a este tipo de viés, conforme evidenciado por Santos e Kassouf (2008).

Com relação às variáveis explicativas a serem utilizadas, estas tiveram como critério de seleção o modelo teórico de Wordaz e Komarova (2013), apresentado na seção anterior, e a literatura concernente ao tema.

A variável explicativa $crime_{i,t-1}$ denota o efeito de inércia do crime, conforme evidenciado pela literatura em Araújo Júnior e Fajnzylber (2001), Andrade e Lisboa (2000), Kume (2004), Santos (2009) e Becker e Kassouf (2017). Este fenômeno é constatado basicamente devido a um efeito de especialização dos agentes que praticam crimes, além do impacto da impunidade, que gera estímulo para novos egressos em cometer delitos.

A variável *estatuto*, binária para o ED e de interesse do presente estudo, assume valor 1 para o período a partir de 2006 – ano de promulgação do ED -, e zero nos demais anos. O efeito esperado para o coeficiente da variável ED é negativo, isto é, espera-se que a mortalidade por armas de fogo a partir da promulgação do Estatuto seja diminuída, conforme encontrado por Cerqueira (2010) e Santos e Kassouf (2012).

Já *armas* refere-se ao porte de armas expedidos pela PF. A literatura mostra que essa variável tem efeito duplo na sociedade. Por um lado, ela pode ser considerada uma *proxy* para a capacitação técnica dos indivíduos portadores de armas de fogo, uma vez que o ED os obriga a participar de um processo de qualificação em unidades credenciadas pela PF e caso aprovados, tornam-se aptos a portar armas de fogo. De acordo com Wordaz e Komarova (2013), o cidadão devidamente treinado consegue manusear sua arma de fogo de forma correta, diminuindo o risco de efeitos colaterais negativos. Por outro lado, uma maior quantidade de armas em circulação tende a elevar as mortes por armas de fogo. Assim, não havendo critérios rigorosos para o acesso por parte da população, mais pessoas inabilitadas tendem a possuir armas de fogo (CERQUEIRA, 2010).

A variável *segurança* denota os gastos com segurança pública por parte dos governos estaduais deflacionados para o ano de 2015 pelo índice IGP-DI. A teoria econômica diverge sob o efeito dessa espécie de variável sobre a incidência de crimes, haja vista que as variáveis de *deterrence*³ podem ter efeitos nulos na contenção do crime, conforme evidenciado por Corman e Mocan (1996). Dessa forma, não há sinal esperado consensual na literatura. Tal variável é considerada como endógena no modelo, devido à causalidade reversa entre as taxas de mortes por armas de fogo e os gastos com segurança pública, como foi destacado por Santos (2009) e Becker e Kassouf (2017).

Similarmente, a variável *justiça* representa os gastos alocados ao judiciário pelos estados brasileiros deflacionados para o ano de 2015 pelo índice IGP-DI. Quanto maiores forem gastos destinados a julgar e punir os indivíduos que transgridam as leis, maiores serão as condições de promover a justiça. Dessa forma, o sinal esperado para esta variável é negativo, sugerindo que ela tem potencial para diminuir as mortes por armas de fogo.

A literatura teórica tem demonstrado que o efeito da educação sobre a criminalidade pode apresentar dois possíveis resultados. Por um lado, alguns trabalhos mostram que quanto maior o nível de escolaridade, mais elevado é o custo de oportunidade da participação em atividades ilegais. Por outro lado, o maior nível de escolaridade pode aumentar o conhecimento e a eficiência dos criminosos, e

³ A literatura econômica descreve os efeitos *deterrence* como pressões e intimidações da sociedade, que exerçam influência sobre o comportamento dos criminosos, no sentido de inibir ou coibir suas práticas ilícitas.

logo, elevar a incidência de crimes. Nesse trabalho, são utilizados os gastos com educação por parte dos governos estaduais, também deflacionados para o ano de 2015 pelo índice IGP-DI, com o objetivo de verificar o efeito da atuação pública na educação sobre as mortes por arma de fogo.

Por fim, as *dummies* regionais assumem valor 1 para os estados que pertencem a determinada região, e zero caso contrário, sendo que as categorias são as seguintes: Norte, Sul, Sudeste e Centro-oeste, sendo o Nordeste a região de referência.

3.2 Dados

O período de análise em todas as etapas desta pesquisa será de 1997 a 2015, tendo em vista a disponibilidade de informações sobre as taxas de homicídios por armas de fogo, homicídios, suicídios, acidentes e mortes por causas indeterminadas, além de outras variáveis que compõem a base de dados. Ademais, considerou-se a mudança na metodologia de cálculo da Classificação Internacional de Doenças (CID), pois até o ano de 1995, utilizava-se o código CID-9, mas a partir de 1996, passou a vigorar a classificação CID-10. A classificação da CID é revisada periodicamente pela Organização Mundial da Saúde (OMS), e esta nova versão (CID-10) conta com mais de 68.000 códigos de diagnósticos clínicos e mais de 72.000 códigos processuais, possibilitando dessa forma melhoria no registro dos quadros clínicos dos indivíduos.

Diante disso, as variáveis utilizadas nesse trabalho foram classificadas no sistema DATASUS sob as categorias CID-10 apresentadas no Quadro 1:

Quadro 1 - Variáveis utilizadas e classificação por categoria CID-10

Modalidade	Categorias CID-10
Homicídios	Agressões: X93 - Agressão por disparo de arma de fogo de mão, X94 - Agressão por disparo de arma de fogo de maior calibre e X95 - Agressão por disparo de outra arma de fogo não especificada;
Suicídios	Lesões autoprovocadas intencionalmente: X72 - Lesão autoprovocada intencionalmente por disparo de arma de fogo, X73 - Lesão autoprovocada por disparo de arma de fogo de maior calibre e X74 - Lesão autoprovocada intencionalmente por disparo de outras armas de fogo não especificadas;
Acidentes	Outras causas externas de lesões e acidentes: W32 - Projétil de revólver, W33 - Rifle, espingarda e armas de fogo de maior tamanho e W34 - Projétil de outras armas de fogo não especificadas;
Causas indeterminadas	Eventos cuja intenção é indeterminada: Y22 – Disparo de pistola de intenção não determinada, Y23 – Disparo de arma de fogo de maior calibre de intenção não determinada e Y24 – Disparo de outras armas de fogo não especificadas de intenção não determinada.

Fonte: Elaboração própria.

O Quadro 2 apresenta as fontes das variáveis que irão compor o modelo econométrico a ser estimado. A amostra é composta por 513 observações dos 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, observados entre os anos de 1997 a 2015.

Quadro 2 - Variáveis utilizadas e fontes dos dados

Variáveis	Fontes
Mortes por armas de fogo (Homicídios, suicídios, acidentes e causa indeterminada)	Ministério da Saúde/Datasus
Número de porte de armas expedidos	Superintendência da PF
Número de armas roubadas	
População	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)
Gasto com Segurança Pública	Secretaria do Tesouro Nacional (STN)
Gasto com Judiciário	
Gasto com Educação	
Estatuto do Desarmamento Lei 10.826/2003 (<i>dummy</i>)	Brasil (2003)

Fonte: Elaboração própria.

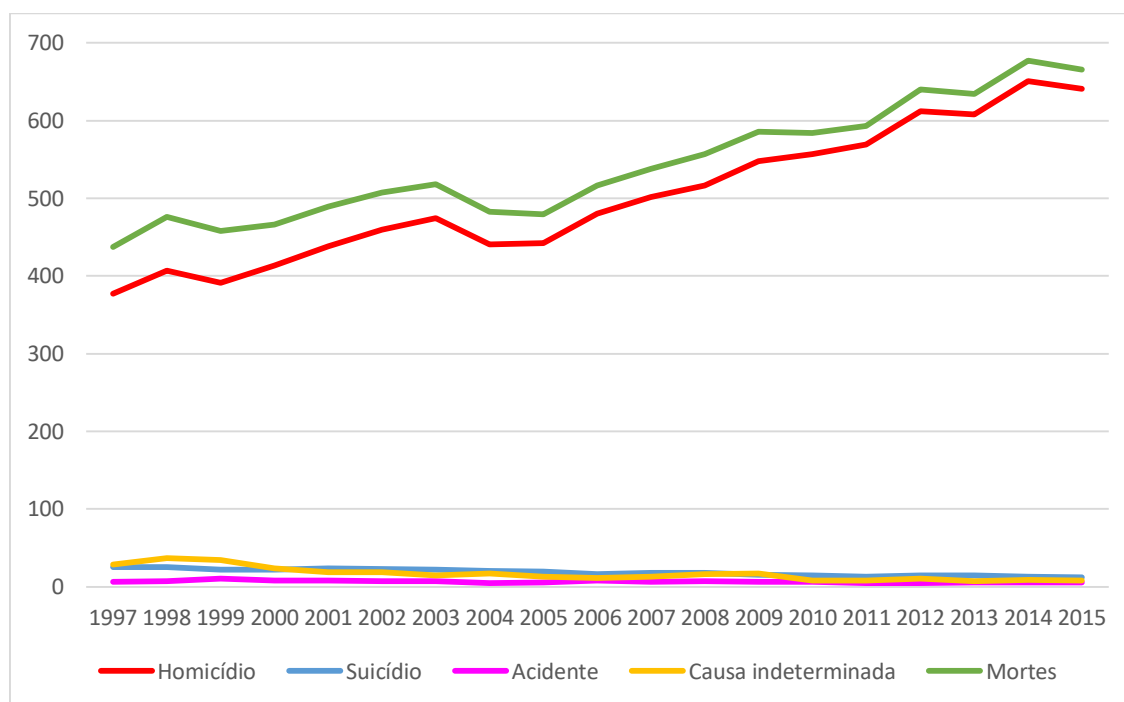
4 RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Nesta seção, são apresentadas as estatísticas descritivas das taxas de homicídios, suicídios, acidentes e mortes por causa indeterminadas no Brasil. O objetivo central é analisar a evolução das modalidades de mortes por armas de fogo no país e suas implicações nas diferentes regiões e estados.

Através do Gráfico 1 é possível perceber que o comportamento das taxas de mortes por armas de fogo acompanha as taxas de homicídios no país, o que também é verificado nas regiões brasileiras, como demonstrado nos Gráficos 3, 5, 6, 7 e 8. As demais modalidades não apresentaram variações significativas no período analisado.

Gráfico 1 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo e demais modalidades no Brasil no período 1997-2015



Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 1, é possível observar a frequência das diferentes modalidades de mortes por armas de fogo em cada região brasileira. As regiões Nordeste e Sudeste

concentraram as maiores porcentagens das ocorrências de mortes, sendo que a última apresentou mais de 40% do total para o Brasil no período.

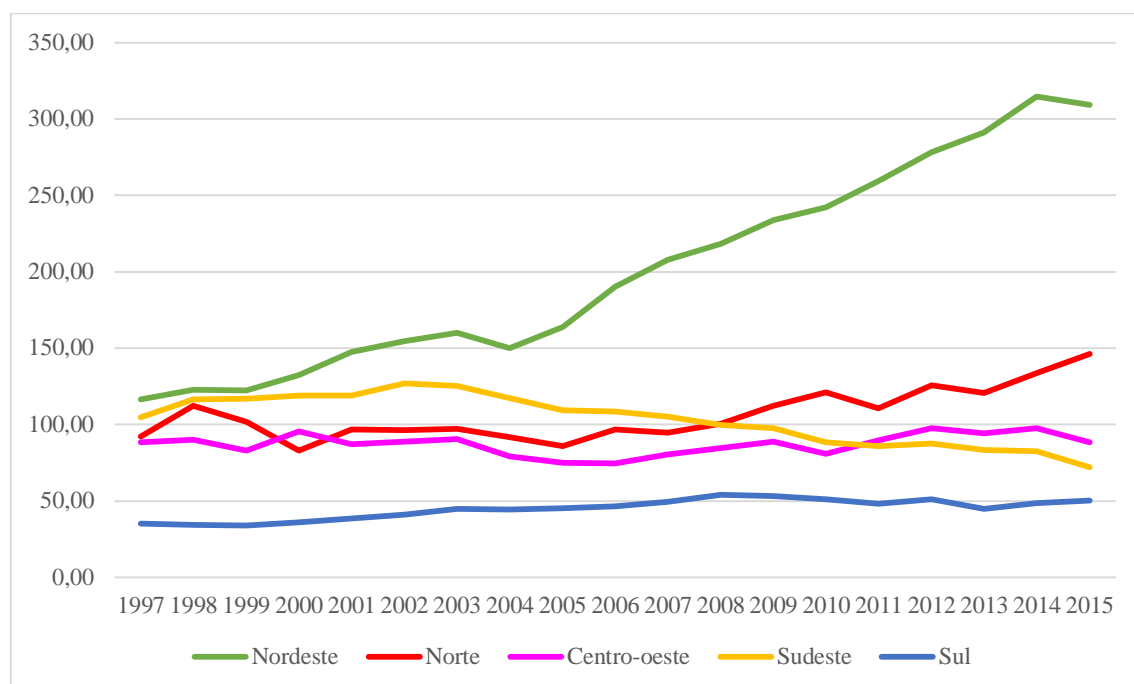
Tabela 1 - Frequência das ocorrências das modalidades de mortes por armas de fogo nas regiões brasileiras no período 1997-2015

Região	Homicídios	Acidentes	Suicídios	Causa indeterminada	Mortes (total)
Centro-oeste	7,72%	6,64%	11,06%	3,96%	7,67%
Nordeste	32,22%	41,99%	15,67%	40,62%	32,12%
Norte	7,12%	20,05%	5,81%	3,21%	7,04%
Sudeste	42,03%	23,12%	34,21%	43,72%	41,68%
Sul	10,90%	8,20%	33,25%	8,50%	11,48%

Fonte: Elaboração própria.

No Gráfico 2, estão dispostas as evoluções das mortes por armas de fogo, segundo as regiões. Percebe-se que até o ano 2000, as taxas correspondentes às regiões Sudeste e Nordeste eram próximas. No entanto, após esse período, ocorreu crescimento vigoroso na região Nordeste, ao mesmo tempo que no Sudeste houve redução considerável. Além disso, é possível observar que ao longo de todo o período, a região Sudeste é a única que apresentou comportamento de queda. Já as demais tiveram acréscimo de suas taxas durante o período em análise, sobretudo o Nordeste, que se destaca pela elevação expressiva das mesmas. Esse comportamento é explicado pelas mudanças ocorridas em várias dimensões a partir de 2000.

Gráfico 2 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo nas regiões brasileiras no período 1997-2015



Fonte: Elaboração própria.

Nesse sentido, segundo Cerqueira (2010), no país como um todo, a partir do referido ano, diversas políticas de segurança pública foram implementadas, com destaque para o aumento expressivo de guardas municipais. Além disso, do ponto de vista socioeconômico, houve queda da desigualdade de renda, da taxa de desemprego e aumento da renda *per capita*. Destacou-se também a redução na proporção de homens jovens na população, grupo populacional este sob maior risco de envolvimento em situações de violência.

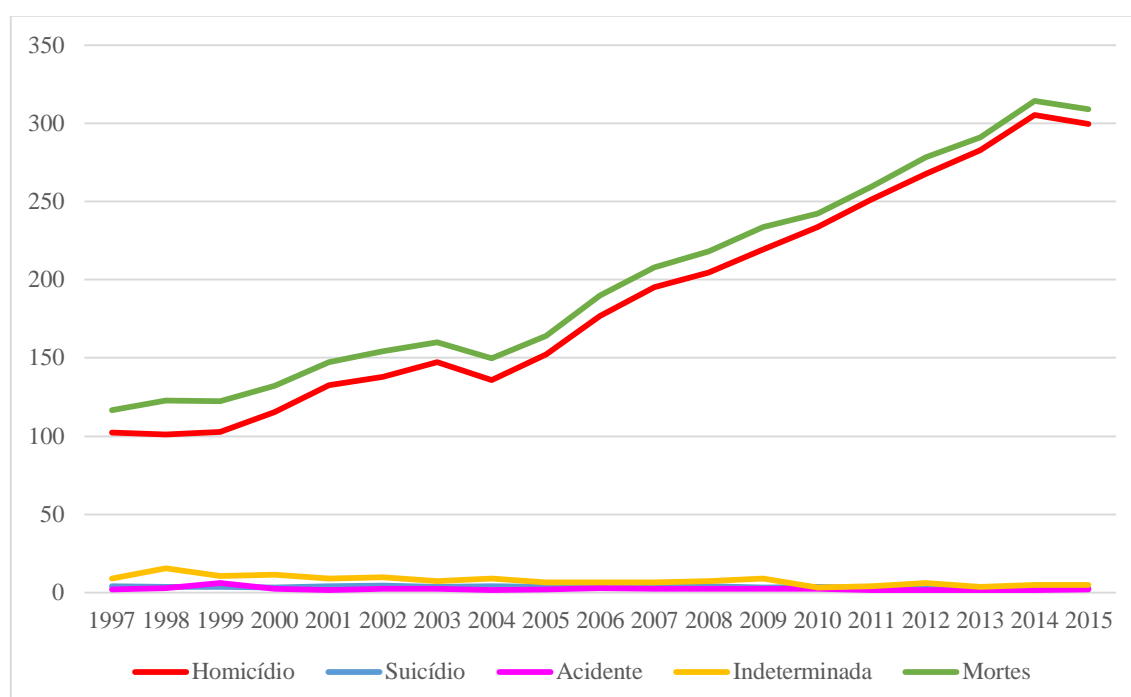
Contudo, mesmo após a promulgação do ED, que restringiu o acesso e utilização das armas de fogo, houve crescimento do tráfico de drogas ilícitas e consequente disputa pelo controle desses mercados, particularmente do crack, o que impactou nas taxas de homicídios. No geral, diversos autores destacam o crescimento do mercado de drogas como fator determinante para elevações das taxas de mortes em todo país (CERQUEIRA, 2010; SANTOS; KASSOUF, 2007). É importante destacar que o tráfico de drogas não se limita apenas a produção e comercialização do produto ilícito, mas engloba também violência física e corrupção

de diversos meios para a manutenção do sistema, como ressaltado por Fajnzylber et al. (1998).

Isso pode ser ilustrado através do avanço do mercado de drogas em vários estados brasileiros na última década, sobretudo das regiões Nordeste, Norte e Centro-Oeste, além de Minas Gerais. Nesse sentido, além das transformações socioeconômicas e demográficas, Cerqueira et al. (2013) apontam que a expansão e recolocação do mercado de drogas, a migração de criminosos motivada por políticas públicas mais efetivas em seus estados de origem e o efeito-aprendizado sobre o modo como os criminosos operam nos grandes centros urbanos também são importantes para entender a diminuição da criminalidade em alguns estados brasileiros, ao passo que em que outros houve elevação.

No Gráfico 3, observa-se que o elevado acréscimo nas taxas de mortes por armas de fogo na região Nordeste ocorreu principalmente devido a elevação significativa das taxas de homicídios, que quase dobraram no período pós promulgação do ED. Algumas das justificativas para o aumento dos homicídios por armas de fogo na região são os conflitos por posse de terra e poder político, além do controle do tráfico de drogas e armas, como destacado por Lima *et al* (2005). Além disso, a região nordestina apresenta indicadores sociais precários, dadas as condições de vida, nível de pobreza e desigualdade social que a mesma enfrenta (ZALUAR et al., 1994; MACEDO et al., 2001; LIMA et al., 2005). Por outro lado, as taxas de suicídios não sofreram grandes mudanças, enquanto as de acidentes e causas indeterminadas foram relativamente pequenas no período pós ED.

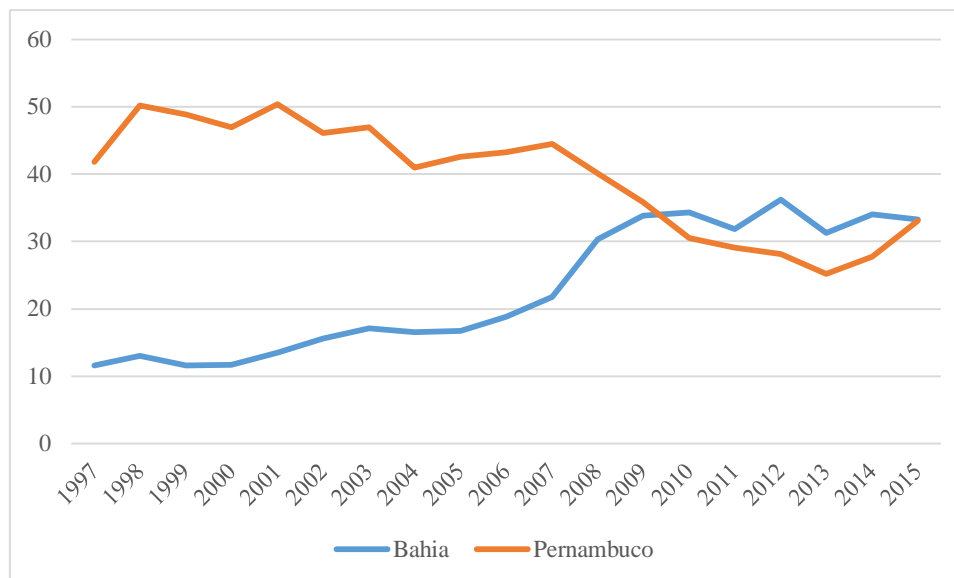
Gráfico 3 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo e demais modalidades na região Nordeste no período 1997-2015



Fonte: Elaboração própria.

Ainda com relação a região nordestina, os estados de Pernambuco e Bahia se destacam em relação aos demais quando se trata das mortes por armas de fogo. Os dois estados juntos totalizam mais de 50% de todas as ocorrências na região durante o período 1997-2015. O estado da Bahia apresentou crescimento acentuado de suas taxas (mais de 280%), como demonstrado no Gráfico 4. Uma possível explicação desse expressivo aumento é a migração de criminosos da região Sudeste para o Nordeste, já que a primeira tem apresentado queda da criminalidade, principalmente o estado de São Paulo. Já o estado de Pernambuco apresentou queda de aproximadamente 20% em suas taxas no período em questão. Tal diminuição ocorreu sobretudo a partir de 2007, com a implantação do Plano Estadual de Segurança Pública, o Pacto pela Vida, que tem como principal objetivo reduzir o número de homicídios no estado.

Gráfico 4 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo nos estados da Bahia e Pernambuco no período 1997-2015



Fonte: Elaboração própria.

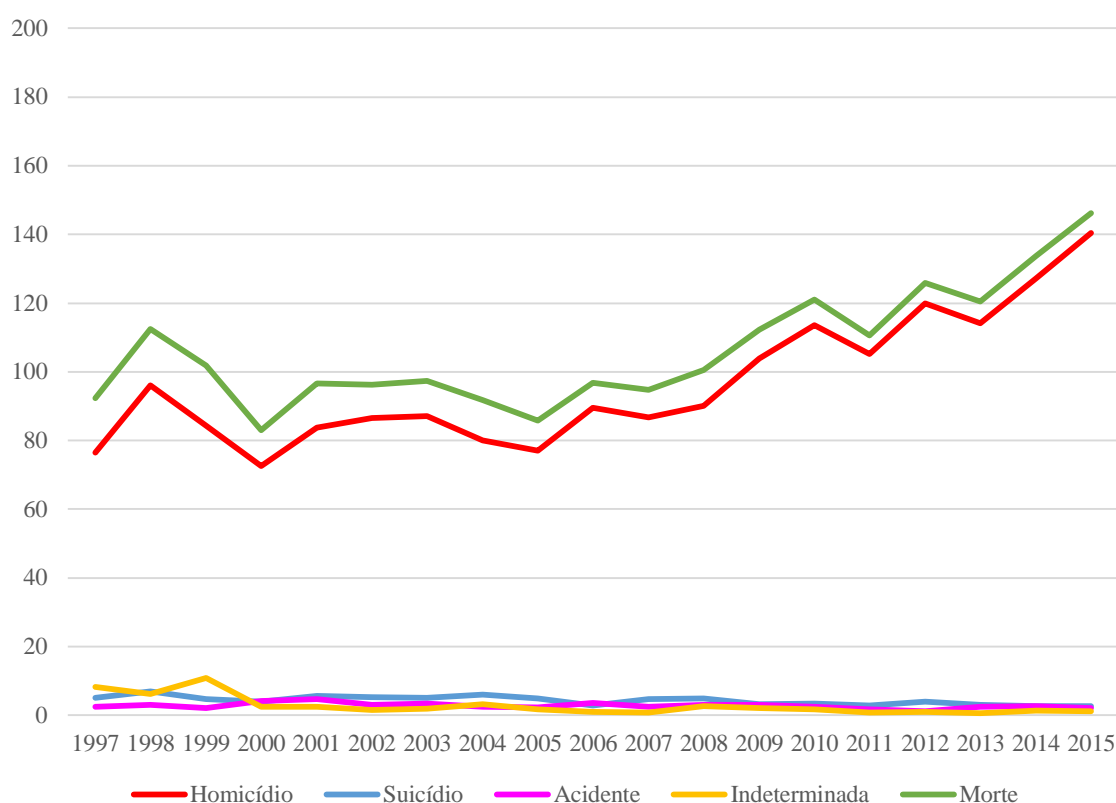
As regiões Norte e Centro-Oeste apresentam comportamento semelhante à nordestina, embora com menor magnitude, como demonstrado nos Gráficos 5 e 6. Mais uma vez, as elevações nas taxas de mortes por arma de fogo são justificadas especialmente pelo grande aumento das taxas de homicídio após 2006, pós implementação do ED, representando crescimento de mais de 30% no Norte e mais de 7% no Centro-Oeste. Já as taxas de suicídios, acidentes e causas indeterminadas apresentaram quedas no período.

Nesse sentido, Meneghel e Hirakata (2011) salientam que as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste são marcadas por conflitos pela posse da terra, o que justifica o elevado número de homicídios. Além disso, também é característico dessas regiões a fraqueza das instituições políticas e de coerção, especialmente por estarem afastadas do centro político do país. Dessa forma, a aplicação da lei pode apresentar dificuldades, como destacado por Macedo et al. (2001).

Com relação à região Sudeste, cujas taxas estão expostas no Gráfico 7, o comportamento é distinto das demais, onde todos os tipos de mortes por armas de fogo apresentaram queda no período analisado. Nesse sentido, as taxas de homicídios caíram mais de 20% após a implementação do ED se aproximando da região Sul (Gráfico 8), que apresenta as menores taxas no período. Uma das principais justificativas dessa expressiva diminuição são alguns programas e

políticas públicas adotados pelos estados da região, principalmente no Rio de Janeiro e São Paulo, com o objetivo de diminuir os homicídios dolosos, o tráfico de drogas e a criminalidade em geral. Entre os programas, destacam-se o Programa Fica Vivo! em Minas Gerais, as Unidades de Polícia Pacificadora (UPP's) no Rio de Janeiro e a Ação Itinerante de Recolhimento de Armas (AIRA) no Espírito Santo.

Gráfico 5 - Evolução das taxas por armas de fogo e demais modalidades na *região* Norte no período 1997-2015

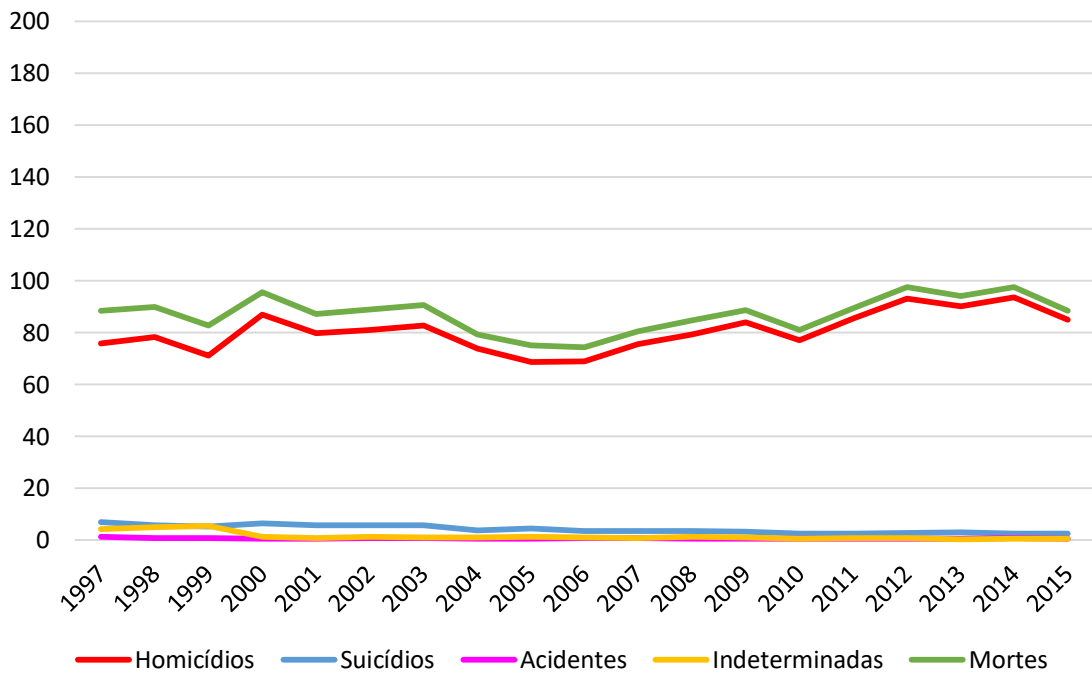


Fonte: Elaboração própria.

O estado de São Paulo merece destaque especial, vide Gráfico 9, em função do decréscimo apresentados nas taxas de mortes por armas de fogo no período analisado, sendo que há importantes trabalhos com o objetivo de explicar essa queda expressiva. Ferreira *et al* (2009) citam a importância do aperfeiçoamento da gestão de políticas de segurança pública no estado como uma medida importante. Além disso, o fato de São Paulo ter sido o pioneiro na organização de blitzes para fiscalizar a presença de armas e munição pode ser um fator que colaborou para os

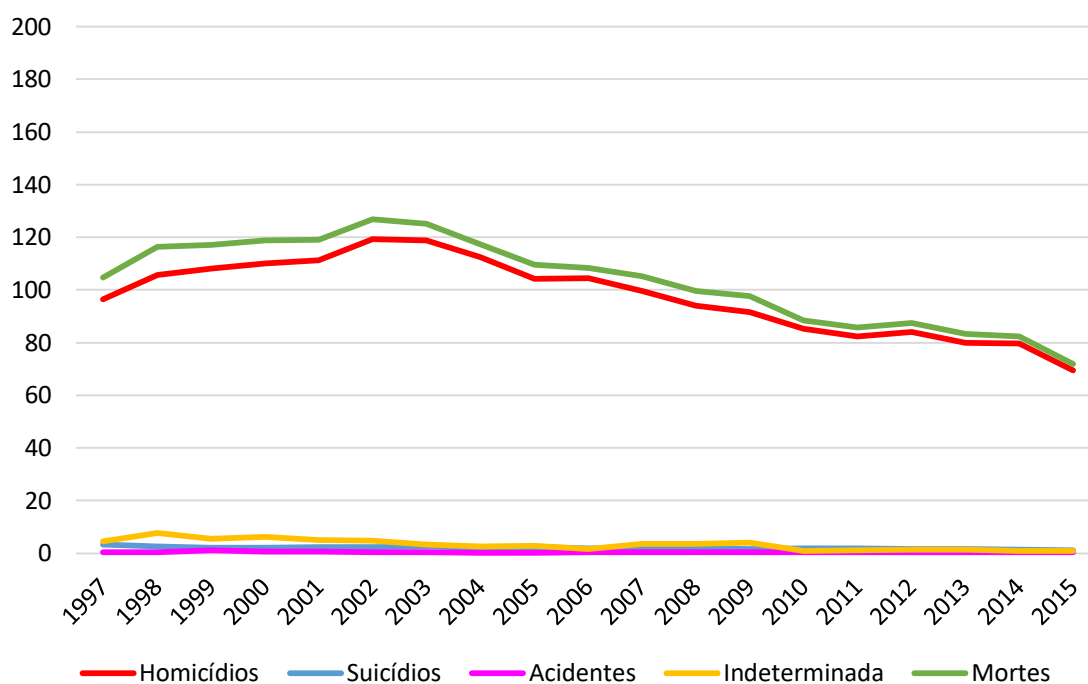
resultados. No mais, os autores também destacam as taxas de encarceramento superiores à média nacional e o papel dos municípios na segurança pública.

Gráfico 6 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo e demais modalidades na região Centro-Oeste no período 1997-2015



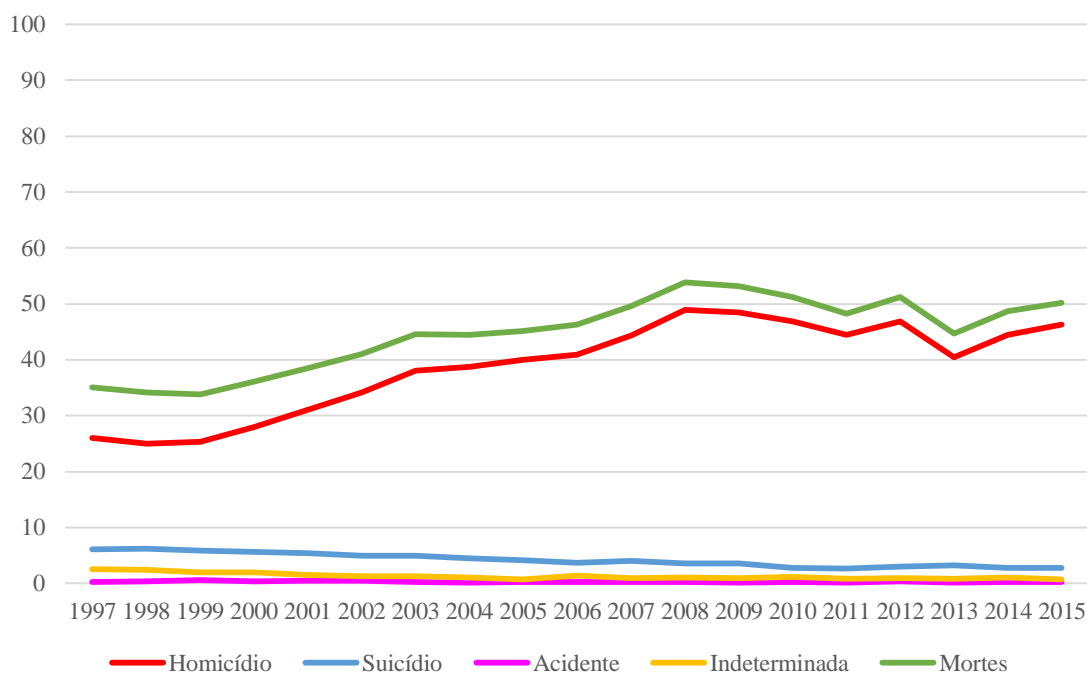
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 7 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo e demais modalidades na região Sudeste no período 1997-2015



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 8 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo e demais modalidades na região Sul no período 1997-2015



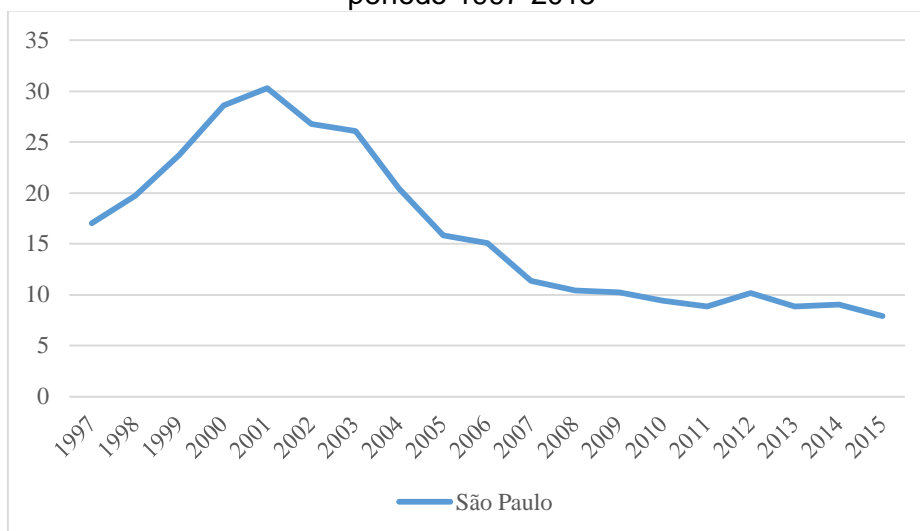
Fonte: Elaboração própria.

Além disso, Peres et al. (2012), ao estudar especificamente o município de São Paulo, destacaram que o investimento em ações de segurança pública, as mudanças socioeconômicas com melhoria da qualidade de vida e alterações demográficas com redução na proporção de jovens na população foram essenciais para a queda ocorrida.

No que se refere às taxas de suicídios na região, elas são as menores do país ao longo de todo o período, o que pode ser explicado pelas melhores condições relativas de vida. Vários autores têm estudado a relação entre fatores socioeconômicos e as taxas de suicídios, como Schnitman et al. (2010), Loureiro et al. (2010) e Gonçalves et al. (2011). A maioria concorda que piores indicadores socioeconômicos estão relacionados com maiores taxas de suicídios.

De maneira geral, foi possível perceber que os homicídios correspondem a maior parte dos óbitos por armas de fogo. No que tange tal modalidade específica, a promulgação do ED não obteve resultados esperados, com exceção das estatísticas apresentadas na região Sudeste. Por outro lado, observa-se que as taxas de suicídios e acidentes diminuíram em todas as regiões no período, indicando que o Estatuto pode ter contribuído para a queda desses óbitos. Tais resultados vão ao encontro do trabalho de Geisel et al. (1969), que afirmaram que uma lei de controle de porte e posse de armas de fogo é eficaz na redução no número de acidentes e suicídios, mas não o é no caso dos homicídios.

Gráfico 9 - Evolução das taxas de mortes por armas de fogo no estado de São Paulo no período 1997-2015



Fonte: Elaboração própria.

4.2 Resultados do modelo econométrico

Nessa seção, são apresentados os resultados das estimações do painel dinâmico, vide Tabela 2. Com relação às variáveis utilizadas, todas foram consideradas pré-determinadas, com exceção dos gastos com segurança pública e judiciário. Estas, por sua vez, foram consideradas endógenas, de maneira que são correlacionadas com os erros no presente e no passado. Também foram adotadas de 2 a 4 e 3 a 4 defasagens dos instrumentos para as especificações (1) e (2), respectivamente, dos modelos, como é comumente utilizado na literatura, a fim de analisar a robustez dos resultados das estimações. Por fim, para a variável explicativa, foi utilizada uma defasagem, com o objetivo de verificar a existência de inércia criminal.

Foi realizado o Teste de *Sargan* para verificar a validade dos instrumentos utilizados e também o Teste de Arellano-Bond para verificação de autocorrelação nos erros de primeira diferença, que observa se os erros da equação em primeira diferença são serialmente correlacionados em primeira e não autocorrelacionados em segunda ordem. Conclui-se todos os instrumentos são válidos e que as condições de momento são corretamente especificadas.

Tabela 2 - Resultados da estimação do modelo econométrico

Variável	Especificação 1	Especificação 2
<i>Crime_{t-1}</i>	0,9628229*** (0,0208691)	0,946154 *** (0,0224394)
<i>Armas</i>	0,0001915 ^{NS} (0,0002224)	-0,0000952 ^{NS} (0,0002759)
<i>Educação</i>	-8,87e-12 ^{NS} (9,99e-12)	5,38e-11 ^{NS} (3,90e-11)
<i>Norte</i>	-2,756443** (1,078299)	-2,45769** (1,124376)
<i>Sul</i>	-1,942808*** (0,6052272)	-1,734538** (0,8540517)
<i>Sudeste</i>	-2,679672*** (0,8199417)	-2,463312*** (0,8024703)
<i>Centro-oeste</i>	-2,443734* (0,8199417)	-2,53767* (0,8024703)

	(1,327257)	(1,475496)
<i>Estatuto</i>	0,4184468*	0,5202837*
	(0,2475015)	(0,2695539)
<i>Segurança</i>	9,29e-11**	8,16e-11*
	(3,83e-11)	(4,52e-11)
<i>Judiciário</i>	-1,82e-10***	-1,70e-10**
	(5,72e-11)	(6,75e-11)
<i>Constante</i>	2,599254***	2,848004***
	(0,7217606)	(0,8959562)

Fonte: Elaboração própria.

***Significativo a 1%, **Significativo a 5%, *Significativo a%,

^{NS} Não Significativo.

A *dummy estatuto* apresentou significância e sinal positivo, indicando que a lei proporciona acréscimo nas taxas de mortes por armas de fogo. Alguns estudos na literatura, como os de Santos e Kassouf (2012) e Cerqueira (2010), têm apresentado sinal negativo para essa variável, indicando que a lei seria eficiente em reduzir a criminalidade. A divergência entre os resultados pode ser explicada tanto pelas distintas unidades geográficas consideradas nesses trabalhos, como também pelas diferenças no tamanho da amostra e período temporal em análise.

No caso dos referidos trabalhos, os autores utilizaram dados do município de São Paulo e os municípios do mesmo estado, respectivamente. Como indicado nas estatísticas descritivas, o Sudeste é a única região no Brasil que apresentou queda expressiva em todas as modalidades de mortes por armas de fogo. Da mesma forma, o estado de São Paulo tem apresentado notoriedade devido ao êxito em diminuir os números de homicídios nesse período, como destacado por Peres *et al* (2011), Peres *et al* (2012) e Ferreira *et al* (2016). Logo, é importante considerar que os resultados desses trabalhos que tiveram como foco o estado e município de São Paulo não refletem a realidade do país.

Ainda, como demonstrado pelas estatísticas descritivas, existe notável preeminência dos homicídios como modalidade de mortes por armas de fogo em todo país. Assim, as taxas de mortes por armas de fogo acompanham o comportamento das taxas de homicídios. De maneira geral, observou-se elevação dessas taxas no período após a promulgação do ED, o que também justifica o resultado encontrado para a *dummy* referente ao Estatuto.

No mais, o sinal positivo observado da *dummy* referente ao ED vai ao encontro do trabalho de Geisel *et al.* (1969), que observou relação positiva entre o controle de armas de fogo e as taxas de homicídios nos Estados Unidos, no período de 1960 e 1965.

A estimação do “efeito inércia” ficou entre 0,94 a 0,96, significativo ao nível de 1%, para as duas especificações do modelo, indicando que de fato existe transferência dos crimes de mortes por armas de fogo de um período para o outro, através do processo de *learning-by-doing*, isto é, aprendizagem e especialização na atividade criminosa ao longo do tempo. No Brasil, vários estudos têm mostrado evidências da presença desses efeitos nas taxas de crimes, como os realizados por Araújo Júnior e Fajnzylber (2001), Andrade e Lisboa (2000), Kume (2004) e Santos (2009) e Becker e Kassouf (2017). A maioria dos autores concorda que existe persistência temporal nas taxas de crimes.

A variável *armas*, por sua vez, não foi estatisticamente significativa para explicar as taxas de mortes por armas de fogo no Brasil. Isso significa que o número de armas de fogo expedidas não é capaz de explicar as mortes por armas de fogo no país. Esse resultado concorda com o encontrado por Peres *et al.* (2012), que também não observaram relação entre o acesso a armas de fogo e a queda no número dos homicídios para o município de São Paulo.

De maneira semelhante, a variável que representa os gastos estaduais destinados à educação se mostrou negativa e não significativa. Esse resultado indica que não existe relação contemporânea dos gastos públicos em educação com a redução das mortes por armas de fogo. A literatura indica que tais gastos geralmente apresentam efeito após certo período, de maneira que eles sejam absorvidos pela população. Cabe destacar também que os recursos devem estar eficientemente alocados para melhorar a qualidade da educação formal. Além disso, o tipo de informação disponibilizada é uma limitação, pois como destacado por Becker e Kassouf (2017), para fazer afirmações mais precisas, seria necessário dispor de dados mais completos, com informações individuais.

Em relação às *dummies* regionais, todas apresentaram significância estatística. Esse resultado indica que as características das regiões brasileiras norte, sul, sudeste e centro-oeste, quando comparadas com as da região de referência,

isto é, o nordeste, se diferenciam estatisticamente quando se analisa as mortes por armas de fogo. Esse resultado vai de encontro ao denotado pelas estatísticas descritivas, as quais demonstraram que a região nordestina apresentou comportamento de crescimento vigoroso, que se destacou em relação às demais.

Tal discrepância da região se agravou a partir da década de 2000, quando o Brasil passou por diversas mudanças socioeconômicas e demográficas, concluindo em evolução em algumas regiões com agravamento da criminalidade em outras. Apesar de todo o país ter vivenciado aumento da renda *per capita*, emprego e diminuição da desigualdade de renda, a região nordestina ainda apresenta indicadores sociais precários quando comparado às demais regiões e sofre com conflitos por posse da terra, poder político, controle do tráfico de drogas e armas. Os crimes relacionados ao mercado de drogas ilícitas também se agravaram na região, gerando mais mortes por armas de fogo (ZALUAR et al., 1994; MACEDO et al., 2001; LIMA et al., 2005, CERQUEIRA, 2010).

No que tange aos gastos com segurança pública, a variável utilizada foi significativa e apresentou sinal positivo. Não há consenso na literatura nacional sobre o efeito das variáveis de *deterrence*. Há vários estudos que apontam que o efeito desses gastos é muitas vezes inócuo, derivado de má alocação de recursos. Dessa forma, é difícil afirmar que essa variável tenha algum poder dissuasório sobre o comportamento criminoso no Brasil. (KUME, 2004; OLIVEIRA, 2005; SANTOS e KASSOUF, 2007). Por sua vez, Mendonça (2002) também observou relação positiva dos gastos com segurança pública e taxa de homicídios. De acordo com o autor, o sinal positivo pode indicar que a variável não é uma boa *proxy* para retratar a inibição criminal. Contudo, dada a disponibilidade de dados, é uma das variáveis mais utilizadas na literatura. Além disso, existe também a hipótese de que maior eficiência policial resulta em maiores probabilidades de um crime ser registrado. Diante disso, poderia existir efeito positivo dos gastos sobre as taxas de crimes até um determinado número máximo de denúncias, a partir do qual as denúncias tenderiam a diminuir em função do menor número de ocorrências criminais, dado pela maior eficiência policial (SANTOS, 2009).

A variável que representa os gastos estaduais alocados no sistema judiciário foi significativa e apresentou sinal negativo, assim como esperado. Isso indica que alocar maiores gastos em julgar e punir criminosos é uma boa medida para diminuir

as mortes por armas de fogo. Esse resultado corrobora com o modelo econômico de Becker (1968), que pressupõe que a sociedade tentará minimizar suas perdas ao induzir os potenciais criminosos a cometerem uma quantidade “ótima” de crimes. Para isso, ela escolherá níveis de algumas variáveis de controle, como gastos destinados a punir o indivíduo criminoso. Shikida et al. (2006) também têm conclusão semelhante, ao afirmar que criminosos que acreditam na capacidade do sistema judiciário de puni-los têm menor probabilidade de agir violentamente. Por fim, Oliveira et al. (2014) também comprovam o efeito benéfico da eficiência e agilidade do sistema judiciário na redução de atos ilícitos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar o efeito do ED sobre as mortes por armas de fogo, representados por homicídios, suicídios, acidentes e lesões de causas indeterminadas, durante o período 1997-2015 no Brasil. Os dados foram dispostos em um painel de dados dinâmico com utilização do modelo GMM-SYS.

Os resultados denotam que apesar da implementação do ED, o país apresentou elevação nas taxas de mortes por armas de fogo, que acompanham o comportamento dos homicídios, dada sua proeminência dentre as modalidades de óbitos.

É importante destacar que a dinâmica regional foi completamente distinta no que concerne a evolução das mortes por armas de fogo no período, particularmente dos homicídios. Por um lado, a região nordestina se destacou como aquela em que foi possível observar maior crescimento dos óbitos, tendo como principais determinantes, segundo a literatura, os conflitos por posse da terra e poder político, além do controle do tráfico de drogas e armas. Por sua vez, a região Sudeste, tendo como referência o estado de São Paulo, apresentou redução das taxas de mortes por armas de fogo, fruto principalmente de políticas públicas adotadas com o intuito de conter a criminalidade.

Apesar das limitações verificadas, baseadas principalmente na indisponibilidade de algumas informações que possibilitariam a construção de algumas variáveis consagradas na literatura, espera-se que o presente estudo sirva de parâmetro para novos trabalhos.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período 1981/1997. In: HENRIQUES, R. (Org.) **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 12. p. 347-384.

ANDRÉS, A. R.; HEMPSTEAD, K. Gun control and suicide: the impact os state firearm regulations in the United States, 1995-2004. **Health Policy**, n. 101, p. 95-103, 2011.

ARAUJO JUNIOR; FAJNZYLBER, P. O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2001, 88p. (Texto para discussão, 162)

ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and na application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable Estimation of error componentes models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2005. 3rd ed. 302 p.

BECKER, G. Crime and punishment: an economic approach. **National Bureau of Economic Research**. p. 1-54, 1964.

BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Uma análise do efeito dos gastos públicos em educação sobre a criminalidade no Brasil. **Econ. soc.**, Campinas, v. 26, n. 1, p. 215-242, 2017.

BLUNDELL, R. W.; BOND, S. R. Initial conditions and moment restrictions in Dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BRASIL. Lei nº 10.826 - Estatuto do Desarmamento. 2003. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 23 dez. 2003. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2003/L10.826.htm>. Acesso em: 8 out. 2017.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometric susing Stata**. College Station: Stata Press, 2009. 692 p.

CERQUEIRA, D. R. C.; COELHO, D. S. C.; MORAIS, D. P.; MATOS, M. V. M.; JÚNIOR, J. A. P.; MEDEIROS, M. J. A singular dinâmica territorial dos homicídios no Brasil nos anos 2000. In: BOUERI, R.; COSTA, M. A. (Org.). Brasil em Desenvolvimento – Estado, Planejamento e Políticas Públicas. Rio de Janeiro: IPEA, 2013.

CERQUEIRA, D. R. C.; MELLO, J. M. P. Evaluating a National Anti-Firearm Law and Estimating the Causal Effect of Guns on Crime. **Texto para Discussão IPEA**. 2009.

CERQUEIRA, D. R. C. Causas e consequências do crime no Brasil. Tese (doutorado) - Pontifícia Universidade Católica. Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2010.

FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D., LOAYZA, N. **Determinants of Crime Rates in Latin America and the World: Viwpoints**. The World Bank, Washington, 1998.

FERREIRA, S. P; LIMA, R. S.; BESSA, V. Criminalidade violenta e homicídios em São Paulo: fatores explicativos e movimentos recentes. **Homicídios: políticas de controle e prevenção no Brasil**, ano 1, n. 3, p. 11-20. 2009. (Coleção Segurança com Cidadania).

FERREIRA, L.; MATTOS, E.; TERRA, R.; O papel das guardas municipais na redução da criminalidade: evidências empíricas para um painel de municípios paulista. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 46, n. 2, p. 151-180, 2016.

GEISEL, M. S.; ROLL, R.; WETTICK JR, R. S. The effectiveness of state and local regulation of handguns: a statistical analysis. **Duke Law Journal**. v. 647, p. 647-676, 1969.

GONÇALVES, L. R. C. et al. Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. **Nova Economia**, v. 21, n. 2, p. 281-316, 2011.

MACEDO, A. C.; PAIM, J. S.; SILVA, L. M. V. da; COSTA, M. da. C. N. Violência e desigualdade social: mortalidade por homicídios e condições de vida em Salvador, Brasil. **Rev. Saúde Pública**. São Paulo, v. 35, n. 6, p. 515-522, 2001.

MENDONÇA, M. J. C. Criminalidade e violência no Brasil: Uma abordagem teórica e empírica. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 2, n. 1, p. 33–49, 2002.

MENEGHEL, S. N.; HIRAKATA, V.N. Feminicídios: homicídios femininos no Brasil. **Rev. Saúde Pública**, São Paulo, v.45, n.3, p. 564-574, 2011.

LIMA, M. L. C.; XIMENES, R. A.A.; FEITOSA, C. L.; SOUZA, E. R.; ALBUQUERQUE, M. F. P. M.; BARROS, M. D. A et al. Conglomerados de violência em Pernambuco, Brasil. **Revista Panam Salud Publica**. v. 18, n.2, p. 122-128, 2005.

LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. de; SACHSIDA, A. **Os determinantes econômicos do suicídio**: um estudo para o Brasil. IPEA, Rio de Janeiro, 2010.

KLECK, G. The impact of gun ownership rates on crime rates: a methodological review of the evidence. **Journal of Criminal Justice**. n. 43, p. 40-48, 2015.

KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC 2004.

KWON, I. W. et al. The effectiveness of gun control laws: multivariate statistical analysis. **American Journal of Economic and Sociology**. v. 56, n. 1, p.41-50, 1997.

LOFTIN, C. et al. Effects of Restrictive Licensing of Handguns on Homicide and Suicide in the District of Columbia. **The New England Journal of Medicine**, v. 325, p. 1615-1620, 1991.

OLIVEIRA, D. X. A.; SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. de. A. E; Eficiência do judiciário e a economia do crime. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41. 2014, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC 2014.

PERES, M. F. et al. Evolução dos homicídios e indicadores de segurança pública no Município de São Paulo entre 1996 a 2008: um estudo ecológico de séries temporais. **Ciênc. saúde coletiva**. Rio de Janeiro, v.17, n.12, p. 3249-3257, 2012.

PERES, M. F. et al. Fall in homicides in the city of São Paulo: an exploratory analysis of possible determinants. **Rev. bras. epidemiol.** São Paulo, v.14, n.4, p.709-721, 2011.

RALSTON, L. Less Guns. **More Violence**: Evidence from Disarmament in Uganda. 2013.

SANTOS, M. J. Dinâmica temporal da criminalidade: mais evidências do “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. **Revista Economia**, Brasília, v. 10, n. 1, p. 169-194, 2009.

SANTOS, M. J, KASSOUF, A. L. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. **Revista Economia**, n.8, p. 187-210. 2007.

_____. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. **Revista Economia**. v.9, n. 2, p. 343-372, 2008.

_____. Avaliação de Impacto do Estatuto do Desarmamento na Criminalidade: Uma abordagem de séries temporais aplicada à cidade de São Paulo. **Economic Analysis of Law Review**. v.3, n. 2, p. 301-322, 2012.

SCHNITMAN, G. et al. Taxa de Mortalidade por Suicídio e Indicadores socioeconômicos nas Capitais Brasileiras. **Revista Baiana de Saúde Pública**, v.34, n.1, p.44-59, 2010.

SHIKIDA, P. F. A. et al. Determinantes do comportamento criminoso: Um estudo econométrico nas penitenciárias central, estadual e feminina de Piraquara (Paraná). **Pesquisa e Debate**. São Paulo, v. 17, n. 1, p. 125-148, 2006.

SLOAN, H. S. et al. Firearm Regulations and Rates of Suicide - A Comparison of Two Metropolitan Areas. **The New England Journal of Medicine**, 322:369-373, 1990.

SOUZA, M. F. M. et al. Reduction in firearm-related mortality and hospitalizations in Brazil after gun control. **Health Affairs**, v, 26, n, 2, p. 575-584, 2007.

TAYLOR, B; LI, J. Do fewer guns lead to less crime? Evidence from Australia. **International Review of Law and Economics**, v. 42, p. 72-78, 2015.

WAISELFISZ, J. J. **Mapa da Violência 2016: Mortes Matadas por armas de fogo**. 2016.

WODARZ, D.; KOMAROVA, N. Gun Availability: a mathematical analysis. **Plos One**. v.8, n. 7, p. 1-13, 2013.

ZALUAR, A. et al. Violência: pobreza ou fraqueza institucional? **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.10, supl. 1, p. S213-S217, 1994.