

1721

TEXTO PARA DISCUSSÃO

MENOS ARMAS, MENOS CRIMES

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira
João Manoel Pinho de Mello

MENOS ARMAS, MENOS CRIMES*

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira**
João Manoel Pinho de Mello***

* Os autores agradecem a Túlio Kahn pelas sugestões e pelo valioso apoio na produção da base de dados.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.

*** Professor do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio).

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Wellington Moreira Franco



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto

Marcos Antonio Macedo Cintra

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: K42.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 EM BUSCA DO EFEITO CAUSAL ENTRE ARMAS E CRIMES.....	10
3 MODELO TEÓRICO	23
4 ABORDAGEM EMPÍRICA	28
5 CONCLUSÃO	50
REFERÊNCIAS	52
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	54
APÊNDICE	55

SINOPSE

Mais armas causam mais ou menos crimes? Há os que advogam que a difusão das armas de fogo faz diminuir o seu preço no mercado ilegal, além de estimular soluções violentas aos conflitos interpessoais. Alguns autores, no entanto, apontam que as armas provocam um efeito de dissuasão ao crime, devido ao aumento do custo esperado pelo criminoso para lidar com uma vítima potencialmente armada. Neste trabalho, em primeiro lugar, fez-se uma ampla análise da literatura sobre a relação entre armas e crimes. Formulou-se um modelo teórico de demanda por armas para entender os canais que relacionam estes dois elementos. Por fim, elaborou-se uma estratégia de identificação para estimar o efeito das armas sobre os crimes violentos e contra a propriedade, nos municípios paulistas, entre 2001 e 2007. A estratégia adotada se baseou no uso de variáveis instrumentais, que permitiu explorar a variação temporal e a variação *cross-section* dos crimes e da prevalência de armas nos municípios. O instrumento foi elaborado com informações do Estatuto do Desarmamento (ED) – lei nacional sancionada em dezembro de 2003 –, a partir de uma medida de difusão de armas nos municípios paulistas em 2003. A hipótese identificadora é que o impacto do ED sobre a demanda por armas seria tanto maior quanto maior a prevalência de armas antes da ocorrência da lei. Apresentam-se evidências de que a política de desarmamento praticada no estado de São Paulo entre 2001 e 2007 foi um dos fatores relevantes que levaram à diminuição nos crimes violentos, em particular nos homicídios (elasticidade em torno de 2,0). Entretanto, não se encontraram evidências de qualquer efeito sobre outros crimes com motivação econômica, como latrocínio, roubo de veículos e tráfico de drogas ilícitas, o que sugere a irrelevância do eventual efeito da dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada.

ABSTRACTⁱ

Do more guns cause less crime or more crime? Some authors argue that the spread of firearms encourage violent solutions to interpersonal conflicts. Other authors, however, suggest that the defensive use of gun decreases economic crime. In this paper we pro-

ⁱ As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea. *The versions in English of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*

posed an identification strategy to estimate the effect of guns on violent crimes and on property crime. The strategy was based on the use of instrumental variables that allowed us to explore the temporal and cross-section variation of the crimes and prevalence of guns in cities. The instrument was developed based on the Statute of Disarmament (ED) - a national law passed in December 2003. The identification hypothesis is that the impact of ED on the demand for weapons would be greater as higher the prevalence of weapons previous the occurrence of the Law. We presented evidence that the policy of disarmament, operated in the state of São Paulo between 2001 and 2007, was one of the relevant factors that led to the decrease in violent crime, particularly homicides (average elasticity around 2.0). On the other hand, we found no evidence of any effect on other crimes with economic motivation as larceny, vehicle theft, and trafficking of illicit drugs, suggesting the irrelevance of the potential effect of deterring crime by the armed victim.

1 INTRODUÇÃO

Devido ao crescimento da criminalidade violenta ocorrido nos EUA na segunda metade dos anos 1980, o debate sobre o papel das armas de fogo se intensificou. Diversos trabalhos acadêmicos têm sido escritos desde então sobre o tema.

Vários autores procuram evidenciar a relação causal entre mais armas e mais crimes, entre os quais Duggan (2001), Sherman, Shaw e Rogan (1995), Stolzenberg e D'Alessio (2000), McDowall (1991), McDowall, Loftin e Wiersema (1995), Cook e Ludwig (1998, 2002), Sloan *et al.* (1988), Ludwig (1998) e Newton e Zimring (1969). Geralmente os argumentos utilizados nestes artigos são os seguintes: *i*) o indivíduo que possui uma arma de fogo fica encorajado a dar respostas violentas para a solução de conflitos interpessoais; *ii*) o possuidor de armas fica com poder para coagir; *iii*) do ponto de vista do criminoso, a posse da arma de fogo faz aumentar a produtividade e diminuir o risco de o perpetrador cometer crimes; e *iv*) o aumento da facilidade e do acesso às armas significa diminuição do custo da arma pelo criminoso no mercado ilegal.

Entretanto, a conclusão de vários trabalhos – entre os quais Bronars e Lott Junior (1998), Lott Junior e Mustard (1997), Kleck (1979) e Bartley e Cohen (1998) – é de que mais armas significam menos crimes. Segundo estes autores, a difusão de armas na população faria diminuir a taxa de crimes (pelo menos os crimes contra o patrimônio), uma vez que o uso defensivo da arma de fogo pelas potenciais vítimas faria aumentar o custo esperado para o perpetrador cometer crimes.

A despeito dos inúmeros artigos sobre o tema, não se alcançou ainda um consenso acerca do efeito causal entre armas de fogo e aumento da criminalidade. Possivelmente isto decorre das dificuldades metodológicas envolvidas, que passam pela busca por uma medida confiável de prevalência de armas de fogo nas cidades, além dos clássicos problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas. Por exemplo, alguns autores utilizaram *proxies* de validade bastante discutível para o estoque de armas de fogo nas localidades, como o número de revistas especializadas em armas de fogo vendidas¹ (MOODY e MARVELL, 2002; DUGGAN, 2001), ou mesmo a produção e importa-

1. As quatro revistas especializadas em armas de maior circulação nos EUA são *American Rifleman*, *American Hunter*, *American Handgunner* e *Guns & Ammo*.

ção de armas de fogo (KLECK, 1979). Em muitos outros trabalhos, sequer se utilizou uma medida de prevalência das armas de fogo, e a estratégia de identificação geralmente se baseou na análise da variação da taxa de crimes em cidades e estados americanos em que houve ou não mudança na legislação sobre o tema (aprovação do sistema de *shall issue*, conforme será visto adiante). Contudo, é bastante questionável interpretar uma mudança de lei como uma variação exógena, se esta mudança ocorreu apenas em alguns estados da base de dados, possivelmente como consequência da alta criminalidade nestas localidades. Por sua vez, o problema de variáveis omitidas permanece como uma questão central a ser trabalhada dentro das estratégias de identificação utilizadas para captar o efeito da mudança de legislação.

A contribuição deste estudo no sentido de aferir a relação causal entre armas e crimes passa por desenvolver uma nova estratégia de identificação e por utilizar uma base de dados diferente daquela utilizada nos trabalhos supramencionados, que se referem sempre ao caso norte-americano. A análise desenvolvida neste trabalho utiliza informações de todos os 645 municípios paulistas, entre 2001 e 2007, período em que houve uma redução de 60,1% no número de homicídios nestas localidades, colocando o estado de São Paulo, ao lado de Nova Iorque e Bogotá,² entre os exemplos internacionais de maior sucesso em termos da diminuição de crimes violentos, em um período de tempo relativamente reduzido.

A oportunidade para identificar o efeito causal pretendido surge com a implantação de uma lei nacional,³ o Estatuto do Desarmamento (ED), que: *i*) restringiu substancialmente a possibilidade de o cidadão ter acesso a arma de fogo;⁴ *ii*) aumentou o custo de aquisição e registro da arma fogo;⁵ e *iii*) aumentou substantivamente o custo esperado pelo indivíduo para circular em vias públicas portando uma arma de fogo

2. Em Nova Iorque, a diminuição dos homicídios foi de 81% entre 1996 e 2007, ao passo que em Bogotá a queda foi de 71% entre 1993 e 2003.

3. Lei nº 10.826, de 22/12/2003.

4. Lei nº 10.826, de 22/12/2003, Artigo 4º: "Para adquirir arma de fogo de uso permitido o interessado deverá, além de declarar a *efetiva necessidade* [grifo nosso], atender aos seguintes requisitos: I - comprovação de idoneidade, com a apresentação de certidões de antecedentes criminais fornecidas pela Justiça Federal, Estadual, Militar e Eleitoral e de não estar respondendo a inquérito policial ou a processo criminal; II - apresentação de documento comprobatório de ocupação lícita e de residência certa; III - comprovação de capacidade técnica e de aptidão psicológica para o manuseio de arma de fogo, atestadas na forma disposta no regulamento desta lei".

5. Ver Lei nº 10.826, de 22/12/2003, Artigo 11.

em situação irregular.⁶ A instituição do ED funcionou, portanto, como uma variação exógena na demanda por armas no Brasil e constitui a pedra angular da estratégia de identificação aqui formulada.

Para contornar o problema da ausência de uma medida de difusão de armas de fogo nos municípios, utiliza-se uma *proxy*, reconhecida na literatura internacional como a de melhor qualidade para este fim, que é a proporção de suicídios perpetrados com o uso da arma de fogo, em relação ao total de suicídios ocorridos. Como instrumento principal, a fim de explorar a dimensão temporal e a variação *cross-section* dos dados, utiliza-se uma variável composta pela interação de uma *dummy* – que indica o período de vigência do ED – e a medida de prevalência de armas nos municípios antes da implantação do ED, sob a hipótese de que o efeito da lei deveria ser mais forte exatamente nos municípios onde a difusão das armas de fogo era maior antes do advento do estatuto.

Com base no método desenvolvido neste trabalho, procurou-se testar duas hipóteses: *i*) se a disponibilidade de armas faz aumentar os crimes violentos; e *ii*) se a disponibilidade de armas faz diminuir os crimes contra a propriedade. Para tanto, utilizaram-se dados do Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS), e da Secretaria Estadual de Segurança Pública do Estado de São Paulo. Os seguintes incidentes foram analisados: homicídio doloso; morte por agressão; morte por arma de fogo; lesão corporal dolosa; latrocínio; roubo de veículo; e delitos envolvendo drogas ilícitas.

As evidências encontradas aqui sugerem que, no período analisado, houve efetivamente uma diminuição na prevalência de armas de fogo no estado de São Paulo,⁷

6. Lei nº 10.826, de 22/12/2003, Artigo 12: "Possuir ou manter sob sua guarda arma de fogo, acessório ou munição, de uso permitido, em desacordo com determinação legal ou regulamentar, no interior de sua residência ou dependência desta, ou, ainda no seu local de trabalho, desde que seja o titular ou o responsável legal do estabelecimento ou empresa: Pena – detenção, de 1 (um) a 3 (três) anos, e multa".

7. Além da implementação do ED, desde finais dos anos 1990 o governo do estado de São Paulo vem praticando uma política de desarmamento no estado, com a priorização das apreensões de armas de fogo em situação ilegal. De 2001 a 2007, foram apreendidas 228.813 armas. Para se ter uma ideia da mobilização do esforço policial para este fim, em 2007 haviam sido registradas no Sistema Nacional de Armas de Fogo (SINARM) 82.237 armas de fogo (armas em situação legal) em todo o estado de São Paulo, ao passo que na campanha do desarmamento foram devolvidas, voluntariamente, 20.936 armas de fogo entre 2004 e 2008.

e que o desarmamento gerou efeitos importantes para fazer diminuir os crimes letais, mas não impactou significativamente os crimes contra o patrimônio, o que, indiretamente, implica a irrelevância do suposto efeito da dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada. Ou seja, ao que tudo indica, menos armas, menos crimes.

2 EM BUSCA DO EFEITO CAUSAL ENTRE ARMAS E CRIMES

O efeito causal da prevalência das armas de fogo sobre os crimes tem sido objeto de inúmeras investigações ao longo das últimas décadas por economistas, sociólogos, cientistas políticos e criminólogos. O interesse no tema é proporcional à controvérsia dos resultados obtidos nos vários trabalhos, o que em certa medida reflete a limitação dos dados disponíveis e a complexidade do fenômeno, que impõe grandes desafios metodológicos aos pesquisadores.

2.1 CORRELAÇÃO ENTRE ARMAS E CRIMES

Menos controversos têm sido os resultados que deixam clara a positiva correlação entre armas, suicídios e homicídios no âmbito internacional. Por exemplo, Lester (1991), com base em informações de 16 nações europeias, constatou que existe uma alta correlação entre homicídios por perfuração de arma de fogo (PAF) e duas medidas de *proxy* de difusão de armas de fogo nos países, sendo elas a proporção de suicídios por PAF e a taxa de acidentes fatais envolvendo o uso de armas de fogo.

Killias (1993) também evidenciou a correlação positiva entre a disponibilidade de armas de fogo e taxas de homicídio e suicídio por PAF entre vários países. O autor utilizou dados da *International Crime Survey* (ICS), pesquisa sobre a propriedade de armas de fogo nos domicílios produzida com base em perguntas por telefone, aplicada, em 1989, em 14 países diferentes (Austrália, Bélgica, Canadá, Inglaterra, Finlândia, França, Holanda, Irlanda do Norte, Noruega, Escócia, Espanha, Suíça, Estados Unidos e Alemanha Ocidental). Os dados de homicídios e suicídios foram extraídos da Organização Mundial de Saúde (OMS). Quatro conclusões foram obtidas: *i*) existe uma correlação positiva entre a proporção de domicílios com armas de fogo (PDAF) e a proporção de homicídios e suicídios perpetrados com o uso de arma de fogo; *ii*) existe uma correlação positiva entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios por PAF; *iii*) não existe uma correlação negativa entre a PDAF e as taxas de

homicídios e suicídios praticados com o uso de outro meio qualquer; e *iv*) existe uma correlação positiva entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios totais, praticados por qualquer meio.

2.2 DA CORRELAÇÃO PARA A CAUSALIDADE: ASPECTOS METODOLÓGICOS

Um primeiro aspecto a ser observado na busca pela identificação do efeito causal entre armas e crimes diz respeito ao resultado teórico ambíguo, largamente reconhecido na literatura e estilizado em modelos teóricos, como em Dezhbakhsh e Rubin (1999) ou Moody e Marvell (2002). Em termos gerais, duas forças se contrapõem. Por um lado, a difusão de armas na população: *i*) aumenta o poder de letalidade do meio utilizado pelos indivíduos para a resolução de conflitos violentos; *ii*) aumenta o poder de coação do portador de armas, encorajando respostas violentas à solução de conflitos; e *iii*) facilita o acesso e diminui o custo de aquisição da arma pelo criminoso, seja pelo aumento da oferta no mercado secundário, seja pelo aumento do volume de armas roubadas. Por outro lado, o aumento da demanda de armas pela população pode gerar um efeito externalidade no sentido da diminuição de crimes, uma vez que a percepção do criminoso de uma maior probabilidade de se deparar com uma vítima armada aumentaria o custo esperado do crime, gerando um efeito dissuasão.⁸ Desse modo, a relação de causalidade entre armas e crimes só pode ser evidenciada empiricamente. Contudo, várias dificuldades metodológicas têm de ser superadas para se identificar corretamente o efeito causal.

2.2.1 *Proxies* utilizadas

Em primeiro lugar, tendo em vista a natureza local dos eventos criminais, que decorre de restrições e oportunidades presentes no ambiente dos indivíduos, seria recomendável utilizar unidades de análises menos agregadas que o nível nacional, como informações por cidades ou distritos.⁹ Todavia, mesmo nos EUA, ou em outros países desenvolvidos,

8. Nos EUA, boa parte da discussão na literatura gira em torno do efeito dissuasão e da estimação do volume de armas para uso defensivo pela população.

9. Quanto maior a unidade espacial de análise, maior a possibilidade de haver o conhecido erro da falácia ecológica, que decorre de um erro de interpretação dos dados estatísticos: a inferência que se procura fazer, relacionada ao comportamento individual, é baseada em informações estatísticas agregadas, supondo-se que cada indivíduo possui as características, oportunidades e restrições médias presentes na população e no ambiente local.

estas informações não estão disponíveis neste nível de agregação. Daí a necessidade de se obterem *proxies*¹⁰ razoáveis sobre a prevalência de armas de fogo nas localidades.

A busca por *proxies* válidas de prevalência de armas é uma das características mais marcantes da literatura entre armas e crimes. Uma grande diversidade de variáveis tem sido utilizada para este fim, como: venda de revistas especializadas em armas de fogo (DUGGAN, 2001); um índice de densidade de armas de fogo, constituído pela proporção de roubos e suicídios cometidos com o uso de arma de fogo (MCDOWALL, 1991); número de registro de armas de fogo em órgãos administrativos (CUMMINGS *et al.*, 1997); estimativa de armas com base no volume de armas defasadas e mediana da renda familiar (KLECK, 1979); número de permissões para porte de armas e número de armas roubadas reportadas à polícia (STOLZENBERG e D’ALESSIO, 2000); proporção de suicídios por PAF (COOK e LUDWIG, 2002); e um índice composto por informações provenientes de uma pesquisa domiciliar (*General Social Survey*), e por dados acerca da proporção de suicídios por PAF e da venda das quatro revistas especializadas em armas mais populares nos EUA (MOODY e MARVELL, 2002).

Kleck (2004) investigou a validade de várias medidas de difusão de armas de fogo nas cidades, utilizadas largamente na literatura. Neste trabalho, foram analisadas 25 diferentes medidas de prevalência da arma de fogo nas localidades. A avaliação se deu em cinco níveis diferentes de agregação, envolvendo: *i*) as 45 maiores cidades americanas; *ii*) uma amostra de 1.078 cidades americanas; *iii*) dados por estados americanos; *iv*) amostra de 36 nações; e *v*) dados de séries temporais para os Estados Unidos, de 1972 a 1999. A avaliação foi baseada no cálculo do coeficiente de Pearson. Cada localidade teve o seu peso ponderado pela população local. A medida principal, pensada como de maior qualidade pelo autor, a partir da qual foram feitas as comparações, foi a porcentagem de residências com armas de fogo, obtida com base na pesquisa *General Social Survey*. Segundo Kleck, os resultados indicaram que, com exceção das medidas concernentes à porcentagem de suicídios cometidos com arma de fogo, todas as medidas têm validade bastante questionável.

10. Segundo Wooldridge (2002, p. 63), uma variável z é uma boa *proxy* para uma variável latente (não observável) q , caso z seja uma variável redundante na equação estrutural $y = f(x, q)$, onde x é um vetor de covariáveis. Isto é: $E(y | x, q, z) = E(y | x, q)$. Dito de outro modo, condicional a x e q , a variável z deveria ser irrelevante para explicar y . Por sua vez, deveria ser esperada uma forte correlação entre z e q . A questão empiricamente complicada para se avaliar a validade da *proxy* é o pesquisador conseguir justamente alguma amostra da variável q .

Para além da dificuldade de se obterem boas *proxies* para a prevalência de armas, existem potenciais problemas de endogeneidade que tornam particularmente complexa a identificação do seu efeito sobre a prevalência de crimes nas localidades. Estes problemas são de simultaneidade, de variáveis omitidas e de erros de medida, que podem enviesar e tornar inconsistentes as estatísticas, ou mesmo inverter o sinal correto destas.

2.2.2 Os problemas de simultaneidade, de variáveis omitidas e de erro de medida

Entender as causas que alimentam as dinâmicas criminais locais é sem dúvida uma tarefa árdua, visto que o fenómeno é extremamente complexo e envolve, potencialmente, fatores como estrutura familiar; relações interpessoais (grupos de amizades, gangues etc.); prevalência de fatores criminogênicos (como armas, drogas e álcool); oportunidades nos mercados legais e ilegais; e forma de funcionamento do sistema de Justiça criminal. Portanto, tendo em vista, por um lado, a grande lista de potenciais elementos que estariam causando o crime e, por outro lado, a não observabilidade estatística de muitos destes elementos, há, indubitavelmente, o problema de variáveis omitidas que, se não adequadamente tratado, pode levar a estimativas enviesadas e inconsistentes do efeito das armas sobre o crime.

Outro problema da maior importância diz respeito à questão da simultaneidade. Do ponto de vista teórico, é possível que a prevalência de armas tanto gere efeitos sobre o crime quanto resulte do nível de criminalidade geral. Nesse caso, a estimativa de um efeito positivo de armas em relação aos crimes tem pouco significado, pois pode decorrer de os indivíduos demandarem mais armas como consequência do aumento do crime, ainda que o efeito das armas tivesse sido no sentido de dissuadir os criminosos.

Conceitualmente, a prevalência de armas deveria ser uma variável predeterminada, sem o que haveria uma correlação entre *armas* e o erro não observável da equação de crime, o que levaria, novamente, a um viés na estimativa. Contudo, como as variáveis são geradas conjuntamente, há de se lançar mão de algum método que venha a contornar este problema de simultaneidade.

Por fim, existe ainda o problema de erros de medida que, contudo, tem consequências menos graves no que se refere à estimação do efeito das armas sobre crimes. De modo geral, dois potenciais erros de medida podem ocorrer. Em primeiro lugar, em face do problema da subnotificação de crimes, é de se esperar que a variável

dependente seja medida com erro. Este problema não tem muita importância no caso de crimes letais contra a vida e no caso de roubo e furtos de automóveis, cuja subnotificação é residual. Em outros crimes, como furtos, lesões dolosas etc., a taxa de subnotificação pode chegar a 80%, conforme indicam as várias pesquisas de vitimização aplicadas no Brasil. Ainda assim, havendo regularidade nesta taxa de subnotificação, não haveria também maiores problemas. Ocorre que a subnotificação, bem como a demanda por armas, aumenta ou diminui a depender da percepção da população quanto à qualidade e confiabilidade da polícia, que é uma variável não observada. Neste caso, o problema da subnotificação levaria a estimativas enviesadas e inconsistentes. Portanto, os problemas de variáveis omitidas e de simultaneidade têm grande importância na formulação de uma modelagem para se estimar o efeito causal das armas sobre o crime. Para que os coeficientes estimados sejam não enviesados e consistentes, faz-se necessário lançar mão de uma estratégia de identificação que trate adequadamente estes dois problemas. Em princípio, uma estratégia de identificação extremamente crível seria a formulação de um experimento natural, no qual, para duas subpopulações com características idênticas, se fizesse, em apenas uma destas subpopulações, uma variação exógena da política que se quer avaliar. Obviamente, como no caso em pauta tal experimento é fora de cogitação, restam outras abordagens alternativas que procuram, em última instância, emular os resultados que se teriam com o uso de um experimento natural.

Desse modo, as estratégias de identificação do efeito causal de armas sobre o crime passam por utilizar alternativa ou conjuntamente as seguintes abordagens: *i*) eliminação de efeitos fixos não observados subjacentes às localidades, por meio de transformações nos dados (painel com efeito fixo ou modelo em diferenças); *ii*) uso de variáveis *proxies* para controlar o efeito de variáveis omitidas que variam no tempo; e *iii*) uso de variáveis instrumentais.

Dentro da estratégia de identificação, o uso de uma ou de várias abordagens dependerá em parte da natureza da base de dados: se esta contém informações individuais ou agregadas por localidade; e se as informações estão disponíveis numa dimensão *cross-section* apenas ou ainda para vários períodos (painel). Na seção a seguir, passam-se em revista alguns dos artigos mais discutidos nessa literatura de armas e crimes, chamando atenção não apenas para a diversidade de estratégia de identificação empregada, mas ainda para a dificuldade de se conseguir identificar corretamente o efeito pretendido.

2.3 MAIS ARMAS CAUSAM MAIS OU MENOS CRIMES?

A literatura em torno do efeito das armas sobre o crime se desenvolveu em sua maior parte nos EUA, tendo três características marcantes. Em primeiro lugar, muita discussão tem sido travada em torno de medidas de *proxy* para armas – conforme discutido anteriormente – e do volume de armas em poder das famílias americanas para uso defensivo. Em segundo lugar, as estratégias de identificação do efeito causal adotadas na grande maioria dos trabalhos são bastante frágeis; muitas vezes se baseiam na análise dos coeficientes de *dummies* associados a mudanças de lei nos estados americanos quanto ao porte de armas ou em análises de causalidade temporal entre armas e crimes. De qualquer modo, a maioria dos artigos é pouco convincente em relação ao tratamento adequado dos problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas. Por fim, há uma ambiguidade nos resultados empíricos encontrados. Ainda que a maioria dos trabalhos aponte evidências no sentido de uma causalidade positiva entre armas e crime, há vários autores que defendem a existência de causalidade negativa, ou mesmo a inexistência de qualquer relação de causalidade entre armas e crimes.

Alguns autores examinaram não a relação entre armas de fogo e crimes, mas se a presença da arma dentro das residências faz aumentar a probabilidade de vitimização dos próprios residentes. Entre estes, Kellermann *et al.* (1993), com base nas informações obtidas nos registros policiais e em visitas aos domicílios, empregaram técnicas de *matching* com regressão logística condicional para concluir que a arma de fogo mantida em casa para a proteção, pelo contrário, é um fator de risco de homicídio no domicílio, independentemente de outros fatores. Nesta mesma linha de investigação, Cummings *et al.* (1997) analisaram os casos de suicídio e homicídio, com base em modelos georreferenciados, em que se consideraram as informações de registros de armas de fogo (curtas), de 1940 a 1993, nos EUA. A partir de regressões logísticas, os autores concluíram que famílias com histórico de aquisição de armas possuem um risco de algum membro se suicidar ou sofrer um homicídio duas vezes maior que aquelas famílias que não possuem armas, e que este risco persiste por mais de cinco anos após a aquisição da arma de fogo.

Um dos trabalhos pioneiros no emprego de dados agregados e variáveis instrumentais para identificar o efeito causal de armas sobre homicídios foi McDowall (1991), que adotou um índice de densidade de armas de fogo, constituído pela soma da proporção de roubos e suicídios cometidos com o uso de arma, na cidade de Detroit, entre 1951 e 1986. Para tratar de potenciais problemas de variáveis não omitidas e simultaneidade,

o autor utilizou como instrumento uma variável dicotômica igual à unidade a partir de 1968, quando aconteceram episódios de grandes conflitos raciais e de violência na cidade. A hipótese do uso desta *dummy* como instrumento é que aquele foi um momento marcante, que funcionou como um choque exógeno na demanda por armas doravante, sem efeito na taxa de homicídio futura. McDowall estimou que a elasticidade das armas sobre os homicídios era de 1,3. Além dos dados utilizados serem de uma única cidade, duas possíveis críticas adicionais ao trabalho se referem à ausência de algum indicador de *enforcement* na análise, bem como de qualquer discussão e apresentação de resultados relativos ao primeiro estágio das estimações.

A partir de finais da década de 1980, como consequência do crescimento da criminalidade violenta nos EUA, houve algumas mudanças de legislação que possibilitaram a oportunidade de se identificar o efeito causal entre armas e crimes. Em 1993, o Congresso americano adotou o Brady Handgun Violence Prevention Act, uma lei que aumentou o controle sobre a aquisição da arma de fogo pelos indivíduos. Por sua vez, 31 estados americanos, seguindo o exemplo da Flórida, aprovaram, a partir de 1987,¹¹ uma mudança na legislação de modo a permitir que os cidadãos tenham licença para circular portando armas de fogo. Com a alteração na lei, a emissão de licença para o porte de arma tornava-se um procedimento não discricionário (*shall issue*), em que a autoridade deveria necessariamente conceder a licença. No regime anterior (*may issue*), a concessão dependia de uma autorização discricionária do órgão competente no estado, que, via de regra, a restringia. Desse modo, a introdução do sistema *shall issue* poderia afetar a demanda por armas (ou a circulação de armas nas ruas) e servir como elemento que permitisse a identificação do efeito de armas sobre crime.

McDowall, Loftin e Wiersema (1995) inauguraram a contenda acerca do sistema de *shall issue*. Eles avaliaram os efeitos da mudança nas leis sobre porte de armas (de *may issue* para *shall issue*) sobre os homicídios, em grandes cidades pertencentes a três estados americanos (Flórida, Mississippi e Oregon). Com base nos dados mensais do National Center for Health Statistics (NCHS), os autores elaboraram modelos de simulação com base em análises de séries temporais do tipo Arima (modelo autorregressivo integrado de média móvel), e concluíram que: *i*) a mudança para o sistema *shall issue* não levou à diminuição

11. Até 1986, nove estados americanos permitiam o porte de armas de fogo em vias públicas.

dos homicídios, ao menos nas grandes áreas urbanas; e *ii*) esta mudança fez aumentar o número assassinatos por PAF. Lott Junior e Mustard (1997) criticaram o trabalho de McDowall, Loftin e Wiersema (1995), porque estes autores utilizaram dados de poucas cidades, quando existiam dados disponíveis para muitas outras cidades; não escolheram um mesmo período temporal para análise; e não utilizaram um mesmo método para a escolha das cidades. McDowall, Loftin e Wiersema (1995) passaram ao largo dos problemas de endogeneidade presentes. Os autores não fizeram menção a qualquer estratégia de identificação que tentasse mitigar os problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas.

Lott Junior e Mustard (1997) também investigaram o efeito das leis de porte de armas do tipo *shall issue* sobre os crimes violentos e contra a propriedade, num dos artigos mais discutidos e controvertidos nessa literatura. Em relação ao trabalho de McDowall, Loftin e Wiersema (1995), o estudo de Lott Junior e Mustard (1997) utilizou uma base de dados bem mais ampla, contendo dados longitudinais por estados e condados dos EUA, de 1977 a 1992. Houve uma preocupação dos autores em contornar os problemas de endogeneidade com o uso de variáveis instrumentais. Neste trabalho a variável de interesse (a *dummy* para as localidades onde leis de *shall issue* foram sancionadas) foi regredida num primeiro estágio contra: a porcentagem da população que é membro da National Rifle Association; a porcentagem da população do estado que votou no Partido Republicano; e a porcentagem da população negra e a da população branca. Segundo os autores, a regulação do sistema de *shall issue* fez com que os crimes violentos diminuíssem, sem que mortes acidentais por armas de fogo tenham aumentado. Eles encontram evidências de que os criminosos tenderiam a substituir determinados crimes contra a propriedade, nos quais a probabilidade de contato com a vítima é maior, por outros delitos em que a chance de contato é baixa. Vários autores mostraram que o trabalho de Lott Junior e Mustard possui inúmeras limitações. Merecem destaque as críticas de Duggan (2001) e Dezhbakhsh e Rubin (1998; 1999). Segundo Duggan (2001), os resultados encontrados por Lott Junior e Mustard (1997) foram enviesados por consequência de problemas de quatro naturezas: *i*) pela especificação equivocada do erro-padrão entre os condados pertencentes a um mesmo estado em determinado ano, que deveriam ser correlacionados, mas não foram tratados desta forma;¹² *ii*) pela necessidade

12. Segundo Duggan (2001, p. 1.109. Tradução livre.): "Essencialmente, Lott e Mustard supõem que existem 700 'experimentos naturais' independentes, mas na verdade só há 10".

de a *dummy* que capta o efeito da lei ser igual em todos os condados de um determinado estado, o que não foi feito;¹³ *iii*) pelo uso de variáveis de controle medidas com grande imprecisão e mecanicamente associada à variável dependente;¹⁴ e *iv*) por um problema de seleção de amostra, uma vez que está ausente uma substancial parcela de observações de condados em cada ano. Por sua vez, Dezhbakhsh e Rubin (1998; 1999) criticaram o trabalho de Lott Junior e Mustard (1997) por estes restringirem os coeficientes comportamentais da equação estimada, de modo que fossem iguais para as localidades onde a lei foi ou não introduzida.

Duggan (2001), em vez de se limitar à análise dos coeficientes das *dummies*, utilizou como *proxy* para a prevalência de armas de fogo nos condados a venda de revista especializada em armas de fogo de mão (*Guns & Ammo*). Para analisar a relação entre armas de fogo e homicídios, com base nos dados do Uniform Crime Reports (UCR) e do NCHS, o autor estimou um modelo com efeito fixo na localidade, em que os resultados indicaram uma elasticidade em torno de 0,2. A questão da causalidade reversa foi abordada pelo autor, com base na análise de regressões em que os homicídios e as armas eram explicadas, respectivamente, pelas armas e pelos homicídios defasados um e dois períodos, além de outras variáveis socioeconômicas de controle. Contudo, aparentemente o trabalho de Duggan possui também duas limitações relevantes. Em primeiro lugar, o tratamento dinâmico elaborado por este autor não trata o problema de simultaneidade que afeta as estimativas, apenas constitui alguma evidência de que o efeito da causalidade é mais forte no sentido de armas causarem crimes que o contrário. Além disso, o problema de variáveis omitidas que variam no tempo e que são correlacionadas com a variável de interesse não foi tratado adequadamente. Não houve qualquer tratamento de controle quanto ao efeito do *enforcement* provocado pela segurança. É trivial notar que a venda de revista responde à renda dos consumidores e ao preço das próprias revistas, o que foi ignorado pelo autor. Aliás, o preço das revistas poderia ter servido como um ótimo instrumento, uma vez que se correlaciona com a venda de revistas, mas não com o erro da equação principal.

13. A única exceção seria a Filadélfia, que foi isenta da legislação de *concealed firearms* da Pensilvânia.

14. Por exemplo, o número de crimes entra no *numerador* da variável dependente, mas no *denominador* da taxa de prisões.

Dezhbakhsh e Rubin (1998; 1999) partiram de uma formulação teórica segundo a qual o indivíduo escolhe a alocação de tempo entre as atividades legais e ilegais. Nesta abordagem, a lei que flexibilizou o porte de armas é introduzida ao afetar o custo de aquisição da arma e ao afetar o risco de *enforcement* privado da população armada, de modo que o resultado analítico é dúbio a respeito de a lei gerar aumento ou diminuição do crime. Esta estrutura teórica, que deixa claro que os indivíduos respondem comportamentalmente à lei, foi utilizada para criticar o trabalho de Lott Junior e Mustard (1997), no qual o efeito da lei se daria apenas no intercepto da equação de crime (o coeficiente da *dummy*), mas restringe que os coeficientes comportamentais da equação sejam iguais para as localidades onde a lei foi ou não implementada. Utilizando os mesmos dados de Lott Junior e Mustard (1997), os autores estimaram dois modelos separados, para as regiões onde a lei foi e não foi introduzida, respectivamente, quando calcularam a taxa de crime contra-factual que teria ocorrido nas localidades onde a lei não foi introduzida, caso ela tivesse sido introduzida. Para calcular este efeito contrafactual, os autores utilizaram os parâmetros estimados com base nas regiões onde a lei foi implementada e os dados das regiões onde a lei não havia sido sancionada. Os resultados encontrados apontaram para uma pequena queda no número de homicídios, aumento dos roubos, e ambiguidade nos demais crimes. Contudo, a metodologia desenvolvida por Dezhbakhsh e Rubin pressupõe, implicitamente, que a sanção da lei foi um evento aleatório. Porém, características não observáveis podem ter determinado que alguns condados tenham introduzido ou não a lei. Nesse caso, a metodologia empregada também não dá conta de resolver o problema de viés.

Ludwig (1998) desenvolveu um método criativo para identificar e avaliar o efeito da implantação do regime de *shall issue*. Utilizando dados de homicídios por estado, provenientes do Departamento de Saúde e Serviços Humanos dos Estados Unidos, e ainda informações da estrutura demográfica, de 1977 a 1994, o autor explorou a premissa de que a mudança na legislação só deveria afetar os indivíduos maiores de 18 anos, elegíveis para a compra de armas. Com base neste pressuposto, ele utilizou a vitimização de jovens como grupo de controle e formulou um modelo de *diferenças em diferenças em diferenças* para estimar o efeito da mudança da legislação. Basicamente o método calcula a diferença de vitimização entre adultos e jovens, antes e após a implantação do regime de *shall issue*, tomando a diferença da diferença e, por fim, fez a diferença destes resultados para as localidades onde a lei foi ou

não implementada. Com isso, o autor acredita ter resolvido o problema de variáveis omitidas e de simultaneidade e chegou à conclusão de que, se a implantação da lei teve algum resultado, este foi no sentido de aumentar a taxa de homicídio adulto. O modelo formulado parece sustentar-se em duas hipóteses implícitas cruciais (não discutidas pelo autor): *i*) a vitimização de adultos se dá por adultos, assim como a de jovens se dá por jovens; e *ii*) não há alteração na demanda e no porte de armas por jovens. Contudo, a plausibilidade destas hipóteses é bastante discutível. Como o autor mesmo lembra, no período analisado há significativas alterações nas atividades das gangues e no consumo de *crack*. É razoável imaginar que estas mudanças possam ter gerado impacto no perfil da dinâmica dos homicídios, talvez com jovens matando mais adultos para roubar e poder consumir a droga, ou adultos matando mais jovens a fim de se defenderem. Não é claro que a segunda hipótese seja verdadeira, em face das questões observadas por Cook, Molliconi e Cole (1995): *i*) o despreparo e a ineficácia da fiscalização feita pelo Bureau of Alcohol, Tobacco and Firearms junto aos revendedores de armas; *ii*) a inexistência de controles nos mercados secundários de armas; e *iii*) a possibilidade de significativa parcela de jovens, assim como de adultos, portarem armas de fogo nos EUA a despeito de não possuírem licença, conforme assinalado por Bjerregaard e Lizotte (1995).

Cook e Ludwig (2002) analisaram, com base em modelos de painel com variáveis instrumentais, o efeito causal das armas sobre roubos e invasões de domicílios, que era uma importante lacuna na literatura tendo em vista que, segundo os defensores da tese de que mais armas geram menos crimes, haveria menos chances de domicílios serem roubados naquelas regiões onde é maior a probabilidade da vítima potencial possuir arma de fogo. Estes autores utilizaram duas bases de dados alternativas – UCR e National Crime Victimization Survey (NCVS) – para obter as informações de roubos e arrombamentos de domicílios e adotaram como *proxy* para armas a proporção de suicídios cometidos com o uso de arma de fogo. No modelo desenvolvido, a proporção da população do estado que vivia em áreas rurais em 1950 serviu como instrumento para armas. Os resultados indicaram que a elasticidade das armas em relação aos roubos e arrombamentos de domicílios variava no intervalo entre 0,3 e 0,7. Com isso, Cook e Ludwig (2002) concluíram que manter armas em casa, ao contrário de gerar externalidades, por meio do potencial efeito dissuasão, aumenta a chance de roubo e invasões de domicílios, como consequência do efeito incentivo de roubar uma arma.

Outra lacuna na literatura dizia respeito ao uso da arma de fogo legal e ilegal pelos jovens para a prática de crimes letais e não letais. Stolzenberg e D'Alessio (2000) fizeram uso de uma base de dados inédita do National Incident-Based Reporting System (NIBRS), para a Carolina do Sul, entre 1991 e 1994, que permitiu identificar, por condado, não apenas o número de crimes violentos, mas aqueles que, mesmo não sendo letais, foram praticados com o uso de arma de fogo e por jovens. Como medida de armas de fogo ilegais foi utilizado o número de armas roubadas reportadas à polícia, e como medida de armas legais, o número de armas registradas. Foram formulados quatro modelos com efeito fixo na localidade e no tempo, em que as variáveis dependentes foram, respectivamente: a taxa de crimes violentos; a taxa de crimes com armas; a taxa de crimes com armas de fogo praticados por jovens; e a taxa de crimes com faca. Como variáveis explicativas foram utilizadas as medidas de armas legais e ilegais, variáveis socioeconômicas e demográficas, bem como taxas de prisões. Entre as conclusões obtidas, verificou-se que os crimes violentos, bem como os crimes perpetrados com armas de fogo e os praticados com armas de fogo por jovens, são afetados positivamente pela disponibilidade de armas ilegais, mas não pela disponibilidade de armas legais. Ainda, os autores não encontraram evidências de haver efeito substituição da arma de fogo por armas brancas. Não obstante a importância do trabalho por tentar responder a questões até então não investigadas empiricamente, o problema da simultaneidade e o da presença de variáveis omitidas que variam no tempo, não tratados no artigo, podem estar conduzindo o resultado.

A conclusão geral da literatura sobre armas e crimes sugere a favor de uma relação positiva entre estas duas variáveis, conforme apontado no quadro 1. Parece não haver dúvidas acerca de uma correlação positiva entre a difusão das armas de fogo e a prevalência de homicídios e de suicídios por PAF, no âmbito internacional. A investigação empírica sobre a relação causal entre armas e crimes, contudo, é um tema ainda em aberto, em face não apenas da limitação dos dados disponíveis, mas também da dificuldade metodológica para formular uma estratégia de identificação convincente.

QUADRO 1
Armas e crimes segundo vários autores

Artigo	Localidade	Período	Método	Resultados em Relação às Armas
Lester (1991)	16 nações europeias	1989	Correlação	Alta correlação com homicídios por PAF
Killias (1993)	14 países desenvolvidos	1989	Correlação	Alta correlação com homicídios e suicídios com e sem o uso da arma
Sloan <i>et al</i> (1988)	Seattle e Vancouver	1980 a 1986	Comparação de diferença de médias	Correlação com lesões dolosas por PAF e com homicídios por PAF
Kellermann <i>et alli</i> (1993)	EUA (Tennessee, Washington e Ohio)	1987 a 1992	Regressão logística	A posse da arma é um fator de risco para algum familiar sofrer um homicídio
Kleck (1979)	EUA (dados agregados)	1947 a 1973	2SLS	Elasticidade relação ao homicídio = 0,4
Cummings <i>et al</i> (1997)	EUA (dados por setor censitário)	1940 a 1993	Regressão logística	A arma em casa dobra a probabilidade de alguém sofrer suicídio ou homicídio no domicílio
McDowall (1991)	EUA (Detroit)	1951 a 1986	GLS com variáveis instrumentais	Elasticidade em relação aos homicídios = 1,3
Stolzenberg e D'Alessio (2000)	EUA (Carolina do Sul)	1991 a 1994	OLS com efeito fixo	Crimes violentos, crimes praticados com armas e crimes com armas perpetrados por jovens respondem à disponibilidade de armas ilegais, mais não de armas legais.
Cook e Ludwig (2002)	EUA (dados por cidades)	1987 a 1998	IV2SLS	Elasticidade da arma em relação às invasões a domicílios entre 0,3 e 0,7.
Moody e Marvell (2002)	EUA (dados por estado)	1977 a 1998	Pooled OLS	Não há relação de causalidade entre armas e crimes
McDowall, Loftin e Wiersema (1995)	EUA (grandes cidades da Flórida, Mississippi e Oregon)	1973 a 1982	Modelos de intervenção baseado em ARIMA	A SI não teve efeito sobre os homicídios, mas fez crescer os homicídios por PAF
Lott Jr. e Mustard (1997)	EUA (dados por cidades e estados)	1977 a 1992	Pooled OLS e IV2SLS	A SI fez diminuir os crimes violentos
Duggan (2001)	EUA (dados por cidades e estados)	1980 a 1998	Regressão em diferenças	Elasticidade em relação aos homicídios = 0,2 e não houve efeito da SI sobre crimes
Bartley e Cohen (1998)	EUA (dados por cidades)	1977 a 1992	Regressão (<i>extreme bound analysis</i>)	A SI levou a uma diminuição dos crimes violentos.
Ludwig (1998)	EUA (dados por estados)	1977 a 1994	Diferenças em diferenças em diferenças	O efeito da SI ou foi nulo ou foi no sentido de aumentar o homicídio de adultos
Bronars e Lott Jr. (1998)	EUA (dados por cidades)	1977 a 1992	pooled OLS e IV2SLS	A SI fez diminuir os crimes violentos
Dezhbakhsh e Rubin (1998, 1999)	EUA (dados por cidades e estados)	1977 a 1992	2SLS	Pequena queda no número de homicídios, aumento dos roubos, e ambiguidade nos demais crimes

Elaboração dos autores.

Nota: SI = *shall issue*. Mudança de Lei que flexibilizou o porte de armas nos EUA.

Obs.: 2SLS significa método dos mínimos quadrados em dois estágios; GLS, mínimos quadrados generalizados; OLS, mínimos quadrados ordinários;

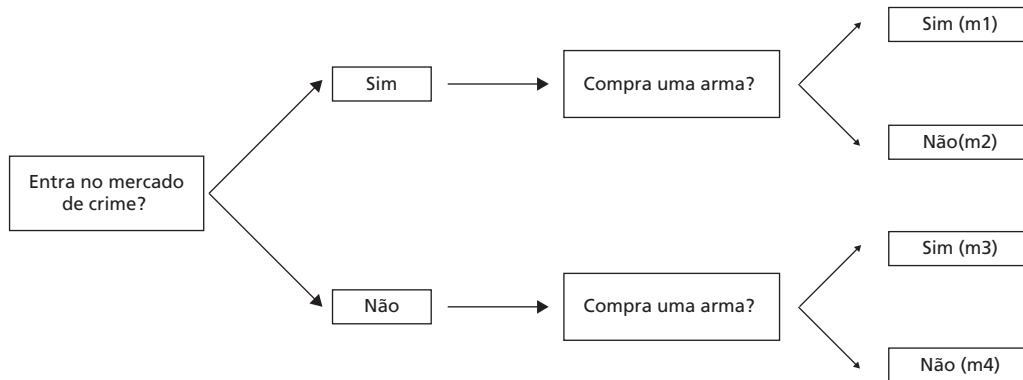
IV-2SLS, método de variáveis instrumentais por mínimos quadrados em dois estágios; Arima, modelo autorregressivo integrado de média

móvel. SI se refere a *shall issue*, mudança de lei que flexibilizou o porte de armas nos EUA.

3 MODELO TEÓRICO

A modelagem teórica formulada aqui procura explorar a ideia de que os indivíduos tomam duas decisões, em relação a participar do mercado criminal e em relação a adquirir uma arma. Desse modo, supõe-se que em cada uma das J cidades residam I indivíduos que, após tomadas as suas decisões, podem encontrar-se em quatro situações distintas (mercados), conforme sugerido na figura 1. O indivíduo pode participar do mercado criminal com arma ($m1$); participar do mercado criminal sem arma ($m2$); não participar do mercado criminal, mas possuir uma arma para a sua defesa ($m3$); ou não participar do mercado criminal e não possuir uma arma ($m4$).

FIGURA 1
Modelo de escolha de compra de arma de fogo



Elaboração dos autores.

3.1 UTILIDADE DOS INDIVÍDUOS

A utilidade do indivíduo é descrita por:

$$u_{ijm} = R_{ijm} \tag{1}$$

onde

$$R_{ijm} = \mathbb{I}[=1 \text{ se } m = 1,2] \{ \phi_j \beta_m - \gamma_{jm} - \mathbb{I}[=1 \text{ se } m = 1](c + c_{ij}) \} + \mathbb{I}[=1 \text{ se } m = 3,4] \{ W_{ij} + \mathbb{I}[=1 \text{ se } m = 3](d_j - c) \}$$

ϕ_j = renda *per capita*;

β_m = parâmetro que indica a produtividade marginal do crime;

γ_{jm} = valor monetário esperado das perdas com a punição;

c = custo da arma no mercado legal;

c_{ij} = sobrepreço da arma no mercado ilegal;

W_{ij} = rendimento obtido no mercado de trabalho;

d_j = equivalente monetário de a vítima possuir arma.

Suponha-se que o rendimento do indivíduo no mercado legal de trabalho dependa da renda *per capita* da cidade, conforme:

$$W_{ij} = \phi_j + v_{ijm} \quad (2)$$

onde v_{ijm} é um componente idiossincrático não observável.

O valor monetário esperado das perdas com a punição, conforme descrito na equação (3), é uma função de três componentes: *i*) do custo esperado com o aprisionamento, o qual depende do custo de oportunidade de ser preso (ψ_m) e da esperança de ser preso, que se supõe ser uma função direta da taxa de aprisionamento na cidade; *ii*) do custo associado ao *enforcement* privado, o qual depende do custo esperado associado a uma resposta armada pela vítima (Γ_m) e da probabilidade de esta resposta ocorrer, que se supõe ser uma função direta da prevalência de armas na cidade; e *iii*) de um termo não observável, o qual depende das especificidades associadas à interação mercado–cidade (μ_{jm}).

$$\gamma_{jm} = \psi_m \cdot prisao_j + \Gamma_m \cdot arma_j + \mu_{jm} \quad (3)$$

O sobrepreço cobrado no mercado ilegal de armas, por sua vez, também é uma função negativa da prevalência de armas na cidade e do conhecimento do indivíduo nesta cidade, que é um componente não observável, conforme apontado na equação (4).

$$c_{ij} = -\eta \cdot arma_j + e_{ij} \quad (4)$$

Com as especificações descritas pelas equações de (1) a (4), a utilidade de um indivíduo i em uma cidade j , para cada uma das quatro opções, é descrita por:

$$u_{ij1} = \phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot prisao_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j - c + \underbrace{\mu_{j1} - e_{ij}}_{\xi_{ij1}} \quad (5)$$

$$u_{ij2} = \phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot prisao_j - \Gamma_2 \cdot arma_j + \underbrace{\mu_{j2}}_{\xi_{ij2}} \quad (6)$$

$$u_{ij3} = \phi_j + d_j - c + \underbrace{v_{ij3}}_{\xi_{ij3}} \quad (7)$$

$$u_{ij4} = \phi_j + \underbrace{v_{ij4}}_{\xi_{ij4}} \quad (8)$$

Nota-se que não há, *a priori*, motivos para acreditar que os componentes não observados dentro de cada equação sejam correlacionados, motivo pelo qual agregam-se todos estes componentes não observáveis no termo de erro ξ_{ijm} .

3.2 PROBABILIDADE ASSOCIADAS ÀS ESCOLHAS

Com base nas equações de (5) a (8), pode-se calcular a probabilidade de um indivíduo escolher cada uma das quatro opções: mercado criminal com armas; mercado criminal sem armas; vítima potencial armada; e vítima potencial desarmada.

$$\begin{aligned} Prob(m=1) &= Prob[u_{ij1} > u_{ij2}; u_{ij1} > u_{ij3}; u_{ij1} > u_{ij4}] \\ &= Prob[\xi_{ij1} - \xi_{ij2} > \phi_j \cdot (\beta_2 - \beta_1) - (\psi_2 - \psi_1) \cdot prisao_j - (\Gamma_2 - \Gamma_1 + \eta) \cdot arma_j + c; \\ &\quad \xi_{ij1} - \xi_{ij3} > \phi_j \cdot (1 - \beta_1) + \psi_1 \cdot prisao_j - (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j; \\ &\quad \xi_{ij1} - \xi_{ij4} > \phi_j \cdot (1 - \beta_1) + \psi_1 \cdot prisao_j - (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j + c] \end{aligned}$$

Ou seja,

$$Prob(m = 1) = Prob(\bar{\xi}_{12} > V_{12}; \bar{\xi}_{12} > V_{13}; \bar{\xi}_{12} > V_{14})$$

$$Prob(m = 1) = \int_{V_{14}}^{\infty} \int_{V_{13}}^{\infty} \int_{V_{12}}^{\infty} f(\bar{\xi}_{12}; \bar{\xi}_{13}; \bar{\xi}_{14}) d\bar{\xi}_{12} d\bar{\xi}_{13} d\bar{\xi}_{14} \quad (9)$$

Suponha-se que a distribuição dos erros $\bar{\xi}_{kl}$ seja *extreme value type I* e que os mesmos sejam *i.i.d.* Neste caso, a equação (9) pode ser expressa por:

$$Prob(m = 1) = \frac{\exp(\phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot prisao_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j - c)}{A} \quad (10)$$

Onde:

$$A = 1 + \exp(\phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot prisao_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j - c) + \exp(\phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot prisao_j - \Gamma_2 \cdot arma_j) + \exp(\phi_j + d_j - c) + \exp(\phi_j)$$

O mesmo procedimento se aplica para calcular $Prob(m=2)$, $Prob(m=3)$ e $Prob(m=4)$.

3.3 ESTÁTICA COMPARATIVA

A partir da equação (10), que descreve a probabilidade de o indivíduo vir a ser um criminoso armado, pode-se observar que a prevalência do crime economicamente motivado, praticado com o uso de armas de fogo aumenta com:

- 1) o aumento da produtividade marginal obtida no segmento de atividade ilegal (β_1);
- 2) o aumento de η , que pode ser interpretado como a fluidez do mercado legal para o mercado secundário de armas e que sintetiza o efeito preço das armas sobre o crime;
- 3) a diminuição do custo de oportunidade com o aprisionamento ($-\psi_1$);
- 4) a diminuição do custo esperado do criminoso ao se deparar com uma vítima armada (Γ_1) (aqui chamado de efeito dissuasão das armas); e
- 5) a diminuição na taxa de aprisionamento.

Porém, deve-se notar que o efeito parcial da prevalência de armas sobre a taxa de crimes econômicos praticados com arma de fogo é dúbio.¹⁵ O resultado dependerá do sinal de $(\eta - \Gamma_1)$. Caso o efeito preço (η) seja maior que o efeito dissuasão (Γ_1), o aumento da prevalência das armas fará aumentar a taxa de crimes praticados com armas de fogo nas cidades.

É interessante analisar as implicações dos efeitos parciais descritos de (1) a (5) sobre as políticas públicas. Os itens (3) e (5), que têm sido largamente discutidos na literatura desde Becker (1968), captam, respectivamente, o efeito do tamanho das penas e a probabilidade de aprisionamento para dissuadir crimes.

O item (1) indica que a taxa de crimes com armas de fogo depende positivamente da produtividade nesse setor criminal. Esta produtividade, por sua vez, depende fundamentalmente de conhecimento e de outros bens de capital utilizados complementarmente (junto com a arma) pelos criminosos. Isto sugere que medidas que visem à diminuição de furtos e roubos de veículos geram efeitos sobre a taxa de crimes violentos. Por sua vez, políticas de execução penal que segreguem os criminosos por histórico criminal e grau de periculosidade também levam à diminuição da taxa de crimes violentos.

Por fim, o item (2) sintetiza a importância do controle e da responsabilização quanto à posse da arma de fogo, que fazem diminuir o η , implicando que o efeito do aumento da prevalência de armas gera menor queda no preço das armas ilegais.

Além desses efeitos mencionados, é interessante fazer uma observação em relação aos vários mercados criminais armados. No modelo, não se fez distinção em relação a mercados mais ou menos especializados, mesmo porque a inexistência de qualquer base de dados inviabilizaria o esforço deste Texto para Discussão, do ponto

15. Com base na equação (10), calculando-se a elasticidade da taxa de crimes com armas de fogo em relação à prevalência de armas, tem-se que:

$$\text{elasticidade} = \text{arma} \left((\eta - \Gamma_1) - (\eta - \Gamma_1) \cdot \text{Prob}(m = 1) + \frac{\Gamma_2 \exp(\phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot \text{prisão}_j - \Gamma_2 \cdot \text{arma}_j)}{A} \right).$$

O terceiro termo é sempre positivo. Caso $\eta > \Gamma_1$, a soma dos dois primeiros termos também resulte em um valor positivo, implicando que mais armas geram mais crimes. Contudo, observa-se que, ainda que se tenha $\eta < \Gamma_1$, o resultado dependerá da magnitude do último termo.

de vista empírico. Contudo, é razoável imaginar que os criminosos inseridos nos mercados criminais mais especializados e organizados se distingam dos outros participantes mercados menos especializados, pelo menos de três formas:

- no acesso a mercados mais rentáveis – no modelo, isto se daria na equação (1) por $\varepsilon_{ij1} |_{\text{especializado}} > \varepsilon_{ij1} |_{\text{não especializado}}$;
- na obtenção de armas no mercado ilegal a preços menores – no modelo, isto se daria na equação (4) por $e_{ij1} |_{\text{especializado}} > e_{ij1} |_{\text{não especializado}}$; e
- por um menor efeito da dissuasão ao crime, na medida em que há nesse segmento uma melhor organização e planejamento das ações – no modelo, isto se daria na equação (5) por $\mu_{ij1} |_{\text{especializado}} > \mu_{ij1} |_{\text{não especializado}}$.

A soma dos dois primeiros efeitos leva a acreditar que o criminoso que atua nos segmentos mais especializados de crime (roubo de veículos, tráfico de drogas, roubo a bancos etc.) possui mais baixa elasticidade da demanda por armas de fogo. Portanto, não se deveria, *a priori*, acreditar que uma política de desarmamento voluntária ou involuntária da população gere algum efeito para reduzir tais crimes.

4 ABORDAGEM EMPÍRICA

O objetivo aqui é identificar o efeito das armas sobre vários tipos de crimes. Em primeiro lugar, quer-se testar se os dados comportam a hipótese geralmente levantada na literatura de que a difusão das armas de fogo na população faz aumentar os crimes violentos contra a pessoa, na medida em que: *i*) encoraja respostas violentas para a solução de conflitos; e *ii*) possibilita que o possuidor de armas fique com poder para coagir.

Em segundo lugar, o efeito teórico da difusão das armas de fogo na população sobre os crimes contra o patrimônio é dúbio. Por um lado, a maior disponibilidade de armas nas localidades facilita a obtenção e faz diminuir o custo da arma para o potencial criminoso (efeito preço). Por outro lado, há um aumento no custo esperado da ação criminosa, tendo em vista a maior probabilidade de um criminoso deparar-se com uma vítima armada (efeito dissuasão). O resultado líquido – mais armas causarem mais ou menos crimes contra o patrimônio – dependerá da valoração relativa do criminoso

quanto a estas duas forças. Se o criminoso for inelástico à demanda por armas e considerar relevante o efeito dissuasão, a difusão das armas na população faz diminuir os crimes contra o patrimônio.

Uma maneira de aferir a relevância desses dois efeitos, portanto, pode dar-se de forma indireta, a partir da análise empírica do efeito da política de desarmamento ocorrida no estado de São Paulo sobre os vários tipos de crime contra o patrimônio. Os possíveis resultados do efeito do desarmamento estão mapeados na quadro 2. Se o efeito dissuasão é baixo ou irrelevante, deveria esperar-se que a política de desarmamento levasse a uma diminuição nos crimes contra o patrimônio, caso os criminosos tivessem alta elasticidade da demanda; ou que esta política apresentasse efeitos nulos ou inconclusivos, caso a elasticidade fosse baixa.

QUADRO 2
Efeito esperado do desarmamento

Efeito do Desarmamento Sobre:		Efeito Dissuasão	
		Baixo	Alto
Efeito Preço	Baixa Elasticidade	?	+
	Alta Elasticidade	-	?

Elaboração dos autores.

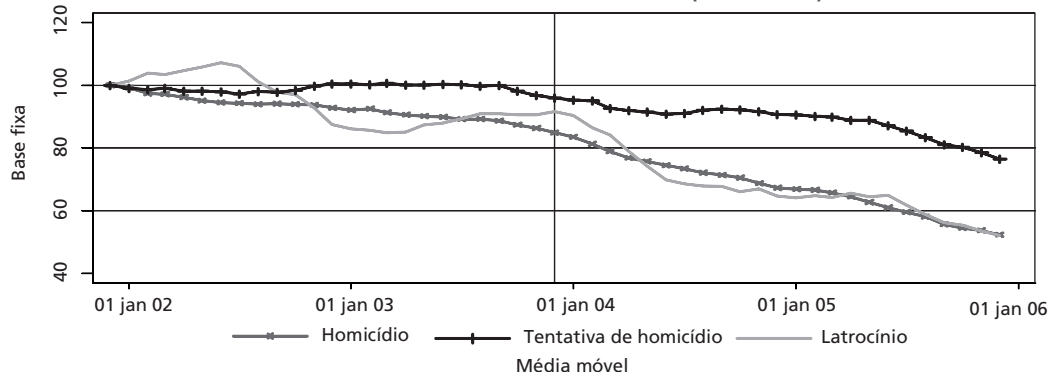
Obs.: Aumento é representado por +; diminuição, por -; efeito incerto, por ?.

4.1 O CASO DO ESTADO DE SÃO PAULO

O gráfico 1 aponta a queda consistente da taxa de homicídio, de tentativa de homicídio e de latrocínio,¹⁶ entre 2001 e a 2005, no estado de São Paulo. É interessante notar que os indicadores selecionados apresentam dois padrões de evolução bastante perceptíveis nos dois anos que precederam à sanção do ED (que ocorreu em dezembro de 2003) em relação aos dois anos subsequentes. Enquanto no primeiro período as taxas de homicídio, de tentativa de homicídio e de latrocínio diminuiriam 15,0%, 4,1% e 8,4%, no segundo período estes decréscimos foram de 38,4%, 20,3% e 43,2%, respectivamente.

16. As variáveis apresentadas no gráfico 1 se referem à média móvel de 12 meses das taxas por 100 mil habitantes.

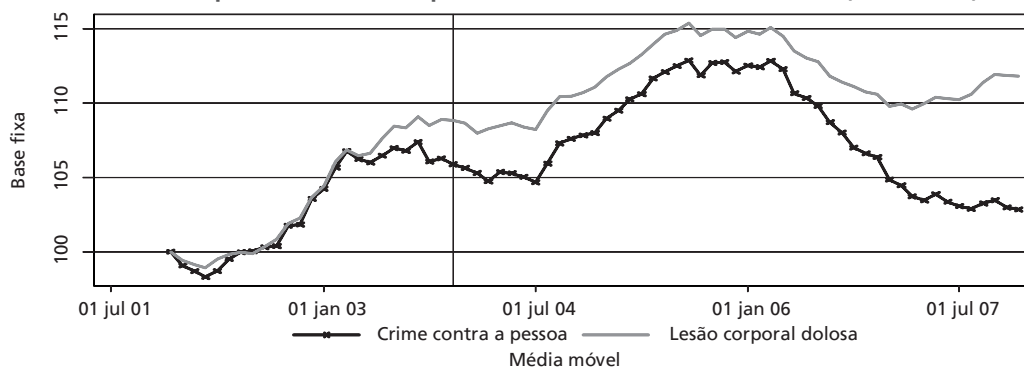
GRÁFICO 1
Taxa de homicídios e latrocínios no estado de São Paulo (2002-2006)



Fonte: SIM/MS.
 Elaboração dos autores.
 Obs.: 1. Média móvel dos últimos 12 meses.
 2. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

Contudo, os dados revelam que não houve uma queda generalizada para todos os tipos de crimes no estado de São Paulo no período observado. Conforme o gráfico 2 descreve, houve um aumento na taxa de crimes contra a pessoa e, em particular, da taxa de lesão corporal dolosa.¹⁷

GRÁFICO 2
Crime contra pessoas e lesão corporal dolosa no estado de São Paulo (2001-2007)



Fonte: Brasil/MS/SIM.
 Elaboração do autor.
 Obs.: 1. Média móvel dos últimos 12 meses.

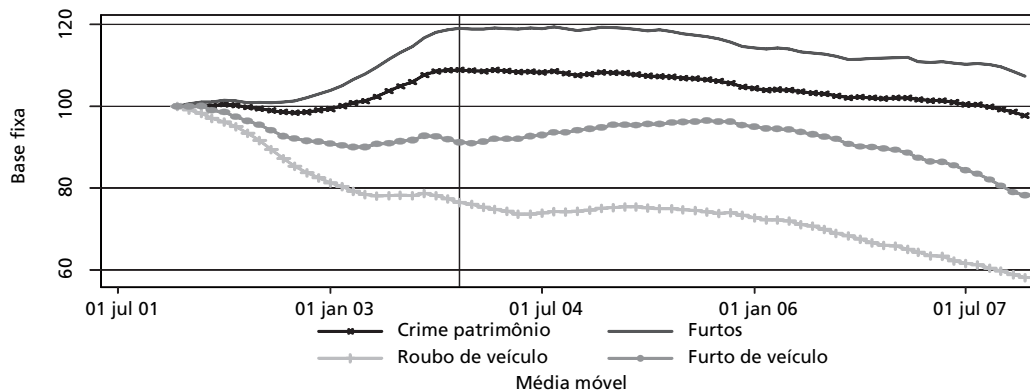
17. Excetuando-se os crimes de homicídios e de roubo de veículos, a dinâmica dos demais delitos reportados pode em parte ter sido conduzida por mudanças na taxa de subnotificação, ainda que não haja evidências de que isto tenha ocorrido no estado de São Paulo, entre 2001 e 2007.

2. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

Nos crimes economicamente motivados, enquanto houve uma virtual estabilidade na taxa de crimes contra o patrimônio, houve aumento nos furtos em geral e queda vigorosa dos roubos e furtos de veículos, conforme apontado no gráfico 3.

GRÁFICO 3

Taxa de crimes economicamente motivados no estado de São Paulo (2001-2007)



Fonte: Brasil/MS/SIM.

Elaboração do autor

Obs.: 1. Média móvel dos últimos 12 meses.

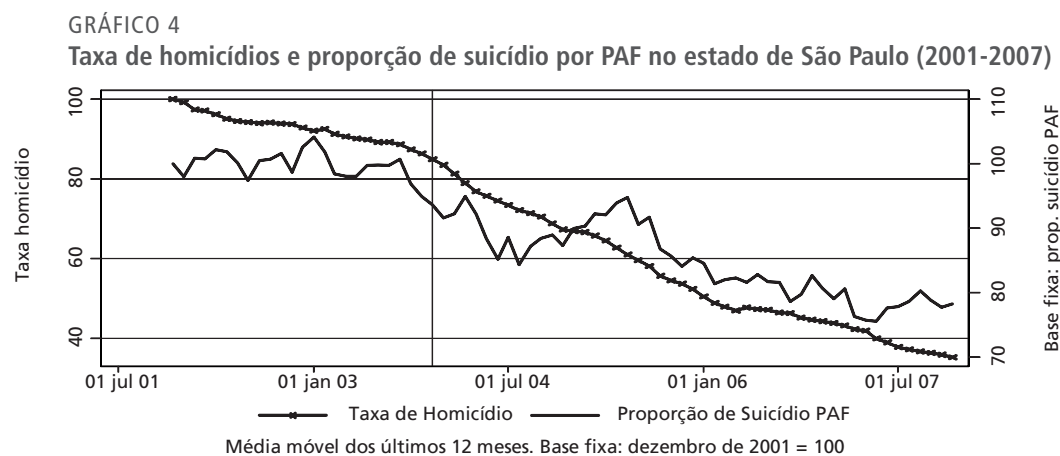
2. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

Existem várias explicações, não necessariamente concorrentes, para a diminuição na taxa de crimes violentos no estado de São Paulo, entre 2001 e 2001. Um argumento muito utilizado relaciona-se ao aperfeiçoamento dos mecanismos na gestão da segurança pública no estado. Foram feitas inúmeras inovações na gestão da segurança pública naquele estado, entre as quais: *i*) racionalização e compatibilização das áreas de policiamento das polícias civil e militar; *ii*) aprimoramento da gestão da informação, por meio da implantação do Sistema de Informações Criminais (Infocrim), com dados georreferenciados; *iii*) estabelecimento de metas quanto à atuação policial; *iv*) implantação do policiamento comunitário em várias localidades; *v*) enfoque na melhoria da formação e valoração do policial; *vi*) ampliação dos meios de controle interno e externo das polícias; e *vii*) criação de espaços institucionais que ampliam o acesso à Justiça para a resolução de conflitos.

Neste texto, não se pretende explicar as razões que levaram à queda substancial dos crimes violentos no estado de São Paulo, mas, especificamente, quer-se investigar o papel

que o virtual controle das armas de fogo pode ter exercido para impactar a evolução dos vários tipos de delitos violentos contra a pessoa e dos crimes economicamente motivados.

Os dados agregados para o estado de São Paulo, entre 2001 e 2007, mostram uma forte correlação entre prevalência de armas de fogo (medida pela proporção entre os suicídios por PAF e o total de suicídios) e homicídios, conforme apontado no gráfico 4. Pergunta-se se existe uma relação causal entre estas duas variáveis, e se há relação entre armas e crimes economicamente motivados.



Fonte: Brasil/MS/SIM.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Média móvel dos últimos 12 meses.

2. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

4.2 MEDIDA DE ARMAS DE FOGO UTILIZADA

Conforme já apresentado no gráfico 4, utiliza-se como medida da prevalência da arma de fogo nos municípios a proporção dos suicídios cometidos por PAF. Segundo inúmeras evidências internacionais, esta variável é altamente correlacionada com a disponibilidade de armas na localidade, não importando tratar-se de arma legal ou ilegal.

Vários autores utilizaram essa variável (KLECK, 1979; MOODY e MARVELL, 2002). A validade desta *proxy* vem do fato principal de que a proporção de suicídios por PAF tem estreita relação com o estoque de armas de fogo nas cidades. Entretanto, a dinâmica dos suicídios é distinta da dinâmica dos crimes. Segundo Potash *et al.*

(2000), a probabilidade de um indivíduo se suicidar está relacionada a características psicossociais, à síndrome bipolar e a um histórico de dependência química e de alcoolismo.¹⁸ Desse modo, há elementos para acreditar que tal variável seria redundante, se incluída numa equação estrutural entre crime e a verdadeira medida de arma de fogo, o que constitui um atributo desejável para uma boa *proxy*.

Conforme já assinalado na seção 2.2.1, Kleck (2004), ao investigar a validade de 25 diferentes *proxies* utilizadas na literatura para a prevalência de armas de fogo nas localidades, concluiu que a única *proxy* válida seria exatamente a proporção dos suicídios por PAF.

4.3 BASE DE DADOS

A base de dados empregada conjuga dados de várias fontes para os 645 municípios paulistas. Os dados de crimes reportados à polícia (homicídios dolosos, latrocínios, lesão corporal dolosa, roubo de veículos, crimes associados a drogas ilícitas), bem como as informações de prisões, foram obtidos da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo, com base nos registros policiais e administrativos.¹⁹ A partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM),²⁰ do Ministério da Saúde (MS), obtiveram-se os dados de homicídios, suicídios, suicídios perpetrado por PAF e projeções populacionais.²¹

A base do SIM, considerada de alta qualidade, segue a classificação internacional de doenças da OMS. Seus dados são coletados em todo o Brasil desde 1979 pelo sistema público de saúde. As informações relativas a mortes não naturais

18. Seria razoável supor que a dependência química e o alcoolismo pudessem condicionar os suicídios, e também homicídios e outros crimes. Contudo, não há como relacionar o uso de drogas psicoativas (incluindo o álcool) à proporção de suicídios por PAF em relação ao total de suicídios. Sendo esta a medida de armas utilizada, o potencial efeito das drogas sobre a equação de crimes (no caso de ser uma variável não observada) seria no sentido de aumentar o erro, redundando no clássico viés de atenuação.

19. Os autores agradecem a Túlio Kahn por gentilmente lhes dar acesso a esta base de dados.

20. Essa base de dados segue a Classificação Internacional de Doenças (CID-10), da OMS.

21. Os dados foram obtidos a partir da seguinte classificação: homicídios (subcategorias do CID-10 de X850 a Y059); homicídios causados por PAF (X930 a X959); homicídios causados por PAF dentro das residências (X930, X940 e X950); suicídios (X700 a X849); suicídios causados por PAF (X720 a X749); suicídios causados por PAF dentro das residências (X720, X730 e X740).

sofrem um processo de investigação para garantir a exatidão do fato que levou à morte. Com relação a dados de incidentes criminais reportados à polícia, São Paulo é um dos poucos estados brasileiros que possuem uma base de dados confiável e de conhecimento público. Contudo, como é comum neste tipo de informação, há uma grande heterogeneidade nas taxas de notificação por tipo de delito. Assim, enquanto nos homicídios e roubo de veículos a subnotificação é residual, em crimes de menor gravidade, como furtos, esta pode chegar a 80%. Mesmo para estes delitos menores, desde que a subnotificação fosse estável ao longo do período analisado, não haveria problemas relevantes para as estimativas, exceto quanto ao viés de atenuação. Contudo, maior preocupação haveria se a subnotificação, bem como a disponibilidade de armas, variasse com o *enforcement* policial. Entre os dados utilizados, os únicos delitos em que a subnotificação é potencialmente substancial são os crimes de *lesão corporal dolosa* e *crimes associados a drogas ilegais*. De qualquer modo, não há evidências de que, entre 2001 e 2007, tenha havido diminuição nas taxas de subnotificação.

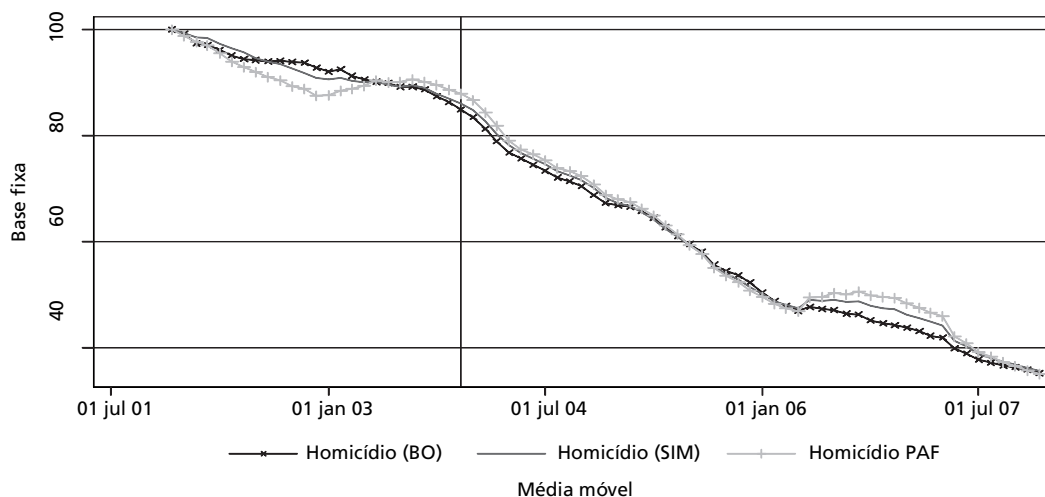
Conforme apresentado na seção anterior, no período analisado, segundo as informações agregadas dos registros policiais, observou-se uma diminuição gradativa e substancial nas taxas de homicídio, de latrocínio e de roubo de veículos, ao passo que houve aumento nas lesões corporais dolosas e crimes envolvendo drogas ilícitas.²² Segundo os dados do SIM, houve também uma diminuição gradativa nas taxas de homicídios, homicídios por PAF e na proporção de suicídios por PAF. Em relação aos dados agregados, é interessante notar a alta correlação entre os homicídios segundo os registros policiais e os homicídios e homicídios por PAF segundo os dados do SIM, ainda que as duas fontes diferentes não mensurem exatamente os mesmos objetos.²³ O gráfico 5 mostra que as três curvas seguem trajetórias idênticas.

22. Não se apresenta o gráfico da taxa de crimes associados a drogas ilícitas, que aumentou 29,5% entre 2001 e 2007.

23. A classificação de homicídios segundo os registros policiais tem relação com a tipificação do Código Penal, ao passo que homicídio segundo o SIM refere-se a qualquer agressão de terceiros que resulta em morte (excluindo os acidentes de trânsito).

GRÁFICO 5

Taxa de homicídios e homicídios por PAF no estado de São Paulo (2001-2007)



Fonte: Brasil/MS/SIM.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Média móvel dos últimos 12 meses.

2. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

As estatísticas descritivas (tabela 1) indicam que *lesões corporais dolosas* foi o delito mais prevalente nas cidades paulistas, seguido dos crimes envolvendo drogas ilícitas e roubo de veículos. Como era de se esperar, os homicídios registrados pelo SIM apresentam maior prevalência que aqueles registrados pela polícia, uma vez que muitas mortes por agressões podem não ser classificadas pela polícia como homicídios, como é o caso de auto de resistência²⁴ e encontro de cadáver.²⁵ Os dados revelam ainda que, no período analisado, houve uma grande variação dos incidentes criminais não apenas entre as cidades, mas para uma mesma cidade ao longo do tempo.

24. O *auto de resistência* é registrado quando um policial em serviço mata um civil.

25. Quando há o encontro de cadáver na via pública, muitas vezes, a polícia registra o ocorrido como *encontro de cadáver*, ainda que haja elementos para suspeitar ter havido um homicídio. Mesmo que futuramente se apure tratar-se de um homicídio, as bases de dados policiais geralmente não retroagem para corrigir a informação.

TABELA 1
Estatísticas descritivas – violência e segurança pública no estado de São Paulo (2001-2007)

Variável	Média	Total	Desvio Padrão	
			Entre cidades	Intra cidades
População	61.333	435.933,50	436.158,20	9.770,41
Proporção de suicídios por PAF	0,15	0,33	0,21	0,31
Homicídio (BO)	0,87	2,88	0,77	2,77
Homicídio (SIM)	1,13	3,23	1,21	3,06
Homicídio por PAF (SIM)	0,58	2,07	0,97	1,93
Latrocínio (BO)	0,06	0,82	0,09	0,82
Lesão corporal dolosa (BO)	48,68	34,66	17,95	29,67
Roubo de veículos (BO)	2,85	7,62	5,84	4,78
Crimes envolvendo drogas ilícitas (BO)	7,23	17,73	9,13	15,21
Prisões	17,09	18,63	9,26	16,17
Efetivo policial	184,59	469,98	465,71	65,74

Fonte: Brasil/MS/SIM; boletins de ocorrência (BOs) da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo.
 Elaboração dos autores.

Obs.: Todas as variáveis, com exceção da população e da proporção de suicídios por PAF, estão expressas em taxas por 100 mil residentes.

4.4 MODELO E ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

A fim de testar a relação causal entre armas e crimes, será utilizada na análise uma base de dados relativa a todos os municípios de São Paulo, com periodicidade mensal, no período compreendido entre 2001 e 2007. A equação principal do modelo é descrita em (11). Na aplicação empírica, considera-se explicitamente a possibilidade de haver efeitos fixos não observáveis no nível dos municípios que possuam correlação com a variável principal de interesse. Ainda, tendo em vista que no período analisado houve diversas inovações no sistema de segurança pública do estado de São Paulo, descarta-se toda variação puramente ao longo do tempo introduzindo controles *dummies* de ano. Isto evita que se capturem relações espúrias advindas, por exemplo, de não estacionariedades nas séries de homicídio e armas. No entanto, é possível que algumas políticas públicas tenham sido implantadas de forma diferenciada segundo o tamanho dos municípios. Para captar os possíveis efeitos destas políticas, introduzem-se tendências temporais lineares para grupos de municípios, de acordo com a população residente.

$$\ln(\text{taxa de crime}_{it}) = \beta_0 + \psi \ln(\text{taxa de armas}_{it}) + \beta_1 \ln(\text{taxa de prisões}_{it}) + c_i + \lambda_t + \sum_{p=1}^{n-1} \gamma(\lambda^p * \lambda_t) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

onde:

c_i = variável não observável de cada município, constante no tempo;

λ_t = controle do tempo

λ^p = variável auxiliar que capta o tamanho da cidade. $p = 1, \dots, 5$

($\text{pop} < 50.000$; $50.001 < \text{pop} < 100000$; $100001 < \text{pop} < 200000$; $200001 < \text{pop} < 300.000$; $\text{pop} > 300001$)

ε_{it} = erro aleatório, sendo que $E[\varepsilon_{it}] = 0$;

$\text{correl}(\varepsilon_{it}; \text{arma}_{it}) \neq 0$ e $\text{correl}(c_i; \text{arma}_{it}) \neq 0$

Não obstante os controles temporais e de cidades, introduzidos na equação (11), persistem vários problemas potenciais relacionados às questões de simultaneidade e variáveis omitidas. Neste caso, a estimativa de ψ por mínimos quadrados ordinários (OLS) seria inconsistente. Para contornar este problema, procura-se identificar o modelo ao explorar, com o uso de variáveis instrumentais, a variação no tempo e a variação *cross-section* dos dados entre os municípios avaliados.

Para tanto, requer-se uma variável que funcione como uma fonte de variação exógena na disponibilidade de armas e que não tenha correlação com o termo de erro no modelo (11). Afortunadamente, o ED possui estas duas características, servindo como instrumento para armas na cidade. Espera-se que o efeito do estatuto seja no sentido de diminuir a disponibilidade de armas.

Contudo, como o ED (Lei nº 10.826, de 22/12/2003) foi sancionado uniformemente em todos os municípios na mesma data, o uso deste único instrumento não permite que se explore a variação *cross-section* dos dados entre os municípios. Por isso, utilizam-se dois outros instrumentos auxiliares que, quando interados com o ED, possibilitam a análise destas variações. São eles: o estoque de armas em 2003 e o tamanho das cidades.

Seria de se esperar que, nos municípios onde a prevalência por armas fosse maior, o efeito do ED seria mais potente. É razoável imaginar que a restrição quanto à aquisição e ao porte de arma seja tanto mais ativa quanto maior for a demanda por arma em determinada cidade. Calcula-se a proporção de suicídios por PAF em 2003 (*armas2003*) como uma medida de prevalência de armas antes da introdução do ED e intera-se esta variável com a *dummy* que capta o período de vigência desta lei, após 2003. Segundo a hipótese deste estudo, o efeito da interação destas duas variáveis deveria ser negativo, o que indicaria que nas cidades com mais armas o efeito do ED deveria ser maior no sentido de fazer reduzir o estoque destas.

Ainda, seguindo a estratégia de Levitt (1997, 2002),²⁶ utiliza-se o tamanho das cidades como instrumento adicional. A razão que sustenta o uso de tamanho das cidades como instrumento para armas de fogo se baseia em duas hipóteses. Em primeiro lugar, admite-se que a utilidade do indivíduo em demandar arma de fogo, representada por *d* no modelo teórico, é uma função da percepção do crime em sua cidade. Para cidades com tamanhos diferentes que possuam a mesma taxa de crime, supõe-se que a percepção de crimes é tanto maior quanto maior for a cidade. Isto decorreria de o número absoluto de crimes ser maior nas cidades maiores. A fim de captar o efeito de variação do tamanho das cidades, categorizam-se os municípios segundo a população residente: com população inferior a 50 mil habitantes; entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e acima de 300 mil habitantes.

Todavia, é bem possível que o tamanho das cidades seja uma variável para condicionar não apenas a demanda por armas, mas também, por outros canais, a própria taxa de crime. Com efeito, segundo Glaeser e Sacerdote (1999), a taxa de crimes (crime por população) aumenta com o tamanho das cidades. Isto ocorreria porque nas cidades maiores não apenas os benefícios pecuniários do crime são maiores, mas ainda porque as probabilidades de prisão e de reconhecimento pelas vítimas são menores. Neste caso, haveria uma correlação entre o tamanho das cidades e o resíduo da equação de crime, inviabilizando o uso desta variável como instrumento. Uma forma de evitar esta correlação do tamanho das cidades com a equação de crime é manter como controle na equação principal outro tipo de crime que capte esta correlação. Nos pre-

26. Levitt (1997) utiliza o tamanho das cidades, junto com ciclos eleitorais, como instrumento para polícia em suas equações de crime.

sentes exercícios, utiliza-se como controle a taxa de roubo de veículos, que passa a ser incluída na equação (11).²⁷

Ou seja, a estratégia de identificação é baseada em três hipóteses: *i*) a prevalência de armas diminuiu após o ED; *ii*) o efeito do ED foi mais forte nas cidades onde a prevalência de armas era maior antes da sanção da lei; e *iii*) a prevalência de armas varia conforme o tamanho das cidades. Das três variáveis utilizadas, enquanto *ED* e *armas2003* são constantes em alguma dimensão, a variável *tamanho de cidades* apresentou certa variação, tendo cerca de 5% das cidades mudado de faixa. Assim, utilizam-se como instrumentos as três variáveis interadas, além do tamanho das cidades, que pode captar possíveis efeitos de variação no tamanho dos municípios, conforme apontado na equação do primeiro estágio descrita pela equação (12):

$$\ln(\text{taxa de armas}_{it}) = \delta_0 + \delta_1(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{i2003}) + \sum_{p=1}^{n-1} \beta_i(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{i2003} * \lambda^p) \quad (12)$$

$$+ \sum_{p=1}^{n-1} \tau_i \cdot \lambda^p + X\Delta + \sum_{m=1}^M \chi_m \cdot \lambda^m + \sum_{\text{ano}=2001}^{2006} \gamma_a \cdot \lambda^a + \sum_{p=1}^{n-1} \sum_{\text{ano}=2001}^{2006} \gamma_{ap} \cdot \lambda^a \lambda^p + \mathcal{G}_{it}$$

Onde:

A taxa de armas se refere à proporção de suicídio por PAF, em relação ao total de suicídios

λ^{ED} = *Dummy* Estatuto do Desarmamento;

λ^p = *Dummies* que captam o tamanho da cidade. $p = 1, \dots, 5$;

X = vetor de variáveis exógenas incluídas nas equações (11);

Δ = vetor de coeficientes

λ^m = *Dummies* município que captam o efeito fixo de cidade;

λ^a = *Dummies* de ano que captam o efeito fixo temporal;

\mathcal{G}_{it} = erro aleatório, sendo que $E[\mathcal{G}_{it}] = 0$.

Conforme salientado anteriormente, espera-se que $\delta_1 < 0$ e que β_i e $\tau_i > 0$, tendo em vista que a categoria de cidade omitida foi a com menos de 50 mil habitantes.

27. Nas equações de roubo de veículos, o controle utilizado foi a taxa de homicídio.

Os modelos descritos pelas equações (11) e (12) serão estimados via método de variáveis instrumentais por mínimos quadrados em dois estágios (IV-2SLS),²⁸ com erro-padrão *cluster*-robusto. Será permitido que haja autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos para cada município, mantendo-se a independência dos resíduos entre os municípios.

4.5 O PRIMEIRO ESTÁGIO DE ARMAS – PROPORÇÃO DE SUICÍDIOS POR PAF

Na tabela 2 são apresentados os resultados das regressões em OLS para o primeiro estágio de suicídio por PAF. Nas cinco regressões, o coeficiente associado ao principal instrumento (a interação entre a *dummy* do ED e a prevalência de armas nos municípios em 2003) resultou em negativo e significativo, conforme o esperado, indicando que o efeito do desarmamento foi maior nas cidades onde havia maior prevalência de armas anteriormente. Quando esta variável foi interada com o tamanho das cidades, a maioria dos coeficientes estimados foi também significativa, evidenciando que o efeito do desarmamento se deu de forma diferenciada não apenas em relação à prevalência por armas anteriormente, mas em relação ao tamanho das cidades. Na primeira coluna não foram considerados os efeitos fixos de municípios nem os efeitos temporais. Nas regressões seguintes incluem-se, paulatinamente: efeito fixo de cidades; de tempo; controle para taxa de prisões em $t-1$ e taxa de roubo de veículos; e tendências temporais lineares por tamanho de cidades. Observa-se que, à medida que controles foram sendo introduzidos, de modo geral, os valores em módulo dos coeficientes das cinco primeiras variáveis aumentaram. Na última regressão, entre estas variáveis de maior interesse, quatro destes coeficientes foram significativos, com exceção da interação tripla relativa a municípios com população entre 200 e 300 mil habitantes. Ainda, cabe observar a rejeição da hipótese nula, sob a qual os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero, conforme a estatística F aponta. Por fim, é oportuno salientar o R^2 ajustado das regressões, que girou em torno de 0,57.

28. O programa utilizado foi o Stata e o comando foi o *xtivreg2*.

TABELA 2
Regressões em OLS para o primeiro estágio de suicídio por PAF no estado de São Paulo (2001-2007)

1º Estágio: Armas					
Variável Dependente: $\ln(\text{armas})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\lambda_{ED} * \ln(\text{armas}_{2003})$	-0,422 ² (0,178)	-0,523 ³ (0,171)	-0,709 ³ (0,189)	-0,756 ³ (0,247)	-0,807 ³ (0,211)
$\lambda_{ED} * \lambda_{50.000 < \text{pop} < 100.000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0,332 (0,238)	0,341 (0,255)	0,539 ¹ (0,273)	0,640 ¹ (0,366)	0,630 ¹ (0,333)
$\lambda_{ED} * \lambda_{100.000 < \text{pop} < 200.000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0,680 ³ (0,253)	0,400 ¹ (0,215)	0,646 ³ (0,215)	0,718 ² (0,280)	0,716 ³ (0,261)
$\lambda_{ED} * \lambda_{200.000 < \text{pop} < 300.000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0,421 (0,669)	0,0960 (0,644)	0,415 (0,649)	0,516 (0,700)	0,916 (0,784)
$\lambda_{ED} * \lambda_{\text{pop} > 300.000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0,237 (0,430)	0,143 (0,196)	0,618 ¹ (0,315)	0,732 ¹ (0,378)	0,770 ² (0,367)
$\lambda_{50.000 < \text{pop} < 100.000}$	-0,0158 (0,0664)	0,000 (0,000)	0,149 ² (-0,067)	0,0916 (0,107)	1,375 (1,990)
$\lambda_{100.000 < \text{pop} < 200.000}$	-0,254 ³ (0,0841)	-0,0243 (0,136)	0,167 (0,162)	0,0735 (0,170)	1,444 (1,913)
$\lambda_{200.000 < \text{pop} < 300.000}$	-0,391 ³ (0,116)	0,577 ³ (0,208)	0,884 ³ (0,250)	0,809 ³ (0,274)	3,222 (2,068)
$\lambda_{\text{pop} > 300.000}$	-1,595 ³ (0,179)	0,487 ² (0,210)	0,837 ³ (0,247)	0,723 ³ (0,256)	2,398 (1,648)
$\ln(\text{taxa de prisões}_{t-1})$				-0,0738 (0,116)	-0,0695 (0,115)
$\ln(\text{taxa de roubo de veículos})$				0,102	0,0882
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,5921	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000
R ² ajustado	0,176	0,560	0,570	0,570	0,567
Número de observações	818	818	818	818	818

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: 1. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

2. $\lambda_{ED} * \ln(\text{armas}_{2003}) = \text{Estatuto do Desarmamento} * \text{média das armas do ano de 2003}$.

3. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

4. δ : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes. A categoria excluída, quanto ao tamanho das cidades, foi a das cidades com menos de 50 mil habitantes.

5. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

4.6 RESULTADOS

Nesta seção será analisado o efeito das armas de fogo sobre vários tipos de crimes violentos contra a pessoa e contra o patrimônio. Para cada delito, calcula-se a taxa por 100 mil habitantes. Consideram-se variáveis dependentes: taxa de homicídios dolosos (segundo os registros policiais); taxa de homicídios (segundo o SIM/MS); taxa de homicídios por PAF (SIM/MS); taxa de homicídios por PAF dentro das residências (SIM/MS); lesões corporais dolosas (registros policiais); taxa de roubos de veículos (registros policiais); taxa de latrocínios (registros policiais); e taxa de crimes associados a drogas (registros policiais).

A tabela 3 descreve os resultados associados às taxas de homicídios dolosos, segundo constam nos registros policiais. Nota-se, em primeiro lugar, que o coeficiente de *armas* na regressão estimada por OLS, quando nenhum controle é introduzido (coluna 1), é negativo e significativo ao nível de 10%. Quando o efeito fixo de cidade é considerado (coluna 2), o coeficiente das armas passa a ser positivo e significativo ao nível de 1%. Porém, quando se consideram, adicionalmente, controles temporais com base em *dummies* anuais (coluna 3), o coeficiente passa a ser não significativo novamente. Na regressão (4) outros controles foram introduzidos, mas o coeficiente das armas permaneceu sem significância.

A análise dessas quatro regressões sugere, portanto, haver na equação de homicídios efeitos fixos por localidade e variáveis omitidas que variam no tempo, indicando a necessidade do uso de variáveis instrumentais, para contornar o problema de endogeneidade. As colunas de (5) a (8) descrevem os resultados de regressões estimadas pelo método de IV-2SLS, em que o conjunto dos instrumentos excluídos, conforme visto anteriormente, conta com o efeito do ED interado com a média da prevalência de armas em 2003. Neste conjunto foi ainda considerado o efeito da interação do ED, como o tamanho das cidades e a prevalência de armas antes da implantação do ED. Como se observa, as quatro regressões apresentaram coeficientes positivos e significativos para a variável de interesse. Na quinta regressão, que considera apenas o efeito fixo por localidade, o coeficiente de armas parece claramente exagerado. Quando introduzidos controles de tempo (coluna 6) e a taxa de aprisionamento defasada um período, junto com a taxa de roubo de veículo²⁹ (coluna 7), a elasticidade das armas passa para 1,09. Uma possível crítica aos resultados destas duas últimas regressões poderia se referir à possibilidade de haver ainda algum efeito não observado que variou ao longo do tempo precisamente

29. O objetivo é que a taxa de roubo de veículo sirva de controle para possíveis correlações entre o instrumento (tamanho das cidades) e o erro da equação principal.

nas maiores cidades. Para levar em conta esta possibilidade, na coluna 8, introduz-se uma tendência temporal linear por tamanho de cidade. Nesta regressão, a elasticidade das armas aumenta para 2,98. Por fim, deve-se observar, nestas quatro regressões, que a hipótese nula do teste da estatística J de Hansen não pode ser rejeitada, o que implica dizer que não há evidência de os instrumentos adotados estarem correlacionados com o resíduo da equação principal, indicando tratar-se de instrumentos válidos. É importante ainda destacar que, segundo o teste F , os coeficientes das últimas quatro regressões são, conjuntamente, significativos.

TABELA 3
Homicídios dolosos no estado de São Paulo, segundo registros policiais (2001-2007)

Variável Dependente: \ln (taxa de homicídio por 100 mil habitantes)	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
\ln (armas)	-0,124 ¹ (0,071)	0,123 ³ (0,024)	-0,008 (0,014)	-0,014 (0,013)	10,092 ² (1,795)	1,093 ³ (0,201)	1,091 ³ (0,177)	2,987 ² (1,210)
\ln (taxa de prisões t_{-1})				-0,043 (0,084)			0,028 (0,171)	0,183 (0,347)
\ln (taxa de roubo de veículos)				0,073 (0,075)			0,008 (0,103)	-0,250 (0,438)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,0837	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hansen J statistic – p -valor	-	-	-	-	0,458	0,117	0,117	0,745
Número de observações	695	695	695	695	695	695	695	695
Número de grupos	85	85	85	85	85	85	85	85

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: 1. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

2. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

3. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

4. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

5. δ : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

6. Os instrumentos incluídos foram: $\ln^*(armas_{2003})$; tamanho de cidade(p)* $\ln^*(armas_{2003})$; e tamanho de cidade (p).

A natureza da classificação dos homicídios dolosos nos registros policiais segue, ainda que não estritamente, o que é previsto no Artigo 121 do Código Penal. Há, contudo, certas diferenças de taxonomia que remetem a peculiaridades relativas ao trabalho de polícia.³⁰

30. Por exemplo, quando um corpo é encontrado numa via pública com sinais de violência, muitas vezes o evento é classificado como *morte suspeita* ou *encontro de cadáver*. Nota-se que a diferença persistirá, ainda que futuramente se apure tratar-se de um caso de homicídio, tendo em vista que a série estatística dos registros policiais não costuma sofrer revisões.

É interessante avaliar o homicídio não apenas sob o enfoque da constatação do dolo ou não,³¹ mas levando-se em consideração as agressões de terceiros que geram vítimas letais, o uso de arma de fogo nestas agressões, a ocorrência de incidentes dentro das residências. Por estes motivos, alternativamente aos dados dos registros policiais, utilizam-se os dados de homicídios provenientes do SIM/MS,³² cujos resultados estão descritos na tabela 4. Do ponto de vista qualitativo, os resultados replicam aqueles descritos na tabela 3, o que corrobora a evidência de que mais armas geram mais homicídios. Nesta tabela, também se obtêm coeficientes significativos, em que os instrumentos não são rejeitados como válidos. A diferença entre os resultados das tabelas 5 e 6 reside basicamente na magnitude dos coeficientes, o que seria de certa forma esperado, tendo em vista que as variáveis dependentes captam dois fenômenos em certa medida distintos, conforme discutido anteriormente.

TABELA 4
Homicídios dolosos no estado de São Paulo, segundo registros do SIM/MS (2001-2007)

Variável Dependente: \ln (taxa de homicídio por 100 mil habitantes)	OLS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
\ln (armas)	-0,100 (0,062)	0,111 ³ (0,023)	-0,013 (0,013)	-0,019 (0,013)	8,741 ³ (2,218)	0,699 ³ (0,261)	0,644 ³ (0,242)	3,399 ³ (1,282)
\ln (taxa de prisões $_{t-1}$)				-0,042 (0,055)			-0,011 (0,107)	0,182 (0,369)
\ln (taxa de roubo de veículos)				0,085 (0,053)			0,071 (0,054)	-0,271 (0,470)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,1108	0,000	0,000	0,000	0,0004	0,000	0,000	0,000
Hansen J statistic – p-valor	-	-	-	-	0,378	0,0954	0,102	0,801
Número de observações	719	719	719	719	719	719	719	719
Número de grupos	90	90	90	90	90	90	90	90

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: 1. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

2. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

3. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

4. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

5. ξ inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

6. Os instrumentos incluídos foram: $\ln^*(armas_{2003})$; tamanho de cidade(p) * $\ln^*(armas_{2003})$; e tamanho de cidade (p).

31. Em particular, um ponto interessante para análise na relação entre armas e vítimas fatais se relaciona ao poder de polícia e ao gradiente da força. É possível que mais armas gerem reações mais violentas por parte da polícia, resultando em confrontos com vítimas fatais, que não são categorizados como homicídios nos registros policiais, mas como *autos de resistência*.

32. Segundo a CID-10, os acidentes (de trânsito ou não) são categorizados de forma diferente das agressões.

Se o desarmamento foi importante para fazer diminuir os homicídios no estado São Paulo, deveriam ser observados resultados qualitativamente idênticos ao se fazerem as mesmas regressões para homicídios causados por PAF, que estão apontados na tabela 5. Com efeito, verifica-se que as observações já feitas para as duas tabelas anteriores se repetem.

TABELA 5
Homicídios causados por PAF no estado de São Paulo (2001-2007)

Variável Dependente: $\ln(\text{taxa de homicídio por PAF, por 100 mil habitantes})$	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(\text{armas})$	-0,090 (0,063)	0,084 ³ (0,024)	-0,027 ² (0,013)	-0,034 ³ (0,013)	10,087 ³ (1,315)	0,931 ¹ (0,495)	0,888 ² (0,412)	3,162 ² (1,431)
$\ln(\text{taxa de prisões}_{t-1})$				-0,128 (0,093)			-0,065 (0,172)	0,132 (0,380)
$\ln(\text{taxa de roubo de veículos})$				0,126 ² (0,062)			0,088 (0,077)	-0,215 (0,460)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,1564	0,0010	0,000	0,000	0,0000	0,000	0,000	0,000
Hansen J statistic – p-valor	-	-	-	-	0,727	0,383	0,330	0,744
Número de observações	649	649	649	649	649	649	649	649
Número de grupos	75	75	75	75	75	75	75	75

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: 1. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

2. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

3. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

4. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

5. ξ : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

6. Os instrumentos incluídos foram: $\ln^*(\text{armas}_{2003})$; tamanho de cidade(p) * $\ln^*(\text{armas}_{2003})$; e tamanho de cidade (p).

Lesão corporal dolosa³³ é um crime que resulta de um conflito interpessoal, em que a solução proposta pelos contendores se dá por meios violentos. Geralmente estes incidentes não envolvem o uso da arma de fogo, pois, neste caso, a polícia judiciária tenderia a classificar o delito como tentativa de homicídio, ou homicídio, tendo em vista o alto poder de letalidade da arma de fogo. Na tabela 6, apresentam-se os resultados relativos a este delito. É interessante notar que os si-

33. A lesão corporal dolosa é tipificada no Artigo 129 do Código Penal brasileiro como um crime contra a pessoa que consiste em ofender a integridade corporal ou a saúde de outrem.

nais dos coeficientes listados são exatamente o contrário das regressões anteriores. Os dados podem estar captando uma substituição quanto aos meios para a resolução de conflitos interpessoais violentos. Ou seja, tendo em vista a distribuição da prevalência de incidentes interpessoais violentos, a diminuição do acesso à arma de fogo faz com que os indivíduos envolvidos utilizem instrumentos menos letais, como o próprio corpo, para resolver a contenda. Novamente, nesta tabela se pode observar a significância estatística dos coeficientes associados às armas de fogo nas regressões de (5) a (7).

TABELA 6
Lesões corporais dolosas no estado de São Paulo, segundo registros policiais (2001-2007)

Variável Dependente: $\ln(\text{lesão corporal dolosa por 100 mil habitantes})$

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(\text{armas})$	0,106 ³ (0,034)	-0,014 (0,010)	0,011 (0,014)	0,011 (0,013)	-1,900 ³ (0,533)	-0,270 ³ (0,096)	-0,213 ¹ (0,112)	-0,782 (0,547)
$\ln(\text{taxa de prisões}_{t-1})$				-0,058 (0,098)			-0,074 (0,078)	-0,115 (0,094)
$\ln(\text{taxa de roubo de veículos})$				0,017 (0,038)			0,033 (0,035)	0,095 (0,115)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,0025	0,1610	0,000	0,000	0,0006	0,000	0,000	0,000
Hansen J statistic – p-valor	-	-	-	-	0,441	0,246	0,203	0,0845
Número de observações	818	818	818	818	818	818	818	818
Número de grupos	111	111	111	111	111	111	111	111

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: ¹. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

². As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

³. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

⁴. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

⁵. \mathcal{S} : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

⁶. Os instrumentos incluídos foram: $\ln^*(\text{armas}_{2003})$; tamanho de cidade (p)^{*} $\ln^*(\text{armas}_{2003})$; e tamanho de cidade (p).

Analisando-se a relação entre armas e crimes violentos contra a pessoa, com base nos resultados descritos nas tabelas 3, 4 e 5, conclui-se que menos armas geram menos homicídios (sejam ou não por dolo e com o uso da arma de fogo). Verifica-se que a elasticidade entre estas duas variáveis se inseria num domínio entre 0,6 e 3,4. Por sua vez, quanto às lesões corporais dolosas, o inverso parece ocorrer.

Quanto aos crimes com motivação econômica, conforme discutido anteriormente, principalmente nos delitos em que há um contato direto entre perpetrador e vítima, teoricamente poderia haver um efeito dissuasão pela vítima armada. Neste caso, supondo ser o comportamento do criminoso relativamente inelástico quanto à demanda por armas – o que parece ser bastante razoável, tendo em vista que a arma de fogo é o capital fixo mais importante para o criminoso –, e considerando ser relevante o efeito “dissuasão pela vítima armada”, seria esperado que o desarmamento da população fizesse aumentar este tipo de crime.

Para investigar a validade empírica do efeito dissuasão pela vítima armada, analisam-se, em primeiro lugar, os incidentes envolvendo latrocínio,³⁴ um tipo de crime contra o patrimônio em que, como efeito colateral, o perpetrador mata a vítima. Geralmente é um tipo de delito cometido com o uso da arma de fogo e em aglomerações urbanas.

Os resultados expressos na tabela 7 indicam não haver relação estatisticamente significativa entre a difusão de armas nas cidades e os latrocínios. Como parece razoável que o criminoso profissional seja relativamente inelástico à demanda por armas, que constitui o seu principal capital fixo, os resultados expressos nesta tabela sugerem não haver evidência acerca de um virtual *efeito dissuasão pela população armada*.

34. Latrocínio é o roubo seguido de morte, caracterizado no Artigo 157, parágrafo 3º, do Código Penal.

TABELA 7
Latrocínios no estado de São Paulo, segundo registros policiais (2001-2007)

Variável Dependente: \ln (latrocínio por 100 mil habitantes)

	OLS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
\ln (armas)	0,354 ² (0,138)	0,077 ³ (0,012)	-0,109 ² (0,041)	-0,118 ² (0,046)	21,986 ³ (5,954)	-3,317 (5,186)	-1,936 (3,675)	-0,608 (0,567)
\ln (taxa de prisões _{t,t-1})				0,338 (0,211)			0,477 (0,452)	0,380 (0,233)
\ln (taxa de roubo de veículos)				0,184 (0,212)			0,962 (1,121)	0,332 (0,322)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,0181	0,000	0,000	0,000	0,0017	0,000	0,000	0,000
Hansen J statistic – p-valor	-	-	-	-	0,527	0,563	0,445	0,523
Número de observações	206	206	206	206	206	206	206	206
Número de grupos	22	22	22	22	22	22	22	22

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: 1. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

2. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

3. Erro-padrão *cluster-robusto* entre parênteses.

4. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

5. \ddagger : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

6. Os instrumentos incluídos foram: $\ln^*(\text{armas}_{2003})_{ED}$; tamanho de cidade (p)^{*} $\ln^*(\text{armas}_{2003})_{ED}$; e tamanho de cidade (p).

Na classe dos crimes contra o patrimônio, analisa-se também o *roubo de veículos*, que é um tipo de delito que se presta a vários fins: o comércio de peças e do próprio veículo; o transporte de ilícitos e dos próprios criminosos para a prática de outros crimes; e a “desova” de cadáveres. Levando-se em conta a importância, a especialização do tipo criminal e os valores envolvidos nos roubos de veículos, seria esperada uma baixa elasticidade-preço da demanda de armas para tais criminosos. Neste contexto, caso o efeito dissuasão pela vítima armada fosse relevante, a política de desarmamento deveria levar ao aumento deste tipo de delito (*coeteris paribus*), conforme discussão teórica (quadro 2). Com efeito, os resultados listados na tabela 8 indicam que ou não há relação estatisticamente significativa entre armas e roubo de veículos ou há uma relação positiva. Enquanto o coeficiente das armas nas regressões (6) e (7) foi não significativo, o coeficiente apresentado na coluna (9) foi positivo e significativo. Tendo em vista que o roubo de automóveis

envolve geralmente o uso da arma de fogo, é possível que a última regressão esteja captando o aumento do custo esperado para o perpetrador andar armado na via pública após o ED, o que poderia redundar em sua prisão. De qualquer modo, a análise das regressões de (6) a (9) não evidencia uma relação causal inequívoca entre armas e roubo de veículos.

TABELA 8
Roubos de veículos no estado de São Paulo, segundo registros policiais (2001-2007)

Variável Dependente: \ln (Roubo de Veículo por 100 mil habitantes)

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
\ln (armas)	-0,459 ³ (0,155)	0,063 ³ (0,013)	0,020 ² (0,010)	0,018 ¹ (0,010)	2,358 ³ (0,531)	0,250 (0,361)	0,204 (0,352)	1,147 ² (0,512)
\ln (taxa de prisões _{ED})				-0,030 (0,053)			-0,027 (0,056)	0,062 (0,121)
\ln (taxa de homicídio)				0,038 (0,038)			0,076 (0,047)	0,087 (0,077)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,0039	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hansen J statistic – p-valor	-	-	-	-	0,451	0,450	0,443	0,538
Número de observações	695	695	695	695	695	695	695	695
Número de grupos	85	85	85	85	85	85	85	85

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: 1. $p < 0,1$.

2. $p < 0,05$.

3. $p < 0,01$.

Obs.: 1. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

2. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

3. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

4. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

5. δ : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

6. Os instrumentos incluídos foram: $\ln^*(armas_{2003})$; tamanho de cidade (p) $\ln^*(armas_{2003})$; e tamanho de cidade (p).

A priori, não se deveria esperar que a política de desarmamento tivesse efeitos significativos sobre o consumo e o tráfico de drogas ilícitas. Como um teste de falseamento do método, fizeram-se regressões também para os crimes envolvendo drogas ilícitas, que se relacionam aos incidentes envolvendo uso, apreensão e tráfico de drogas, cujos resultados foram expressos na tabela 9. Conforme se pode observar nesta tabela, o coeficiente das armas é insignificante estatisticamente.

TABELA 9
Crimes envolvendo drogas ilícitas no estado de São Paulo, segundo registros policiais (2001-2007)

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	0,197 ³ (0,072)	-0,004 (0,008)	0,013 (0,008)	0,013 (0,009)	-1,116 ² (0,450)	0,116 (0,394)	0,110 (0,369)	-0,494 (0,750)
<i>ln</i> (taxa de prisões _{t-1})				0,080 (0,069)			0,091 (0,066)	0,042 (0,088)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0,040 (0,085)			0,024 (0,071)	0,090 (0,177)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade ⁵	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0,0069	0,6740	0,0000	0,0000	0,0279	0,0000	0,0000	0,0000
Hansen J statistic – p-valor	-	-	-	-	0,329	0,470	0,420	0,385
Número de observações	797	797	797	797	797	797	797	797
Número de grupos	106	106	106	106	106	106	106	106

Fonte: Brasil/MS/SIM; São Paulo/Secretaria Estadual de Segurança Pública.

Notas: ¹. $p < 0,1$.

². $p < 0,05$.

³. $p < 0,01$.

Obs.: ¹. A medida de *armas* utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.

². As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes.

³. Erro-padrão *cluster*-robusto entre parênteses.

⁴. Efeito fixo de tempo se refere a *dummies* anuais.

⁵. δ : inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades: entre 50 e 100 mil habitantes; entre 100 e 200 mil habitantes; entre 200 e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes.

⁶. Os instrumentos incluídos foram: $\text{ED}^* \ln^*(\text{armas}_{2003})$; tamanho de cidade(p) $^* \text{ED}^* \ln(\text{armas}_{2003})$; e tamanho de cidade(p).

5 CONCLUSÃO

Menos armas, menos crimes? Nas duas últimas décadas, vários estudiosos de diversas áreas do conhecimento se debruçaram sobre esta questão. Não obstante a escassez de dados sobre a prevalência de armas e as dificuldades metodológicas subjacentes, a resposta parece ser positiva. Neste Texto para Discussão, inicialmente, discutiram-se as estratégias de identificação empregadas em alguns dos trabalhos mais citados na literatura, bem como suas potenciais fragilidades. Apresentou-se um modelo teórico de demanda por armas e crimes, no qual foi analisado o dilema entre a prevalência de armas na cidade, o custo de obtenção da arma no mercado ilegal e o efeito dissuasão pela vítima armada. O resultado teórico inconclusivo sobre o papel das armas para causar crimes indicou que esta relação causal só poderia ser evidenciada no plano empírico.

Uma oportunidade de avaliar essa questão ocorreu no Brasil, por conta da introdução do ED, que fez aumentar substantivamente o custo de obter uma arma de fogo e circular com ela, o que serviu como uma fonte de variação exógena para identificar corretamente o efeito. Em particular, analisaram-se as dinâmicas dos crimes apenas nos municípios do estado de São Paulo, em face da disponibilidade de dados confiáveis.

De 2001 a 2007, o número de homicídios diminuiu 60,1% em todo o estado, colocando São Paulo como um dos casos internacionais mais emblemáticos, junto a Nova Iorque e Bogotá. Os dados sobre as várias dinâmicas criminais indicaram, entretanto, que não houve uma queda generalizada da criminalidade no estado de São Paulo. Ao contrário, os crimes contra a pessoa e contra o patrimônio aumentaram cerca de 20%. Com efeito, os crimes que tiveram uma maior queda foram aqueles geralmente praticados com o uso da arma de fogo. Mais interessante ainda, esta diminuição ocorreu de forma mais acentuada exatamente após a entrada em vigor do ED.

A fim de se estimar o efeito causal de armas sobre crimes, formulou-se um modelo empírico, em que se utilizou a proporção de suicídios por PAF como medida de prevalência de armas nos municípios paulistas. Como estratégia de identificação, para solucionar os problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas, explorou-se a variação temporal e a variação *cross-section* dos dados. Para tanto, estimou-se um modelo com base no método IV2SLS, em que se utilizou como instrumento a interação de uma *dummy* associada ao período de vigência do ED com a proporção de suicídios antes da sanção do ED, sob a hipótese de que a introdução da lei teria efeitos maiores justamente nas localidades onde a difusão de armas era maior antes da imposição do ED. Esta variável foi ainda interagida com o tamanho das cidades. Analisou-se o impacto das armas sobre vários tipos de crimes violentos contra a pessoa e contra o patrimônio. A análise do primeiro estágio indicou ser válido o conjunto de instrumentos utilizados.

Na análise do segundo estágio, os resultados indicaram que a elasticidade das armas em relação aos homicídios estaria num domínio entre 0,6 e 3,1, sendo 2,0 a elasticidade média obtida entre as várias especificações analisadas. Além dos dados provenientes dos registros policiais utilizaram-se, alternativamente, os microdados provenientes do SIM/MS, com informações não apenas de homicídios, mas de homicídios perpetrados com o uso da arma de fogo. Os resultados se mantiveram estatisticamente significativos, ratificando a ideia de “menos armas, menos homicídios”.

Curiosamente, o efeito da diminuição na prevalência de armas foi no sentido de aumentar as lesões corporais dolosas. Aparentemente, estes resultados revelam um efeito substituição quanto aos meios para a resolução de conflitos interpessoais violentos – a diminuição do acesso à arma de fogo fez com que os indivíduos envolvidos utilizassem instrumentos menos letais, como o próprio corpo, para a solução da contenda.

Em relação aos crimes contra o patrimônio (em particular, analisam-se os crimes de latrocínio e de roubo de veículos), os resultados indicaram que a difusão de armas nas cidades não possui efeitos estatisticamente significativos sobre tais crimes. Estes resultados se encaixam perfeitamente na predição do modelo teórico discutido na seção 3, para o caso em que o efeito de dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada é irrelevante.

Com isso, os resultados deste estudo sugerem, ainda que de forma indireta, que ao contrário do que é defendido por Lott Junior e Mustard (1997) e Kleck (1979), pelo menos no estado de São Paulo, o criminoso profissional não se abstém de cometer crimes em razão de a população se armar para a autodefesa. Porém, a difusão das armas de fogo nas cidades é um importante elemento criminógeno para fazer aumentar os crimes letais contra a pessoa.

REFERÊNCIAS

- BARTLEY, W. A.; COHEN, M. A. The effect of concealed weapons laws: an extreme bound analysis. **Economic Inquiry**, v. 36, n. 2, 1998.
- BECKER, G. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, p. 169-217, 1968,
- BJERREGAARD, B.; LIZOTTE, A. Gun ownership and gang membership. **The Journal of Criminal Law & Criminology**, v. 86, n. 1, 1995.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)**. Disponível em: <http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21377>.
- BRONARS, S. G.; LOTT JUNIOR, J. R. Criminal deterrence, geographic spillovers, and the right to carry concealed handguns. **American Economic Review**, May 1998.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. Defensive gun uses: new evidence from a national survey. **Journal of Quantitative Criminology**, v. 14, n. 2, 1998.

_____. **The effects of gun prevalence on burglary: deterrence vs inducement.** 2002. (Working Paper, n. 8.926).

COOK, P. J.; MOLLICONI, S.; COLE, T. B. Regulating gun markets. **The Journal of Criminal Law & Criminology**, v. 86, n. 1, 1995.

CUMMINGS, P. *et al.* The association between the purchase of a handgun and homicide or suicide. **American Journal of Public Health**, v. 87, n. 6, June 1997.

DEZHBAKHSH, H.; RUBIN, P. Lives saved or lives lost? The effects of concealed-handgun laws on crime. **American Economic Review**, May 1998.

_____. **The effect of concealed handgun laws on crime: beyond the dummy variables.** 1999. (Mimeographed).

DUGGAN, M. More guns, more crime. **Journal of Political Economy**, v. 109, n. 5, 2001.

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities? **Journal of Political Economy**, v. 107, p. 225-258, 1999.

KELLERMANN, A. L. *et al.* Gun ownership as a risk factor for homicide in the home. **The New England Journal of Medicine**, v. 329, n. 15, p. 1.084-1.091, 1993.

KILLIAS, M. International correlations between gun ownership and rates of homicide and suicide. **Canadian Medical Association Journal**, v. 148, n. 10, May 1993.

KLECK, G. Capital punishment, gun ownership, and homicide. **The American Journal of Sociology**, v. 84, n. 4, p. 882-910, Jan. 1979.

_____. Measures of gun ownership levels for macro level crime and violence research. **Journal of Research in Crime and Delinquency**, v. 41, n. 1, p. 3-36, Feb. 2004.

LESTER, D. Crime as opportunity: a test of the hypothesis with European homicide rates. **British Journal of Criminology**, v. 31, p. 186-188, 1991.

LEVITT, S. D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. **American Economic Review**, v. 87, n. 3, p. 270-290, June 1997.

_____. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: reply. **American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 1.244-1.250, Sep. 2002.

LOTT JUNIOR, J. R.; MUSTARD, D. B. Crime, deterrence, and right-to-carry concealed handguns. **Journal of Legal Studies**, v. 26, Jan. 1997.

LUDWIG, J. Concealed-gun-carrying laws and violent crime: evidence from state panel data. **International Review of Law and Economics**, v. 18, p. 239-254, 1998.

MCDOWALL, D. Firearm availability and homicide rates in Detroit, 1951-1986. **Social Forces**, v. 69, n. 4, p. 1.085-1.101, June 1991.

MCDOWALL, D.; LOFTIN, C.; WIERSEMA, B. Easing concealed firearms laws: effects on homicide in three states. **The Journal of Criminal Law & Criminology**, v. 86, n. 1, 1995.

MOODY, C. E.; MARVELL, T. B. Guns and crime. **Southern Economic Journal**, v. 71, n. 4, p. 720-736, 2002.

NEWTON, G. D.; ZIMRING, F. **Firearms and violence in American life**: a staff report to the national commission on the causes and prevention of violence. Washington: Government Printing Office, 1969.

POTASH, J. B. *et al.* Attempted suicide and alcoholism in bipolar disorder: clinical and familial relationships. **The American Journal of Psychiatry**, v. 157, p. 2.048-2.050, Dec. 2000.

SHERMAN, L. W.; SHAW, J. W.; ROGAN, D. P. The Kansas city gun experiment. **National Institute of Justice**: research in brief, Jan. 1995.

SLOAN, J. H. *et al.* Handgun regulations, crime, assaults, and homicide: a tale of two cities. **New England Journal of Medical**, v. 319, p. 1.256-1.262, 1988.

STOLZENBERG, L.; D'ALESSIO, S. J. Gun availability and violent crime: new evidence from the national incident-based reporting system. **Social Forces**, v. 78, n. 4, p. 1.461-1.482, June 2000.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd ed. Cambridge: The MIT Press, 2002.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

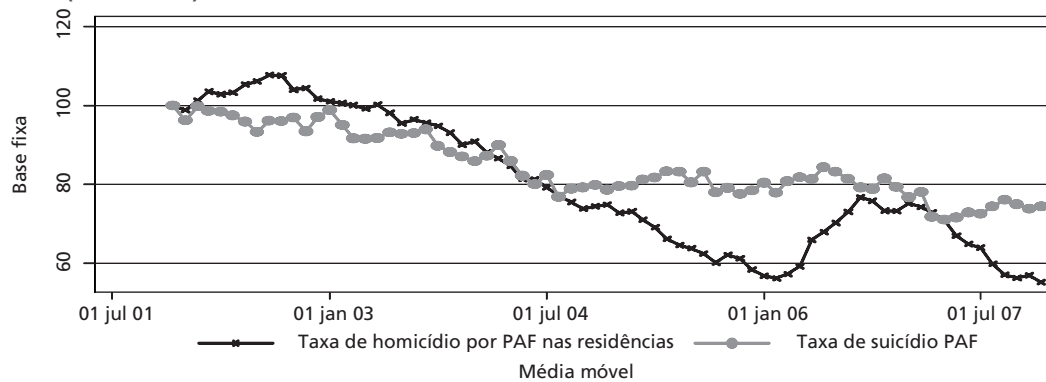
KLECK, G. Targeting guns, firearms and their control. New York: Walter de Gruyter, Inc., 1997.

GLAESER, E.; GLENDON, S. Who owns guns? Criminals, victims, and the culture of violence. **American Economic Review**, v. 88, n. 2, 1998.

APÊNDICE

GRÁFICO A1

Homicídios por PAF dentro das residências e suicídio por PAF no estado de São Paulo (2001-2007)



Fonte: Brasil/MS/SIM.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Média móvel dos últimos 12 meses.

2. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Marco Aurélio Dias Pires

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Laeticia Jensen Eble

Luciana Dias Jabbour

Mariana Carvalho

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração eletrônica

Aline Rodrigues Lima

Andrey Tomimatsu

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Daniella Silva Nogueira (estagiária)

Leonardo Hideki Higa (estagiário)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

