MENOS ARMAS MENOS CRIMES

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira (Ipea)

João Manoel Pinho de Mello (Puc-Rio)

RESUMO

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 encorajar soluções violentas aos conflitos interpessoais. Alguns autores, por outro lado, apontam o efeito dissuasão ao crime, motivado pelo aumento do custo esperado do criminoso em lidar com uma vítima potencialmente armada. Neste trabalho elaboramos 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-nos explorar a variação temporal e *cross-section* dos crimes e da prevalência de armas nos municípios. O instrumento foi elaborado com base no Estatuto do Desarmamento (ED) ï uma Lei nacional sancionada em dezembro de 2003 ï e 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 por armas antes da ocorrência da Lei. Apresentamos evidências de que a política de desarmamento, operada no estado de São Paulo entre 2001 e 2007, foi um dos fatores relevantes que levou à diminuição nos crimes violentos, em particular nos homicídios (elasticidade média em torno de 2,0). Por outro lado, não encontramos 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.

Palavras-Chave: homicídios; Brasil; armas de fogo; crimes contra o patrimônio; crimes violentos

ABSTRACT

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 proposed 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.

Keywords: homicide; Brazil; firearms; violent crime; property crimes

JEL Classification: K42

Introdução

No rastro do crescimento da criminalidade violenta, que ocorreu na segunda metade dos anos 80 nos EUA, o debate sobre o papel das armas de fogo recrudesceu. Inúmeros trabalhos acadêmicos têm sido escritos desde então sobre o tema.

Vários autores procuram evidenciar a relação causal ñmais armas mais crimesò, entre os quais Duggan (2001), Sherman, Shaw e Rogan (1995), Stolzenberg e D´Alessio (2000), McDowall (1991), McDowall et al. (1995), Cook e Ludwig (1998, 2002), Sloan et al. (1990), Ludwig (1998) e Newton e Zimring (1969), entre outros.

Por outro lado, a conclusão de vários trabalhos é de que ñmais armas, menos crimeò, entre os quais Lott (1998), Lott e Mustard (1997), Kleck (1997), e Bartley e Cohen (1998). Segundo esses 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 (*defensive gun use*) pelas potenciais vítimas faria aumentar o custo esperado para o perpetrador cometer crimes.

A despeito dos inúmeros artigos sobre o tema, aparentemente não se alcançou ainda um consenso acerca do efeito causal das armas de fogo. Possivelmente isso decorra das dificuldades metodologias envolvidas, que passa 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 vendidas especializadas em armas de fogo[1] [Moody e Marvell, 2002; Duggan, 2001], ou mesmo a produção e importação de armas de fogo [Kleck, 1979]. Em muitos outros trabalhos, sequer se utilizou uma medida de prevalência das armas de fogo; quando 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 uma mudança de legislação sobre o tema (o que descrevemos como a contenda do ***Shall Issue Concealed Handgun*).** Contudo, é bastante questionável interpretar uma mudança de lei como uma variação exógena, se essa mudança (dentro da base de dados) ocorreu apenas em alguns estados, potencialmente como consequência da prevalência criminal nessas localidades. Por outro lado, o problema de variáveis omitidas permanece como um problema central a ser atacado dentro das estratégias de identificação utilizadas para captar o efeito da mudança de legislação (*shall issue*.).

A nossa contribuição 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 refere sempre ao caso norte-americano. A análise desenvolvida no presente trabalho utiliza informações de todos os municípios paulistas, entre 2001 e 2007, período em que houve uma redução de 60,1% no número de homicídios nessas localidades, colocando o Estado de São Paulo ao lado de Nova York e Bogotá[2], entre os exemplos internacionais de maior sucesso em termos da diminuição de crimes violentos, num relativo reduzido período de tempo.

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 do 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 do indivíduo circular em vias públicas portando uma arma

---

[1] Refere-se às quatro revistas especializadas em armas, de maior circulação nos EUA: *American Rifleman, American Hunter, American Handgunner e Guns & Ammo.*

[2] Em Nova York a diminuição dos homicídios foi de 81% (1996/2007), ao passo que em Bogotá a queda foi de 71%, entre 1993 e 2003.

[3] Lei 10.826, de 22/12/2003.

[4] LEI Nº 10.826, DE 22/12/2003. Art. 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. Art. 11.

de fogo 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 utilizamos uma *proxy*, reconhecida na literatura internacional como a de melhor qualidade para esse 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, utilizamos uma variável composta pela interação de uma *dummy* ï que indica o período de vigência do ED ï e a medida de prevalência de armas nos municípios antes da implantação do ED, sob a hipótese de que o efeito dessa Lei deveria ser mais forte exatamente nos municípios onde a difusão das armas de fogo era maior antes do advento da mesma.

Com base no método desenvolvido neste trabalho, nós procuramos testar duas hipóteses: i) a disponibilidade de armas faz aumentar os crimes violentos? e ii) a disponibilidade de armas faz diminuir os crimes contra a propriedade? Para tanto, nós utilizamos dados do sistema de Informação de Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde; e da Secretaria Estadual de Segurança Pública do Estado de São Paulo. Os seguintes incidentes foram analisados: homicídios dolosos; mortes por agressões; 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 em São Paulo[7]; 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 na irrelevância do suposto efeito da dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada. Ou seja, ao que tudo indica: ñmenos armas, menos crimeò.

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 em geral. O interesse no tema é proporcional à controvérsia dos resultados obtidos nos vários trabalhos, que em certa medida reflete a limitação dos dados disponíveis e a complexidade do fenômeno que impõe grandes desafios metodológicos aos pesquisadores.

Menos controversos têm sido os resultados que deixam clara a positiva correlação entre armas, suicídios e homicídios, no âmbito internacional. Por exemplo, Lester (1991) encontrou que, com base em informações de 16 nações europeias, 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), com informações 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

[6] LEI Nº 10.826, DE 22/12/2003. Art. 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] Associado à sanção do ED, desde finais dos anos 90 o Governo do Estado de São Paulo vinha operando 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 esse fim, em 2007 havia sido registrado 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.

Mundial de Saúde. Quatro conclusões foram obtidas: 1) 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 da arma de fogo; 2) existe uma correlação positiva entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios por PAF; 3) não existe uma correlação negativa entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios praticadas com o uso de outro meio qualquer; e 4) existe uma correlação positiva entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios totais, praticados por qualquer meio.

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 Dezhbakshsh e Rubin (1999) ou Moody e Marvell (2002). Em termos gerais, duas forças se contrapõem. Por um lado, a difusão de armas na população: 1) aumenta o poder de letalidade do meio utilizado pelos indivíduos para a resolução de conflitos violentos; 2) aumenta o poder de coação do portador de armas, encorajando respostas violentas à solução de conflitos; e 3) 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]. Deste modo, a relação de causalidade entre armas e crimes só pode ser evidenciada empiricamente. Contudo, várias dificuldades metodológicas têm que ser superadas para identificar corretamente o efeito causal.

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 do que o nível nacional, como informações por cidades ou distritos[9]. Todavia, mesmo nos EUA, ou em outros países desenvolvidos, essas informações não estão disponíveis nesse nível de agregação. Daí a necessidade de se obter *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 esse fim, como: venda de revistas especializadas em armas de fogo [Duggan (2001)]; índice de densidade de armas de fogo constituído pela proporção de roubos e suicídios cometidos com o uso da 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 permissão para porte de armas e número de armas roubadas reportadas à polícia [Stolzenberg e DÁlessio (2000)]; proporção de suicídios por PAF [Cook e Ludwig (2002)]; e um índice composto por informações provenientes de uma pesquisa domiciliar (*General Social Survey*), 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. Nesse trabalho, foram analisadas 25 diferentes medidas de prevalência da arma de fogo nas localidades. A avaliação se deu em cinco níveis diferentes de

---

[8] Nos EUA, boa parte da discussão na literatura gira em torno dessa questão e da estimação do volume de armas para uso defensivo pela população (Defensive Gun Uses).

[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, em que a inferência que se procura fazer relacionada ao comportamento individual é baseada em informações estatísticas agregadas, quando se supõe que cada indivíduo possui as características, oportunidades e restrições médias presentes na população e no ambiente local.

[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 co-variáveis. 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 outro lado, se deveria esperar uma forte correlação entre z e q. A questão empiricamente complicada de se avaliar a validade da *proxy* é do pesquisador conseguir justamente alguma amostra da variável q.

agregação, envolvendo: 1) as 45 maiores cidades americanas; 2) uma amostra de 1.078 cidades americanas; 3) dados por estados americanos; 4) amostra de 36 nações; 5) dados de séries temporais para os Estados Unidos, de 1972 a 1999. A avaliação foi baseada no cálculo do coeficiente de Pearson, onde cada localidade teve o seu peso ponderado pela população local. A medida principal (pensada como de maior qualidade pelo autor), de onde foram feitas as comparações, foi o percentual de residências com armas de fogo, obtida com base na pesquisa *General Social Survey*. Segundo Kleck, os resultados indicaram que, com exceção das medidas que envolvem a percentagem de suicídios cometidos com arma de fogo, todas as demais medidas têm validade bastante questionável.

Para além da dificuldade de se obter 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, sendo esses os problemas de simultaneidade, de variáveis omitidas e de erros de medida, que podem viesar e tornar inconsistentes as estatísticas, ou mesmo inverter o sinal correto das mesmas.

2.1 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, posto que o fenômeno é extremamente complexo e envolve, potencialmente, fatores como a estrutura familiar; relações interpessoais (como grupos de amizades, gangues, etc.); a prevalência de fatores criminogênicos (como armas, drogas e álcool); e oportunidades nos mercados legais e ilegais, culminando com a forma de funcionamento do sistema de justiça criminal. Portanto, tendo em vista, por um lado, a grande lista de potencias elementos que estariam causando o crime e, por outro lado, a não observabilidade (estatística) de muitos desses elementos, há, indubitavelmente, o problema de variáveis omitidas que, se não adequadamente tratado, pode levar a estimativas viesadas 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, tanto é possível que a prevalência de armas gere efeitos sobre o crime, como pode também ser resultante 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 do fato dos indivíduos demandarem mais armas como consequência do aumento do crime, ainda que o efeito das armas tivesse sido no sentido de dissuadir os criminosos.

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. Esse 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 nessa 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 confiança na polícia, que é uma variável não observada. Nesse caso, o problema da subnotificação levaria à estimativas viesadas e inconsistentes.

Portanto, para que os coeficientes estimados sejam não viesados e consistentes faz-se necessário lançar mão de uma estratégia de identificação que trate adequadamente os problemas mencionados. As estratégias de identificação do efeito causal de armas sobre o crime passam por utilizar alternativa ou conjuntamente as seguintes abordagens: 1) eliminação de efeitos fixos não observados subjacentes às localidades por meio de transformações nos dados (painel com efeito fixo ou modelo em diferenças); 2) uso de variáveis *proxies* para controlar o efeito de variáveis omitidas que variam no tempo; e 4) uso de variáveis instrumentais.

3. Abordagem Empírica

O nosso objetivo é identificar o efeito das armas sobre vários tipos de crimes. Em primeiro lugar, queremos testar se os dados comportam a hipótese geralmente levantada na literatura em que a difusão das armas de fogo na população faz aumentar os crimes violentos contra a pessoa. 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, se mais armas causam mais ou menos crimes contra o patrimônio, dependerá da valoração relativa do criminoso quanto a essas 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 se dar de forma indireta, a partir da análise empírica do efeito da política de desarmamento ocorrida em São Paulo sobre os vários tipos de crime contra o patrimônio.

3.1 O Caso de São Paulo

O Gráfico 3.1a aponta a queda consistente da taxa de homicídio, de tentativa de homicídio e de latrocínio entre 2002 e a 2005, no estado de São Paulo. É interessante notar que os indicadores selecionados[11] apresentam dois padrões de evolução bastante perceptíveis nos dois anos que precederam à sanção do Estatuto do Desarmamento (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 diminuíram 15,0%, 4,1% e 8,4%, respectivamente, no segundo período esses decréscimos foram de 38,4%, 20,3% e 43,2%, respectivamente. Contudo, os dados revelam que não houve uma queda generalizada para todos os tipos de crimes em São Paulo, no período observado. Por exemplo, conforme o Gráfico 3.1b descreve, houve um aumento na taxa de crimes contra a pessoa e, em particular, da taxa de lesão corporal dolosa[12]. Por outro lado, 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 3.1c.

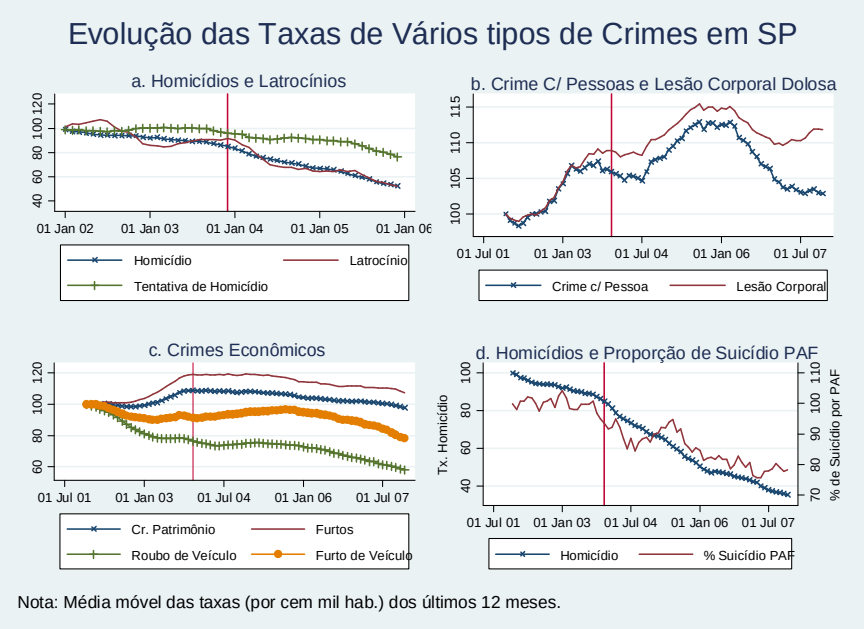
Existem várias explicações (não necessariamente concorrentes) para a diminuição na taxa de crimes violentos em São Paulo, entre 2001 e 2007. Um argumento muito utilizado relaciona-se ao aperfeiçoamento dos mecanismos na gestão da segurança pública no estado. Conforme observado por Ferreira, Lima e Bessa (2008), foram feitas inúmeras inovações na gestão da segurança pública naquele estado, entre as quais: i) a racionalização e compatibilização das áreas de policiamento entre as duas polícias; ii) o aprimoramento da gestão da informação, com a implantação do sistema de informações criminais geo-referenciadas (Infocrim) e de metas quanto a atuação policial; iii) a implantação do policiamento comunitário em várias localidades; iv) o enfoque na melhoria da formação e valoração do policial; v) a ampliação dos meios de controle interno e externo das polícias; vi) a criação de espaços institucionais que ampliam o acesso à justiça para a resolução de conflitos; etc.

No presente artigo, não pretendemos explicar as razões que levaram à queda substancial dos crimes violentos em São Paulo, mas queremos investigar, especificamente, 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.

[11] Todos os indicadores do Gráfico 1 foram apresentados num índice de base fixa.

[12] Excetuando-se os crimes de homicídios e de roubo de veículos, a dinâmica de todos os demais delitos reportados pode em parte ter sido conduzida por mudanças na taxa de subnotificação, ainda que não haja evidências que tal fato tenha ocorrido em São Paulo, entre 2001 e 2007.

Gráfico 3.1



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 Perfuração de Arma de Fogo (PAF)) e o total de suicídios e homicídios, conforme apontado no Gráfico 3.1d. Existe uma relação causal entre essas duas variáveis? E o que dizer da relação entre armas e os crimes economicamente motivados?

3.2 Medida de Armas de Fogo Utilizada

Utilizaremos como medida da prevalência da arma de fogo nos municípios a proporção dos suicídios cometidos por Perfuração de Arma de Fogo (PAF), que é o indicador já apresentado no Gráfico 3.1d. Segundo inúmeras evidências internacionais, essa 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 (ver Kleck (1997), Moody e Marvell (2002), entre outros). De fato, a validade desta *proxy* vem do fato principal de que a proporção de suicídios por PAF guarda estrita relação com o estoque de arma de fogo nas cidades. Por outro lado, 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, tendo em primeiro plano a síndrome bipolar e a um histórico de dependência química e de alcoolismo[13]. 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 constituí um atributo desejável para uma boa *proxy*.

Conforme já assinalado na Seção 2, 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.

3.3 Base de Dados

A base de dados empregada conjuga dados de duas fontes para todos os municípios paulistas. Os dados de crimes reportados à polícia (homicídios dolosos, latrocínios, lesão corporal dolosa, roubo de

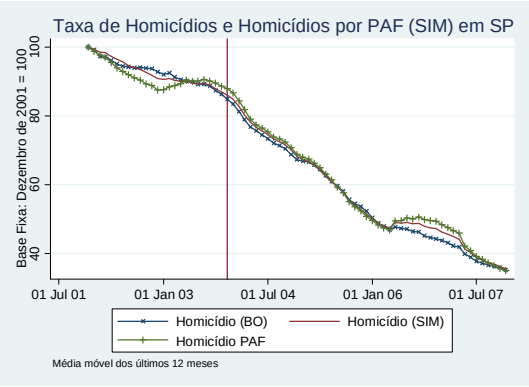
[13] Seria razoável supor que a dependência química e de alcoolismo pudesse condicionar os suicídios, mas também homicídios e outros crimes. Contudo, não há como relacionar o uso de drogas psicoativas (incluindo álcool) à proporção de suicídios por PAF em relação ao total de suicídios. Sendo esta a medida 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.

veículos, crimes associados a drogas ilícitas), bem como as informações de prisões foram obtidas da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo, com base nos registros policiais e administrativos[14]. A partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)[15], do Ministério da Saúde (DATASUS), obtivemos os dados de homicídios, suicídios e suicídios perpetrado por perfuração de arma de fogo (PAF), bem como as projeções populacionais[16].

Os dados do SIM seguem a classificação internacional de doenças, da Organização mundial de saúde, sendo coletados em todo o Brasil desde 1979 pelo sistema público de Saúde. Essa base de dados é considerada de alta qualidade, sendo que as informações relativas a mortes não naturais sofrem um processo de investigação para garantir a exatidão do fato que levou à morte. Dentre os dados de incidentes criminais reportados à polícia, São Paulo é um dos poucos estados brasileiros que possui uma base de dados confiável e de conhecimento público. Contudo, como é comum nesse tipo de informação, há uma grande heterogeneidade nas taxas de notificação por tipo delito. Assim, enquanto nos homicídios e roubo de veículos a subnotificação é residual, em crimes de menor gravidade, como furtos, essas podem chegar a 80%. Mesmo para esses delitos menores, desde que a subnotificação fosse estável ao longo do período analisado, não haveria maiores problemas para as estimativas, a menos do viés de atenuação. Contudo, maior preocupação haveria se a subnotificação, bem como a disponibilidade de armas, variasse com o *enforcement* policial. Dentre os dados utilizados, os únicos delitos em que a subnotificação é potencialmente substancial são os crimes de ñlesão corporal dolosaò e ñcrimes associados a drogas ilegaisò. 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[17]. Segundo os dados do SIM, do Ministério da Saúde, houve também uma diminuição gradativa nas taxas de homicídios, homicídios por PAF e na proporção de suicídios por PAF. É interessante notar ainda a alta correlação entre os homicídios segundo os registros policiais e os homicídios e os homicídios por PAF, segundo os dados do SIM, ainda que as duas fontes diferentes não mensurem exatamente os mesmos objetos[18]. De fato, o Gráfico 3.2, mostra que as três curvas seguem trajetórias idênticas.

Gráfico 3.2



[14] Agradeço ao Túlio Kahn por gentilmente me ceder essa base de dados.

[15] Essa base de dados segue a Classificação Internacional de Doenças (CID-10), da Organização Mundial de Saúde.

[16] Os dados foram obtidos a partir da seguinte classificação: homicídios (CID10, subcategorias: X850 a Y059); homicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) (CID10, subcategorias: X930 a X959); homicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) dentro das residências (CID10, subcategorias: X930, X940 e X950); suicídios (CID10, subcategorias: X700 a X849); suicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) (CID10, subcategorias: X720 a X749); suicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) dentro das residências (CID10, subcategorias: X720, X730 e X740).

[17] Não apresentamos o gráfico da taxa de crimes associados a drogas ilícitas que aumentou 29,5% entre 2001 e 2007.

[18] 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).

As estatísticas descritivas (Tabela 3.2) indicam que ñlesões corporais dolosasò foi o delito mais prevalente nas cidades paulistas, seguido dos crimes envolvendo drogas ilícitas e roubo de veículos. Como seria de se esperar, os homicídios registrados pelo SIM apresentam maior prevalência do 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 ñauto de resistênciaò[19], ñencontro de cadáverò[20], etc. 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.

Tabela 3.2 - Estatísticas Descritivas

Estaísticas Descritivas

Variável	Média	Desvio Padrão		
		Total	*Entre Cidades*	*Intra Cidades*
População	61333	435933.50	436158.20	9770.41
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

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

3.4 Modelo e Estratégia de Identificação

A fim de testar a relação causal entre armas e crimes utilizaremos em nossa 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 (17) abaixo. Na aplicação empírica consideramos 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 inúmeras inovações no sistema de segurança pública de São Paulo, descartamos toda variação puramente ao longo do tempo introduzindo controles *dummies* de ano. Isso evita que capturemos relações espúrias advindas, por exemplo, de não estacionariedades nas séries de homicídio e armas. Por outro lado, é possível que algumas políticas públicas tenham sido implantadas de forma diferenciada segundo o tamanho dos municípios. A fim de captar os possíveis efeitos dessas políticas, introduzimos tendências temporais lineares para grupos de municípios, de acordo com a população residente.

Não obstante os controles temporais e de cidades, introduzidos na equação (17), persistem vários problemas potenciais relacionados às questões de simultaneidade e variáveis omitidas. Nesse caso, a estimativa de ? por OLS seria inconsistente. Para contornar esse problema, procuraremos 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 precisamos de 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 (17). Afortunadamente, o Estatuto do Desarmamento (ED) cumpre exatamente essas duas características, servindo como instrumento para armas na cidade. É de se esperar que o efeito do estatuto seja no sentido de diminuir a disponibilidade de armas.

[19] Auto de resistência é o incidente que ocorre quando um policial em serviço mata um civil.

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

$$(17)\quad \ln(\text{taxa de crime}_{it}) = \beta_0 + \psi \ln(\text{taxa de armas}_{it}) + \beta_1 \ln(\text{taxa de prisões})_{it} + c_i + \lambda_t + \sum_{p=1}^{n-1} \gamma(\lambda^{\text{p}} * \lambda_t) + \varepsilon_{it}$$

onde :

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

λ_t = controle de tempo

λ^{p} = Variável auxiliar que capta o tamanho da cidade. $\text{p} = 1,..., 5$

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

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

$\text{correl}(\varepsilon_{it}; arma_{it}) \neq 0$ e $\text{correl}(\text{c}_{it}; arma_{it}) \neq 0$

Contudo, como o Estatuto do Desarmamento (Lei 10.826, de 22/12/2003) foi sancionado uniformemente em todos os municípios exatamente na mesma data, o uso deste único instrumento não permite que se explore a variação *cross-section* dos dados entre os municípios. Daí lançarmos mão de dois outros instrumentos auxiliares que, quando interados com o ED, possibilitam a análise dessas variações, sendo 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. De fato, é razoável imaginar que a restrição quanto à aquisição e porte de arma seja tanto mais ativa quanto maior for a demanda por arma em determinada cidade. Calculamos a proporção de suicídios por PAF em 2003 (armas2003), como uma medida de prevalência de armas antes da introdução do ED e interamos essa variável com a *dummy* que capta o período de vigência dessa Lei, após 2003. Segundo nossa hipótese, o efeito da interação dessas duas variáveis deveria ser negativo, o que estaria indicando que nas cidades com mais armas, o efeito do ED deveria ser maior no sentido de fazer reduzir o estoque dessas.

Ainda, seguindo a estratégia de Levitt (1997)[21], utilizaremos 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, admitimos que a utilidade do indivíduo em demandar arma de fogo é uma função da percepção do crime em sua cidade. Por outro lado, para cidades com tamanhos diferentes que possuam a mesma taxa de crime, supomos que a percepção de crimes é tanto maior quanto maior a cidade. Isto decorreria do fato do número de crimes absolutos ser maior nas cidades maiores. A fim de captar o efeito de variação do tamanho das cidades, categorizamos 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. Isso 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. Nesse caso, haveria uma correlação entre o tamanho das cidades e o resíduo da equação de crime, inviabilizando o uso dessa variável como instrumento. Uma forma de evitar essa correlação do tamanho das cidades com a equação de crime é manter como controle na equação principal outro tipo de crime que capte essa correlação. Nos presentes exercícios, utilizaremos como controle a taxa de roubo de veículos que passa a ser incluída na equação (17)[22].

---

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

[22] Nas equações de roubo de veículos, o controle utilizado foi a taxa de homicídio.

Ou seja, a nossa estratégia de identificação é baseada em três hipóteses: 1) a prevalência de armas diminuiu após o ED; 2) o efeito do ED foi mais forte nas cidades onde a prevalência de armas era maior antes da sanção da Lei; e 3) a prevalência de armas varia conforme o tamanho das cidades. Das três variáveis utilizadas, enquanto o ED e armas 2003 são constantes em alguma dimensão, a variável ñtamanho de cidadesò apresentou certa variação, sendo que cerca de 5% das cidades mudaram de faixa. Assim, utilizaremos 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 (18):

$$(18)\quad \ln(\text{taxa de armas}_{it}) = \delta_0 + \delta_1(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{\text{i2003}}) + \sum_{\text{p=1}}^{\text{n-1}} \beta_i(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{\text{i2003}} * \lambda^{\text{p}})$$

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

Onde:

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,..., 5;

X = vetor de variáveis exógenas incluídas nas equação (17);

Δ = vetor de coeficientes;

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

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

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

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

Os modelos descritos pelas equações (17) e (18) serão estimados por IV2SLS, com erro-padrão cluster-robusto, onde permitiremos que haja auto-correlação e heterocedasticidade dos resíduos para cada município, mantendo a independência dos resíduos entre os municípios.

3.5 O Primeiro Estágio de armas (proporção de suicídios por PAF)

Na Tabela 3.3 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 essa 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 a tamanho das cidades.

Na primeira coluna não foram considerados os efeitos fixos de municípios nem os efeitos temporais. Nas regressões seguintes incluímos, 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. Observamos 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, dentre essas variáveis de maior interesse, quatro desses 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.

Tabela 3.3

1º Estágio: Armas

Variável Dependente: *ln* (armas)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\lambda_{ED} * \ln(armas_{2003})$	-0.422**	-0.523***	-0.709***	-0.756***	-0.807***
	(0.178)	(0.171)	(0.189)	(0.247)	(0.211)
$\lambda_{ED} * \lambda_{50.000<pop<100000} * \ln(armas_{2003})$	0.332	0.341	0.539*	0.640*	0.630*
	(0.238)	(0.255)	(0.273)	(0.366)	(0.333)
$\lambda_{ED} * \lambda_{100000<pop<200000} * \ln(armas_{2003})$	0.680***	0.400*	0.646***	0.718**	0.716***
	(0.253)	(0.215)	(0.215)	(0.280)	(0.261)
$\lambda_{ED} * \lambda_{200000<pop<300000} * \ln(armas_{2003})$	0.421	0.0960	0.415	0.516	0.916
	(0.669)	(0.644)	(0.649)	(0.700)	(0.784)
$\lambda_{ED} * \lambda_{pop>300.000} * \ln(armas_{2003})$	0.237	0.143	0.618*	0.732*	0.770**
	(0.430)	(0.196)	(0.315)	(0.378)	(0.367)
$\lambda_{50.000<pop<100.000}$	-0.0158	0.000	0.149**	0.0916	1.375
	(0.0664)	(0.000)	-0.067	(0.107)	(1.990)
$\lambda_{100.000<pop<200.000}$	-0.254***	-0.0243	0.167	0.0735	1.444
	(0.0841)	(0.136)	(0.162)	(0.170)	(1.913)
$\lambda_{200.000<pop<300.000}$	-0.391***	0.577***	0.884***	0.809***	3.222
	(0.116)	(0.208)	(0.250)	(0.274)	(2.068)
$\lambda_{pop>300.000}$	-1.595***	0.487**	0.837***	0.723***	2.398
	(0.179)	(0.210)	(0.247)	(0.256)	(1.648)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				-0.0738	-0.0695
				(0.116)	(0.115)
ln (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§	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: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo. Notas: A medida de "armas" utilizada foi a proporção de suicidios por PAF em relação ao total dos suicídios. λ_{ED}*ln($armas_{2003}$) = Estatuto do Desarmamento*média das armas no ano de 2003. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. §: 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 do que 50 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto em parêntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.6 Resultados

Nesta seção vamos analisar o efeito das armas de fogo sobre vários tipos de crimes violentos contra a pessoa e contra o patrimônio. Para cada delito, calculamos a taxa por 100 mil habitantes. Consideraremos como variáveis dependentes: taxa de homicídio doloso segundo os registros policiais; taxa de homicídio segundo o Ministério da Saúde (SIM/MS); taxa de homicídio por PAF (SIM/MS); taxa de homicídio por PAF dentro das residências (SIM/MS); lesão corporal dolosa (registros policiais); taxa de roubo de veículos (registros policiais); taxa de latrocínio (registros policiais); e taxa de crimes associados a drogas (registros policiais).

A Tabela 3.4 descreve os resultados associados às taxa de homicídio doloso, segundo constam nos registros policiais. Note, em primeiro lugar, que o coeficiente de ñarmasò 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 consideramos, 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 IV2SLS, onde o conjunto dos instrumentos excluídos, conforme vimos anteriormente, conta com o efeito do ED interado com a média da prevalência de armas em 2003. Nesse conjunto foi ainda considerado o efeito da interação do ED, como o tamanho das cidades e com 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. De fato, quando introduzidos controles de tempo (coluna 6); e a taxa de aprisionamento defasada um período, junto com a taxa de roubo de veículo[23] (coluna 7), a elasticidade das armas passa para 1,09. Uma possível crítica aos resultados dessas duas últimas regressões poderia se referir à possibilidade de haver ainda algum efeito não observado que variou ao longo do tempo precisamente nas maiores cidades. Para levar em conta essa possibilidade, na coluna 8, introduzimos uma tendência temporal linear por tamanho de cidade. Nessa regressão, a elasticidade das armas aumenta para 2,98. Por fim, devemos observar, nessas quatro regressões, que a hipótese nula do teste de ñHansen J statisticò não pode ser rejeitada, o que implica dizer que não há evidência dos 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 3.4

Homicídios (segundo os registros policiais)

Variável Dependente: *ln* (taxa de homicídio por 100 mil habitantes)	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	-0.124*	0.123***	-0.008	-0.014	10.092***	1.093***	1.091***	2.987**
	(0.071)	(0.024)	(0.014)	(0.013)	(1.795)	(0.201)	(0.177)	(1.210)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				-0.043			0.028	0.183
				(0.084)			(0.171)	(0.347)
ln (taxa de roubo de veículos)				0.073			0.008	-0.250
				(0.075)			(0.103)	(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§	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

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[24]. Por outro lado, é interessante avaliar o homicídio não apenas sob o enfoque se foi constatado dolo ou não[25], mas sob o enfoque das agressões de terceiros que geram vítimas letais, se essas agressões envolveram o uso de arma de fogo; e se o incidente foi cometido dentro das residências. Por esses motivos, alternativamente aos dados dos

[23] Que procura controlar por eventuais correlações entre o instrumento ï tamanho das cidades ï e o erro da equação principal.

[24] Por exemplo, quando um corpo é encontrado numa via pública com sinais de violência, muitas vezes ele é classificado como ñmorte suspeitaò, ou ñencontro de cadáverò. Note que a diferença persistirá, ainda que futuramente se apure trata-se de um caso de homicídio, tendo em vista que a série estatística dos registros policiais não costuma sofrer revisões.

[25] 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 categorizadas como homicídios nos registros policiais, mas ñautos de resistênciaò.

registros policiais, utilizamos os dados de homicídios provenientes do SIM/MS[26], cujos resultados estão descritos na Tabela 3.5. Do ponto de vista qualitativo, os resultados replicam aqueles descritos na Tabela 3.4, o que corrobora para a evidência que mais armas geram mais homicídios. De fato, nessa tabela, também obtivemos coeficientes significativos, onde os instrumentos também não são rejeitados como válidos. A diferença entre os resultados das tabelas 3.4 e 3.5 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 3.5

Variável Dependente: *ln* (taxa de homicídio por 100 mil habitantes)

	OLS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	-0.100	0.111***	-0.013	-0.019	8.741***	0.699***	0.644***	3.399***
	(0.062)	(0.023)	(0.013)	(0.013)	(2.218)	(0.261)	(0.242)	(1.282)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				-0.042			-0.011	0.182
				(0.055)			(0.107)	(0.369)
ln (taxa de roubo de veículos)				0.085			0.071	-0.271
				(0.053)			(0.054)	(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[§]	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Se o desarmamento foi importante para fazer diminuírem os homicídios em São Paulo, deveríamos observar resultados qualitativamente idênticos ao fazer as mesmas regressões para homicídios causados por PAF, que estão apontados na Tabela 3.6. Com efeito, verificamos que as mesmas observações já feitas para as duas tabelas anteriores se repetem.

Tabela 3.6

Homicídios por PAF (segundo o Ministério da Saúde)

Variável Dependente: *ln* (taxa de homicídio por PAF, por 100 mil habitantes)

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	-0.090	0.084***	-0.027**	-0.034***	10.087***	0.931*	0.888**	3.162**
	(0.063)	(0.024)	(0.013)	(0.013)	(1.315)	(0.495)	(0.412)	(1.431)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				-0.128			-0.065	0.132
				(0.093)			(0.172)	(0.380)
ln (taxa de roubo de veículos)				0.126**			0.088	-0.215
				(0.062)			(0.077)	(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[§]	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

[26] Segundo a CID, os acidentes (de trânsito ou não), são categorizados de forma diferente das agressões.

Lesão corporal dolosa[27] 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, nesse 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 3.7, apresentamos os resultados relativos a esse delito. É interessante notar que os sinais dos coeficientes aí listados são exatamente o contrário aos das regressões anteriores. De fato, 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 nessa tabela se pode observar a significância estatística dos coeficientes associados às armas de fogo nas regressões de (5) a (7).

Tabela 3.7

Lesão Corporal Dolosa (segundo os registros policiais)

Variável Dependente: *ln* (lesão corporal dolosa por 100 mil habitantes)

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	0.106***	-0.014	0.011	0.011	-1.900***	-0.270***	-0.213*	-0.782
	(0.034)	(0.010)	(0.014)	(0.013)	(0.533)	(0.096)	(0.112)	(0.547)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				-0.058			-0.074	-0.115
				(0.098)			(0.078)	(0.094)
ln (taxa de roubo de veículos)				0.017			0.033	0.095
				(0.038)			(0.035)	(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[§]	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Analisando a relação entre armas e os crimes violentos contra a pessoa, com base no nos resultados descritos nas tabelas 3.4 a 3.6, concluímos que menos armas geram menos homicídios (sejam ou não por dolo e com o uso da arma de fogo), onde verificamos que a elasticidade entre essas duas variáveis se inseria num domínio entre 0,6 e 3,4. Por outro lado, quanto às lesões corporais dolosas, o inverso parece ocorrer.

E 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. Nesse caso, supondo ser o 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 ñdissuasão pela vítima armadaò, seria esperado que o desarmamento da população fizesse aumentar esse tipo de crime.

Para investigar a validade empírica do efeito ñdissuasão pela vítima armadaò, analisamos, em primeiro lugar, os incidentes envolvendo latrocínio[28], que é 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.

[27]Lesão Corporal dolosa é tipificado 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.

[28] Latrocínio é o roubo seguido de morte, caracterizado no art. 157, parágrafo 3º do Código Penal.

Os resultados expressos na Tabela 3.8 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 nessa tabela sugerem não haver evidência acerca de um virtual ñefeito dissuasão pela população armadaò.

Tabela 3.8

Latrocínio (segundo os registros policiais)

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

	OLS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	0.354**	0.077***	-0.109**	-0.118**	21.986***	-3.317	-1.936	-0.608
	(0.138)	(0.012)	(0.041)	(0.046)	(5.954)	(5.186)	(3.675)	(0.567)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				0.338			0.477	0.380
				(0.211)			(0.452)	(0.233)
ln (taxa de roubo de veículos)				0.184			0.962	0.332
				(0.212)			(1.121)	(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§	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Na classe dos crimes contra o patrimônio, analisamos 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. Nesse contexto, caso o efeito dissuasão pela vítima armada fosse relevante, a política de desarmamento deveria levar ao aumento desse tipo de delito (*coeteris paribus*). Com efeito, os resultados listados na Tabela 3.9 indicam ou não haver relação estatisticamente significante entre armas e roubo de veículos, ou haver 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 3.9

Roubo de Veículo (segundo os registros policiais)

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

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	-0.459***	0.063***	0.020**	0.018*	2.358***	0.250	0.204	1.147**
	(0.155)	(0.013)	(0.010)	(0.010)	(0.531)	(0.361)	(0.352)	(0.512)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				-0.030			-0.027	0.062
				(0.053)			(0.056)	(0.121)
ln (taxa de homicídio)				0.038			0.076	0.087
				(0.038)			(0.047)	(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§	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

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, fizemos regressões também para os crimes envolvendo drogas ilícitas, que se relacionam aos incidentes envolvendo uso, apreensões e tráfico de drogas, cujos resultados foram expressos na Tabela 3.10, abaixo. De fato, conforme se pode observar nessa tabela, o coeficiente das armas é insignificante estatisticamente.

Tabela 3.10

Crimes Envolvendo Drogas Ilícitas (segundo os registros policiais)

Variável Dependente: *ln* (crimes envolvendo drogas por 100 mil habitantes)

	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (armas)	0.197***	-0.004	0.013	0.013	-1.116**	0.116	0.110	-0.494
	(0.072)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.450)	(0.394)	(0.369)	(0.750)
ln (taxa de prisoes $_{t-1}$)				0.080			0.091	0.042
				(0.069)			(0.066)	(0.088)
ln (taxa de roubo de veículos)				0.040			0.024	0.090
				(0.085)			(0.071)	(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§	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: Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo e SIM/Datasus. Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parêntesis. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. §: 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). Os intrumentos excluídos foram: λ_{ED}*ln(armas2003); tamanho de cidade(p)*λ_{ED}*ln(armas2003); e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

4. Conclusões

Menos armas, menos crimes? Nas duas últimas décadas, vários estudiosos de diversas áreas do conhecimento se debruçaram sobre essa questão. Não obstante a escassez de dados sobre a prevalência de armas e as dificuldades metodológicas subjacentes, a resposta parece ser positiva.

Nesse artigo, inicialmente, discutimos os potenciais problemas de endogeneidade e a dificuldade de se encontrar boas *proxies* para ñarmas de fogoò, existente na literatura. Uma oportunidade de avaliar o efeito causal das armas sobre crimes ocorreu no Brasil, por conta da introdução do Estatuto do Desarmamento, que fez aumentar substantivamente o custo de obtenção e de circulação com a arma de fogo, o que serviu como uma fonte de variação exógena para identificar corretamente o efeito. Em particular, analisamos 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 em 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, essa diminuição ocorreu de forma mais acentuada exatamente após a entrada em vigor do ED.

A fim de estimar o efeito causal de armas sobre crimes formulamos um modelo empírico, onde utilizamos 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, exploramos a variação temporal e *cross-section* dos dados. Para tanto, estimamos um modelo com base no método IV2SLS, onde utilizamos 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. Por outro lado, essa variável foi ainda interada com o tamanho das cidades. Analisamos o impacto das armas sobre vários tipos de crime 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 esteja 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 utilizamos, alternativamente, os microdados provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade, do Ministério da Saúde, 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 ñmenos armas, menos homicídiosò.

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

Em relação aos crimes contra o patrimônio (em particular, analisamos 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 sugerindo ser o efeito ñdissuasão ao crime pela vítima potencialmente armadaò irrelevante.

Com isso, nossos resultados sugerem, ainda que de forma indireta, que ao contrário do que é defendido por Lott e Mustard (1997) e Kleck (1997), pelo menos em São Paulo, o criminoso profissional não se abstém de cometer crimes pelo fato da 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

Barteley, W. A. e M. A. Cohen (1998). The Effect of Concealed Weapons Laws: Na Extreme Bound Analyis. Economic Inquiry 36, nº 2.

Bjerregaard, B. e Lizotte, A. (1995). Gun Ownership and Gang Membership. The Journal of Criminal Law & Criminology. Vol. 86, no 1.

Bronars, S. G. e Lott Jr., J. R. (1998). Criminal Deterrence, Geographic Spillovers, and the Right to Carry Concealed Handguns. American Economic Review (Papers and Proceedings). May 1998.

Cook, P. J. e Ludwig, J. (1998). Defensive Gun Uses: New Evidence from a National Survey. Journal of Quantitative Criminology. Vol 14. No 2.

Cook, P. e Ludwig, J. (2002). The Effects of Gun Prevalence on Burglary: Deterence Vs Inducement. NBER. Working Paper 8926.

Cook, P. J., Molliconi, S. e Cole T. B. (1995). Regulating Gun Markets. The Journal of Criminal Law & Criminology. Vol. 86, no 1.

Cummings, P., Koepsell, T. D., Grossman, D. C., Savarino, J. e Thompson, R. S. (1997). The Association Between The Purchase of a Hangun and Homicide or Suicide. American Journal of Public Health. June 1997, Bol. 87, No. 6.

Dezhbakhsh, H. e Rubin, P. (1998). Lives Saved or Lives Lost? The Effects of Concealed-Handgun Laws on Crime. American Economic Review (Papers and Proceedings). May 1998.

Dezhbakhsh, H. e Rubin, P. (1999). The Effect of Concealed Handgun Laws on Crime: Beyond the Dummy Variables. Mimeo.

Duggan, M. (2001). More Guns, More Crime. Journal of Political Economy, vol. 109, no 5.

Glaeser, Edward e Glendon Spencer (1998). Who Owns Guns? Criminals, Victims, and the Culture of Violence. American Economic Review, Vol. 88, N 2.

Kellermann, A. L. *et alli* (1993). Gun Ownership as a Risk Factor for Homicide in the Home. The New england Journal of Medicine. Vol. 329(15), PP 1084-1091.

Killias, M. (1993). International Correlations Between Gun Ownership and Rates of Homicide and Suicide. Canadian Medical Association Journal. Mai 1993; 148 (10).

Kleck, G. (1979). Capital Punishment, Gun Ownership, and Homicide. The American Journal of Sociology. Vol. 84, No 4 (Jan., 1979) pp. 882-910.

Kleck, G. (2004). Measures of Gun Ownership Levels for Macro_Level Crime and Violence Research. Journal of Research in Crime and Delinquency, Vol. 41. No. 1, February 2004 3-36

Lester, D. (1991). Crime as oportunitiey: a test of the Hyphotesis With European Homicide Rates. Bristh Journal of criminology. 31: 186-188.

Lott Jr., J.,R. e Mustard, Davis B. (1997). Crime, Deterrence, and Right-To-Carry Concealed Handguns. Journal of Legal Studies, vol. XXVI, January 1997.

Ludwig, J. (1998). Concealed-Gun-Carrying Laws and Violent Crime: Evidence from State Panel Data. International Review of Law and Economics 18:239-254.

McDowall, David (1991). Firearm Availability and Homicide Rates in Detroit, 1951-1986. Social Forces, June 1991, 69(4): 1085-1101

McDowall, D., Loftin, C e Wiersema, B. (1995). Easing Concealed Firearms Laws: Effects on Homicide in Three States. The Journal of Criminal Law & Criminology. Vol.86, no 1.

Moody, C. E. e Marvell, T. B. (2002). Guns and Crime. Southern Economic Journal, 71(4), 720-736.

Newton, G. D. & Zimring, F. (1969). Firearms and Violence in American Life. a Staff Report to the National Commission on the Causes and Prevention of Violence.Washington, DC: Government Printing Office.

Potash, J. B. et al (2000). Attempted Suicide and Alcoholism in Bipolar Disorder: Clinical and Familial Relationships. The American Journal of Psychiatry. Vol. 157:2048-2050, December 2000.

Sherman, L. W., Shaw, J. W. e Rogan, D. P. (1995). The Kansas City Gun Experiment. National Institute of Justice ï Research in Brief, January 1995.

Sloan, J. H., Kellermann, A. L., Reay D. T. et al (1988). Handgun Regulations, Crime, Assaults, and Homicide. A Tale of Two Cities. New England Journal of Medical. 319: 1256-1262.

Stolzenberg, L.e D´Alessio, S. J. (2000). Gun Availability and Violent Crime: New Evidence from the National Incident-Based Reporting System. Social Forces, June 2000, 78(4):1461-1482.

Wooldridge, J. M. (2002). Econometric Analisys of Cross Section and Panel Data. M.I.T.