

CAPÍTULO II - MENOS ARMAS MENOS CRIMES

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, em primeiro lugar, fizemos uma ampla análise da literatura entre armas e crimes. Formulamos ainda um modelo teórico de demanda por armas para entender os canais que relacionam esses dois elementos. Por fim, 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 informações do Estatuto do Desarmamento (ED) – uma Lei nacional sancionada em dezembro de 2003 – 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 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.

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 recrudescceu. Inúmeros trabalhos acadêmicos têm sido escritos desde então sobre o tema.

Vários autores procuram evidenciar a relação causal “mais armas mais crimes”, 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. Geralmente os argumentos utilizados nesses artigos são que: i) o indivíduo que possui uma arma de fogo fica encorajado a dar respostas violentas para 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 do perpetrador cometer crimes; além de iv) aumentar a facilidade e o acesso e, conseqüentemente, diminuir o custo da arma pelo criminoso no mercado ilegal.

Por outro lado, a conclusão de vários trabalhos é de que “mais armas, menos crime”, 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

vendas especializadas em armas de fogo⁵³ [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 645 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 Bogotá⁵⁴, 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 nacional⁵⁵, o Estatuto do Desarmamento (ED) que: i) restringiu substancialmente a possibilidade do cidadão ter acesso a arma de fogo⁵⁶, ii) aumentou o custo de aquisição e registro da arma fogo⁵⁷; e iii)

⁵³ Refere-se às quatro revistas especializadas em armas, de maior circulação nos EUA: *American Rifleman*, *American Hunter*, *American Handgunner* e *Guns & Ammo*.

⁵⁴ 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.

⁵⁵ Lei 10.826, de 22/12/2003.

⁵⁶ 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

aumentou substantivamente o custo esperado do indivíduo circular em vias públicas portando uma arma de fogo em situação irregular⁵⁸. 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* – 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 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 Paulo⁵⁹; e

psicológica para o manuseio de arma de fogo, atestadas na forma disposta no regulamento desta Lei.

⁵⁷ Ver LEI Nº 10.826, DE 22/12/2003. Art. 11.

⁵⁸ 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.

⁵⁹ Associado à implementação 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 idéia 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)

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: “menos armas, menos crime”.

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.

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.

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) encontrou que, com base em informações de 16 nações européias, 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 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.

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 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 dissuasão⁶⁰. 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.

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 do que o nível

nacional, como informações por cidades ou distritos⁶¹. 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*⁶² 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 D'Álessio (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 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

⁶⁰ 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).

⁶¹ 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.

⁶² 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.

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.

2.2.2

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, posto que o fenômeno é extremamente complexo e envolve, potencialmente, fatores como a estrutura familiar; relações interpessoais (como grupos de amigos, 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 potenciais 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.

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 que se lançar mão de algum método que venha a contornar esse 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 sub-notificação 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 sub-notificação é residual. Em outros crimes como furtos, lesões dolosas, etc., a taxa de sub-notificação pode chegar a 80%, conforme indicam as várias pesquisas de vitimização aplicadas no Brasil. Ainda assim, havendo regularidade nessa taxa de sub-notificação, não haveria também maiores problemas. Ocorre que a sub-notificação, 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 sub-notificação levaria à estimativas viesadas e inconsistentes. Portanto, os problemas de variáveis omitidas e de simultaneidade têm grande importância dentro da formulação de uma modelagem para se estimar o efeito causal das armas sobre o crime. Para que os coeficientes estimados sejam não viesados e consistentes faz-se necessário lançar mão de uma estratégia de identificação que trate adequadamente esses dois problemas. A princípio, uma estratégia de identificação extremamente crível passaria pela formulação de um experimento natural onde, para duas sub-populações com características idênticas, se fizesse uma variação exógena da política que se quer avaliar, em apenas uma dessas sub-populações. 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 teria 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: 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.

Dentro da estratégia de identificação, o uso de uma ou de várias abordagens dependerá em parte da natureza da base de dados: se 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, passaremos 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, mais 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 discutimos anteriormente – e do volume de armas em poder das famílias americanas para uso defensivo (*defensive gun use*). Em segundo lugar, as estratégias de identificação do efeito causal adotadas na grande maioria dos trabalhos são bastante frágeis e muitas vezes se baseiam ou na análise dos coeficientes de *dummies* associadas à mudança da lei nos estados americanos quanto ao porte de armas (*Shall Issues Concealed Handgun Law*), 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 ambigüidade nos resultados empíricos encontrados. Ainda que a maioria dos trabalhos aponte evidências no sentido de uma causalidade positiva entre armas e crime há, por outro lado, vários autores que defendem o contrário, ou mesmo que não haja 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. Dentre esses, **Kellermann et alli (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, independente de outros fatores. Nessa mesma linha de investigação, **Cummings et al (1997)** analisaram os incidentes envolvendo suicídio e homicídios, com base em modelos geo-referenciados, em que se considerou as informações de registros de armas de fogo (curtas), desde 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 sofrer suicídio ou homicídio duas vezes maior do que aquelas famílias que não possuem armas, e que esse risco persiste por mais do que cinco anos após a aquisição da arma de fogo.

Um dos trabalhos pioneiros em que se empregaram dados agregados e variáveis instrumentais para identificar o efeito causal de armas sobre homicídios foi devido a **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 da 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 os 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 80, 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. De fato, 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 outro lado, 31 estados americanos, seguindo o exemplo da Flórida, aprovaram, a partir de 1987⁶³, uma mudança na legislação de modo a permitir que os cidadãos tenham licença para circular portando armas de fogo (*shall issue concealed handgun*). Essa alteração na Lei basicamente mudava a natureza do processo para a emissão de licença para o porte de arma, que antes dependia de uma autorização discricionária do órgão competente no estado que, via de regra, restringia a licença (*may issue*), para um protocolo não discricionário, em que a autoridade deveria necessariamente conceder a licença (*shall issue*). Desse modo, a introdução do *shall issue concealed handgun*, potencialmente, 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 et alli (1995) inauguraram a contenda do *shall issue*. Eles avaliaram os efeitos da mudança na *Concealed Firearms Laws* (onde a regra passou 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 NCHS (*National Center for Health Statistics*), os autores elaboraram modelos de simulação com base em análises de séries temporais do tipo ARIMA, quando concluíram que: 1) a mudança para a *shall issue* não levou à diminuição dos homicídios, ao menos nas grandes áreas urbanas; e 2) essa mudança fez aumentar o número assassinatos por PAF. Lott e Mustard (1997) criticaram o trabalho de McDowall et alli (1995) pelo fato desses autores terem utilizados dados de poucas cidades (quando existiam dados disponíveis para muitas outras cidades); por não terem escolhido um mesmo período temporal para análise; e por não terem utilizado um mesmo método para a escolha das cidades. Por outro lado, McDowall et alli (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.

⁶³ Até 1986, nove estados americanos permitiam o porte de armas de fogo em vias públicas.

Lott e Mustard (1997), também investigaram o efeito do *Concealed Handguns Law (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 et alli (1995), Lott e Mustard utilizaram uma base de dados bem mais ampla, contendo dados longitudinais por estados e *counties* dos EUA, de 1977 a 1992. Por outro lado, houve uma preocupação dos autores em contornar os problemas de endogeneidade com o uso de variáveis instrumentais. Nesse trabalho a variável de interesse (a *dummy* para as localidades onde a *shall issue* foi sancionada) foi regredida num primeiro estágio contra: o percentual da população que é membro da *National Rifle Association*; o percentual da população do estado que votou no partido republicano; e o percentual da população negra e da população branca. Segundo os autores, a regulação da *shall issue* fez com que os crimes violentos diminuíssem, sem que mortes acidentais por armas de fogo tenham aumentado. Por outro lado, eles encontram evidências de que os criminosos tenderiam a substituir determinados crimes contra a propriedade, onde a probabilidade de contato com a vítima é maior, por outros delitos onde a chance de contato é baixa. Vários autores mostraram que o trabalho de Lott e Mustard possui inúmeras limitações, cabendo destaque às críticas Duggan (2001) e Dezhbakhsh e Rubin (1998, 1999). Segundo Duggan (2001), os resultados encontrados por Lott e Mustard (1997) foram viesados por consequência de problemas de quatro naturezas: i) pela especificação equivocada do erro-padrão entre os *counties* pertencentes a um mesmo estado em determinado ano, que deveriam ser correlacionados, mas não foram tratados dessa forma⁶⁴; ii) pela necessidade da *dummy* que capta o efeito da lei ser igual em todos os *counties* de um determinado estado, o que não foi feito⁶⁵; iii) pelo uso de variáveis de controle medidas com grande imprecisão e mecanicamente associada à variável dependente⁶⁶; e iv) por um problema de seleção de amostra, já que uma substancial parcela de observações de *counties* em cada ano são “*missing*”. Já Dezhbakhsh e Rubin (1998, 1999) criticaram o trabalho de Lott e Mustard (1997)

⁶⁴ Segundo Duggan (2001, pp 1109): “In essence, Lott and Mustard are assuming that are 700 independent ‘natural experiments’ when in fact there are only 10”.

⁶⁵ A única exceção seria a Philadelphia, que foi isenta da legislação de *concealed firearms* da Pennsylvania.

⁶⁶ Por exemplo, o número de crimes entra no numerador da variável dependente, mas no denominador da taxa de prisões.

pelo fato dos mesmos restringirem os coeficientes comportamentais da equação estimada, de modo que esses fossem iguais para as localidades onde a lei foi ou não introduzida.

Duggan (2001), ao invés de se limitar à análise dos coeficientes das *dummies*, utilizou como *proxy* para a prevalência de armas de fogo nos *counties* 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 UCR e 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 principais limitações. Em primeiro lugar, o tratamento dinâmico elaborado por esse 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 causar crimes, do que o contrário. Por outro lado, o problema de variáveis omitidas que variam no tempo e que são correlacionadas com a variável de interesse também não foram tratadas adequadamente. Dentre essas, não houve sequer qualquer tratamento de controle quanto ao efeito do *enforcement* provocado pela segurança. Por outro lado 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, já que se correlaciona com a venda de revistas, mas não com o erro da equação principal.

Dezhbakhsh e Rubin (1998, 1999) partiram de uma formulação teórica, onde o indivíduo escolhe a alocação de tempo entre as atividades legais e ilegais. Nessa 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, em termos se a lei gera aumento ou diminuição do crime. Essa estrutura teórica, que deixa claro que os indivíduos respondem comportamentalmente à Lei, foi utilizada para criticar o trabalho de Lott e Mustard (1997), onde 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 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 contra-factual, os autores utilizaram os parâmetros estimados com base nas regiões onde a lei foi implementada, com 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 ambigüidade nos demais crimes. Contudo, a metodologia desenvolvida por Dezhbakhsh e Rubin pressupõe, implicitamente, que a sanção da lei tenha sido um evento aleatório. Porém, pode haver características não observáveis que tenham determinado o fato de alguns *counties* terem 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 *shall issue*. Utilizando dados de homicídios por estado, provenientes do *U.S. Department of Health and Human Services* e ainda informações da estrutura demográfica, de 1977 a 1994, o autor explorou o fato que a mudança na legislação só deveria afetar os indivíduos maiores de 18 anos, elegíveis para a compra de armas. Com base nesse 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 a após a implantação da *shall issue*, tomando a diferença da diferença e, por fim, fez a diferença desses 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 que se a implantação da lei teve algum resultado, esse foi no sentido de aumentar a taxa de homicídio adulto. O modelo formulado parece se sustentar 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) a não alteração na demanda e no porte de armas por jovens. Contudo, a plausibilidade dessas hipóteses é bastante discutível. Como o autor mesmo lembra, no período

analisado há significativas alterações nas atividades das gangues e do consumo de *crack*. É razoável imaginar que essas 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 defender. Por outro lado, não é claro que a segunda hipótese seja verdadeira em face dos fatos observados 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 o fato de que, potencialmente, significativa parcela de jovens, assim como de adultos, porte armas de fogo nos EUA a despeito de não possuir a 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 os roubos e invasões a domicílios, que era uma importante lacuna na literatura tendo em vista que, segundo os defensores da tese 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 *NCVS*) para obter as informações de roubos e arrombamentos a domicílios (*burglaries*) 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 a elasticidade das armas em relação aos *burglaries* como variando no intervalo entre 0,3 e 0,7. Com isso, Cook e Ludwig concluíram que manter armas em casa, ao contrário de gerar externalidades, por meio do potencial efeito dissuasão, aumenta a chance de roubo e invasões a 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 *county* não apenas o número de crimes violentos, mas aqueles (mesmo os não letais) que foram praticados com o uso de arma de fogo e por jovens. Como medida de armas de fogo ilegais foi utilizada o número de

armas roubadas (reportadas à polícia) e como medida de armas legais o número de armas registradas (“*Concealed weapon permits*”, CWP). 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 crime com armas; a taxa de crime com armas de fogo praticados por jovens; e a taxa de crime com faca. Como variáveis explicativas foram utilizadas as medidas de armas legais e ilegais, variáveis socioeconômicas e demográficas, bem como taxas de prisões. Dentre as conclusões obtidas, 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 questões até então não investigadas empiricamente, o problema da simultaneidade e da presença de variáveis omitidas que variam no tempo, não tratados no artigo, potencialmente, podem estar conduzindo o resultado.

A conclusão geral da literatura envolvendo armas e crimes sugere a favor de uma relação positiva entre estas duas variáveis, conforme apontado na Tabela 2.1, abaixo. 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.

Tabela 2.1 – Armas e Crimes Segundo Vários Autores

Artigo	Localidade	Período	Método	Resultados em Relação às Armas
Lester (1991)	16 nações européias	1989	Correlação	Alta correlação com homicídios por PAF
Killias (1993)	14 países desenvolvidos	1989	Correlação	Alta correlação com e homicídios e com suicídios com e sem o uso da arma
Sloan et al (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, G. (1979)	EUA (dados agregados)	1947 a 1973	2SLS	Elasticidade relação ao homicídio = 0,4
Cummings et al (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 (“extreme bound analysis”)	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 ambigüidade nos demais crimes

SI = "Shall Issue". Mudança de Lei que flexibilizou o porte de armas nos EUA

3

Modelo Teórico

A modelagem teórica que formularemos aqui procura explorar a idéia que os indivíduos tomam basicamente duas decisões, em relação a participar do mercado criminal e em relação a adquirir uma arma. Deste modo, supomos que em cada uma das J cidades, residem I indivíduos que, após tomadas as suas decisões, podem se encontrar em 4 situações distintas (mercados), conforme sugerido na Figura 3.1, abaixo. 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).

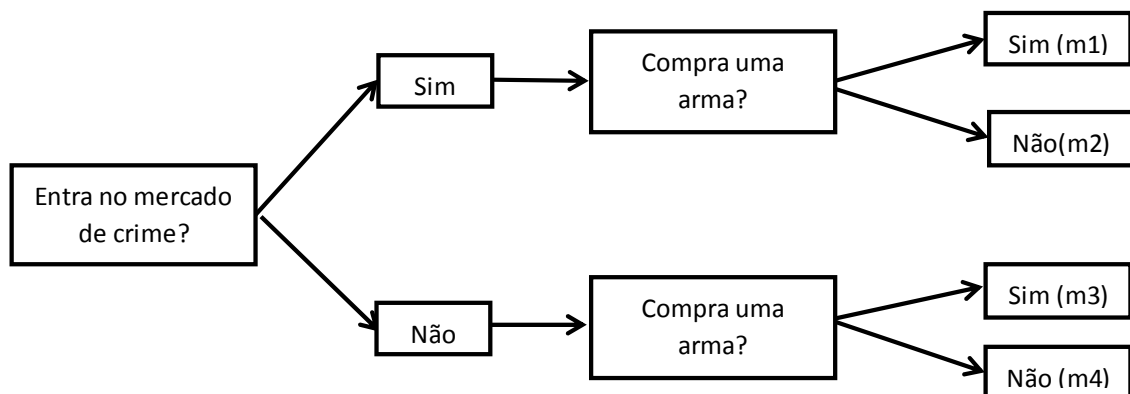


Figura 3.1

3.1

Utilidade dos indivíduos

A utilidade do indivíduo é descrita por:

$$(1) \quad u_{ijm} = R_{ijm}$$

Onde,

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

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} = sobre – preço da arma no mercado ilegal

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

d_j = equivalente monetário da vítima possuir uma arma

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

$$(3) \quad W_{ij} = \phi_j + v_{ijm}$$

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

O valor monetário esperado das perdas com a punição – conforme descrito na equação (4) – é uma função de três componentes: i) do custo esperado com o aprisionamento (que depende do custo de oportunidade por ser preso (ψ_m) e da esperança de ser preso, que estamos supondo ser uma função direta da taxa de aprisionamento na cidade); ii) do custo associado ao *enforcement* privado (que depende do custo esperado associado a uma resposta armada pela vítima (Γ_m) e da probabilidade dessa resposta ocorrer, que estamos supondo ser uma função direta da prevalência de armas na cidade); e iii) de um termo não observável que depende das especificidades associadas à interação mercado-cidade (μ_{jm}).

$$(4) \quad \gamma_{jm} = \psi_m \cdot prisao_j + \Gamma_m \cdot arma_j + \mu_{jm}$$

O sobre-preço 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 nessa cidade, que é um componente não observável, conforme apontado abaixo.

$$(5) \quad c_{ij} = -\eta \cdot arma_j + e_{ij}$$

Com as especificações descritas pelas equações de (1) a (5), a utilidade de um indivíduo i em uma cidade j , para cada uma das quatro opções é descrita por:

$$(6) \quad u_{ij1} = \phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot prisao_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j - c + \underbrace{\mu_{j1} - e_{ij}}_{\xi_{ij1}}$$

$$(7) \quad u_{ij2} = \phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot prisao_j - \Gamma_2 \cdot arma_j + \underbrace{\mu_{j2}}_{\xi_{ij2}}$$

$$(8) \quad u_{ij3} = \phi_j + d_j - c + \underbrace{v_{ij3}}_{\xi_{ij3}}$$

$$(8) \quad u_{ij4} = \phi_j + \underbrace{v_{ij4}}_{\xi_{ij3}}$$

Note que não há, a priori, motivos para acreditar que os componentes não observados dentro de cada equação sejam correlacionados, motivo pelo qual agregaremos todos esses não observáveis no termo de erro ξ_{ijm} .

3.2

Probabilidade associadas às escolhas

Com base nas equações de (6) a (9) podemos calcular a probabilidade de um indivíduo escolher cada uma das quatro opções, que chamaremos de mercado criminal com armas, mercado criminal sem armas, vítima potencial armada e vítima potencial desarmada.

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

Ou seja,

$$\begin{aligned} \text{Prob}(m = 1) &= \text{Prob}(\bar{\xi}_{12} > V_{12}; \bar{\xi}_{12} > V_{13}; \bar{\xi}_{12} > V_{14}) \\ (10) \quad \text{Prob}(m = 1) &= \int_{V_{14}}^{\infty} \int_{V_{13}}^{\infty} \int_{V_{12}}^{\infty} f(\bar{\xi}_{12}; \bar{\xi}_{13}; \bar{\xi}_{14}) d\bar{\xi}_{12} \bar{\xi}_{13} \bar{\xi}_{14} \end{aligned}$$

Suporemos que a distribuição dos erros $\bar{\xi}_{ij}$ seja *extreme value type I* e que os mesmos sejam i.i.d. Nesse caso, a equação (10) pode ser expressa por:

$$(11) \quad \text{Prob}(m = 1) = \frac{\exp(\phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot \text{prisao}_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot \text{arma}_j - c)}{A}$$

Onde:

$$\begin{aligned} A &= 1 + \exp(\phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot \text{prisao}_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot \text{arma}_j - c) + \\ &\quad \exp(\phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot \text{prisao}_j - \Gamma_2 \cdot \text{arma}_j) + \exp(\phi_j + d_j - c) + \exp(\phi_j) \end{aligned}$$

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

3.3

Estática Comparativa

A partir da equação (11), que descreve a probabilidade do indivíduo vir a ser um criminoso armado, podemos 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) (que chamaremos de efeito dissuasão das armas); e
- 5) A diminuição na taxa de aprisionamento.

Porém, devemos notar que o efeito parcial da prevalência de armas sobre a taxa de crimes econômicos praticados com arma de fogo é dúbio⁶⁷. De fato, 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

⁶⁷ Com base na equação (11), calculando a elasticidade da taxa de crimes com armas de fogo em relação à prevalência de armas, temos que:
Elasticidade

$$= arma \left((\eta - \Gamma_1) - (\eta - \Gamma_1) \cdot Prob(m = 1) + \frac{\Gamma_2 \exp(\phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot prisão_j - \Gamma_2 \cdot arma_j)}{A} \right)$$

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

discutidos na literatura desde Becker (1964), captam, respectivamente, o efeito do tamanho da 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. Essa produtividade, por sua vez, depende fundamentalmente de conhecimento e de outros bens de capital que são utilizados complementarmente (junto com a arma) pelos criminosos. Isto sugere que medidas que visem a diminuição de furtos e roubos de veículos geram efeitos sobre a taxa de crimes violentos. Por outro lado, políticas de execução penal que segreguem os criminosos por histórico criminal e grau de periculosidade também levam a 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 π , implicando que o efeito do aumento da prevalência de armas gera uma menor queda no preço das armas ilegais.

Além desses efeitos supra-mencionados, é interessante fazermos uma observação em relação aos vários mercados criminais armados. No modelo, não fizemos distinção em relação a mercados mais ou menos especializados, mesmo porque a inexistência de qualquer base de dados inviabilizaria o nosso esforço, do ponto de vista empírico. Contudo, é razoável imaginarmos que os criminosos inseridos nos mercados criminais mais especializados e organizados se distingam dos outros participantes mercados menos especializados, pelo menos de três formas:

- a) No acesso a mercados mais rentáveis (no modelo isso se daria na equação

$$(1) \text{ por } \varepsilon_{ij1} |_{\text{especializado}} > \varepsilon_{ij1} |_{\text{não especializado}});$$

- b) Na obtenção de armas no mercado ilegal a preços menores (no modelo isso se daria na equação (5) por

$$e_{ij1} |_{\text{especializado}} > e_{ij1} |_{\text{não especializado}}); \text{ e}$$

- c) Por um menor efeito da dissuasão ao crime, na medida em que há nesse segmento uma melhor organização e planejamento das ações (no modelo isso se daria na equação (4) por

$$\mu_{ij1} |_{\text{especializado}} > \mu_{ij1} |_{\text{não especializado}}).$$

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

4

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, na medida em que: i) Encoraja respostas violentas para 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, 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. Os possíveis resultados do efeito do desarmamento estão mapeados na Tabela 4.1, abaixo. Ou seja, se o efeito dissuasão é baixo ou irrelevante, deveríamos esperar que a política de desarmamento levasse a uma diminuição nos crimes contra o patrimônio, caso os criminosos tivessem alta elasticidade da demanda; ou tivesse efeitos nulos ou inconclusivos, caso essa elasticidade fosse alta.

Tabela 4.1

Efeito do desarmamento sobre		Efeito Dissuasão	
		Baixo	Alto
Efeito Preço	Baixa Elasticidade	?	+
	Alta Elasticidade	-	?

4.1

O Caso de São Paulo

O Gráfico 4.1 aponta a queda consistente da taxa de homicídio, de tentativa de homicídio e de latrocínio⁶⁸ 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 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.

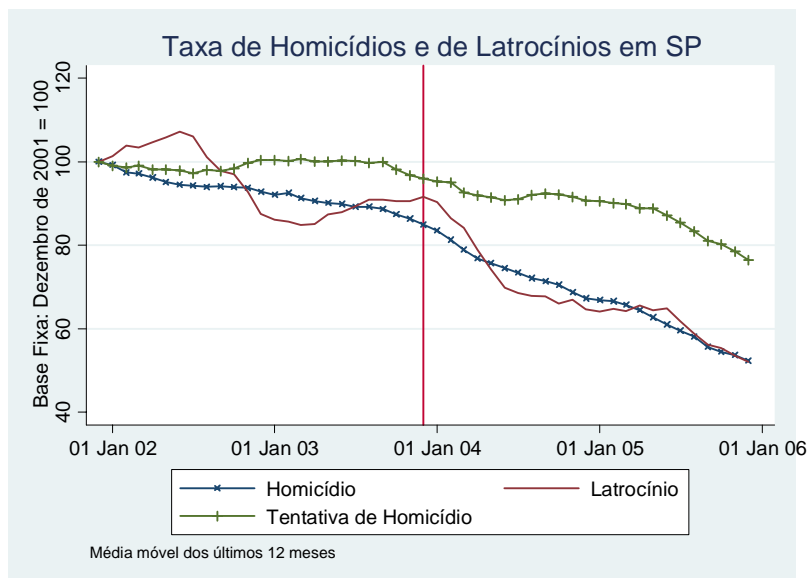


Gráfico 4.1 – Base Fixa: Dezembro de 2001 = 100

⁶⁸ As variáveis apresentadas no Gráfico se referem à média móvel de 12 meses das taxas por 100 mil habitantes.

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 4.2 descreve, houve um aumento na taxa de crimes contra a pessoa e, em particular, da taxa de lesão corporal dolosa⁶⁹.

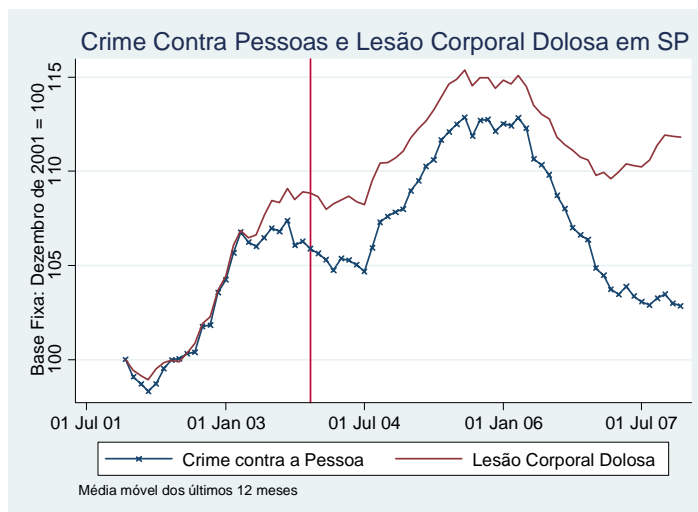


Gráfico 4.2

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 4.3.

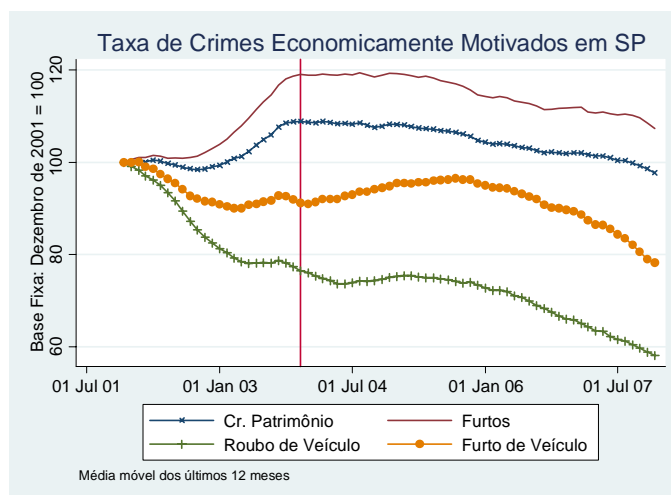


Gráfico 4.3

⁶⁹ 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 sub-notificação, ainda que não haja evidências que tal fato tenha ocorrido em São Paulo, entre 2001 e 2007.

Existem várias explicações (não necessariamente concorrentes) para a diminuição na taxa de crimes violentos em São Paulo, entre 2001 e 2001. 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, especificamente, queremos 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 2001, 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 4.4, abaixo. Existe uma relação causal entre essas duas variáveis? E o que dizer da relação entre armas e os crimes economicamente motivados?

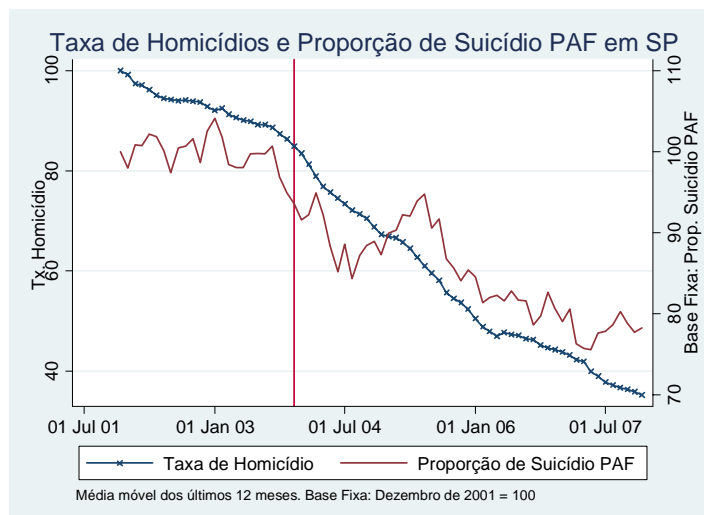


Gráfico 4.4

4.2

Medida de Armas de Fogo Utilizada

Conforme já apresentado no Gráfico 4.4, utilizaremos como medida da prevalência da arma de fogo nos municípios a proporção dos suicídios cometidos por Perfuração de Arma de Fogo (PAF). 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 psico-sociais, tendo em primeiro plano a síndrome bipolar e a um histórico de dependência química e de alcoolismo⁷⁰. Desse modo, há elementos para acreditar que tal variável seria redundante, se incluída numa equação estrutural entre crime e a verdadeira

⁷⁰ 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

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 obtidas da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo, com base nos registros policiais e administrativos⁷¹. A partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)⁷², do Ministério da Saúde (DATASUS), obtivemos os dados de homicídios, suicídios e suicídios perpetrado por perfuração de arma de fogo (PAF) e projeções populacionais⁷³.

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.

de crimes (no caso de ser uma variável não observada) seria no sentido de aumentar o erro, redundando no clássico viés de atenuação.

⁷¹ Agradeço ao Túlio Kahn por gentilmente me ceder essa base de dados.

⁷² Essa base de dados segue a Classificação Internacional de Doenças (CID-10), da Organização Mundial de Saúde.

⁷³ 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).

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 sub-notificação é residual, em crimes de menor gravidade, como furtos, essas podem chegar a 80%. Mesmo para esses delitos menores, desde que a sub-notificação 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 sub-notificação, bem como a disponibilidade de armas, variasse com o *enforcement* policial. Dentre os dados utilizados, os únicos delitos em que a sub-notificação 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 sub-notificação.

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 ilícitas⁷⁴. 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. Em relação aos dados agregados, 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 objetos⁷⁵. De fato, o Gráfico 4.5, mostra que as três curvas seguem trajetórias idênticas.

⁷⁴ Não apresentamos o gráfico da taxa de crimes associados a drogas ilícitas que aumentou 29,5% entre 2001 e 2007.

⁷⁵ 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).

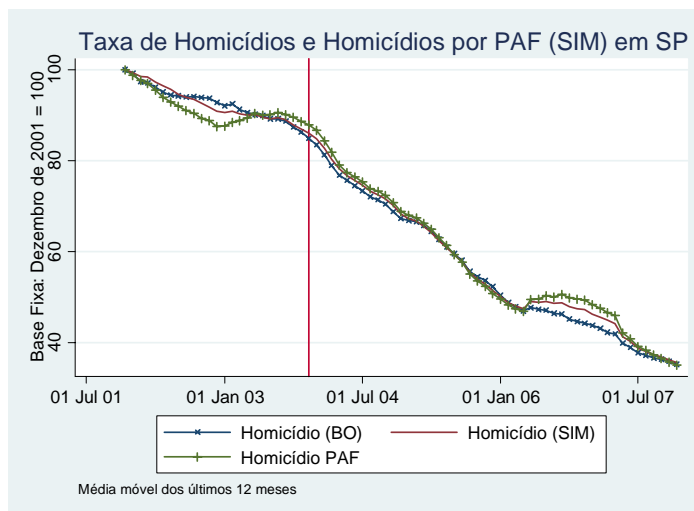


Gráfico 4.5

As estatísticas descritivas (Tabela 4.2) indicam que “lesões corporais dolosas” 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 auto de resistência⁷⁶, encontro de cadáver⁷⁷, 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.

⁷⁶ Auto de resistência é o incidente que ocorre quando um policial em serviço mata um civil.

⁷⁷ 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.

Tabela 4.2 - Estatísticas Descritivas

Estatísticas 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.

4.4

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.

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

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. $p = 1, \dots, 5$

(pop < 50.000; 50.001 < pop < 100000; 100001 < pop < 200000; 200001 < pop < 300.000; 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 (17), persistem vários problemas potenciais relacionados às questões de simultaneidade e variáveis omitidas. Nesse caso, a estimativa de ψ 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.

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 interagidos 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 interagimos 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)⁷⁸, 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 (no modelo teórico é representado por d) 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)⁷⁹.

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

⁷⁸ Levitt (1997) utiliza o tamanho das cidades, junto com ciclos eleitorais, como instrumento para polícia em suas equações de crime.

⁷⁹ Nas equações de roubo de veículos, o controle utilizado foi a taxa de homicídio.

idades 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 “tamanho de cidades” 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):

$$(18) \ln(\text{taxa de armas}_{it}) = \delta_0 + \delta_1(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{i2003}) + \sum_{p=1}^{n-1} \beta_i (\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{i2003} * \lambda^p) \\ + \sum_{p=1}^{n-1} \tau_i \cdot \lambda^p + X\Delta + \sum_{m=1}^M \chi_m \cdot \lambda^m + \sum_{\text{ano}=2001}^{2006} \gamma_a \cdot \lambda^a + \sum_{p=1}^{n-1} \sum_{\text{ano}=2001}^{2006} \gamma_{ap} \cdot \lambda^a \lambda^p + \mathcal{G}_{it}$$

Onde :

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 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;

\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 do que 50 mil habitantes.

Os modelos descritos pelas equações (17) e (18) serão estimados por IV2SLS⁸⁰, com erro-padrão cluster-robusto, onde permitiremos que haja autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos para cada município, mantendo a independência dos resíduos entre os municípios.

⁸⁰ O programa utilizado foi o Stata e o comando foi o xtvreg2.

4.5

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

Na Tabela 4.3 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 interagida 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 4.3

1º Estágio: Armas					
Variável Dependente: $\ln(\text{armas})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\lambda_{ED} * \ln(\text{armas}_{2003})$	-0.422** (0.178)	-0.523*** (0.171)	-0.709*** (0.189)	-0.756*** (0.247)	-0.807*** (0.211)
$\lambda_{ED} * \lambda_{50000 < pop < 100000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0.332 (0.238)	0.341 (0.255)	0.539* (0.273)	0.640* (0.366)	0.630* (0.333)
$\lambda_{ED} * \lambda_{100000 < pop < 200000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0.680*** (0.253)	0.400* (0.215)	0.646*** (0.215)	0.718** (0.280)	0.716*** (0.261)
$\lambda_{ED} * \lambda_{200000 < pop < 300000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0.421 (0.669)	0.0960 (0.644)	0.415 (0.649)	0.516 (0.700)	0.916 (0.784)
$\lambda_{ED} * \lambda_{pop > 300.000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0.237 (0.430)	0.143 (0.196)	0.618* (0.315)	0.732* (0.378)	0.770** (0.367)
$\lambda_{50.000 < pop < 100.000}$	-0.0158 (0.0664)	0.000 (0.000)	0.149** (0.067)	0.0916 (0.107)	1.375 (1.990)
$\lambda_{100.000 < pop < 200.000}$	-0.254*** (0.0841)	-0.0243 (0.136)	0.167 (0.162)	0.0735 (0.170)	1.444 (1.913)
$\lambda_{200.000 < pop < 300.000}$	-0.391*** (0.116)	0.577*** (0.208)	0.884*** (0.250)	0.809*** (0.274)	3.222 (2.068)
$\lambda_{pop > 300.000}$	-1.595*** (0.179)	0.487** (0.210)	0.837*** (0.247)	0.723*** (0.256)	2.398 (1.648)
$\ln(\text{ taxa de prisoes}_{t,1})$				-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 [§]	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 suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. $\lambda_{ED} * \ln(\text{armas}_{2003})$ = 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

4.6

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 dolosos 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 4.4 descreve os resultados associados às taxas de homicídios dolosos, segundo constam nos registros policiais. Note, 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 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 veículo⁸¹ (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 “Hansen J statistic” 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 4.4

Homicídios (segundo os registros policiais)								
Variável Dependente: $\ln(\text{taxa de homicídio por 100 mil habitantes})$								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(\text{ armas })$	-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)
$\ln(\text{ taxa de prisoes}_{t-1})$				-0.043			0.028	0.183
				(0.084)			(0.171)	(0.347)
$\ln(\text{ taxa de roubo de veículos })$				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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; tamanho de cidade(p)* $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; 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 polícia⁸². Por outro lado, é interessante avaliar o homicídio não apenas sob o enfoque se foi constatado dolo ou não⁸³, 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 registros policiais,

⁸¹ Que procura controlar por eventuais correlações entre o instrumento – tamanho das cidades – e o erro da equação principal.

⁸² Por exemplo, quando um corpo é encontrado numa via pública com sinais de violência, muitas vezes ele é classificado como “morte suspeita”, ou “encontro de cadáver”. 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.

⁸³ 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 “autos de resistência”.

utilizamos os dados de homicídios provenientes do SIM/MS⁸⁴, cujos resultados estão descritos na Tabela 4.5. Do ponto de vista qualitativo, os resultados replicam aqueles descritos na Tabela 4.4, 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 4.4 e 4.5 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 4.5

Variável Dependente: \ln (taxa de homicídio por 100 mil habitantes)								
OLS								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
\ln (armas)	-0.100 (0.062)	0.111*** (0.023)	-0.013 (0.013)	-0.019 (0.013)	8.741*** (2.218)	0.699*** (0.261)	0.644*** (0.242)	3.399*** (1.282)
\ln (taxa de prisoes 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 [§]	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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; tamanho de cidade(p)* $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Se o desarmamento foi importante para fazer diminuir 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 4.6. Com efeito, verificamos que as mesmas observações já feitas para as duas tabelas anteriores se repetem.

Tabela 4.6

⁸⁴ Segundo a CID, os acidentes (de trânsito ou não), são categorizados de forma diferente das agressões.

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 (0.063)	0.084*** (0.024)	-0.027** (0.013)	-0.034*** (0.013)	10.087*** (1.315)	0.931* (0.495)	0.888** (0.412)	3.162** (1.431)
\ln (taxa de prisoes _{t-1})				-0.128 (0.093)			-0.065 (0.172)	0.132 (0.380)
\ln (taxa de roubo de veículos)				0.126** (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 [§]	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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; tamanho de cidade(p) $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Lesão corporal dolosa⁸⁵ 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 4.7, 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).

⁸⁵Lesão 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.

Tabela 4.7

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*** (0.034)	-0.014 (0.010)	0.011 (0.014)	0.011 (0.013)	-1.900*** (0.533)	-0.270*** (0.096)	-0.213* (0.112)	-0.782 (0.547)
\ln (taxa de prisoes _{t-1})				-0.058 (0.098)			-0.074 (0.078)	-0.115 (0.094)
\ln (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 [§]	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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; tamanho de cidade(p)* $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; 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 nos resultados descritos nas tabelas 4.4 a 4.6, 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 “dissuasão pela vítima armada”, seria esperado que o desarmamento da população fizesse aumentar esse tipo de crime.

Para investigar a validade empírica do efeito “dissuasão pela vítima armada”, analisamos, em primeiro lugar, os incidentes envolvendo latrocínio⁸⁶, que é um tipo de crime contra o patrimônio em que, como efeito colateral, o

⁸⁶ Latrocínio é o roubo seguido de morte, caracterizado no art. 157, parágrafo 3º do Código Penal.

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 4.8 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 “efeito dissuasão pela população armada”.

Tabela 4.8

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** (0.138)	0.077*** (0.012)	-0.109** (0.041)	-0.118** (0.046)	21.986*** (5.954)	-3.317 (5.186)	-1.936 (3.675)	-0.608 (0.567)
\ln (taxa de prisoes 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 [§]	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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \ln(\text{armas}_{2003})$; tamanho de cidade(p)* $\lambda_{ED} \ln(\text{armas}_{2003})$; 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*), conforme discussão teórica (ver Tabela 4.1). Com efeito, os resultados listados na Tabela 4.9 indicam ou não haver relação estatisticamente significativa 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 4.9

Roubo de Veículo (segundo os registros policiais)								
Variável Dependente: $\ln(\text{Roubo de Veículo por 100 mil habitantes})$								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(\text{ armas })$	-0.459*** (0.155)	0.063*** (0.013)	0.020** (0.010)	0.018* (0.010)	2.358*** (0.531)	0.250 (0.361)	0.204 (0.352)	1.147** (0.512)
$\ln(\text{ taxa de prisoes }_{t-1})$				-0.030 (0.053)			-0.027 (0.056)	0.062 (0.121)
$\ln(\text{ taxa de homicídio })$				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 [§]	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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \cdot \ln(\text{armas2003})$; tamanho de cidade(p) $\cdot \lambda_{ED} \cdot \ln(\text{armas2003})$; 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 4.10, abaixo. De fato, conforme se pode observar nessa tabela, o coeficiente das armas é insignificante estatisticamente.

Tabela 4.10

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*** (0.072)	-0.004 (0.008)	0.013 (0.008)	0.013 (0.009)	-1.116** (0.450)	0.116 (0.394)	0.110 (0.369)	-0.494 (0.750)
\ln (taxa de prisoes _{t-1})				0.080 (0.069)			0.091 (0.066)	0.042 (0.088)
\ln (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 [§]	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 instrumentos excluídos foram: $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; tamanho de cidade(p)* $\lambda_{ED} \ln(\text{armas2003})$; e tamanho de cidade(p). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

5

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 as estratégias de identificação empregadas em alguns dos trabalhos mais citados na literatura, bem como suas potenciais fragilidades. Apresentamos um modelo teórico de demanda por armas e crimes, onde 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 foi analisado. O resultado teórico inconclusivo sobre o papel das armas para causar crimes, indicou que a evidenciação dessa relação causal só poderia ocorrer no plano empírico.

Uma oportunidade de avaliar essa questão 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 interagida 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 idéia de “menos armas, menos homicídios”.

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. Esses resultados se encaixam perfeitamente na predição do modelo teórico discutido na Seção 3, para o caso em que o efeito “dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada” é 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

Bartelely, W. A. e M. A. Cohen (1998). The Effect of Concealed Weapons Laws: Na Extreme Bound Analysis. *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: Deterrence 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 opportunity: a test of the Hypothesis With European Homicide Rates. *British 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 – 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 Analysis of Cross Section and Panel Data*. M.I.T.

Anexo

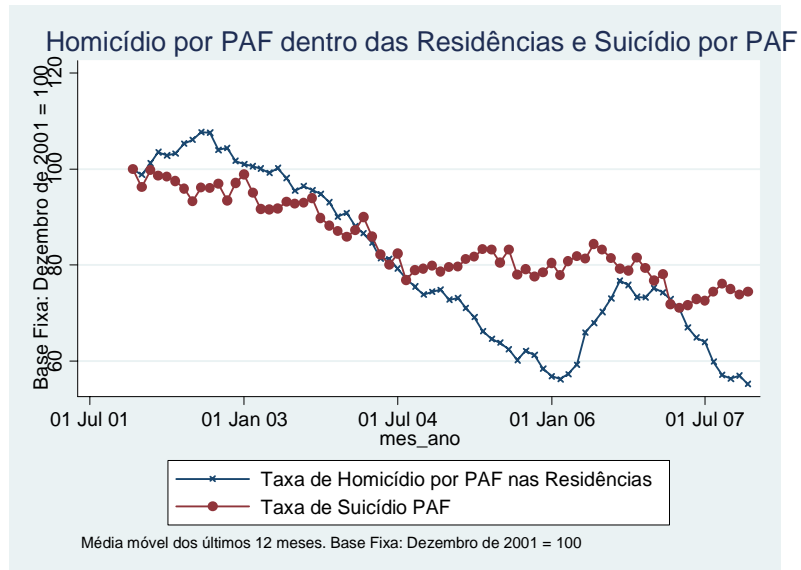


Gráfico A1