

Vale a pena pagar para desarmar? Uma avaliação do impacto da campanha de entrega voluntária de armas sobre as mortes com armas de fogo

Luiz Guilherme Scorzafave

Professor - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEARP)
Endereço: Av. dos Bandeirantes, 3900 - Ribeirão Preto/SP - São Paulo - Brasil
CEP: 14040-905 - E-mail: scorza@usp.br

Milena Karla Soares

Técnica de Desenvolvimento e Administração - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Endereço: Setor Bancário Sul, Qd. 01 - Bloco J, Sala 501 - Edifício BNDES - Brasília/DF - Brasil
CEP: 70076-900 - E-mail: milena.cabrelli@ipea.gov.br

Tulio Anselmi Dorigan

Graduando - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEARP)
Endereço: Av. dos Bandeirantes, 3900 - Ribeirão Preto/SP - São Paulo - Brasil
CEP: 14040-905 - E-mail: tulioandorigan@gmail.com

Recebido em 14 de agosto de 2012. Aceito em 14 de outubro de 2014.

Resumo

O objetivo deste trabalho é avaliar o impacto de curto prazo da campanha de entrega de armas (política de *buy-back*) sobre a incidência de óbitos com armas de fogo no Estado do Paraná. Como neste estado a campanha teve início seis meses antes da campanha nacional (Janeiro/2004), foi possível utilizar o estimador de diferenças em diferenças, em que os municípios paranaenses constituíram o grupo de tratamento e o grupo de controle (formado por alguns municípios das regiões Centro-oeste, Sudeste e Sul do país) foi delimitado com a utilização de técnicas de *propensity score matching*. Da mesma forma que em outros países que adotaram este tipo de política, não se verificou impacto sobre a taxa de óbitos com armas de fogo durante os seis primeiros meses de campanha no Estado do Paraná, indicando que políticas de *buy-back* não contribuíram, pelo menos a curto prazo, para a redução dos crimes envolvendo armas de fogo.

Palavras-Chave

Buy-back. Desarmamento. Avaliação. Política pública. Óbitos relacionados a armas de fogo.

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the short run impact of the weapons buy-back program on the incidence of firearms-related deaths in the Paraná State, Brazil. In Paraná, the campaign started six months before the national buy-back program, so it was possible to use differences-in-differences estimators. The treatment group was composed by Paraná's counties and the control group was composed by counties of other Brazilian states, limited with propensity score matching techniques. As in other

countries that adopted the same kind of policy, there was no impact on firearms-related deaths in the first 6 months of the program. Therefore, at least in the short run, these policies do not contribute to firearms crimes reduction.

Keywords

Buy-back. Evaluation. Public policies. Firearms-related death. Disarmament.

JEL Classification

K00. H59.

1. Introdução

As campanhas de entrega de armas, ou políticas *buy-back*, caracterizam-se quando o Estado compra, por um valor pré-definido, armas de fogo em posse dos cidadãos, que as entregam voluntariamente. A ideia que motiva esse tipo de política é que grande parte dos crimes envolvendo armas de fogo não são premeditados e acabam ocorrendo apenas devido ao fato de o assassino ter em seu poder uma arma no momento do crime. Segundo Mingardi (1996), nas áreas que concentram a maior taxa de ocorrência de homicídios na cidade de São Paulo, cerca de 90% deles são cometidos com armas de fogo e 48,3% ocorrem por motivos fúteis: brigas entre casais, vizinhos ou amigos, envolvendo pessoas que frequentemente residem na mesma rua ou, pelo menos, no mesmo bairro.

Uma política de compra de armas foi adotada no Brasil, em âmbito nacional, em julho de 2004, como resultado da implantação do Estatuto do Desarmamento, um conjunto de normas legais constituído no intuito de reduzir o número de armas de fogo em circulação no país. O Brasil não é pioneiro nesse tipo de política; outros países, tais como Austrália, Estados Unidos e Inglaterra, já adotaram políticas semelhantes, com resultados contraditórios. No caso brasileiro, o Estado do Paraná adiantou-se a essa iniciativa nacional e foi pioneiro no recolhimento de armas, que começou seis meses antes do que no restante do país.¹ Esse fato fornece, então, uma oportunidade ímpar para se avaliar o efeito da política de *buy-back* sem que se incorra em problema de viés na estimação desse efeito causal.

¹ Na verdade, a primeira iniciativa no Brasil ocorreu no município de Diadema/SP, a partir de outubro de 2003.

Assim, o objetivo do presente artigo é exatamente investigar se a política de *buy-back* paranaense afetou o número de óbitos envolvendo armas de fogo no Paraná. Para tanto, utilizou-se o estimador de diferenças em diferenças para avaliação do impacto da política, em que os municípios paranaenses formaram um grupo de tratamento (afetado inicialmente pela campanha) enquanto um grupo de controle foi formado por alguns municípios de outros estados brasileiros. Para se selecionar os municípios do grupo de controle, utilizou-se o método de pareamento por escore de propensão.

O restante do artigo está dividido em seis seções. A seção seguinte apresenta as características dos programas nacional e paranaense de desarmamento e da política de *buy-back*. A seguir, é realizada uma breve revisão da literatura acerca do efeito dessas políticas nos indicadores de violência. A seção 4 apresenta a metodologia utilizada na estimação do efeito causal, a saber, o método do pareamento por *propensity score* e o estimador de diferenças em diferenças. A seção 5 apresenta os dados e os resultados e, por fim, são apresentadas as conclusões.

2. Características das políticas brasileiras de desarmamento

Uma das primeiras ações legais no sentido de estimular o desarmamento no Brasil remonta a 1996, quando foi promulgada a Lei 7865/1996, que instituiu o Sistema Nacional de Armas (SINARM) e restringiu as condições necessárias para o registro de armas, definindo o porte ilegal como crime, e não mais como contravenção penal. O principal objetivo da lei foi combater o contrabando de armas, por meio de um controle mais rígido das armas existentes e da finalidade com que eram utilizadas.

Em 22 de dezembro de 2003, a Lei 10.826, conhecida como Estatuto do Desarmamento, restringiu ainda mais a possibilidade de posse e porte de armas. Estabeleceu também o referendo popular para outubro de 2005, em que a população seria consultada acerca da proibição da comercialização de armas de fogo e munição em todo o território nacional. O referendo foi realizado em 23 de outubro de 2005, com 64% da população sendo contrária a essa proibição. Além disso, o Estatuto de Desarmamento previu a realização da campanha nacional de entrega de armas, cujos valores de indenização

careciam de regulamentação posterior, o que fez com que a campanha tivesse início somente em julho de 2004, com a expedição da Portaria 364/2004, da Polícia Federal. O valor pago na campanha nacional variou de R\$ 100,00 a R\$ 300,00 por arma, conforme o tipo e o calibre da arma. Até o final da campanha, em 23 de outubro de 2005, foram recolhidas 446.855 armas em todo o país; destas, 23.233 foram recolhidas no Paraná (MINISTÉRIO DA JUSTIÇA, 2005). Considerando uma média de R\$ 200,00 por arma recolhida, estima-se que a campanha nacional tenha custado aos cofres públicos aproximadamente noventa milhões de reais.

Entretanto, adiantando-se à iniciativa nacional, em 05 de novembro de 2003, foi sancionada no Paraná a Lei 14.171, que instituiu o bônus pecuniário e de pontuação para policiais civis e militares que, no exercício de sua função, apreendessem armas sem registro ou autorização legal e pagamentos para cidadãos que voluntariamente entregassem armas de fogo, cuja posse detivessem a qualquer título. Tal qual na campanha nacional, a origem da arma não era questionada, o que seria uma espécie de “anistia” para incentivar que armas irregulares também fossem retiradas de circulação.

Em dezembro de 2003, o governo do estado do Paraná, por meio do Decreto 2.276, regulamentou a referida lei e fixou o valor do bônus pecuniário em R\$ 100,00 por arma entregue. Na prática, a campanha estadual teve início em janeiro de 2004. De acordo com a Agência Estadual de Notícias do Paraná, entre janeiro e julho de 2004 foram entregues e/ou apreendidas aproximadamente 20 mil armas, o que indica que a campanha estadual consumiu aproximadamente R\$ 2.000.000,00 dos cofres públicos em seis meses. A partir de julho de 2004, o programa paranaense foi absorvido pela campanha nacional.

As informações sobre o estoque de armas no país são dispersas e incompletas. Dreyfus *et al.* (2005) fazem um esforço no sentido de produzir estimativas confiáveis do estoque de armas, estimando que em 2003 havia 17.010.941 armas de fogo em todo o país. Se for esse o caso, então o número de armas recolhidas durante a campanha representa apenas 3% do estoque de armas do país. Já a estimativa para o estado do Paraná é de 300.000 armas legais e ilegais em mãos de civis. Nesse caso, o número de armas recolhidas até julho de 2004, durante a campanha estadual, representaria 6,6% do estoque. Considerando todo o período de campanha de entrega de armas, até

outubro de 2005, o número de armas recolhidas (43.233) representaria aproximadamente 14% do estoque, embora se deva olhar esses números com reserva, dada a dificuldade de se estimar o estoque total de armas.²

A campanha recebeu apoio de vários setores da sociedade, ansiosos por reduzir os níveis de violência do país. Entretanto, a questão importante é se esse tipo de política de *buy-back*, realmente reduziu os níveis de crimes envolvendo armas de fogo, pelo menos no curto prazo.

3. Revisão de literatura

Qual a relação entre armas e violência? Bartley (1999), fazendo uma análise teórica e das evidências da literatura, afirma que a proibição do comércio de armas de fogo não afetaria a incidência de crimes, pois os criminosos não se importam em utilizar armas ilegais, uma vez que estariam descumprindo a lei de qualquer forma. Em verdade, a criminalidade poderia até mesmo aumentar, uma vez que se intensificaria o contrabando de armas para atender a este tipo de consumidor. Lott (2010), em livro que apresenta uma série de resultados empíricos para diversas leis americanas de controle ou facilitação de uso de armas de fogo, afirma ainda que o aumento do número de armas pode reduzir a violência por conta da queda da probabilidade de sucesso do criminoso, visto que haveria um número maior de potenciais vítimas armadas.

Já Duggan (2001), utilizando dados anuais do estoque e da venda de armas por condados e estados nos Estados Unidos e estimação de modelos de painel em primeiras diferenças com efeitos fixos de ano, chega a uma conclusão oposta: examinando a relação entre posse de armas e homicídios nos Estados Unidos nas décadas 1980 e 1990, conclui haver uma relação positiva entre essas duas variáveis, uma

² Uma dificuldade, bem apontada por um parecerista anônimo, reside na estimação do fluxo de entrada de armas no Paraná. Assim, não é possível termos certeza da variação do estoque obtida pela retirada das armas por meio da campanha. De qualquer modo, a hipótese de que a campanha tenha aumentado o estoque de armas em circulação só é plausível caso o volume de armas vendidas (legal ou ilegalmente) tenha sido maior que o volume recolhido durante a campanha. Apesar de não haver dados disponíveis para avaliar tal hipótese, é razoável admitir que o espaço de tempo da campanha de desarmamento paranaense (6 meses) tenha sido muito curto para provocar esse efeito colateral de aumento do estoque de armas.

vez que se houverem mais armas disponíveis, a probabilidade de conflitos interpessoais terminarem em morte aumenta.

Villaveces *et al.* (2000) analisam o impacto de intervenções periódicas em duas cidades colombianas: Cali e Bogotá. As intervenções consistem em proibição de porte de armas em dias historicamente relacionados a altas taxas de homicídios, tais como feriados e dias de pagamento. Utilizando-se de técnicas de regressão binomial, concluem que o programa reduziu a ocorrência de homicídios com arma de fogo; entretanto, o mesmo impacto é observado em outros tipos de homicídios, de forma que não ficou suficientemente claro o mecanismo pelo qual a intervenção atua sobre a violência: se pela proibição do porte de armas ou pela intensificação do policiamento nesses dias específicos. Esses autores afirmam ainda que a proibição atinge mais intensamente cidadãos comuns, sendo que criminosos “profissionais” talvez obedeçam menos à intervenção.

Nesta mesma linha, Magalhães (2006), realizando um levantamento bibliográfico, indica que a implementação de políticas de compra de armas (*buy back*) atinge armas legalizadas que não são usadas para o crime. Esse tipo de política atinge o criminoso “eventual”, evita “acidentes”, mas não é esperado que tenha um impacto significativo sobre a violência. Afirma, entretanto, que poderia haver um impacto indireto sobre a violência, pois as armas utilizadas por criminosos provêm de duas fontes: 1. desvio de armas lícitas e 2. contrabando internacional. Se houver redução na disponibilidade de armas legalizadas, haverá um impacto sobre as armas desviadas, provenientes de roubo ou furto. Deste modo, Magalhães (2006) afirma que haveria um impacto sobre a criminalidade em geral, uma vez que a arma, instrumento de coação da vítima, seria mais escassa.

De acordo com as estatísticas apresentadas por Kahn (2002), 78% das armas apreendidas pela polícia brasileira são de procedência nacional e, geralmente, roubadas, derrubando o mito que a maioria das armas utilizadas em crimes provêm de contrabando. Isso indicaria que a redução da circulação de armas legais pode ocasionar queda na quantidade de armas ilegais, o que reduziria a incidência de crimes. Entretanto, é provável que este mecanismo pelo qual a política de *buy back* atuaria sobre a violência possa surtir efeito apenas no longo prazo. Segundo Kahn (2002), na prática, políticas de *buy back* não apresentam resultados satisfatórios.

Nos Estados Unidos, muitas cidades aderiram a este tipo de política em algum momento, tais como Baltimore, Boston, Seattle, Washington, entre outras. Pesquisadores norte-americanos preocuparam-se em medir a eficiência desta política, mas não conseguiram evidências de algum impacto real. Alguns atribuem a falha dos programas à pequena escala da intervenção: um número irrelevante de armas é comprado devido ao reduzido orçamento disponibilizado. Além disso, grande parte das armas entregues é de pequeno calibre, muitas vezes obsoletas e sem condições para uso (Reuter *et al.*, 2003).

A intervenção australiana em 1997 é tida como exemplo devido à sua magnitude e planejamento. Foi uma combinação de *buy back*, proibição do comércio e outras medidas de regulamentação. A compra de armas foi realizada em grande escala: estima-se que 20% do estoque foi retirado de circulação. Entretanto, mesmo com tal magnitude e sendo gastos aproximadamente US\$ 230 milhões no programa, não se verificou impacto sobre os índices de violência (Reuter *et al.*, 2003). Segundo Reuter *et al.* (2003), a intervenção australiana, assim como as intervenções britânicas em 1988 e 1997, foi motivada pela ocorrência de assassinatos em massa, cometidos por pessoas emocionalmente desequilibradas, mas que possuíam armas legalizadas. Além disso, nesses países é pequena a proporção de homicídios envolvendo armas de fogo, o que pode explicar a ausência de impacto dos programas de compra de armas.

De acordo com Kahn (2002), deve-se tomar cuidado ao “importar” conclusões de pesquisas realizadas em outros países, uma vez que muitas são as variáveis que distinguem um país do outro. No Brasil, quase não há ocorrências de assassinatos em massa, sendo que a motivação da campanha foi a violência “rotineira” que acontece todos os dias. Outra diferença é a alta proporção de homicídios envolvendo armas de fogo: 88,39% dos homicídios no Brasil são cometidos com arma de fogo (Kahn, 2002).

Já houve tentativa anterior de mensuração do impacto do Estatuto de Desarmamento e da campanha nacional de entrega de armas. O trabalho desenvolvido por Souza *et al.* (2007), por exemplo, utiliza-se da metodologia de regressão por séries temporais. Baseando-se na incidência histórica de óbitos por armas de fogo, calcularam o número estimado de óbitos para o primeiro semestre (Estatuto do

Desarmamento) e segundo semestre de 2004 (campanha nacional de entrega de armas), e contrapuseram a incidência observada de óbitos por arma de fogo. Deste modo, foi possível estimar o número de “vidas poupadas”: 5.563, sendo 2.292 no primeiro e 3.271 no segundo semestre. Entretanto esse resultado não foi comum a todos os estados: Amazonas, Amapá, Pará, Roraima, Espírito Santo e Paraná apresentaram número de óbitos maior que o esperado. Souza *et al.* (2007) analisam ainda a incidência de hospitalizações por arma de fogo, utilizando a mesma metodologia, e conclui que no Brasil houve queda de 4,6% nas hospitalizações por arma de fogo, principalmente acidentes e suicídios, tendo em vista ainda que outros tipos de hospitalização permaneceram estáveis ou apresentaram aumento. Esse resultado é corroborado pela análise regional, exceto pela região Sul, onde o número de hospitalizações observado foi maior que o estimado.

A metodologia de regressão em séries temporais utilizada por Souza *et al.* (2007), não permite isolar o efeito da política de *buy-back* sobre os homicídios. Por exemplo, o número de “vidas poupadas” no segundo semestre de 2004 pode estar refletindo tanto as mudanças trazidas pelo Estatuto do Desarmamento, quanto a campanha nacional de entrega de armas ou mesmo outros fatores *a priori* desconhecidos pelo pesquisador e que vigoraram naquele período de tempo. Um exemplo disso é que esses trabalhos ignoram, por exemplo, a política de *buy-back* do Paraná nos resultados obtidos no primeiro semestre de 2004.

Assim, a grande inovação do presente artigo é aplicar uma metodologia adequada para se inferir a relação de causalidade entre a política de *buy-back* e a incidência de óbitos com armas de fogo.

4. Metodologia

De acordo com Abadie *et al.* (2001), a melhor maneira de se avaliar o impacto de uma intervenção governamental seria observar o mesmo município em duas situações: uma em que tivesse sofrido a intervenção (indivíduo tratado, na nomenclatura de avaliação) e outra em que não tivesse sofrido essa intervenção (indivíduo não tratado). Se isso fosse possível, bastaria calcular a diferença da variável de interesse nas duas situações para saber o impacto da intervenção.

Infelizmente, nas ciências sociais é praticamente impossível obter essa situação. Entretanto, se a seleção dos indivíduos em relação ao tratamento for aleatória, então o impacto do tratamento pode ser medido pela diferença das médias da variável de interesse entre os grupos de tratamento e de controle, sem existência de viés nessa estimação.

O grande problema dos pesquisadores é justamente garantir essa aleatoriedade dos indivíduos aos grupos de controle e tratamento. Na maioria das vezes a escolha não é aleatória, caso no qual se encaixa o nosso trabalho: apenas municípios paranaenses participaram inicialmente da campanha. Nesse sentido, o presente trabalho irá fazer uso da combinação de duas técnicas para estimar o efeito da campanha do desarmamento. Inicialmente, será utilizada a técnica de pareamento para tornar cada município do Paraná o mais parecido possível com um outro município de fora desse estado, em uma série de características observáveis. No entanto, mesmo após esse processo, pode haver diferenças não observáveis entre municípios paranaenses e os demais e que afetam a evolução da mortalidade por armas de fogo. Assim, será utilizado um estimador de diferenças em diferenças para eliminar essa diferença não observável que seja invariante no tempo entre os municípios tratados e os municípios de controle. A combinação dessas estratégias nos irá permitir estimar o efeito tratamento sobre os tratados, ou seja, o impacto da campanha de desarmamento sobre os indicadores de resultado dos municípios paranaenses.

Para que essa estratégia seja válida na obtenção do efeito causal do tratamento, são necessárias duas hipóteses: suporte comum e tendência comum paralela pré-tratamento. A hipótese de suporte comum garante que nenhuma combinação das covariadas utilizadas no pareamento define exatamente a probabilidade de um município ser paranaense ou não. A hipótese de tendência comum paralela pré-tratamento exige que os grupos de tratamento e controle tenham evolução paralela nas variáveis de resultado; no nosso caso, diferentes modalidades de óbitos por arma de fogo.

Mais formalmente, seja $Y_{it_1}^0$ o indicador de resultado (taxa de óbitos por arma de fogo, por exemplo) para o município i no período t_1 (posterior à adoção da política de desarmamento) na ausência da política (sobrescrito "0"). O efeito tratamento sobre os tratados pode ser representado como:

$$ATT = E[Y_{it_1}^1 - Y_{it_0}^0 | T_i = 1, X_i] - E[Y_{it_1}^1 - Y_{it_0}^0 | T_i = 0, X_i] \quad (1)$$

Note que $E[Y_{it_1}^1 | T_i = 0, X_i]$ é não observado e representa o contrafactual sobre qual seria o resultado médio dos municípios do controle, após o tratamento, caso fossem paranaenses. Para que esse contrafactual seja válido, é necessário que

$$E[Y_{it_1}^0 - Y_{it_0}^0 | T_i = 1, X_i] = E[Y_{it_1}^0 - Y_{it_0}^0 | T_i = 0, X_i] \quad (2)$$

Ou seja, que a evolução temporal entre tratamento e controle, na ausência do tratamento, seja exatamente a mesma.

Na seção de resultados, iremos apresentar evidências de que ambas as hipóteses são válidas em nosso caso especificamente. No entanto, caso elas não fossem válidas, estaríamos estimando um efeito do tratamento enviesado. Como temos múltiplos períodos de tempo, tanto antes, como depois do tratamento, a especificação da regressão que permitirá estimar o efeito do tratamento sobre os tratados será dada pela seguinte expressão, adaptada a partir de Galiani *et al.* (2005):

$$\acute{O}BITOS_{it} = \beta_0 + \lambda_t + \delta PARAN\acute{A}_i + \beta_1 I_{it} + u_{it} \quad (3)$$

em que $\acute{O}BITOS_{it}$ refere-se às diferentes medidas de taxas de óbitos a serem investigadas no artigo em cada município i no tempo t ; λ_t são *dummies* de tempo mensais para os 6 meses que antecederam o início da campanha paranaense e os 6 meses posteriores ao início da campanha desse estado (junho de 2003 até junho de 2004); $PARAN\acute{A}_i$ é uma variável binária que assume valor um para municípios pertencentes ao estado do Paraná e I_{it} é uma variável que assume valor 1 para os municípios paranaenses apenas a partir de janeiro de 2004, ou seja, após o início da campanha paranaense de desarmamento. O intercepto (β_0) é a taxa de óbitos média dos municípios de outros estados em julho de 2003. As *dummies* de tempo

capturam mudanças temporais que afetam igualmente o tratamento e o controle.

O parâmetro β_1 captura o efeito do tratamento sobre os tratados, ou seja, o efeito da campanha paranaense sobre os óbitos dos municípios daquele estado, nos 6 primeiros meses de vigência da política estadual.

5. Dados e resultados

5.1. Dados

Utilizando a metodologia de diferenças em diferenças, verificaremos se houve impacto sobre mortes com arma de fogo após os seis primeiros meses de campanha no Paraná, visto que foi o único estado a adotar esta política entre janeiro e junho de 2004. A análise será realizada em nível municipal. O grupo de controle será escolhido entre os demais municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, por meio da aplicação de técnicas de *propensity score matching*.

Para cálculo do *propensity score*, utilizaram-se informações de municípios com mais de 10 mil e menos de 1 milhão de habitantes das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, retiradas do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, que toma como base os microdados do Censo de 1991 e 2000 realizados pelo IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Foram selecionadas algumas variáveis consideradas importantes na caracterização dos municípios, todas referentes ao ano 2000. A escolha dessas variáveis se justifica pelo fato de que são utilizadas em outros trabalhos que tentam explicar a ocorrência de crimes.³ Assim, no nosso caso, é interessante que os municípios sejam semelhantes nessas características no período anterior à adoção da política de desarmamento paranaense.

Como medida da desigualdade de renda, utilizou-se o Índice de Gini. Já a escolarização foi medida pela média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais e pela taxa bruta de frequência à escola.⁴ Como indicador de pobreza, utilizou-se o percentual de pessoas

³ Ver, entre outros, Santos e Kassouf (2008) e Scorzafave e Soares (2009).

⁴ Razão entre o número total de pessoas de todas as faixas etárias que frequentam ensino fundamental, médio e superior e a população de 7 a 22 anos.

com renda domiciliar *per capita* inferior a 1/2 salário mínimo (de agosto de 2000). Foram utilizadas duas *proxies* para desestruturação familiar: percentual de mulheres chefes de família, sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos e percentual de adolescentes e crianças (10 a 17 anos de idade) do sexo feminino com filhos. A fim de captar a estrutura demográfica da população, elaborou-se uma medida de presença de jovens: percentual de pessoas de 15 a 24 anos na população total. Utilizou-se também o Índice de Desenvolvimento Humano, o logaritmo natural da população total e a taxa de urbanização. Por fim, também foram utilizados como regressores, valores defasados da taxa de óbitos envolvendo armas de fogo, com o objetivo de contribuir para assegurar que na amostra pareada, haveria o paralelismo pré-tratamento dos indicadores de resultado.

Com estas variáveis foi possível calcular a probabilidade de um município ser tratado, ou em outras palavras: dado o vetor de características observáveis, estimou-se a probabilidade de determinado município ser do estado do Paraná, com um modelo *probit* em que *PARANÁ* é a variável *dummy* dependente, igual a “1” para municípios paranaenses e “0” para os demais. Uma vez estimados os parâmetros do modelo *probit*, a cada município foi atribuído um valor de probabilidade (escore de propensão) de pertencer ao estado do Paraná, calculado a partir dos parâmetros estimados no modelo.

O método de *matching* utilizado foi o *nearest-neighbor* (vizinho mais próximo) sem reposição, com apenas um controle para cada tratamento e diversos níveis de tolerância (*caliper*) na distância do valor do escore de propensão dos pares.⁵

Uma vez delimitados os grupos de controle e tratamento, procedeu-se à estimação do impacto da campanha de entrega de armas no Paraná. As variáveis de resultado foram obtidas por meio do Sistema de Informações de Mortalidade do Ministério da Saúde. Trata-se de uma base de dados de registro de óbitos, em que são armazenadas informações sobre as circunstâncias da morte. Utilizou-se como período de análise os meses de junho de 2003 (anterior à campanha) até junho de 2004 (após a campanha), admitindo-se o início efetivo da campanha paranaense em janeiro de 2004.

⁵ Os valores de *caliper* utilizados variaram entre 0,0007 e 0,01. Os resultados não se mostraram sensíveis à escolha desses valores. Assim, serão apresentados os resultados com *caliper* 0,01, que minimiza o número de municípios paranaenses que não obtêm nenhum par no pareamento; na seção 5.4, os demais resultados são apresentados.

As variáveis dependentes de interesse, nas quais será possível verificar o impacto da campanha, calculadas como taxas mensais por 100 mil habitantes, são:

- homicídios com arma de fogo (classificação CID-10⁶ X93, X94 e X95);
- suicídios com arma de fogo (X72, X73 e X75);
- óbitos decorrentes de eventos de intenção não determinada envolvendo armas de fogo (Y22, Y23 e Y24);
- óbitos de qualquer natureza envolvendo armas de fogo (soma-tória de todos os óbitos envolvendo armas de fogo, denominada óbitos totais com arma de fogo).
- homicídios não realizados com a utilização de armas de fogo (X85 a Y09, exceto X93 a X95) e
- suicídios não realizados com armas de fogo (X60 a X84, exceto X72 a X75).

Nessas duas últimas variáveis, o eventual impacto observado pode ter ocorrido por algum fator não observado ou pela substituição das armas de fogo por outros meios para o cometimento dos homicídios e suicídios sem armas de fogo.

5.2. Resultado do Pareamento

Para estimação do *propensity score*, utilizou-se uma base de dados de municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, com mais de 10 mil habitantes e menos de 1 milhão de habitantes, totalizando 1.476 municípios, dos quais 182 pertenciam ao Paraná. Estimou-se diversas especificações do modelo *probit*, e optou-se por aquela que garantisse: a menor perda possível de municípios no processo de pareamento; a melhor qualidade possível no balanceamento em características observáveis entre tratamento e controle; paralelismo da trajetória pré-programa de tratamento e controle. A Tabela 01 apresenta o resultado da estimação do modelo *probit*.

⁶ 10ª Revisão da Classificação Internacional de Doenças.

Tabela 01 - Estimação do Probit - Coeficientes Estimados

% Mulheres chefes de família e sem cônjuge	-0,200*** (0,057)
Taxa bruta de frequência escolar	0,083*** (0,012)
Média de anos de estudos das pessoas com 25 anos ou mais	-0,153 (0,141)
Índice de Gini	3,730*** (1,312)
% com renda domiciliar per capita menor ½ salário mínimo	-0,061*** (0,014)
Índice de Desenvolvimento Humano	-23,027*** (4,17)
% de mulheres de 10 a 17 anos de idade com filhos	0,062*** (0,017)
Taxa de urbanização	-1,489*** (0,529)
% de pessoas de 15 a 24 anos na população total.	-18,047*** (5,174)
Ln (população total do município)	0,129 (0,08)
Tx. óbitos com arma de fogo/4º trim.-2003	-0,02 (0,051)
Tx. óbitos com arma de fogo/3º trim.-2003	0,042 (0,05)
Tx. óbitos com arma de fogo/2º trim.-2003	0,011 (0,049)
Tx. óbitos com arma de fogo/1º trim.-2003	0,013 (0,045)
Tx. óbitos com arma de fogo/4º trim.-2002	-0,055 (0,048)
Constante	13,915*** (3,00)
Número de observações	1476

Obs: Variável dependente: Dummy igual a 1 para municípios paranaenses. Os modelos foram estimados ponderando-se pela população de cada município. * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se perceber que a maioria dos coeficientes estimados do modelo se mostraram significativos, o que indica que havia uma diferença nessas características entre municípios paranaenses e de outros estados antes do pareamento. Cabe destacar que os coeficientes das variáveis de taxas de óbitos com armas de fogo nos trimestres dos anos de 2002 e 2003, inseridas para assegurar a hipótese de tendência comum, se mostraram não significativas, indicando que, mesmo antes do pareamento, não havia diferença no nível dessas taxas entre os municípios paranaenses e os dos demais estados.

Com os parâmetros estimados desse modelo Probit, foi possível calcular o escore de propensão para cada município e, na sequência, o

pareamento dos municípios do Paraná com os dos outros estados. Ao todo, 181 municípios paranaenses foram pareados, ficando apenas um deles sem par (município de Moreira Sales), por falta de suporte comum. Para assegurar a qualidade dos pareamentos, apresentamos, inicialmente, o histograma do escore de propensão para os grupos de tratamento e controle, antes e depois do pareamento. Como pode ser visto, após o pareamento, os histogramas de escore de propensão ficam bastante semelhantes nos dois grupos. Além disso, o gráfico permite verificar a validade da hipótese de suporte comum.

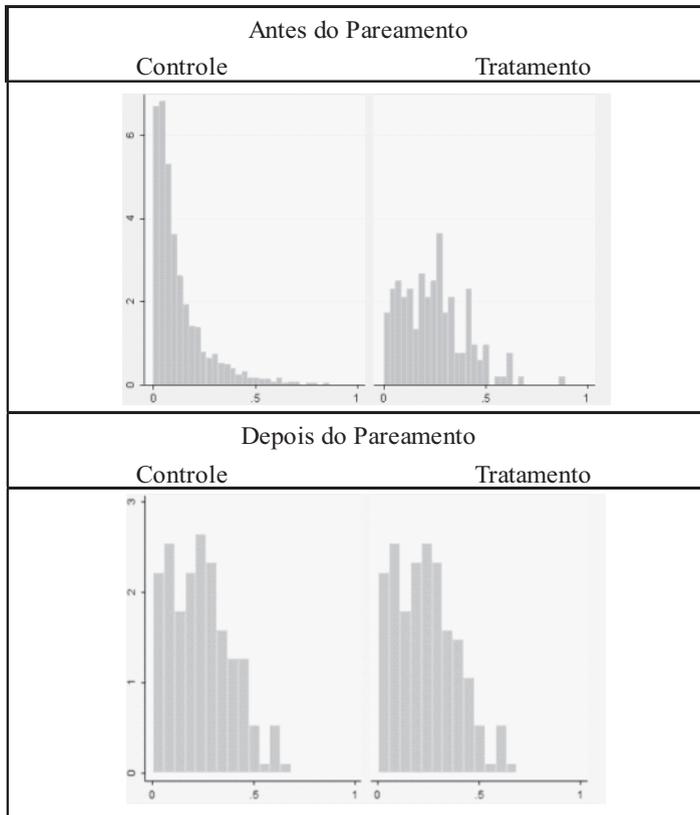


Gráfico 01 - Histograma do escore de propensão – controle e tratamento

Fonte: Elaboração própria.

Também parece ser satisfatória a distribuição das características observáveis nos dois grupos após o pareamento, conforme Tabela 02, que apresenta os testes de médias das covariadas utilizadas na estimação do modelo Probit.

Algumas das variáveis utilizadas no modelo Probit tinham médias estatisticamente diferentes nos dois grupos antes do pareamento. Após o pareamento, em quase todos os casos, as médias não se mostraram estatisticamente diferentes. As exceções são as variáveis que capturam o percentual de pobres (significativa a 10%), porcentagem de mulheres jovens com filhos (significativa a 5%) e fração de jovens na população (significativa a 1%). Nesses três casos, porém, o pareamento diminuiu a diferença entre os grupos, embora não tenha alterado o resultado dos testes. Nas demais 12 variáveis, após o pareamento, não pudemos rejeitar a hipótese de que a média de ambos os grupos era igual.

Tabela 02 - Teste de médias de covariadas antes e depois do pareamento

Variáveis		Média		Teste de Média (P-valor)
		Tratamento	Controle	
% Mulheres chefes de família e sem cônjuge	NP	4,42	4,8	0,001
	P	4,42	4,36	0,634
Taxa bruta de frequência escolar	NP	79,4	78,91	0,362
	P	79,37	79,69	0,656
Média de anos de estudos das pessoas com 25 anos ou mais	NP	4,91	5,24	0
	P	4,92	4,97	0,628
Índice de Gini	NP	0,563	0,554	0,036
	P	0,563	0,558	0,337
% com renda domiciliar per capita menor ½ salário mínimo	NP	32,01	27,08	0
	P	31,98	29,48	0,077
Índice de Desenvolvimento Humano	NP	0,75	0,769	0
	P	0,75	0,756	0,235
% de mulheres de 10 a 17 anos de idade com filhos	NP	9,42	8,37	0,001
	P	9,39	10,27	0,05
Taxa de urbanização	NP	0,69	0,77	0
	P	0,69	0,71	0,251
% de pessoas de 15 a 24 anos na população total.	NP	0,187	0,192	0
	P	0,187	0,19	0,013
Ln (população total do município)	NP	10,08	10,27	0,009
	P	10,08	10,1	0,857
Tx. óbitos com arma de fogo/4º trim.-2003	NP	1,09	0,92	0,159
	P	1,09	1,02	0,672
Tx. óbitos com arma de fogo/3º trim.-2003	NP	1,11	0,97	0,242
	P	1,11	1,03	0,645
Tx. óbitos com arma de fogo/2º trim.-2003	NP	0,87	0,89	0,877
	P	0,88	1,04	0,303
Tx. óbitos com arma de fogo/1º trim.-2003	NP	1,03	0,91	0,304
	P	1,03	0,92	0,496
Tx. óbitos com arma de fogo/4º trim.-2002	NP	1,01	0,97	0,739
	P	1,02	1,17	0,371

Obs: NP=não pareada; P=pareada

Fonte: Elaboração própria.

Outra evidência da qualidade do pareamento é a comparação do pseudo- R^2 da estimação do modelo Probit antes e depois do pareamento. Se esse foi bem feito, espera-se que o pseudo- R^2 do modelo Probit estimado na amostra pareada seja próximo de zero, uma vez que não deve haver mais diferenças significativas entre municípios do tratamento e controle na amostra pareada. Em nosso caso, o pseudo- R^2 na amostra não pareada foi de 14,5% e, após o pareamento, 2,4%, uma queda bastante expressiva.

Por fim, apresentamos os resultados da evolução das taxas de óbitos ao longo do tempo para o grupo de tratamento e de controle (após o pareamento) para verificarmos se a hipótese de tendência comum pré-intervenção era respeitada. O gráfico abaixo está dividido em três seções. A primeira corresponde ao período anterior à campanha de desarmamento paranaense. A segunda corresponde ao período de janeiro a junho de 2004, no qual a campanha paranaense estava em vigor e no qual estamos avaliando o impacto da campanha paranaense. O terceiro se refere ao período após junho de 2004, quando a campanha nacional entrou em vigor e que, portanto, passou a afetar tanto o tratamento como o controle.

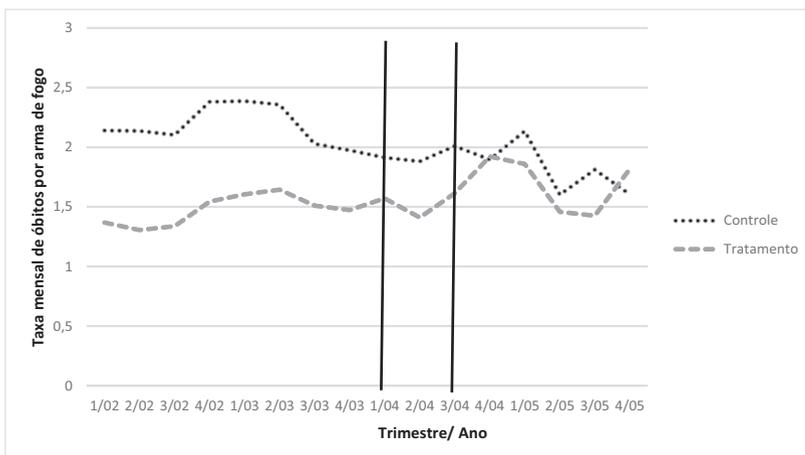


Gráfico 02 - Evolução da taxa mensal de óbitos por arma de fogo

Fonte: Elaboração própria.

A análise da primeira seção do gráfico evidencia que é bastante razoável admitir a validade dessa hipótese de identificação do modelo de diferenças-em-diferenças, dado o paralelismo das curvas. Entre

o primeiro trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2003, ou seja, nos 24 meses anteriores à entrada em vigor do programa de desarmamento paranaense, há uma diferença de cerca de 0,8 pontos na taxa mensal de óbitos por arma de fogo por 100 mil habitantes entre os municípios de controle e de tratamento, lembrando que essa diferença não se mostrou estatisticamente significativa no modelo Probit.

Durante os seis meses em que apenas a campanha paranaense estava em vigor, não se percebe nenhuma mudança de patamar nos indicadores dos dois grupos. Por fim, é apenas a partir do segundo semestre de 2004 que as taxas paranaenses crescem e passam a acompanhar mais de perto a taxa do grupo de controle. No entanto, esse período já se caracteriza pela vigência da campanha nacional que afetou ambos os grupos.

5.3. Diferenças em diferenças

Uma vez assegurada a validade das hipóteses de identificação do impacto causal do programa de desarmamento, passamos a apresentar os resultados da estimação dos modelos de diferenças em diferenças para mensurar o impacto da campanha, de acordo com o parâmetro β_1 da Equação (1). Conforme se observa na Tabela 03, o parâmetro β_1 , referente à variável I_{it} , não se mostrou estatisticamente significativo em nenhuma das especificações analisadas, mostrando assim, evidências de que a política de *buy-back* parece não ter reduzido a violência com armas de fogo no Paraná durante os 6 primeiros meses de vigência da mesma.

Tabela 03 - Resultados das Regressões – Diferenças em Diferenças

	Homicídios com arma de fogo	Suicídios com arma de fogo	Intenção não determinada com arma de fogo	Óbitos totais com arma de fogo
PARANÁ _t	0,005 (0,091)	-0,01 (0,032)	-0,024 (0,02)	-0,039 (0,1)
I_{it}	0,049 (0,131)	-0,031 (0,045)	0,008 (0,024)	0,032 (0,143)
Constante	0,999*** (0,131)	0,070** (0,033)	0,018* (0,01)	1,085*** (0,135)
Dummies de mês (jun/03 a jul/04)	Sim	Sim	Sim	Sim
Nº observações	4248	4248	4248	4248
R ²	0,005	0,003	0,003	0,003

Obs: erro-padrão entre parêntesis

Fonte: Elaboração própria.

Procedeu-se também à estimação da regressão nas variáveis de homicídios e suicídios realizados sem a utilização de armas de fogo. Conforme Tabela 04, o termo I_{it} se mostrou significativo tanto para homicídios como para suicídios sem arma de fogo. Ou seja, há evidências de que a campanha pode ter levado à substituição do tipo de arma utilizada, tanto nos homicídios, como nos suicídios, o que, de certa maneira, seria um fator adicional que reforçaria a falta do impacto da campanha paranaense durante o primeiro semestre de 2004.

Tabela 04 - Regressões - suicídios e homicídios que não envolvem armas de fogo

	Homicídios sem arma de fogo	Suicídios sem arma de fogo
$PARANÁ_t$	-0,007 (0,09)	-0,011 (0,068)
I_{it}	0,249** (0,125)	0,232** (0,103)
Constante	0,521*** (0,093)	0,339*** (0,076)
Dummies de mês (jun/03 a jul/04)	Sim	Sim
Nº observações	4248	4248
R^2	0,005	0,003

Fonte: Elaboração própria.

5.4. Análise de robustez

Para assegurar a robustez dos resultados aqui apresentados, foram realizadas duas análises alternativas. Inicialmente, foram realizados pareamentos com valores de *calíper* menores que 0,01. A Tabela 05 apresenta os resultados do efeito da política para três *calipers* menores do que o utilizado nos resultados apresentados na seção anterior: 0,0007, 0,005 e 0,007. Quanto menor o *calíper*, maior a garantia de que tratamento e controle são parecidos, mas menos municípios do tratamento acabam sendo pareados. Pode-se perceber que os resultados anteriores de ausência de efeito em crimes com arma de fogo e efeito positivo nos crimes sem arma de fogo se mantêm, para qualquer valor de *calíper*.

Tabela 05 - Diferenças em diferenças – Análise de Robustez – Efeito do Programa de Desarmamento (coeficiente da variável) I_{it}

Caliper	0,0007	0,005	0,007
Número de municípios do tratamento pareados	129	176	178
Homicídios com arma de fogo	0,085	0,07	0,086
Suicídios com arma de fogo	0,002	-0,031	-0,031
Intenção não determinada com arma de fogo	-0,002	0,006	0,013
Óbitos totais com arma de fogo	0,092	0,05	0,074
Homicídios sem arma de fogo	0,242*	0,259**	0,232*
Suicídios sem arma de fogo	0,215*	0,221**	0,219**

Obs: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria.

O segundo teste de robustez envolve aumentar a amostra, incluindo os municípios acima de 1 milhão de habitantes, que por serem muito maiores que os demais, haviam sido inicialmente excluídos da análise. A Tabela 06 apresenta os resultados dos coeficientes estimados do impacto do programa, novamente para diferentes valores de caliper. A única mudança é que para os menores valores de caliper, o impacto do programa sobre os suicídios sem arma de fogo deixa de ser significativo, o que sugere que tenhamos cautela em interpretar os resultados anteriormente positivos como advindos da substituição de armas de fogo por outros tipos na prática de homicídios e suicídios. Por sua vez, todos os demais coeficientes se mantiveram não significativos, demonstrando a robustez dos resultados apresentados anteriormente.⁷

Tabela 06 - Diferenças em diferenças – Análise de Robustez – Efeito do Programa de Desarmamento (coeficiente da variável I_{it}) incluindo municípios com mais de 1 milhão de habitantes

Caliper	0,0007	0,005	0,007	0,01
Número de municípios do tratamento pareados	130	171	177	179
Homicídios com arma de fogo	0,019	0,077	0,075	0,089
Suicídios com arma de fogo	-0,021	-0,042	-0,045	-0,059
Intenção não determinada com arma de fogo	-0,004	-0,002	-0,002	0,005
Óbitos totais com arma de fogo	-0,018	0,018	0,014	0,022
Homicídios sem arma de fogo	0,068	0,027	0,06	0,072
Suicídios sem arma de fogo	0,087	0,158	0,178*	0,206*

Obs: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria.

⁷ Também foram estimadas especificações do modelo Probit sem a utilização das variáveis de óbitos por arma de fogo defasadas como regressores (resultados não apresentados). Nessas especificações, foi obtido o resultado de ausência do impacto da campanha para os seis tipos de crimes investigados.

6. Conclusões

Este trabalho procurou avaliar se a política de *buy-back* conseguiu reduzir a ocorrência de óbitos com uso de arma de fogo no Paraná. Os resultados encontrados ratificam os estudos realizados em outros países, ou seja, de que a campanha de entrega de armas não produz resultados significativos, pelo menos no curto prazo. Apesar de todo o apelo e propaganda governamental acerca desse tipo de política, talvez como uma tentativa de responder aos anseios de maior segurança por parte da população, na prática sua contribuição tem sido marginal para a redução da violência. Uma limitação do nosso trabalho é que o horizonte de análise adotado é relativamente curto (6 meses). Assim, se o efeito do desarmamento demorar mais do que seis meses para ocorrer, nosso trabalho não possibilita capturar esse efeito. De qualquer modo, o que se constata é que essa campanha não é uma panaceia que permita reduzir drasticamente os crimes com arma de fogo no curto prazo.

Dentre os possíveis motivos para o fracasso deste tipo de campanha no curto prazo, já apontados na literatura, podemos citar: a pequena escala da campanha ante o estoque de armas, a entrega de armas obsoletas e sem condições para uso, o fato de criminosos ou pessoas propensas a atos violentos não entregarem suas armas e também o alcance limitado da campanha no recolhimento de armas não legalizadas.

Vale destacar que a Lei 11.706, de 19 de junho de 2008, colocou o tema novamente em pauta, instituindo a perpetuidade de indenização por entrega de armas irregulares. De acordo com dados do Ministério da Justiça, desde 2011, o número de armas recebidas sob esse novo arcabouço legal totalizou em 2011 e 2012 cerca de 61 mil armas. É possível que essa perenidade da lei possa gerar efeitos cumulativos, que levem a uma efetiva diminuição dos homicídios no Brasil, sendo esse um desafio colocado para futuros trabalhos.

Além disso, os esforços governamentais deveriam ser no sentido de garantir uma política de segurança pública abrangente e consistente, que fosse muito além da mera política de *buy-back*. Outrossim, paralelamente à atuação repressiva do Estado deve-se incentivar programas de cunho preventivo, que atuem de maneira a diminuir a violência no longo prazo. A violência é um fenômeno complexo,

cuja causa não reside simplesmente na disponibilidade de armas de fogo, mas sim envolve outros fatores socioeconômicos, tais como a ausência de um sistema educacional eficiente, que diminui o campo de escolhas profissional dos jovens e aumenta a probabilidade de ingresso na criminalidade.

Referências

- ABADIE, A., DRUKKER, D. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *The Stata Journal*. College Station, v. 4, n. 3, 2001, pp. 290-311.
- BARTLEY, W. A. Will rationing guns reduce crime? *Economic Letters*, v. 62, 1999, pp. 241-243.
- BRASIL. Lei 11.706, de 19 de junho de 2008. Altera e acresce dispositivos à Lei no 10.826, de 22 de dezembro de 2003, que dispõe sobre registro, posse e comercialização de armas de fogo e munição e sobre o Sistema Nacional de Armas - Sinarm e define crimes. **Diário Oficial da União**, Brasília, 20 jun. 2008.
- BRASIL. Lei 10.826 de 22 de dezembro de 2003. Dispõe sobre registro, posse e comercialização de armas de fogo e munição, sobre o Sistema Nacional de Armas – Sinarm, define crimes e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 23 dez. 2003.
- DREYFUS, P., NASCIMENTO, M. S. Posse de armas de fogo no Brasil: mapeamento de armas e seus proprietários. In: FERNANDES, R. F. (Coord.) *Brasil: as armas e as vítimas*. Rio de Janeiro: Ed. 7 Letras, 2005. 298 pp.
- DUGGAN, M. More guns, more crime. *Journal of political Economy*, v. 109, n. 5, 2001, pp. 1086-1114.
- GALIANI, S., GERTLER, P.; E. SCHARGRODSKY. Water for Life: The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality, *Journal of Political Economy*, v. 113, 2005, p. 83-120.
- KAHN, T. Armas de fogo: argumentos para debate. Boletim Conjuntura Criminal, 2002. Disponível em <http://www.conjunturacriminal.com.br/boletins>. Acesso em 15 dez 2007.
- LOTT, J. More Guns, Less Crime: Understanding Crime and Gun-Control Laws. Chicago: Univ. Chicago Press, 3rd edition, 2010.
- MAGALHÃES, L. C. *A prevenção, o controle, o combate e a erradicação do tráfico ilícito de armas pequenas e leves no Brasil e o programa de ação da ONU*. Brasília: UPIS, 2006.
- MINGARDI, G., 1996. Pesquisa sobre a Violência na Zona Sul. São Paulo: Núcleo de Estudos da Violência, Universidade de São Paulo.(mimeo.)
- MINISTÉRIO DA JUSTIÇA - Departamento de Polícia Federal, *Quadro de recolhimento de armas de fogo*, 2005. Disponível em <http://www.dpf.gov.br/DCS/armas.htm>. Acesso em 15 jun 2008.
- PARANÁ. Lei 14.171 de 05 de novembro de 2003. Institui o sistema de bônus e de pontuação para merecimento aos policiais civis e militares, pela apreensão de armas, conforme específica. **Diário Oficial [do Estado do Paraná]** n.º 6600 de 06 de novembro de 2003.
- PARANÁ. Decreto 2.276 de 03 de dezembro de 2003. Regulamenta a Lei 14.171 de 15 de novembro de 2003, de incentivo ao desarmamento. **Diário Oficial [do Estado do Paraná]** n.º 6619 de 03 de dezembro de 2003.
- REUTER, P., MOUZOS, J. Australia: a massive buy back of low-risk guns. In: LUDWIG, J., COOK, P. I. *Evaluating gun policy: effects on crime and violence*. Washington: Brookings Institution Press and Brookings Metro Series, 2003 c. 456 pp.

- SANTOS, M.; KASSOUF, A. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: Evidências e controvérsias. *Revista EconomiA*, v. 9, n. 2, 2008, p. 343-372.
- SCORZAFAVE, L.; SOARES, M. Income inequality and pecuniary crimes, *Economics Letters*, v. 104, n. 1, 2009, p. 40-42.
- SOUZA, M. F. M., MACINKO, J., ALENCAR, A. P., MALTA, D. C., MORAIS NETO, O. L. Reduction in firearm-related mortality and hospitalizations in Brazil after gun control. *Health Affairs*, v. 26, n. 2, 2007, pp. 575-584.
- VILLAVECES, A. OUTROS AUTORES Effect of a ban on carrying firearms on homicide rates in two Colombian cities. *Journal of the American Medical Association*, v. 283, n. 9, 2000, pp. 1205-1209.