

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

Milena Karla Soares

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da
Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

Luiz Guilherme Scorzafave

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da
Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar o impacto da campanha de entrega de armas (política de *buy-back*) sobre a incidência de óbitos com armas de fogo no Estado do Paraná. Visto que neste estado esta campanha teve início seis meses antes da campanha nacional, 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 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 qualquer impacto sobre a taxa de óbitos com armas de fogo no primeiro semestre de campanha no Estado do Paraná, concluindo-se que políticas de *buy-back* em nada contribuem para redução da violência.

Abstract

The aim of this paper is to value the impact of the buy-back program on the incidence of firearms-related deaths in the Paraná State, Brasil. 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 composed by counties of other states, limited with propensity score matching techniques. Like occurred in other countries that adopted the same kind of campaign, there was no impact on firearms-related deaths. The conclusion is that buy-back programs do not contribute to the reduction of violence.

Palavras-Chave: *buy-back*, desarmamento, avaliação, política pública, óbitos relacionados a armas de fogo.

Key Words: buy-back, evaluation, public policies, firearms-related death, disarmament

Área ANPEC: Área 11 – Economia Social e Demografia Econômica

Classificação JEL: K00, H59

Avaliação do impacto da campanha de entrega voluntária de armas sobre as mortes com armas de fogo

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 idéia 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 freqüentemente residem na mesma rua ou, pelo menos, no mesmo bairro.

Essa política, foi adotada no Brasil 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 na campanha, que começou seis meses antes do que no restante do país. Esse fato fornece, então, uma oportunidade ímpar para se avaliar o efeito da política de *buy-back* sem incorrer em problema de viés na estimação desse efeito causal.

Assim, o objetivo do presente artigo é exatamente investigar se a política de *buy-back* 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 o grupo de tratamento e o grupo de controle é formado, com a utilização do método de *propensity score matching*, por municípios de outros estados brasileiros.

O restante do artigo está dividido em seis seções. A seção seguinte apresenta as características dos programas nacional e paranaense de desarmamento e *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 meados de 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 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 arrecadada, estima-se que a campanha nacional custou aos cofres públicos aproximadamente R\$ 90.000.000,00.

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) faz 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, significa 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) representa aproximadamente 14% do estoque, mais animador que os resultados em nível nacional.

Trata-se de uma campanha que recebeu apoio de vários setores da sociedade, ansiosos por reduzir os níveis de violência do país, e que consumiu, de janeiro de 2004 a outubro de 2005, aproximadamente cem milhões de reais dos cofres públicos nacionais. Entretanto, uma questão permanece sem resposta: este tipo de política, de *buy-back*, realmente reduz os níveis de violência?

3. Revisão da literatura

Qual a relação entre armas e violência? Bartley (1999) 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 (1998) 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) 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 vez que se houverem mais armas disponíveis, a probabilidade de conflitos interpessoais terminarem em morte aumenta.

Villaveces et al (2000) analisa 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. Concluiu-se 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.

Villaveces et al (2000) afirma ainda que a proibição atinge mais intensamente cidadãos comuns, sendo que criminosos “profissionais” talvez obedeçam menos à intervenção. Nesta mesma linha, Magalhães (2006) 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: 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, afirma Magalhães (2006) 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 e indicando que a redução da circulação de armas legais pode ocasionar queda na quantidade de armas ilegais, o que poderia reduzir 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, e esse fator 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 são cometidos com arma de fogo (dados do autor).

Alguns estudos no Brasil já buscaram mensurar o 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) analisa 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 *pay-back* sobre os homicídios. Por exemplo, o número de “vidas poupadas” no segundo semestre de 2004 pode tanto estar refletindo 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 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 vies 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, por exemplo: no presente trabalho, apenas municípios paranaenses participaram da campanha. O *matching* busca superar essa dificuldade pareando unidades que sejam idênticas com relação às suas características observáveis, de modo que, condicional nessas características, torna-se aleatório o fato de o indivíduo (ou o município) pertencer ao grupo de tratamento. Assim, elimina-se parte do problema. Entretanto, o método de pareamento não elimina o efeito que as características não observáveis dos indivíduos possa ter sobre a variável de interesse, o que é feito através do estimador de diferenças em diferenças.

Formalizando o exposto, seguindo Dehejia et al (1998), considere que para o indivíduo i , Y_{i1} denotará o valor da variável de interesse quando este indivíduo for submetido ao tratamento e Y_{i0} o valor da mesma variável quando não submetido ao tratamento. Portanto se ambos Y_{i0} e Y_{i1} forem observáveis, então o efeito do tratamento sobre o indivíduo i será, $\tau_i = Y_{i1} - Y_{i0}$.

Se fosse possível observar os dois valores ao mesmo tempo, $E(Y_{i1}|T=1)$ (valor esperado para os indivíduos do grupo de tratamento, caso tivessem sido tratados) e $E(Y_{i0}|T=1)$ (valor esperado para os indivíduos do grupo de tratamento, caso não tivessem sido tratados), sendo T a variável que indica se o indivíduo faz parte do grupo de controle ou de tratamento ($T=1$ significa o indivíduo faz parte do grupo de tratamento); o interesse estaria voltado para saber o efeito médio do tratamento sobre o tratado (*average treatment effect on treated* – ATT), ou seja, dado que o indivíduo foi tratado, o efeito médio do tratamento esperado sobre este indivíduo será a diferença entre Y_{i1} e Y_{i0} , como segue em (1):

$$\begin{aligned} \tau|_{T=1} &= E(\tau_i|T_i=1) \\ &= E(Y_{i1}|T=1) - E(Y_{i0}|T=1) \\ &= E(Y_{i1}-Y_{i0}|T_i=1) \end{aligned} \quad (1)$$

Como só é possível observar os indivíduos em uma das duas situações, tratamento ou controle, faz-se necessária a estimação da situação oposta: o que aconteceria com um indivíduo do grupo de tratamento caso ele não tivesse sido tratado. Então, deve-se estimar:

$$\tau^e = E(Y_{i1}|T=1) - E(Y_{i0}|T=0) \quad (2)$$

No entanto, se utilizarmos (2), o estimador ATT pode ser viesado, pois indivíduos tratados e controle diferem em suas características observáveis e não observáveis. Deste modo, utilizando-se $(Y_{i0}|T=0)$ no lugar de $E(Y_{i0}|T=1)$, não se pode assumir que o estimador será não viesado, dado que $E(Y_{i0}|T=0)$ e $E(Y_{i0}|T=1)$ não são iguais.

A fim de evitar o viés na estimação, deve-se tornar o valor da variável de interesse independente do fato de o indivíduo receber tratamento, ou, em outras palavras, deve-se garantir que a escolha do grupo de tratamento é independente dos resultados:

$$\begin{aligned} & Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i \\ (Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i) & \Rightarrow E(Y_{i0} | T_i = 1) = E(Y_{i0} | T_i = 0) = E(Y_i | T_i = 0) \end{aligned} \quad (3)$$

em que $Y_i = T_i Y_{i1} + (1-T_i) Y_{i0}$ e \perp denota independência.

Dada a independência condicional sobre T_i , os grupos de tratamento e controle não serão sistematicamente diferentes um do outro e com isso, a atribuição de tratamento se tornará aleatória.

O problema de viés pode surgir também se o processo de seleção do grupo de tratamento ocorrer segundo outras características observáveis. Deve-se também garantir que a escolha dos tratamentos seja aleatória condicionalmente ao vetor de características observáveis:

$$\begin{aligned} & Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i \\ (Y_{i1}, Y_{i0} \perp T_i | X_i) & \Rightarrow (Y_{i0} | X_i, T_i = 1) = (Y_{i0} | X_i, T_i = 0) = (Y_{i0} | X_i) \end{aligned} \quad (4)$$

em que X representará o vetor de características observáveis.

A hipótese formalizada em (4), conhecida como Hipótese da Independência Condicional, garante que os resultados sejam independentes do tratamento, dadas as características observáveis e desde que todas as variáveis que influenciam o tratamento e seu resultado sejam observadas. Reescrevendo (1):

$$\begin{aligned} \tau|_{T=1} &= E(Y_{i1}|T=1) - E(Y_{i0}|T=1) \\ &= E_X[\{E(Y_{i1}|X_i, T_i=1) - E(Y_{i0}|X_i, T_i=1)\} | T_i=1] \\ &= E_X[\{E(Y_{i1}|X_i, T_i=1) - E(Y_{i0}|X_i, T_i=0)\} | T_i=1] \\ &= E_X[\tau|_{T=1, X} | T_i=1] \end{aligned} \quad (5)$$

Se essa hipótese de independência condicional é verdadeira, a estimação do ATT não terá o problema de viés: será possível comparar dois indivíduos que tenham as mesmas características observáveis, tendo um recebido tratamento e o outro não, como se fosse um experimento aleatório.

Para estimar a equação acima será utilizado o método de *matching* ou pareamento, muito utilizado na literatura de avaliação de políticas. O *matching* permite a construção de um grupo de comparação ideal, constituído por indivíduos que não participaram do tratamento e, assim, será possível identificar o que teria acontecido com os indivíduos tratados caso não tivessem recebido tratamento. Consiste em selecionar algumas

características observáveis e procurar indivíduos não-tratados que apresentem características idênticas ao grupo de tratamento. Passam a fazer parte do grupo de controle os indivíduos não-tratados cujas características sejam suficientemente próximas das características do grupo de tratamento.

Caso o número de covariáveis X seja pequeno, pode-se realizar o *matching* estratificando-se os dados em blocos, cada bloco correspondente a determinado vetor de características observáveis. Por exemplo, caso haja somente duas covariáveis binárias, estratifica-se facilmente os dados em quatro blocos. No entanto, segundo Resende (2006), o grande problema desse método é a multidimensionalidade, pois quanto maior o número de características observáveis X , menos provável se torna encontrar um indivíduo no grupo de controle que apresente essas mesmas características. Caso existam n características observáveis, o número de possíveis valores para o vetor X será 2^n .

Se for este o caso, Rosenbaum e Rubin (1983) sugerem o uso do método de *Propensity Score* (escore de propensão ou probabilidade condicional de receber tratamento dado um grupo de covariadas), que permite eliminar o problema da multidimensionalidade do pareamento, que poderá ser feito com base apenas em um escalar. Consiste em estimar um valor de probabilidade de ser tratado para todos os indivíduos, tratados e não tratados, dado o vetor de características observáveis. Seja $p(X)$ a probabilidade de um indivíduo i receber tratamento, definida como:

$$p(X) \equiv \Pr(T_i = 1 | X_i) = E(T_i | X_i), \quad (6)$$

pois

$$\begin{aligned} & E(T_i | Y_1, Y_0, p(X)) \\ &= E_X \{E(T_i | Y_1, Y_0, X) | Y_1, Y_0, p(X)\} \\ &= E_X \{E(T_i | X) | Y_1, Y_0, p(X)\} \\ &= E_X \{E(p(X) | Y_1, Y_0, p(X))\} \\ &= p(X) \end{aligned} \quad (7)$$

então:

$$\begin{aligned} & (Y_{i1}, Y_{i0}) \perp T_i | X_i \\ & (Y_{i1}, Y_{i0}) \perp T_i | p(X_i) \end{aligned} \quad (8)$$

Dessa forma, obtém-se:

$$\tau |_{T=1} = E_{p(X)}[(\tau |_{T=1, p(X)}) | T_i = 1] \quad (9)$$

Para cada indivíduo, deve existir uma probabilidade entre zero e um de ser tratado. Deste modo, cada unidade tratada é pareada a um indivíduo não-tratado que apresente valor de *propensity score* suficiente próximo, delimitando-se, assim, o grupo de controle.

Uma vez delimitado o grupo de controle, conforme indicado anteriormente, procede-se a estimação da política de *buy-back*, com a utilização do estimador de diferenças-em-diferenças, que permite eliminar o efeito de características individuais fixas não observadas dos indivíduos do processo de estimação. Para isso, será preciso estimar $\tau |_{T=1}$ antes e depois da política.

Dado que $\tau |_{T=1}$ será estimado por (9), então, a única diferença entre os grupos de tratamento e controle será o impacto do *buy-back*, então é possível definir o estimador de

diferenças-em-diferenças como:

$$(10) \quad \hat{\beta}_1 = \tau|_{T=1}^d - \tau|_{T=1}^a$$

em que $\tau|_{T=1}^d$ será o efeito médio do tratamento depois da política e $\tau|_{T=1}^a$ será o efeito médio do tratamento antes da política.

Como se está considerando o tratamento como sendo atribuído aleatoriamente, então $\hat{\beta}_1$ será um estimador não viesado e consistirá no efeito causal, ou seja, a diferença na taxa de óbitos com armas de fogo causada pela mudança na legislação.

Para que se possa realizar o procedimento de inferência que permitam avaliar a significância estatística de $\hat{\beta}_1$, deve ser estimado o seguinte modelo de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários com dados dos períodos “antes” e “depois” da entrada em vigor da campanha paranaense.

$$\acute{O}BITOS_{it} = \beta_0 + \delta_0 CAMPANHA_t + \delta_1 PARAN\acute{A}_t + \beta_1 (CAMPANHA * PARAN\acute{A})_{it} + u_{it}$$

em que $\acute{O}BITOS$ refere-se às taxas de óbitos por armas de fogo, $CAMPANHA$ é uma *dummy* de tempo, igual a “0” no período anterior à campanha paranaense e iguala “1” após a campanha, $PARAN\acute{A}$ indica o município pertencente ao estado do Paraná e $CAMPANHA * PARAN\acute{A}$ é o termo de interação. O intercepto, β_0 , é a taxa de óbitos média dos municípios de outros estados antes da campanha. O parâmetro δ_0 captura as alterações na taxa de óbitos de todos os municípios (tratamento e controle) depois da campanha. Já δ_1 mede o quanto o fato de um município pertencer ao Paraná influencia sua taxa de óbitos. Por fim, o interesse está no termo de interação $CAMPANHA * PARAN\acute{A}$, cujo parâmetro β_1 medirá a variação na taxa de óbitos devido à campanha.

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 habitantes das regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste do Brasil, retiradas do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, que toma como base os micro-dados 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. 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**¹. Como indicador de pobreza, utilizou-se o **percentual de pessoas com renda domiciliar per capita inferior a R\$ 75,50** (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**. Por fim, utilizou-se também o Índice de desenvolvimento humano - **IDH-municipal** - e a **taxa de urbanização** (razão entre população urbana e população total).

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 (*PSCORE*) de pertencer ao estado do Paraná, calculado a partir dos parâmetros estimados no modelo.

O método de *matching* utilizado foi *nearest-neighbor* (vizinho mais próximo) sem reposição, com apenas um controle para cada tratamento e tolerância (*caliper*) de 0,0007 na distância do valor do *PSCORE* dos pares. Os municípios paranaenses (tratamento) foram ordenados em ordem crescente do valor do *PSCORE* e combinados a municípios dos demais estados, também ordenados de acordo com o valor do *PSCORE*. Os municípios pareados, paranaenses e não-paranaenses, passaram a compor o grupo de tratamento e grupo de controle, respectivamente.

Uma vez delimitados os grupos de controle e tratamento, procedeu-se a estimação do impacto da campanha de entrega de armas no Paraná. Algumas variáveis de interesse foram definidas e obtidas no Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. Trata-se de uma base de dados de registro de óbitos, em que são registradas informações sobre as circunstâncias da morte. Utilizou-se como período de análise os meses de **junho de 2003 (anterior à campanha)** e **junho de 2004 (após a campanha)**.

As variáveis de interesse, nas quais será possível verificar o impacto da campanha, são: 1. **homicídios**² **com arma de fogo** (classificação CID-10³ X93, X94 e X95); 2. **suicídios**⁴ **com arma de fogo** (X72, X73 e X75); 3. **óbitos decorrentes de acidentes com arma de fogo** (W32, W33 e W34); 4. **óbitos decorrentes de eventos de intenção não determinada envolvendo armas de fogo** (Y22, Y23 e Y24); 5. **óbitos de qualquer**

¹ 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.

² No SIM homicídios são definidos como “óbitos decorrentes de agressões”

³ 10ª Revisão da Classificação internacional de Doenças

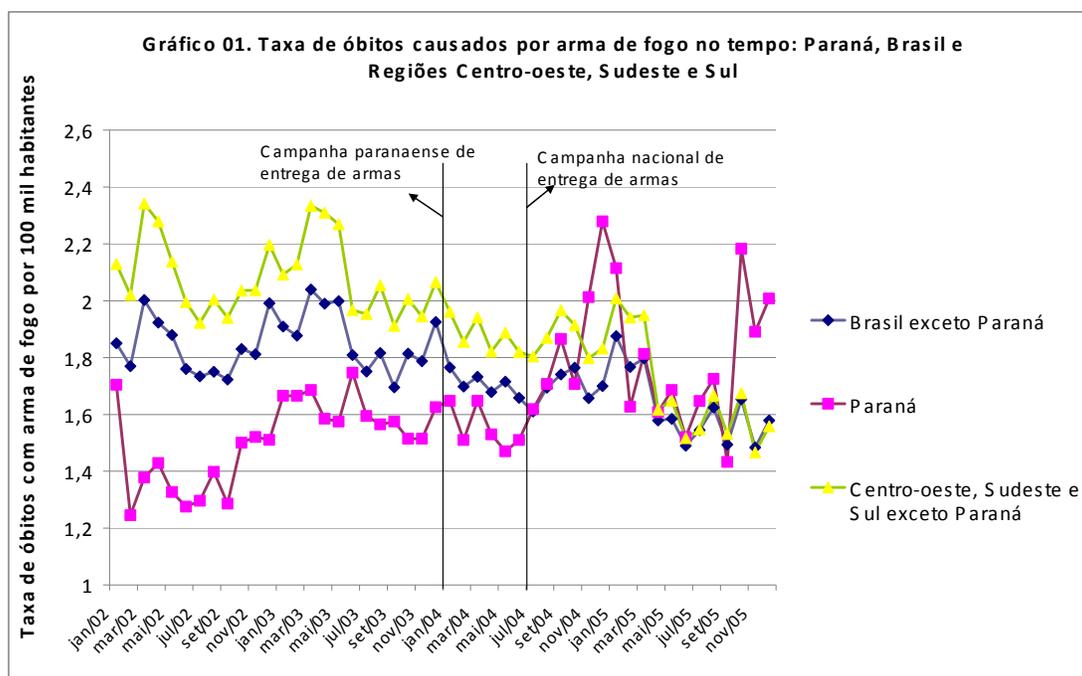
⁴ No SIM, suicídios são óbitos causados por lesões auto-provocadas intencionalmente.

natureza envolvendo armas de fogo (somatória de todos os óbitos envolvendo armas de fogo). Para normalizar o número de ocorrências de acordo com a população dos municípios, utilizou-se como variáveis dependentes as **taxas de óbitos por 100 mil habitantes**.

Alem dessas variáveis, foram realizadas os exercícios de estimação com a **taxa de homicídios não realizados com a utilização de armas de fogo** (X85 a Y09, exceto X93 a X95) e **taxa de suicídios não realizados com armas de fogo** (X60 a X84, exceto X72 a X75). Se houver impacto sobre essas variáveis, então o eventual impacto observado sobre óbitos com armas de fogo pode ter ocorrido por algum fator não-observado.

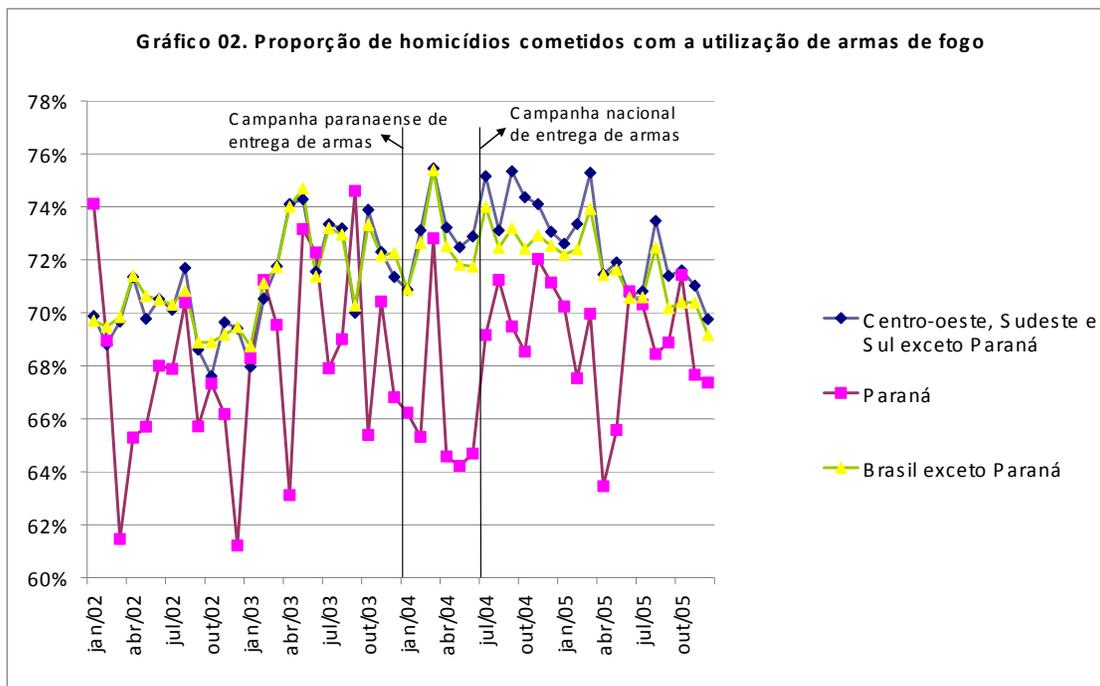
5.2 Análise descritiva

O gráfico 01 a seguir contém a evolução da taxa mensal de óbitos por 100 mil habitantes ao longo do tempo. Observa-se que a incidência de óbitos deste tipo tem sido menor no Paraná, comparativamente ao restante do país, até julho de 2004, quando passa a apresentar grande volatilidade. Coincidência ou não, este é o momento do início da campanha nacional de entrega de armas. Já para o Brasil há uma tendência de queda na incidência de óbitos relacionados a armas de fogo desde 2003, corroborando os resultados de Souza et al (2007).



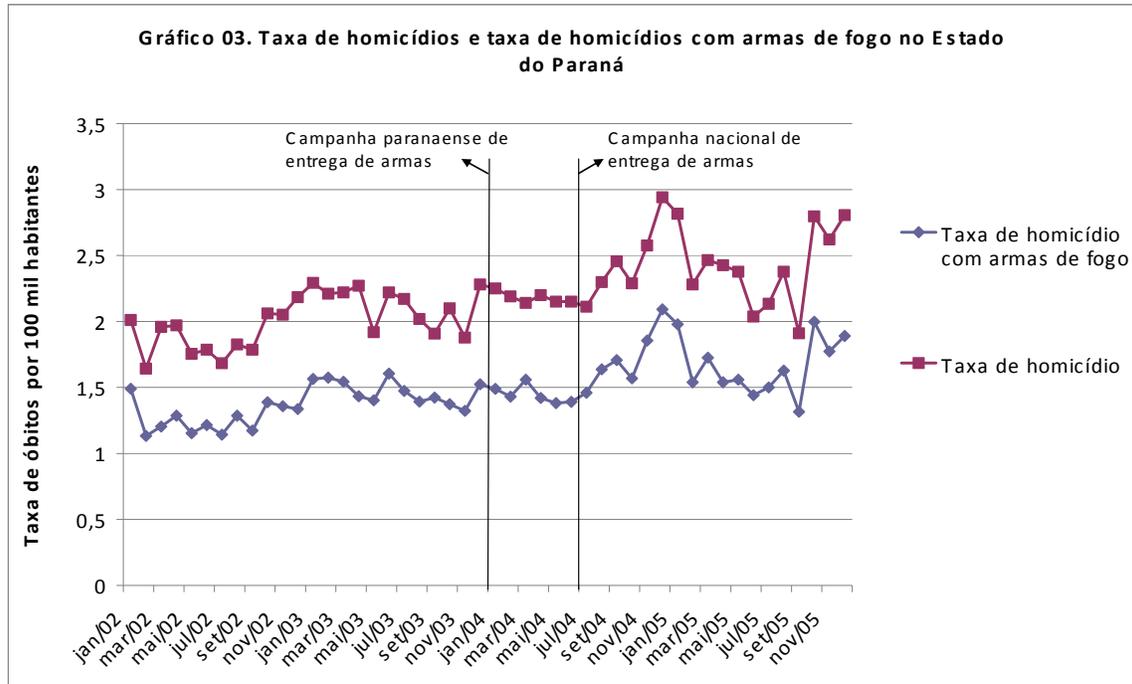
Fonte: elaboração própria, com base em dados do SIM-Ministério da Saúde.

No Brasil é grande a proporção de homicídios cometidos com a utilização de armas de fogo (70%), o que poderia explicar um eventual sucesso da campanha na redução dos índices de criminalidade, diferentemente de países como Inglaterra e Austrália, em que a utilização de armas de fogo em homicídios é pouco expressiva. Entretanto, uma breve análise do gráfico 02 indica que não ocorreu redução significativa na parcela de homicídios cometidos com armas de fogo.



Fonte: elaboração própria, com base em dados do SIM-Ministério da Saúde.

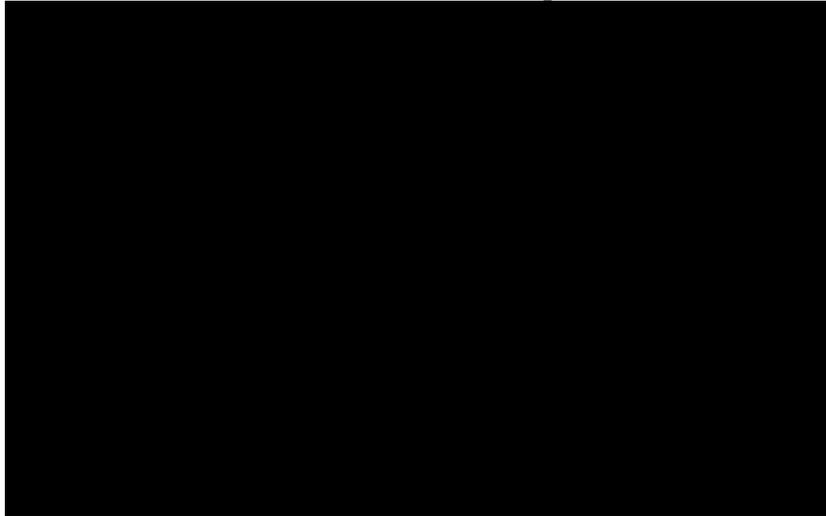
Por fim, o gráfico 03 demonstra a evolução temporal da taxa de homicídios e da taxa de homicídios com arma de fogo no Estado do Paraná. Observa-se que enquanto a taxa de homicídios (totais) mantém-se constante, a taxa de homicídios com armas de fogo sofre ligeira queda imediatamente após o início da campanha estadual, entretanto volta a subir no segundo semestre de 2004. Em janeiro de 2005 ambas as taxas alcançam seu pico, sendo que este ano apresentou grande volatilidade das taxas.



Fonte: elaboração própria, com base em dados do SIM-Ministério da Saúde.

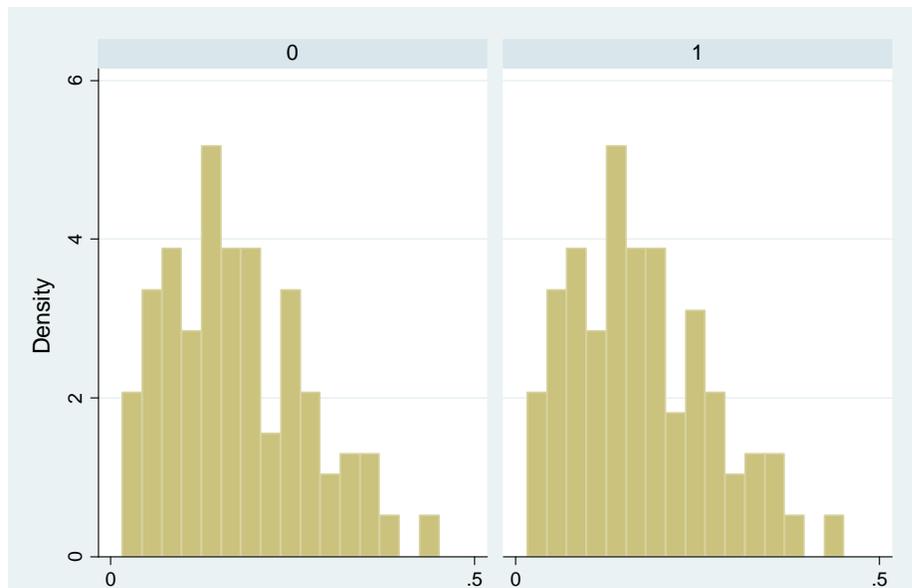
5.3 Resultados

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, totalizando 1.484 municípios, dos quais 183 pertenciam ao Paraná. Estimou-se o modelo *probit*, cujos resultados são apresentados na tabela 00. Não há nenhuma relação teórica que explique os valores dos parâmetros, que servem tão somente para a construção do *propensity score*. Os resultados são apresentados na tabela 01.

Tabela 01. Resultado do *probit*

Fonte: elaboração própria

Com os parâmetros estimados foi possível calcular o valor de probabilidade de ser tratado (*PSCORE*), utilizado para a realização do *matching*. Ao todo, 284 municípios foram pareados, sendo 142 tratamentos e 142 controles. O *matching* teve boa aderência, com alta correlação dos valores do propensity score dos grupos conforme se observa no gráfico 04.

Gráfico 04. Histograma do *PSCORE* – controle (0) e tratamento (1)

Fonte: elaboração própria

Também parece ser satisfatória a distribuição das características observáveis nos dois grupos, conforme tabela 02, que apresenta as médias e os desvios-padrão das covariáveis incluídas na estimação do *propensity score*.

Tabela 02. Distribuição das características observáveis

	Amostra inicial	Controle	Tratamento
Número de observações	1.484	142	142
Índice de Gini	0,55 (0,06)	0,56 (0,06)	0,56 (0,05)
Média de anos de estudo	5,21 (1,05)	4,93 (1,14)	5,06 (0,84)
Taxa bruta de frequência à escola	79,02 (6,77)	79,08 (6,97)	79,49 (7,21)
Percentual de pobres	27,61 (14,51)	31,50 (16,53)	30,19 (11,39)
Percentual de mulheres chefes de família	4,76 (1,42)	4,45 (1,33)	4,53 (1,29)
Percentual de mães de 10 a 17 anos	8,49 (3,93)	8,87 (4,44)	9,02 (3,37)
Percentual de jovens de 15 a 24 anos	19,13 (1,29)	18,86 (1,45)	18,81 (0,84)
IDH-municipal	0,77 (0,05)	0,75 (0,05)	0,76 (0,04)
Urbanização	76,31 (19,33)	67,83 (18,95)	71,38 (21,70)
<i>PSCORE</i>	---	0,174 (0,096)	0,174 (0,096)

Fonte: elaboração própria

Por fim, foi estimada a regressão (diferenças em diferenças) para mensuração do impacto da campanha⁵. Conforme se observa na tabela 03, o parâmetro do termo de interação não foi estatisticamente significativo em nenhum dos casos. Conclui-se, portanto, que a campanha não surtiu efeito algum sobre a violência com armas de fogo no Paraná.

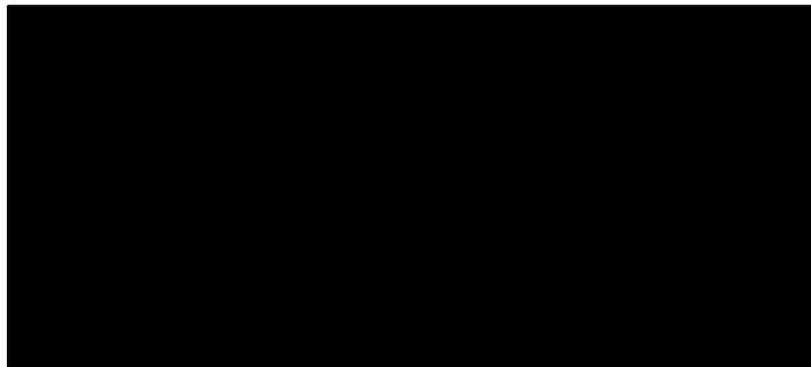
⁵ Não foi possível realizar a regressão para a variável dependente "acidentes com armas de fogo", pois a grande maioria dos municípios apresenta índice nulo para essa taxa, com exceção de apenas oito municípios.

Tabela 03. Resultados das regressões – diferenças em diferenças

	I		II		III		IV	
	Homicídios com arma de fogo	p-valor	Suicídios com arma de fogo	p-valor	Eventos de intenção não determinada envolvendo armas de fogo	p-valor	Óbitos em geral envolvendo armas de fogo	p-valor
<i>INTERCEPTO</i>	0,645	0,000	0,179	0,009	0,032	0,027	0,856	0,000
<i>PARANÁ</i>	0,585	0,012	-0,057	0,556	-0,017	0,389	0,510	0,040
<i>CAMPANHA</i>	-0,282	0,224	-0,160	0,100	-0,025	0,221	-0,467	0,060
<i>PARANÁ*CAMPANHA</i>	-0,221	0,500	0,161	0,242	0,013	0,657	-0,047	0,893
R^2	0,025		0,005		0,004		0,027	

Fonte: elaboração própria

Procedeu-se também a estimação da regressão nas variáveis de homicídios e suicídios realizados sem a utilização de armas de fogo. Conforme tabela 04, o termo de interação não é significativo para homicídios, entretanto o resultado obtido para suicídios é curioso: aparentemente, a campanha de entrega de armas levou ao aumento do número de suicídios cometido com outros instrumentos.

Tabela 04. Regressões com suicídios e homicídios que não envolveram armas de fogo


Fonte: elaboração própria

Uma possível explicação seria o efeito substituição: uma vez que há menor disponibilidade de armas de fogo, outros instrumentos serão utilizados. Entretanto a não-significância do termo de interação na coluna II da tabela 03 (suicídios com armas de fogo) não corrobora essa conjectura.

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. 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 desprezível para a redução da violência.

Os motivos do fracasso deste tipo de campanha são vários, já apontados na literatura de avaliação deste tipo de política: 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, prevendo a perpetuidade de indenização por entrega de armas. Provavelmente não será uma arrecadação de armas do vulto observado durante a campanha de 2004, entretanto trata-se ainda de um gasto público que não tem contrapartida social: o custo-benefício é extremamente desfavorável, qualquer que seja o valor despendido na compra de armas.

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, pois a violência é um fenômeno complexo, cuja causa não reside simplesmente na disponibilidade de armas de fogo, mas sim envolve fatores sócio-econômicos, tais como a ausência de um sistema educacional eficiente, o que diminui o campo de escolhas profissional dos jovens e aumenta a probabilidade de ingresso na criminalidade.

Referências Bibliográficas

ABADIE, A., DRUKKER, D. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. **The Stata Journal**. College Station, v. 4, n. 3, pp. 290-311, 2001.

BARTLEY, W. A. Will rationing guns reduce crime? **Economic Letters**, v. 62, pp. 241-243, 1999.

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.

DEHEJIA, R.H., WAHBA, S. **Propensity score matching methods for non-experimental causal studies**. Working Paper 6829. Cambridge: National Bureau of Economic Research, dec. 1998.

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, PP. 1086-1114, 2001.

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.

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.

RESENDE, A.C.C. **Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do bolsa-escola sobre os gastos das famílias brasileiras**. Dissertação de mestrado, CEDEPLAR, Belo Horizonte/MG, 2006.

REUTER, P., MOUZOS, J. Austrália: 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.

ROSENBAUM, P.R., RUBIN, D.B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, Great Britain, v.70, n.1, p.41-55, 1983.

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, pp. 575-584, 2007.

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, pp. 1205-1209, 2000.