

## ÁREA 12 – ECONOMIA SOCIAL E DEMOGRAFIA ECONÔMICA

### **Avaliação de Impacto das Guardas Municipais com o Uso de Tratamentos Binários, Multivalorados e Contínuos**

Oliveira Alves Pereira Filho  
Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão – MP  
e-mail: [oliveira.ap.filho@gmail.com](mailto:oliveira.ap.filho@gmail.com)

Maria da Conceição Sampaio de Sousa  
Departamento de Economia – UnB e UFPB  
e-mail: [csampaioledesousa@gmail.com](mailto:csampaioledesousa@gmail.com)

#### **RESUMO**

Este artigo avalia se a implantação de Guardas Municipais – GMs produziu melhorias nos indicadores de segurança pública dos entes que as adotaram (taxas de homicídios por 100 mil habitantes e de roubos e furtos de veículos por 100 mil emplacamentos). Na tentativa de se contornar o viés de autosseleção e a endogeneidade por simultaneidade presentes em análises desse tipo, foram testadas diversas estratégias de identificação baseadas na literatura de resultados potenciais, com destaque para diferenças-em-diferenças – DID, *propensity score matching* – PSM simples e com diferenças-em-diferenças (DID-PSM) e modelos com tratamentos multivalorados discretos e contínuos (*generalized propensity score* com função dose-resposta – DR). A base de dados consiste em dois conjuntos de painéis não balanceados compreendendo os Municípios da Federação como unidades de análise (de 1991 a 2012 para homicídios e de 2009 a 2011 para roubos e furtos de veículos). Os principais resultados indicam que apenas o tratamento binário não é suficiente para a aferição fidedigna dos impactos causais desejados. Quando adicionados à análise, os tratamentos multivalorados de longevidade das GMs (categóricos e contínuos) evidenciaram reduções nas taxas de homicídios dos Municípios pequenos e médios, comportamento antes negligenciado pelos métodos dicotômicos. No entanto, os impactos sobre os crimes contra o patrimônio se mostraram nulos.

**Palavras-Chave:** Guardas Municipais; Segurança Pública; PSM; Diferenças-em-Diferenças; Tratamentos Multivalorados; GPS; Dose-Resposta.

#### **ABSTRACT**

*This article evaluates if the implementation of Brazilian Municipal Guards - GMs produced improvements in public safety indicators (homicide rates per 100,000 inhabitants and vehicle robbery and theft per 100,000 registrations). In an attempt to overcome the bias of self-selection and endogeneity by simultaneity, various identification strategies based on potential outcomes literature were tested, highlighting differences-in-differences - DID, simple propensity score matching - PSM and differences-in-differences propensity score matching (DID-PSM) and models with discrete and continuous multivalued treatments (generalized propensity score with dose-response function - DR). The database consists of two sets of unbalanced panels where the municipalities are the units of analysis (1991 to 2012 for homicide and 2009 to 2011 for vehicle robbery and theft). The main results indicate that only the binary treatment is not sufficient for the reliable measurement of the causal impacts. When added to the analysis, the multivalued treatments (categorical and continuous) showed reductions in homicide rates of the small municipalities due to the longevity of GMs, behavior before neglected by dichotomous methods. However, there were no impacts on property crime.*

**Keywords:** Local Police; Public Safety; PSM; Differences-in-Differences; Multivalued Treatment; GPS; Dose-Response.

**JEL CODES:** K42, K32, H41, H76, C23.

## 1. Introdução

Pouco ainda há para se debater sobre o quão importante a segurança pública é para o cidadão brasileiro. Em conjunto com o recado incômodo passado pelas estatísticas do setor, pesquisa de opinião recente do Datafolha a elegeu como a 2º maior preocupação da população, atrás somente da saúde (SEGURANÇA..., 2014). Se por um lado está claro qual é o incômodo, as estratégias sobre como viabilizar menores índices de criminalidade ainda continuam objeto de debate.

Fator agravante para esse quadro parece ser a divisão de competências imposta pela Constituição Federal de 1988 – CF 88. Por esse diploma, coube aos Estados e ao DF a parcela mais expressiva das atividades de segurança pública, relegando-se aos Municípios o papel subsidiário e facultativo de implantação de Guardas Municipais civis – GMs em seus limites territoriais e com atribuições circunscritas de “... proteção de seus bens, serviços e instalações, conforme dispuser a lei.”. Ocorre, no entanto, que aos olhos dos eleitores/cidadãos os problemas acontecem em seus quintais, não sendo plenamente possível desassociar criminalidade e atuação política local.

Nesse sentido, um número crescente de Municípios tem optado por criar e gerir seus próprios aparatos de GMs, esperançosos de que possam responder aos anseios da sociedade em termos de redução na criminalidade. Todavia, esse movimento tem sido posto em prática de maneira predominantemente empírica, sem avaliações de eficiência ou de impacto que o referendem. Se tais iniciativas forem, por algum motivo, inócuas, ter-se-á o pior dos cenários, a saber: continuidade da sensação de insegurança com a prevalência de maiores gastos orçamentários, antes inexistentes.

Objetivando contribuir com o preenchimento dessa lacuna acadêmica, este artigo tem por finalidade avaliar e mensurar os impactos advindos da criação e da manutenção dessas estruturas municipais de segurança pública (GMs) sobre os principais indicadores de criminalidade disponíveis (taxa de homicídios por 100 mil habitantes e taxa de roubos e furtos de veículos por 100 mil emplacements). A hipótese básica é de que essas corporações possuem pouco potencial de afetar esses indicadores e isso se daria por conta do seu pequeno tamanho relativo (em relação ao papel dos Estados e do DF e também em relação a União) e, principalmente, pela indefinição em torno do seu modelo de atuação, ora identificado como de segurança patrimonial ou de policiamento comunitário ou ainda possivelmente como força repressora auxiliar.

Isso posto, este artigo está subdividido em mais 4 seções, além desta Introdução. Imediatamente a seguir são debatidas as principais características legais e funcionais dessas corporações. Na seção 3 há a apresentação mais detalhada dos métodos econométricos anteriormente citados, ao passo que nas seções 4 e 5 detalham-se, respectivamente, a base de dados utilizada e os diversos resultados estimados. O estudo se encerra com uma síntese dos principais achados, feita em seção própria (6).

## 2. As Guardas Municipais no Brasil

O instituto das Guardas Municipais – GMs, visto de maneira ampla como a possibilidade de participação dos Municípios nos esforços de segurança pública, não é um fenômeno recente no Brasil, contudo toma relevo apenas após a consolidação legal trazida pela Constituição Federal de 1988 – CF 88 que, em seu art. 144, §8º, especifica e delimita a abrangência de tais iniciativas<sup>1</sup>.

Restou inconteste o caráter subsidiário relegado pelos Constituintes aos Municípios (“poderão”), assim como, pela letra fria da lei, deverão atuar numa dimensão notadamente restrita (“proteção de seus bens, serviços e instalações”). Afora esse caráter normativo, impende ponderar as mudanças no tecido social ocorridas após 1988, em especial o cenário desfavorável de crescimento da criminalidade, sobretudo nos grandes centros urbanos nos anos 1990. Essas questões de cunho prático passam a pautar as criações e a atuação de tal aparato, como uma possível resposta em termos de política pública aos anseios da sociedade que invariavelmente identifica também o Prefeito como

---

<sup>1</sup> De acordo com dados da Munic 2012 (BRASIL, 2013), dos 993 Municípios que declararam possuir GM, cerca de 9,8% informaram que elas existem desde antes de 1988.

um possível responsável pelo quadro deteriorado da segurança e não apenas Governadores ou Presidentes.

Pelos dados da Munic é possível verificar que houve incremento incontestado no quantitativo de Municípios que optaram pela instalação desses aparatos de segurança pública, haja vista serem apenas 318 em 1995 e em 2012 passaram para 993 (17,8% do total de Municípios existentes), isto é, foram criadas 675 novas GMs no período. Como essas corporações são mais presentes em cidades maiores, tem-se que o percentual da população atendida por tal serviço atingiu em 2012 o maior valor da série, 58,9% (em 1995 eram apenas 26,7%). Em termos de recursos financeiros, a trajetória ascendente é praticamente a mesma, ainda que a participação relativa dessas alocações orçamentárias no total do setor de segurança pública brasileiro seja discreta, houve um crescimento real de 251,9% nessas despesas, as quais saíram de R\$ 0,8 bilhão em 2000 para R\$ 2,8 bilhões em 2011. A ocorrência de GMs se intensificou, em termos relativos, nos Municípios pequenos, ao passo que caiu nas grandes cidades. Em 1991, cerca de 27,5% das GMs existentes encontravam-se em localidades com menos de 20.000 habitantes e em 2012 essa participação já era de 32,9%. Em caminho contrário, nos Municípios maiores (população acima de 250.000) o percentual relativo retraiu-se de 12,6% (em 1991) para 8,6% em 2012.

No contexto evolutivo dessas GMs, Vargas e Oliveira Junior (2010) conseguem visualizar indicativos de que essas instituições de fato têm extravasado seu restrito mandato constitucional e, sob um enfoque positivo, propõem um modelo para a análise do funcionamento e da atuação desses entes pautado por três critérios, não necessariamente excludentes:

- 1) Polícia Municipal – Aplicador da lei e repressor;
- 2) Polícia Comunitária – Apaziguador e mediador; e
- 3) Guarda Patrimonial – Protetor de bens e de pessoas.

De forma complementar, o questionário da Munic 2012 (BRASIL, 2013) dá números a esse tipo de debate, na medida em que registra quais são as principais atividades exercidas por essas GMs. A atuação dessas corporações é diversificada e com características convergentes aos três critérios estabelecidos por Vargas e Oliveira Junior (2010). Nota-se que há grande prevalência de atividades de proteção a bens (93,4%), mas também se observa componentes de policiamento, propriamente dito, (por exemplo, Auxílio à Polícia Militar – 72,9%, Patrulhamento ostensivo – 67,7% e Auxílio à Polícia Civil – 59,3%). Portanto, parecem existir evidências suficientes em favor do entendimento de que as GMs não se comportam apenas como vigilantes ou porteiros do patrimônio público e que a cada ano o seu potencial de influenciar os indicadores do sistema de segurança pública brasileiro vem aumentando. Se isso é verdade, convém sejam envidados esforços para se estimar em qual magnitude se dá esse impacto, seara em que este artigo pretende contribuir por meio das estratégias detalhadas em seções posteriores.

Apesar do crescente apelo envolvendo tais atividades locais de segurança pública, ainda são poucas as contribuições empíricas que tomam como base o modelo de racionalidade econômica aplicado a atividades criminais para mensurar o impacto das GMs brasileiras nos diversos indicadores de criminalidade. Entre eles, destacam-se a contribuição de Resende e Andrade (2011) e a de Ferreira (2012). A busca na literatura internacional retornou evidências de que o modelo de GMs utilizado no Brasil é *sui generis*, em especial pelo seu componente de participação facultativo. Até onde foi possível pesquisar, não foram encontradas experiências empíricas similares, inclusive em modelos regionalizados de policiamento. Mesmo para esses, notou-se a obrigatoriedade de sua existência como uma característica marcante, relacionada ao fato de que os serviços de segurança pública são monopólios estatais resguardando de maneira inalienável o uso da força ao Poder constituído. Para situações como essa, métodos baseados no arcabouço de resultados potenciais (que em geral necessitam de grupos de controle) não se mostram tão eficazes como, por exemplo, estimações comparativas por meio de fronteiras<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Um pouco mais de informação sobre os modelos europeus e norte-americano de policiamento pode ser obtido em Bayley (1990) e em Monet (2001).

### 3. Metodologia

Conforme debatido nas seções anteriores, a decisão de implantar uma GM é uma faculdade inerente aos próprios Municípios, diferindo, portanto, das demais ações da área de segurança pública que são constitucionalmente mandatórias (por exemplo, existência de polícias civis e militares nos Estados e no DF). Essa nuance indica, entre outras consequências, que a designação ao tratamento (criação de uma GM) não é um processo aleatório. Mais ainda, pode existir um componente de autosseleção associado com características não observáveis desses participantes e isso os tornaria uma espécie de subamostra especializada, com possíveis impactos sobre suas variáveis de resultado. Como esse parece ser o caso, a tarefa de se isolar o efeito causal desse tipo de programa se torna ainda mais dificultosa.

Nesse contexto comparativo, busca-se definir como os Municípios tratados (com GM) se sairiam sem possuí-las e também como seria o desempenho daqueles entes que não foram tratados, caso o fossem. Como não é possível observar os mesmos indivíduos simultaneamente em duas situações, há a necessidade de se estimar resultados potenciais com o auxílio de contrafactuais. O trabalho de Imbens e Wooldridge (2009) resenha de maneira crítica os desenvolvimentos recentes desse campo de pesquisa.

Neste artigo optou-se por avaliar os possíveis impactos advindos da criação de GMs, uma lacuna na pesquisa econômica do crime, por três enfoques distintos, cada um com suas respectivas estratégias de identificação. No primeiro caso investigamos apenas o aspecto binário (se possui ou não possui GM) e logo após analisamos de duas maneiras distintas também a intensidade do tratamento (anos com a GM): i) como se composto por múltiplos níveis<sup>3</sup>; e ii) como um processo contínuo. Para cada uma dessas abordagens há uma subseção a seguir definindo, ainda que de maneira breve, seus supostos.

#### 3.1 Tratamento binário (DID, PSM e DID-PSM)

A estratégia de identificação nesse caso é composta de estimações comparativas envolvendo o método DID, seguido pelo PSM e por uma combinação de ambos (DID-PSM). Os Municípios são divididos em dois grupos, o de tratamento composto por aqueles que possuem GM e o de controle, formado por aqueles entes que não possuem GM. Em adição, buscou-se contornar o possível problema de endogeneidade por simultaneidade, comum em atividades de segurança pública, por meio da criação de grupos de controle e de tratamento defasados, isto é, foram criadas diversas variáveis binárias definindo há quantos anos o Município conta com a GM e para cada uma dessas situações foram rodadas regressões individualizadas, com e sem covariadas de controle.

O método de diferenças-em-diferenças requer um painel de dados com unidades tratadas e não tratadas e com períodos anteriores e posteriores à intervenção. A sua principal hipótese diz que as trajetórias das variáveis de resultado entre os dois grupos possuem a mesma tendência no período pré-intervenção, o que remeteria possíveis mudanças pós-intervenção à designação ao tratamento (MEYER, 1995)<sup>4</sup>.

Outra estratégia utilizada para se mitigar a questão da autosseleção na avaliação de impacto das GMs é o método de pareamento por escore de propensão – PSM (ROSENBAUM e RUBIN, 1983). A intuição reside na busca por indivíduos que não foram tratados (dentro do grupo de controle), mas que possuem características observáveis similares àquelas dos que fazem parte do programa, ou seja, a comparação se dá em termos da probabilidade predita de receber o tratamento, condicional às variáveis de controle. Após a obtenção desse subgrupo de controle, suficientemente parecido com os tratados, qualquer diferença em termos de resultado será devida apenas ao efeito do tratamento.

<sup>3</sup> Nesse caso, as variáveis de tratamento são agrupadas em 5 categorias distintas, conforme sua dosagem, sendo o primeiro nível referente aos Municípios sem GM e o último, por gradação, remete àqueles entes que possuem maior exposição ao programa.

<sup>4</sup> A contribuição crítica de Bertrand et. al. (2004) enfoca com mais profundidade os benefícios e as limitações desse método.

Conforme Caliendo e Kopeinig (2005), temos que o efeito do tratamento para um indivíduo é dado pela diferença entre os seus resultados potenciais tendo recebido e não tendo recebido o tratamento. Como não observamos simultaneamente ambas as situações, precisamos de um contrafactual. Assim:

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

Neste artigo estamos interessados em estimar o Efeito do Tratamento sobre os Tratados – ATT (em inglês, *Average Treatment Effect on the Treated*), representado por:

$$\begin{aligned}\tau_{ATT} &= E(\tau \mid D = 1) \\ \tau_{ATT} &= E[Y(1) \mid D = 1] - E[Y(0) \mid D = 1],\end{aligned}$$

em que o último termo representa o contrafactual.

A hipótese básica para se estimar o ATT é a Independência Condicional (ou seleção em observáveis ou ignorabilidade ou *unconfoundedness*, do inglês). Por esta temos que, após controlar pelo PSM, os resultados potenciais são independentes da designação ao tratamento, como segue:

$$Y(0), Y(1) \perp\!\!\!\perp D \mid P(X), \forall X$$

Isso implica que, dado um mesmo escore de propensão, os resultados de indivíduos no grupo de controle podem ser vistos como boas aproximações do resultado potencial de um tratado, caso este não recebesse o tratamento. Há que se considerar também a hipótese de suporte comum (ou *overlap*, em inglês) que requer a existência de regiões de sobreposição entre os escores de propensão estimados tanto para tratados quanto para controles, de forma que:

$$0 < P(D = 1 \mid X) < 1$$

Sob as duas hipóteses citadas, também conhecidas em conjunto como “ignorabilidade forte”, podemos reescrever o ATT obtido por meio da técnica de PSM como:

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E_{P(D=1|X)} \{ [Y(1) \mid D = 1, P(X)] - [Y(0) \mid D = 0, P(X)] \}$$

De maneira resumida, o estimador PSM é dado simplesmente pela diferença entre os resultados médios de tratados e de controles sobre o suporte comum e para  $P(X)$  suficientemente parecidos.

Em contraposição ao método DID, que estima um modelo tendo como variável dependente uma medida de resultado, no PSM a variável dependente é a própria participação ou não no programa (critério binário), por isso também conhecido como modelo de tratamento. O conjunto de variáveis explicativas, a depender do fenômeno em análise, pode ser o mesmo nas duas situações. Na prática, os escores de propensão para cada observação da amostra de tratados e não tratados são preditos por meio de uma regressão Logit ou Probit, podendo-se aplicar restrições adicionais como a de que o ATT esteja definido apenas na região de suporte comum (inclusive com critérios de descarte) e aquelas relacionadas à qualidade do pareamento (testes de balanceamento).

Os trabalhos de Heckman et. al. (1997 e 1998) sugeriram ganhos adicionais pela combinação dos métodos PSM e DID, uma vez que há o relaxamento de algumas das hipóteses usuais, como a de seleção em observáveis. Na utilização conjunta, a estimação ainda será não viesada mesmo que existam fatores não observáveis comuns aos dois períodos (constantes ao longo do tempo) e que afetem simultaneamente a decisão de participar do programa e os resultados potenciais. Em termos práticos, aplica-se por meio de regressão linear a estimação DID na subamostra selecionada pelo PSM.

### 3.2 Tratamentos multivalorados (categóricos)

Nem sempre é crível imaginar que participantes de um dado tratamento recebam doses homogêneas dessa intervenção, superiores apenas àquelas dos que não participaram do programa, como é o suposto implícito das avaliações de impacto com variáveis binárias. No caso prático deste

artigo, é de se conjecturar que, mesmo entre os tratados, a longevidade das GMs em cada Município (anos em funcionamento) possa afetar o seu desempenho<sup>5</sup>.

Para situações multivaloradas como essa, a contribuição pioneira de Imbens (2000) registra que para a estimação de efeitos causais não é de fato necessário dividir a amostra de indivíduos em subpopulações em que as comparações causais seriam válidas, como faz o PSM, sendo suficiente repartir essa base de dados em subpopulações em que os produtos potenciais médios possam ser estimados.

De acordo com a notação de Wooldridge (2010, p.962), suponha que a variável indicativa de tratamento,  $w_i$ , assumam  $G + 1$  diferentes valores, de forma que  $\{0, 1, 2, \dots, G\}$ , sendo zero o grupo de controle e  $1, \dots, G$  os diferentes níveis ou opções para o tratamento. Há, portanto,  $G + 1$  resultados contrafactuais, que são denotados, para uma dada amostra aleatória  $i$ ,  $\{y_{ig}: g = 0, 1, \dots, G\}$ . Os resultados observados,  $y_i$ , são expressos como:

$$y_i = 1[w_i = 0]y_{i0} + 1[w_i = 1]y_{i1} + \dots + 1[w_i = G]y_{iG}$$

Definindo  $\mu_g = E(y_{ig})$  como a média populacional dos contrafactuais e utilizando um vetor de covariadas  $\mathbf{x}_i$ , uma condição de ignorabilidade suficiente para a identificação das médias é a assunção de independência condicional:

$$E(y_{ig} | w_i, \mathbf{x}_i) = E(y_{ig} | \mathbf{x}_i), \quad g = 0, 1, \dots, G.$$

Sob essa condição, segue que:

$$E(y_{ig} | w_i, \mathbf{x}_i) = 1[w_i = 0]E(y_{i0} | \mathbf{x}_i) + 1[w_i = 1]E(y_{i1} | \mathbf{x}_i) + \dots + 1[w_i = G]E(y_{iG} | \mathbf{x}_i),$$

o que demonstra que a função das médias  $E(y_g | \mathbf{x})$  é identificada porque

$$E(y_g | \mathbf{x}) = E(y | w = g, \mathbf{x}).$$

Portanto, é possível estimar  $E(y | w = g, \mathbf{x})$  para cada  $g$ , dada uma amostra aleatória, restringindo a atenção às unidades em que  $w_i = g$ . Esse ajustamento pode ser feito por meio de regressões, tornando a situação multivalorada uma extensão do caso em que  $w_i$  é binário.

Dadas as estimativas para a média condicional  $\{\hat{m}_g(\mathbf{x}) : g = 0, 1, \dots, G\}$ , é possível estimar o ATT para o nível de tratamento  $h$  relativo ao nível  $g$ , como

$$\hat{\tau}_{gh,reg}^{ATT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N [\hat{m}_h(\mathbf{x}_i) - \hat{m}_g(\mathbf{x}_i)].$$

Em palavras, se  $\tau_{gh}^{ATT}$  for o ATT para aqueles nos grupos  $g$  ou  $h$ ,  $\hat{\tau}_{gh,reg}^{ATT}$  será obtido tomando as médias das diferenças  $\hat{m}_h(\mathbf{x}_i) - \hat{m}_g(\mathbf{x}_i)$  dentre a subamostra com  $w_i = g$  e  $w_i = h$ . Para tanto, a hipótese de sobreposição (*overlap*) é imprescindível, haja vista a necessidade de se contar com observações com probabilidade positiva de designação em todos os níveis de tratamento.

Respeitadas as hipóteses debatidas, as rotinas de estimação para o efeito causal de tratamentos multivalorados discretos, como os utilizados neste artigo, consistem no uso, em separado, de modelos preditores para: i) a variável de resultado (ajustamento por regressão – RA, do tipo log-linear e de *Poisson*, dada a natureza não negativa das taxas criminais); e ii) a variável de designação ao tratamento (estimadores baseados em ponderação pelo inverso da probabilidade – IPW, obtidos com o uso de um logit multinomial). Isso feito, são adicionalmente testados estimadores do tipo duplamente robustos (*doubly robust*), associando os benefícios de cada uma das abordagens

<sup>5</sup> Essa variável está dividida em cinco categorias, denotando sempre dosagens maiores a partir do primeiro estrato (de não tratados).

anteriores (IPWRA)<sup>6</sup>, conforme definição e apresentação detalhada de Hirano e Imbens (2001), Wooldridge (2010, p.930-934) e de STATA CORP (2013).

### 3.3 Tratamentos contínuos

Outra maneira de verificar se o aumento na intensidade do tratamento (longevidade das GMs) acarreta impactos diferenciados sobre as variáveis de resultado (taxas de criminalidade) é encarando essas intervenções como contínuas. Como em outras ocasiões, tal estratégia necessita de unidades com características observáveis suficientemente similares, mas que agora contem com níveis diferenciados nas doses dos respectivos tratamentos<sup>7</sup>.

Os trabalhos pioneiros de Imbens (2000) e de Hirano e Imbens (2004) fornecem o arcabouço teórico para aplicações desse tipo, baseando-as inicialmente na noção de Escore de Propensão Generalizado – GPS, isto é, na probabilidade condicional de se receber um nível particular de tratamento ( $t$ ) dadas as variáveis pré-tratamento ( $x \in X$ ). Assim:

$$r(t, X) = pr(T = t | X = x) = E[D(t) | X = x],$$

em que  $D(t)$  é o indicador binário de recebimento do nível de tratamento  $t$ .

Nesse contexto, os autores sugerem o relaxamento da hipótese de independência condicional, demonstrando que uma análoga, denominada ignorabilidade fraca, se mantém dado o GPS:

$$D(t) \perp Y(t) | r(t, X), \quad \forall t \in T$$

Portanto, a hipótese de ignorabilidade fraca é menos restritiva, visto requerer que o indicador de tratamento em  $t$ ,  $D(t)$ , seja independente do resultado potencial somente em  $t$ ,  $Y(t)$ , dado  $X$  (ou o  $r(t, X)$ ). Na hipótese tradicional para tratamentos binários é esperado que  $D(t)$  seja independente do conjunto completo de resultados potenciais (IMBENS e WOOLDRIDGE, 2009, p.73).

Sob ignorabilidade fraca é possível então estimar de maneira não viesada o resultado esperado de um indivíduo sob o nível de tratamento  $t$ , dado o GPS  $r(t, X) = r$ , aqui denotado por  $\beta(t, r)$ . Assim, para todo  $t$ :

$$\begin{aligned} \beta(t, r) &= E[Y(t) | r(t, X) = r] \\ &= E[Y | T = t, r(t, X) = r] \end{aligned}$$

Logo após, o valor esperado dos resultados potenciais de indivíduos sob um dado nível de tratamento  $t$  (função dose-resposta) é obtido calculando-se a média de  $\beta(t, r(t, X))$  para toda a distribuição de  $r(t, X)$ , como segue:

$$E[Y(t)] = E[\beta(t, r(t, X))]$$

A rotina de operacionalização econométrica seguiu as contribuições de Guardabascio e Ventura (2013)<sup>8</sup>.

## 4. Bases de Dados

Neste artigo as rotinas econométricas encontram-se pautadas na utilização dos Municípios (exceto o Distrito Federal) como unidades de análise, portanto o universo potencial são todos os entes locais que existiam em cada ano do painel analisado (em 2012, por exemplo, eram 5.564). Dado o

<sup>6</sup> De acordo com Robins e Rotnitzky (1995) *apud* Hirano e Imbens (2001, p.264), após combiná-los (IPWRA), basta que apenas um dos dois modelos (RA ou IPW) estejam corretamente especificados para que os estimadores resultantes sejam consistentes.

<sup>7</sup> É oportuno ressaltar que nesse arcabouço, ao contrário daquele focado em tratamentos multivalorados discretos, não se está mais analisando as diferenças em diversos níveis de tratamento em relação ao grupo de controle (dosagem = 0), mas sim averiguando se a intensidade do tratamento, entre uma subamostra de tratados, repercute sobre as respectivas variáveis de resultado.

<sup>8</sup> O comando utilizado foi o *doseresponse2* para o software STATA 13.

número satisfatório de observações, foi possível investigar os fenômenos de interesse por meio de classes de Municípios, isto é, agrega-los por similaridades populacionais a fim de minimizar problemas de regressão à média. Assim, utilizamos os seguintes agrupamentos de cidades: Grupo 1 – Municípios Pequenos (população de 20.000 a 49.999); Grupo 2 – Municípios Médios (de 50.000 a 99.999); Grupo 3 – Municípios Intermediários (de 100.000 a 249.999); e Grupo 4 – Municípios Grandes (acima de 250.000)<sup>9</sup>.

Utilizam-se nas estimações dos modelos econométricos dois conjuntos distintos de dados, a saber: i) um painel fortemente balanceado compreendendo os anos de 1991 a 2012, nas situações em que a variável de resultado sejam as taxas de homicídios por 100 mil habitantes (*proxy* para os crimes contra a pessoa); e ii) um painel não equilibrado com informações dos anos de 2009 a 2011 para quando a variável dependente tratar das taxas de roubos e furtos de veículos para cada 100 mil veículos emplacados (estimativa para os crimes contra o patrimônio).

Os registros de homicídios são provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde – SIM. Optou-se pela sua utilização basicamente por possuírem adequada abrangência espacial e temporal e por ser a variável criminal menos sujeita ao problema de sub-registro presente em ocorrências policiais, garantindo com isso a comparabilidade entre os entes avaliados<sup>10</sup>. O mesmo se aplica à série de roubos e furtos de veículos, com o benefício adicional de se possibilitar a utilização de uma *proxy* também para as atividades de segurança pública relacionadas aos crimes contra o patrimônio. Por fim, até onde foi possível investigar, a compilação dessa série em nível municipal para os anos de 2009 a 2011 configura-se como uma contribuição inédita para a pesquisa de segurança pública nacional<sup>11</sup>.

Consoante a cada estratégia de identificação adotada, foram 2 (duas) as variáveis de interesse utilizadas para se estimar o possível impacto das guardas municipais na criminalidade: i) *dummy* = 1 caso o Município possua guarda municipal em dado ano, zero caso contrário; e ii) tempo de existência (em anos) da guarda municipal em um dado município em cada ano. Todas foram elaboradas a partir de diversas edições da Pesquisa de Informações Básicas Municipais – Munic do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (Munic 2012 e a Munic 2014).

Os controles utilizados seguem as recomendações da teoria da racionalidade econômica aplicada a atividades criminosas e também de componentes da teoria da desorganização social. Na Tabela 1 são apresentadas, com uma breve definição e com as respectivas estatísticas descritivas, cada uma das variáveis utilizadas tanto nos modelos que explicam os resultados (taxas de criminalidade) quanto nas especificações que investigam os condicionantes ao tratamento (existência ou não de guarda municipal e a sua longevidade). Todas estão separadas pelos grupos populacionais estipulados para o agrupamento dos Municípios da amostra.

<sup>9</sup> Os Municípios muito pequenos (abaixo de 20.000 habitantes) foram propositalmente excluídos da amostra porque nessas localidades a dinâmica da criminalidade ainda é muito distante do que existe nos seus congêneres. Por exemplo, em 1991 existiam 3.093 desses entes na nossa base, sendo que em 2.992 não haviam sido registrados nenhum homicídio (96,7% do total). Em 2012, tínhamos 3.896 entes com população menor do que 20.000, sendo que em 2.866 observações não ocorreram homicídios (73,6% do total).

<sup>10</sup> Até 1995 esses registros são os constantes do Grande Grupo da CID9 “E55 Homicídios e lesões prov intenc p/outr pessoas”. A partir de 1996 extraímos os homicídios dos Grandes Grupos da CID-10 “X85-Y09 Agressões” e “Y35-Y36 Intervenções legais e operações de guerra”.

<sup>11</sup> Como citado anteriormente, essas séries foram obtidas diretamente da base de registros “BIN Roubos e Furtos” do Departamento Nacional de Trânsito – DENATRAN em extração pontual realizada pela Confederação Nacional de Seguros – CNSeg, uma das poucas entidades a ter acesso a tais dados. As informações estão disponíveis apenas para os Municípios que em 2009 possuíam frota igual ou superior a 5.000 veículos (1.292 observações anuais). Não foram utilizados os dados provenientes dos Estados da Bahia e do Amazonas, pois neles todos os registros locais são armazenados nos Municípios da Capital (Salvador e Manaus), o que prejudicaria a comparabilidade.



Tabela 1 – Estatísticas Descritivas (1991-2012)

Variável	Grupo 1 – (20.000 a 49.999)					Grupo 2 - (50.000 a 99.999)					Grupo 3 - (100.000 a 249.999)					Grupo 4 - (Acima de 250.000)				
	Obs.	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.	Obs.	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.	Obs.	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.	Obs.	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.
<b>txhom</b> - Taxa de homicídios por 100 mil habitantes.	21.621	14,4	15,9	0,0	160,6	6.651	19,6	18,1	0,0	212,4	3.245	27,7	21,9	0,0	183,8	1.856	36,1	24,1	0,0	157,6
<b>txroubfurt</b> - Taxa de roubos e furtos de veículos por 100 mil veículos emplacados.	1.612	211,5	205,9	4,3	2.380,7	787	284,4	278,7	5,5	2.268,2	499	489,0	411,1	1,9	2.419,2	283	734,2	462,4	1,0	2.713,2
<b>gm</b> - <i>Dummy</i> = 1 se o Município possui guarda municipal, zero caso contrário.	21.621	0,2	0,4	0	1	6.651	0,3	0,5	0	1	3.245	0,5	0,5	0	1	1.856	0,6	0,5	0	1
<b>tgm</b> - Tempo de existência da guarda municipal (em anos).	21.621	1,5	4,8	0	48	6.651	3,1	7,2	0	52	3.245	7,3	11,9	0	65	1.856	10,9	16,6	0	88
<b>efetivo</b> - Efetivo das guardas municipais por 100 mil habitantes.	1.073	141,6	150,8	0,0	2.460,6	515	99,0	93,7	1,0	794,6	431	98,4	82,8	3,3	645,0	295	63,4	35,8	6,4	214,6
<b>armas</b> - <i>Proxy</i> para a difusão de armas de fogo (% de suicídios e homicídios com armas de fogo, defasado).	21.417	35,2	32,0	0,0	100,0	6.651	43,6	25,6	0,0	100,0	3.245	51,2	22,0	0,0	100,0	1.856	58,4	19,9	0,0	100,0
<b>cmoral</b> - <i>Proxy</i> para o custo moral (% de pessoas que vivem em domicílios com aparelho de televisão).	21.610	75,4	22,1	2,8	100,0	6.648	84,4	16,1	7,4	99,8	3.234	91,2	9,7	16,6	99,8	1.856	94,5	5,1	52,2	99,3
<b>prefgov</b> - <i>Dummy</i> = 1 se o Prefeito é do mesmo partido que o Governador do Estado, zero caso contrário.	19.322	0,2	0,4	0	1	6.074	0,2	0,4	0	1	3.064	0,2	0,4	0	1	1.818	0,2	0,4	0	1
<b>prefcol</b> - <i>Dummy</i> = 1 se o Prefeito é da mesma coligação que elegeu o Presidente, zero caso contrário.	19.322	0,3	0,4	0	1	6.074	0,3	0,5	0	1	3.064	0,3	0,5	0	1	1.818	0,3	0,5	0	1
<b>dens</b> - Densidade demográfica (pessoas por km <sup>2</sup> ).	21.580	63,0	96,1	0,2	1.594,3	6.636	185,8	434,5	0,4	5.808,4	3.230	768,9	1.522,4	0,6	12.223,0	1.853	2.240,5	2.881,2	5,2	13.500,8
<b>txurbana</b> - % da população vivendo em áreas urbanas (em %).	21.586	64,6	22,2	3,4	100,0	6.648	78,8	18,9	1,6	100,0	3.245	90,6	11,1	14,5	100,0	1.856	95,1	6,6	31,1	100,0
<b>txhomensj</b> - % homens na faixa etária dos 15 aos 39 anos.	21.597	20,7	1,8	10,4	63,2	6.645	21,0	1,5	13,8	33,6	3.245	21,6	1,3	16,2	32,1	1.856	21,5	1,0	17,5	24,6
<b>atraso</b> - % de 15 a 17 anos no ensino médio com 2 anos de atraso.	19.707	13,3	9,6	0,0	91,5	6.616	11,4	6,8	0,0	53,3	3.245	10,0	5,7	0,0	48,3	1.856	8,9	4,0	1,1	26,4
<b>densdom</b> - % da população vivendo em domicílios com densidade maior que 2 pessoas por dormitório.	21.621	39,9	16,5	3,7	94,7	6.651	37,4	15,1	6,7	91,0	3.245	36,4	13,5	8,1	83,4	1.856	34,9	12,5	8,4	72,3
<b>nopai</b> - % mães chefes de famílias sem fundamental completo e com filhos menores de 15 anos.	21.621	17,8	7,8	1,2	88,3	6.651	16,9	6,9	0,0	57,5	3.245	15,7	5,5	4,0	51,2	1.856	14,1	4,3	3,9	30,0
<b>gini</b> - Índice de desigualdade de Gini da renda domiciliar <i>per capita</i> .	21.621	54,5	5,9	24,2	84,0	6.651	54,0	5,5	32,5	74,0	3.245	52,5	5,7	33,7	68,0	1.856	53,9	6,7	33,2	72,5
<b>capital</b> - <i>Dummy</i> = 1 se o Município é capital de Estado.	21.621	0,2	0,4	0	1	6.651	0,3	0,5	0	1	3.245	0,5	0,5	0	1	1.856	0,8	0,4	0	1
<b>rm</b> - <i>Dummy</i> = 1 se o Município faz parte de uma região metropolitana.	21.621	0,0	0,1	0	1	6.651	0,0	0,0	0	1	3.245	0,0	0,1	0	1	1.856	0,3	0,4	0	1
<b>fronteira</b> - <i>Dummy</i> = 1 se o Município faz fronteira internacional.	21.621	0,0	0,0	0	1	6.651	0,0	0,1	0	1	3.245	0,0	0,1	0	1	1.856	0,0	0,1	0	1
<b>recprop</b> - Receita própria por habitante (exceto transferências).	14.672	203,0	341,0	0,0	18.989,0	4.727	276,4	301,2	0,4	4.116,7	2.398	432,7	448,4	5,6	4.403,8	1.455	544,6	391,9	26,4	2.502,7
<b>abandono</b> - Taxa de abandono escolar no ensino médio (em %).	3.085	13,3	7,3	0,1	53,1	954	13,3	7,2	0,2	44,5	542	11,7	6,6	0,2	37,9	295	12,0	6,4	0,7	28,0

Fonte: DATASUS (MSaúde), CNSEG, DENATRAN, IBGE, INEP, TSE e STN. Elaboração do autor.

Ainda sobre a escolha das demais variáveis explicativas, uma das grandes limitações que se impõe em modelagens para o comportamento da criminalidade em nível municipal está em como se controlar para os diversos tipos de efeitos dissuasórios reconhecidos pela teoria (por exemplo, tamanho do efetivo policial estadual, taxa de encarceramento, ações do Poder Judiciário, entre outros). Em especial porque no caso brasileiro a maior parcela dessa provisão está a critério dos Estados e do DF, os quais não disponibilizam esses dados regionalizados por Municípios. Nesse tipo de encruzilhada três possíveis vias podem ser tomadas: i) negligenciar parte desses possíveis efeitos e entender que as demais variáveis elencadas são suficientes para captar essa heterogeneidade; ii) interpretar a intensidade das atividades de cada Estado como diferentes entre si, mas fixas entre todos os seus Municípios, utilizando para isso apenas um conjunto de 26 (vinte e seis) *dummies*; ou ii) utilizar *proxies* ou instrumentos minimamente aceitáveis para captar tal dinâmica. Neste artigo optou-se por uma combinação entre os três enfoques.

Em primeiro lugar, cumpre destacar que de acordo com a Munic 2014 (BRASIL, 2015, p.80), os principais critérios utilizados naquele ano pelas Secretarias Estaduais de Segurança Pública para a alocação municipal de seus efetivos da Polícia Militar foram a densidade demográfica (23 respondentes), a incidência de criminalidade (21 respostas), a existência de presídios (7 respostas); se em localidade de fronteira (7 respostas), se é polo industrial/comercial (6 respostas); e outros (11 respostas). Nesse sentido, é possível verificar que as variáveis de controle sugeridas já englobam boa parte desses critérios (densidade demográfica, cidades de fronteira e condições econômicas), o que fortalece todas as justificativas para o seu uso.

Logo após, foram utilizadas, sempre que possível, as *dummies* estaduais com vistas a capturar as heterogeneidades estaduais fixas no tempo. Assim, ainda que entre os Estados exista valoração diferente no que concerne aos seus efeitos repressivos, se sua política interna de atendimento municipal segue critérios fixos no tempo (digamos, tamanho do ente), a estratégia será efetiva para reconhecer tais idiossincrasias. Como precaução adicional para mitigar a omissão de variáveis dissuasórias possivelmente relevantes, foi feito uso de uma medida defasada para a difusão de armas de fogo nas localidades, seguindo a ampla resenha literária de Cerqueira e Mello (2012) sobre o tema. Trata-se da proporção entre os óbitos perpetrados por armas de fogo (suicídios e homicídios) em relação ao total desses tipos de mortes (*armas*). A racionalidade por trás da opção sugere que Municípios que observaram num passado recente uma expansão em seu estoque de armas de fogo são também aqueles em que a atuação policial, responsabilidade dos Estados, foi menos presente, uma vez que tais indicadores estão associados a mercados mais ativos de criminalidade, bem como com maiores níveis de criminalidade. Por fim, espera-se que as variáveis *dummy* referentes ao ciclo político apoiem subsidiariamente tal estratégia, minimizando possível viés de omissão de variáveis na medida em que captam diferenças entre as orientações políticas dos respectivos Prefeitos, bem como suas proximidades relativas com Governadores (*prefgov*) e Presidentes da República (*prefcol*). Em termos apenas de conjectura, se um daqueles critérios para alocação dos efetivos policiais dos Estados nos seus respectivos Municípios, classificados na Munic 2014 como “Outros”, for a realização ou o desfazimento de uma aliança política, este fenômeno possivelmente estaria contemplado pelas variáveis dicotômicas sugeridas.

## 5. Resultados

Nesta seção são apresentadas as estimativas para o impacto nas taxas de criminalidade (homicídios e roubos e furtos de veículos) provenientes da criação de GMs nos Municípios brasileiros. Optou-se pela apresentação desses resultados em subseções distintas, cada uma direcionada a uma das estratégias de estimação escolhidas (tratamentos binários, multivalorados por categorias e contínuos).

### 5.1 Tratamentos binários (DID, PSM e PSM-DID)

As estimativas para o método de diferenças-em-diferenças (DID) com efeitos fixos (*within*), tendo como variável dependente a taxa de homicídios por 100 mil habitantes, foram obtidas a partir do seguinte modelo, rodado em separado para cada um dos 4 (quatro) grupos populacionais de Municípios:

$$\begin{aligned} \ln txhom_{it} = & \beta_0 + \beta_1 gm_{it} + \beta_2 \ln armas_{it} + \beta_3 \ln cmoral_{it} + \beta_4 prefgov_{it} + \beta_5 prefcol_{it} \\ & + \beta_6 \ln dens_{it} + \beta_7 \ln txurbana_{it} + \beta_8 \ln txhomensj_{it} + \beta_9 \ln atraso_{it} \\ & + \beta_{10} \ln densdom_{it} + \beta_{11} \ln nopai_{it} + \beta_{12} \ln gini_{it} + \theta_2 d_{i2} + \dots + \theta_\tau d_{i\tau} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

em que o subscrito  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) refere-se a cada um dos entes das subamostras municipais e  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, 22$ ) denota a dimensão temporal do painel. Todas as variáveis foram previamente definidas na Seção 3.4 (Tabela 1), com exceção de  $\theta_2 d_{i2} + \dots + \theta_\tau d_{i\tau}$ , que representam o conjunto de *dummies* anuais (sem o primeiro ano), e de  $\alpha_i$  e de  $\varepsilon_{it}$  que apontam, respectivamente, para os efeitos fixos e para o elemento tradicional do termo de erro. Por fim, a variável de interesse (estimador DID) é  $\beta_1$ , *dummy* que indica a existência de GM nas localidades em determinado ano<sup>12</sup>.

Isso posto, a Tabela 2, adiante, sintetiza os diversos coeficientes obtidos em três contextos distintos: OLS1 (sem controles, sem efeitos fixos e sem *dummies* de tempo), OLS2 (com controles e com *dummies* de tempo e de Estado, mas sem efeitos fixos)<sup>13</sup> e o DID completo, por efeitos fixos<sup>14</sup>.

Por meio do modelo OLS1 é possível notar que os grupos são de fato distintos no que diz respeito à variável de resultados, haja vista que em quase todas as especificações há significância estatística para o teste de médias, isto é, os Municípios do grupo de tratamento convivem com taxas de homicídio sistematicamente maiores do que os seus equivalentes do grupo de controle, reforçando a suspeita de que possa existir simultaneidade. Nos Municípios pequenos essa diferença é de cerca de 28%, ao passo que é bem menor ou inexistente nos entes mais populosos (acima de 250.000).

O modelo OLS2 (sem efeitos fixos, mas com controles e com *dummies* de tempo e de Estado) sugere cenário qualitativamente diferente na medida em que as novas estimativas para o impacto da existência de GMs na criminalidade foram em sua maioria estatisticamente iguais a zero ou mesmo benéficas (no Grupo 2, entes com GM há pelo menos 3 anos e acima). Pode-se interpretar que o conjunto de controles sugeridos possui o potencial de captar razoavelmente bem a heterogeneidade dos entes da amostra, promovendo adequado tratamento ao problema de simultaneidade. Ainda, a inclusão dos efeitos fixos com as variáveis de controle e com as *dummies* de tempo em um cenário de diferenças-em-diferenças (DID) sugere ainda mais fortemente que a existência de GMs (mesmo defasadas) pouco interferiu na dinâmica da variável dependente, isto é, não parece existir impacto oriundo da decisão de se implantar tal programa, isolados os demais fatores.

<sup>12</sup> Como anteriormente esclarecido, foram criadas diversas defasagens dessas *dummies* com o fito de se mitigar o problema de endogeneidade por simultaneidade, presente em atividades de segurança pública. Dessa forma, existem *dummies* indicando Municípios que possuem GM há pelo menos 1 ano (situação contemporânea), há pelo menos 2 anos (defasagem 1), há pelo menos 3 anos (defasagem 2) e assim sucessivamente.

<sup>13</sup> Além das variáveis citadas, essa especificação inclui mais quatro *dummies* invariantes no tempo, suprimidas automaticamente em efeitos fixos. São elas: i) indicação para Municípios que possuem GM; ii) entes com fronteira internacional; iii) que fazem parte de regiões metropolitanas; e iv) que são capital de Estado.

<sup>14</sup> Todos os modelos foram, em conjunto, estatisticamente significantes ao nível de 1% ou menos. Os diversos testes de Hausman indicaram as especificações com efeitos fixos em detrimento daquelas com efeitos aleatórios. As magnitudes individuais dos controles, coerentes em termos de sinais e significâncias, foram propositalmente omitidas por questões de fluidez no texto, mas podem ser requisitadas a qualquer tempo junto ao autor.

**Tabela 2 – Estimativas DID do Impacto da Existência de GMs (1991-2012). Variável dependente = log da Taxa de Homicídios**

Possui GM há pelo menos "X" anos	OLS1				OLS2				DID			
	$\beta$	P- value	C	T	$\beta$	P- value	C	T	$\beta$	P- value	C	T
<b>Grupo 1 = População (20.000 a 49.999)</b>												
gm1	0,271	0,000	17.994	3.627	-0,006	0,906	14.344	3.316	0,089	0,157	14.344	3.316
gm2	0,276	0,000	18.500	3.121	-0,018	0,721	14.794	2.866	0,053	0,388	14.794	2.866
gm3	0,287	0,000	18.766	2.855	-0,005	0,925	15.030	2.630	0,074	0,229	15.030	2.630
gm4	0,284	0,000	19.018	2.603	-0,017	0,732	15.253	2.407	0,052	0,396	15.253	2.407
gm5	0,287	0,000	19.255	2.366	-0,012	0,808	15.463	2.197	0,060	0,351	15.463	2.197
gm10	0,351	0,000	20.231	1.390	0,024	0,687	16.352	1.308	0,143	0,074	16.352	1.308
gm15	0,283	0,000	20.829	792	-0,069	0,360	16.944	716	-0,071	0,414	16.944	716
gm20	0,229	0,000	21.213	408	-0,122	0,242	17.320	340	-0,176	0,108	17.320	340
<b>Grupo 2 = População (50.000 a 99.999)</b>												
gm1	0,241	0,000	4.725	1.926	-0,053	0,404	4.174	1.861	0,030	0,700	4.174	1.861
gm2	0,231	0,000	4.954	1.697	-0,081	0,183	4.388	1.647	0,046	0,518	4.388	1.647
gm3	0,218	0,000	5.073	1.578	-0,101	0,094	4.501	1.534	0,034	0,616	4.501	1.534
gm4	0,211	0,000	5.193	1.458	-0,110	0,065	4.614	1.421	0,040	0,540	4.614	1.421
gm5	0,193	0,000	5.306	1.345	-0,131	0,028	4.722	1.313	0,021	0,751	4.722	1.313
gm10	0,155	0,001	5.806	845	-0,199	0,002	5.200	835	-0,108	0,182	5.200	835
gm15	0,070	0,223	6.129	522	-0,227	0,005	5.523	512	-0,124	0,195	5.523	512
gm20	-0,124	0,092	6.346	305	-0,264	0,015	5.740	295	-0,298	0,045	5.740	295
<b>Grupo 3 = População (100.000 a 249.999)</b>												
gm1	0,238	0,000	1.592	1.653	-0,029	0,716	1.442	1.614	0,130	0,113	1.442	1.614
gm2	0,224	0,000	1.746	1.499	-0,008	0,916	1.584	1.472	0,099	0,202	1.584	1.472
gm3	0,222	0,000	1.826	1.419	-0,021	0,790	1.657	1.399	0,090	0,271	1.657	1.399
gm4	0,213	0,000	1.908	1.337	-0,035	0,661	1.735	1.321	0,087	0,291	1.735	1.321
gm5	0,204	0,000	1.984	1.261	-0,066	0,399	1.806	1.250	-0,007	0,931	1.806	1.250
gm10	0,166	0,000	2.359	886	-0,116	0,120	2.174	882	-0,204	0,019	2.174	882
gm15	0,213	0,000	2.643	602	-0,048	0,548	2.458	598	-0,187	0,083	2.458	598
gm20	0,296	0,000	2.844	401	0,046	0,568	2.659	397	-0,085	0,314	2.659	397
<b>Grupo 4 = População (Acima de 250.000)</b>												
gm1	0,202	0,000	668	1.188	0,096	0,320	635	1.181	0,097	0,373	635	1.181
gm2	0,142	0,001	765	1.091	-0,002	0,981	730	1.086	0,002	0,987	730	1.086
gm3	0,117	0,006	819	1.037	-0,055	0,523	783	1.033	-0,054	0,532	783	1.033
gm4	0,094	0,028	873	983	-0,083	0,319	837	979	-0,079	0,335	837	979
gm5	0,080	0,062	926	930	-0,106	0,199	890	926	-0,090	0,250	890	926
gm10	0,078	0,079	1.181	675	-0,120	0,130	1.145	671	-0,061	0,412	1.145	671
gm15	0,066	0,180	1.396	460	-0,085	0,308	1.360	456	0,034	0,680	1.360	456
gm20	0,002	0,975	1.556	300	-0,085	0,343	1.520	296	0,076	0,452	1.520	296
<i>Dummies de Tempo</i>			Não				Sim				Sim	
<i>Efeitos Fixos</i>			Não				Não				Sim	
<i>Controles</i>			Não				Sim				Sim	

**Fonte:** Elaboração do autor com base nas estimativas fornecidas pelo programa Stata 13.

**Nota:** Erros-Padrão robustos à heteroscedasticidade e à correlação serial. "C" = *untreated* (grupo controle) e "T" = *treated* (grupo de tratamento).

Contudo, há sempre a possibilidade de que as hipóteses subjacentes ao método DID (em especial o paralelismo nas tendências) não estejam presentes na amostra analisada, o que acarretaria estimadores ainda viesados para a relação debatida. Como medida de prudência, operacionalizaram-se mais duas estratégias de identificação, sendo a primeira baseada no uso do pareamento por PSM e a segunda na combinação do DID com esse mesmo PSM (DID-PSM).

Para o PSM estimam-se modelos que buscam explicar a designação ao tratamento, isto é, não se tenciona mais explicar a variável de resultado diretamente (como no DID) e sim qual é o escore de propensão associado a cada ente no que diz respeito à probabilidade de

possuir ou não uma GM, condicional às suas características observáveis (pré-intervenção). Entes não tratados, mas com escores de propensão suficientemente parecidos com os dos tratados, são ditos bons contrafactuais e têm suas médias da variável de resultado comparadas para o cálculo do ATT. Portanto, para cada um dos quatro grupos populacionais estima-se, por meio de um modelo Probit, a seguinte relação:

$$gm_{it} = \beta_0 + \beta_1 txhom_{it} + \beta_2 armas_{it} + \beta_3 cmoral_{it} + \beta_4 prefgov_{it} + \beta_5 prefcol_{it} + \beta_6 dens_{it} \\ + \beta_7 txurbana_{it} + \beta_8 txhomensj_{it} + \beta_9 atraso_{it} + \beta_{10} densdom_{it} + \beta_{11} nopai_{it} \\ + \beta_{12} gini_{it} + \beta_{13} rm_i + \beta_{14} fronteira_i + \beta_{15} capital_i + \varepsilon_{it},$$

em que as variáveis utilizadas são, em essência, as mesmas já apresentadas, mas sem a transformação logarítmica e defasadas em pelo menos um período para captar heterogeneidades pré-intervenção<sup>15</sup>. Os resultados pertinentes estão sintetizados na Tabela 3.

Novamente, por questões de fluidez na apresentação foram omitidos os resultados da regressão por *probit*, bem como os testes de balanceamento realizados em cada uma das especificações propostas. Contudo, vale ressaltar que em todos os modelos abordados houve significância conjunta para as variáveis utilizadas (sempre a menos de 1%) e a condição de balanceamento foi amplamente satisfeita, seja nos critérios individuais (variável a variável) e, especialmente, no quesito da significância conjunta<sup>16</sup>. Dessa forma, os testes de diferenças de médias sugerem, em termos estatísticos, que os grupos de controle e de tratamento, antes sensivelmente diferentes, se tornaram suficientemente similares após o pareamento, o que legitima os resultados potenciais estimados<sup>17</sup>.

Os resultados apresentados sumarizam, em termos qualitativos, comportamentos similares em todos os modelos apresentados, remetendo à inexistência de impactos provenientes da implantação de GMs nas taxas de homicídios dos diversos grupos populacionais analisados. A presença de simultaneidade também parece contornada, haja vista que os sinais e as significâncias permanecem basicamente os mesmos quando defasamos a variável de tratamento. Dito em outras palavras, controlando-se por estratégias de resultados potenciais que mitigam possíveis endogeneidades, as diferenças nas médias de homicídios entre aqueles entes que possuem GM e aqueles que não as implantaram não é, em termos estatísticos, diferente de zero<sup>18</sup>.

É possível conjecturar sobre o porquê desse comportamento, em particular uma das razões pode ser a já citada amplitude de atribuições com as quais essas corporações se defrontam. Nesse sentido, pode acontecer que na prática estejam mesmo mais próximas de serviços de portaria e/ou vigilância (interpretação literal da CF 88) do que de potenciais repressoras de ilícitos (compreensão mais focada no espírito da lei). Outra sinalização pode vir do fato de que, ainda que tentem de fato executar serviços de segurança pública, suas estratégias e os seus recursos não sejam os mais adequados para tal tarefa e quando se controlam para o ambiente em que operam e para o papel de outras instâncias (por exemplo, os Estados), sua contribuição se torna negligenciável. Há ainda a possibilidade de que a natureza de atuação das GMs, ainda que realizadora de serviços de segurança pública, tenha poucas condições de

<sup>15</sup> A taxa de homicídios e a *proxy* para a difusão de armas de fogo (e para a atuação da polícia estadual) possuem duas defasagens por interpretação de que as políticas públicas de segurança acontecem sempre reativamente e sujeitas a uma institucionalidade que demanda tempo adicional para ser atualizada (por exemplo, debates legislativos, prazos para a realização de concursos e para treinamento do efetivo, atraso na publicação de estatísticas de interesse etc.).

<sup>16</sup> No STATA 13, os testes são obtidos com o uso do comando *pstest*, logo após os resultados da rotina *psmatch2*.

<sup>17</sup> Os resultados detalhados podem ser requisitados a qualquer tempo junto ao autor.

<sup>18</sup> Existem algumas estimativas PSM (NNM e *kernel*) que foram significativas, entretanto não conseguiram demonstrar um padrão de estabilidade. Ademais, quando testadas em conjunto com o DID, todas perderam a significância. Os resultados podem ser requisitados aos autores a qualquer tempo.

produzir resultados devido à própria natureza dos crimes de homicídios, motivados por fatores múltiplos e que não se restringem apenas aos materiais.

**Tabela 3 – Estimativas do Impacto da Existência de GMs (1991-2012). Variável dependente = Taxa de Homicídios (PSM) e a sua Diferença (PSM-DID)**

Possui GM há pelo menos "X" anos	PSM 1 (NNM)		PSM 2 ( <i>kernel</i> )		PSM 1 - DID		PSM 2 - DID		Observações		
	att	P-value	att	P-value	att	P-value	att	P-value	n	C	T
<b>Grupo 1 = População (20.000 a 49.999)</b>											
gm1	0,492	0,239	0,572	0,059	0,301	0,279	0,242	0,253	16.123	13.427	2.696
gm2	0,667	0,157	0,700	0,037	0,160	0,370	0,243	0,273	16.165	13.849	2.316
gm5	1,055	0,075	1,106	0,003	0,391	0,267	0,386	0,197	16.225	14.448	1.777
gm10	0,631	0,260	0,853	0,073	-0,122	0,390	0,131	0,375	16.304	15.235	1.069
gm15	0,013	0,399	0,123	0,389	-0,110	0,393	-0,106	0,389	16.357	15.765	592
gm20	-0,365	0,375	-0,158	0,389	-0,711	0,286	0,082	0,395	16.390	16.093	297
<b>Grupo 2 = População (50.000 a 99.999)</b>											
gm1	-0,809	0,215	-0,381	0,275	-0,259	0,374	-0,095	0,384	5.531	3.950	1.581
gm2	-0,848	0,213	-0,622	0,179	-0,431	0,259	-0,285	0,273	5.551	4.153	1.398
gm5	-1,013	0,177	-1,032	0,035	-0,122	0,389	-0,283	0,297	5.583	4.467	1.116
gm10	-1,832	0,065	-1,246	0,032	-0,466	0,311	-0,414	0,252	5.627	4.911	716
gm15	-0,859	0,299	-0,940	0,133	-0,453	0,329	-0,263	0,353	5.538	5.099	439
gm20	-1,214	0,247	-2,080	0,015	0,065	0,398	0,039	0,398	5.558	5.306	252
<b>Grupo 3 = População (100.000 a 249.999)</b>											
gm1	-0,313	0,384	-0,325	0,353	0,282	0,364	0,198	0,369	2.737	1.358	1.379
gm2	-0,758	0,322	-0,775	0,213	-0,232	0,371	-0,076	0,395	2.751	1.495	1.256
gm5	0,039	0,399	-0,445	0,311	0,471	0,299	0,181	0,375	2.772	1.706	1.066
gm10	0,021	0,399	-0,533	0,303	0,486	0,307	0,341	0,322	2.807	2.059	748
gm15	1,217	0,229	0,593	0,303	1,206	0,279	0,746	0,156	2.781	2.273	508
gm20	-0,753	0,361	0,396	0,363	-0,857	0,272	0,103	0,394	2.800	2.460	340
<b>Grupo 4 = População (Acima de 250.000)</b>											
gm1	-1,655	0,274	-2,326	0,069	-0,589	0,311	-1,009	0,147	1.619	602	1.017
gm2	-1,997	0,190	-2,295	0,061	-0,507	0,317	-0,898	0,181	1.628	691	937
gm5	-3,406	0,035	-2,950	0,003	-0,837	0,295	-0,409	0,316	1.732	843	889
gm10	-1,280	0,278	-1,035	0,194	0,364	0,357	0,079	0,395	1.668	1.089	579
gm15	-0,178	0,396	-0,901	0,230	-0,473	0,354	-0,059	0,397	1.689	1.296	393
gm20	-3,172	0,101	-1,818	0,089	0,454	0,357	-0,193	0,385	1.704	1.449	255

Fonte: Elaboração do autor com base nas estimativas fornecidas pelo programa Stata 13.

Nota: Intervalos de confiança obtidos por *bootstrap* (200 replicações). "C" = *untreated* (grupo controle) e "T" = *treated* (grupo de tratamento).

Sobre essa última suposição, a base de dados explorada permite que exercício similar aos realizados até agora seja feito tendo a taxa de roubos e furtos de veículos por 100 mil emplacamentos como variável de resultado ao invés das taxas de homicídios. Nesse caso, ocorre a utilização de uma *proxy* aceitável para os crimes contra o patrimônio, que em geral tendem a ser determinados por condicionantes não exatamente iguais àquelas relacionadas ao fenômeno do homicídio. Os modelos especificados seguem a mesma estrutura daqueles utilizados para a taxa de homicídios, mas contam com duas variáveis adicionais: a taxa de abandono escolar no ensino médio (*abandono*) e a receita corrente própria *per capita* dos Municípios (*recprop*), destinadas a captar as possibilidades de renda no mercado formal e a situação financeira da localidade, respectivamente.

As estimativas OLS e DID, omitidas por questões de espaço, relatam cenário análogo àquele relacionado aos crimes contra a pessoa. Em primeiro lugar, sem os controles as taxas de roubos e furtos de veículos chegam a ser até 60% maiores nos Municípios com GM. Quando se incluem as covariadas, esse indício de simultaneidade é dissipado e, sob DID, pode-se depreender que não há evidência robusta em favor da hipótese de redução nos crimes contra o patrimônio advinda da existência de GMs em nenhum dos grupos populacionais<sup>19</sup>.

<sup>19</sup> Uma vez que a base para crimes contra o patrimônio conta com apenas três anos (2009-2011), optou-se por fundir os dois últimos grupos populacionais. Assim, para a situação em que a variável dependente é a taxa de roubos e furtos de veículos, temos agrupados, no último estrato, os Municípios acima de 100.000 habitantes.

Contudo, quando se observam os resultados dos modelos PSM e PSM-DID aplicados às taxas de roubos e furtos de veículos (tabelas omitidas por questão de espaço), é possível notar um quadro ligeiramente diferente do comportamento exposto para a taxa de homicídios<sup>20</sup>. Isso ocorre porque o PSM aparentemente não foi capaz de, mesmo selecionando em observáveis coerentemente balanceados, reduzir completamente as diferenças entre os grupos, haja vista a prevalência de estimativas sugestivas de endogeneidade (impactos positivos e significantes). Todavia, a sua utilização em conjunto com o arcabouço de diferenças-em-diferenças (PSM-DID) revelou impactos causais mais confiáveis, revertendo sensivelmente o padrão de simultaneidade e apresentando, em sua maioria, estimativas não significativas em termos estatísticos, inclusive com o sinal negativo esperado pela teoria em alguns casos (grupos 1 e 3, principalmente).

Em síntese, além das conjecturas já expostas para a possível falta de impacto das GMs na criminalidade, os resultados obtidos sob condições de tratamento binárias, ainda que meritórios e instigadores de novas considerações, nada informam sobre possíveis diferenças na dosagem dessas iniciativas, isto é, ainda podem existir impactos diferenciados nos resultados advindos de níveis desiguais de exposição ao programa. Seguindo essa indicação, as próximas duas subseções tratam dessas possibilidades por meio de estratégias de identificação distintas.

### 5.2 Tratamentos multivalorados (categóricos)

Uma alternativa às limitações impostas pela abordagem binária está na interpretação do tratamento como se administrado em níveis ou em múltiplos valores (ou ainda, em categorias). Sob essa ótica, o grupo de controle continuaria sendo composto por aqueles que não receberam dosagem alguma, contudo os membros do grupo de tratamento estariam agora sujeitos a múltiplas medidas de intensidade para referenciar a sua participação no programa. Neste artigo propõe-se como medida para a dosagem do tratamento oriunda da existência de GMs o número de anos em que o Município contou com o funcionamento dessas corporações. Se o programa for de fato efetivo, registrar-se-á uma relação benéfica (redução da criminalidade) em função do aumento da intensidade nessas dosagens. Os múltiplos valores para o tratamento foram estabelecidos como segue:

- Dose = 0 (Municípios sem GM);
- Dose = A (Municípios em que a GM possui entre 1 e 3 anos de funcionamento);
- Dose = B (idem, mas entre 4 e 6 anos);
- Dose = C (idem, mas entre 7 e 10 anos);
- Dose = D (idem, mas acima de 10 anos).

Conforme antecipado na Subseção 3.2, as estratégias de estimação envolvem os modelos para determinação das variáveis de resultado (taxas de criminalidade) por meio de ajustamento por regressão (RA) e, no tocante à determinação do escore de propensão ao tratamento, pelo uso das técnicas de IPW (pesos pelo inverso da probabilidade). As ferramentas também são combinadas (IPWRA) com o intuito de fornecer estimadores duplamente robustos, conforme aspectos detalhados em Hirano e Imbens (2001) e em Wooldridge (2010, p.930-934). A equação estimada em RA (especificações *log-log* e *Poisson*) é idêntica ao procedimento estipulado para DID, ao passo que IPW é obtido com as mesmas variáveis utilizadas no PSM, mas aplicando-se um modelo *multinomial logit* por conta dos diferentes níveis de dosagem que agora compõem as variáveis dependentes (tempo com GM e efetivos)<sup>21</sup>.

<sup>20</sup> Todos os testes de balanceamento foram realizados e mostraram-se coerentes, indicando que os grupos de controle e de tratamento se tornaram, após o pareamento, estatisticamente similares. Por conta da amostra reduzida, utilizou-se, juntamente com a opção de suporte comum, a opção *trimming* a somente 2,5%. As demais configurações permaneceram as mesmas do exercício com a taxa de homicídios.

<sup>21</sup> Todas as rotinas foram realizadas no âmbito do programa STATA 13 e por meio do comando *teffects*, opções *ra*, *ipw*, *ipwra* e *overlap*.

Isso posto, a Tabela 4 sumariza as estimativas e as inferências levando em consideração os múltiplos níveis de tratamento para os anos de existência das GMs e os seus possíveis impactos sobre as taxas de homicídios por 100 mil habitantes.

Em primeiro lugar, cumpre ressaltar que as condições de sobreposição foram devidamente checadas por meio de inspeções gráficas nas densidades de cada um dos níveis de tratamento e em cada uma das especificações aventadas e demonstraram-se fortemente satisfatórias, sugerindo boa qualidade de ajustamento nos potenciais contrafactuais. Os efeitos individuais e as significâncias conjuntas de cada uma das equações estimadas também se mostraram adequados, mas foram omitidos para não tornar o texto enfadonho<sup>22</sup>.

Logo após, cumpre ressaltar que as estimativas apresentadas podem ser consideradas coerentes em termos de manutenção de sinais, magnitudes e significâncias, sugerindo que os problemas de endogeneidade por simultaneidade e a autosseleção foram adequadamente contornados pelas técnicas abordadas. Tomando como base os modelos mais completos (IPWRA), é possível verificar que as GMs acarretaram impactos positivos sobre a criminalidade, isto é, redutores da taxa de homicídios, em todas as faixas populacionais (em pelo menos um nível da dosagem).

No tocante aos grupos populacionais, a existência de GMs parece produzir proporcionalmente mais impacto nos Municípios menores (grupos 1 e 2). Nesses entes, os tratados apresentaram reduções nas taxas de homicídios que variaram de 11,1% a 30,5% em comparação com o grupo de controle de não tratados (IPWRA *log-log*). O modelo *Poisson* correspondente estima a mesma relação, mas em termos de pontos na taxa de homicídios, e nos diz que possuir uma GM, nos grupos comentados e com determinada faixa etária, pode reduzir esse indicador em até 4,8 mortes por 100 mil habitantes, se comparado com a situação de inexistência desses aparatos. Para as cidades entre 20.000 e 49.999 habitantes, o impacto em relação ao grupo de controle se dá em todos os múltiplos valores do tratamento, inclusive no primeiro nível (GM de 1 a 3 anos), segmento em que se imagina que tais corporações ainda estejam se estruturando como resposta às demandas da sociedade local e que, portanto, podem apresentar resultado nulo ou até mesmo alguma simultaneidade. De fato, é o que acontece no grupo de Municípios imediatamente superior (população de 50.000 a 99.999), em que os impactos das GMs marginalmente se fazem sentir apenas a partir do segundo nível do tratamento (a partir de 4 anos de existência).

Uma explicação possível para esse fenômeno é que em localidades menores a disseminação de uma dada política pública pode ser mais intensa em função das facilidades em se mobilizar as comunidades envolvidas e também dos controles sociais mais rígidos. Em termos de um modelo Agente-Principal, pode ser dito que em tais cidades problemas de ação coletiva podem ser mais facilmente contornados. Outra conjectura, baseada no enquadramento proposto por Vargas e Oliveira Junior (2010) e nos argumentos de Beato Filho (2002), é que nessas cidades pode estar sendo implantado, pelas condições expostas, um processo mais acentuado de policiamento comunitário via GMs, prática amplamente reconhecida como indutora de maiores níveis de segurança e mudanças de comportamentos<sup>23</sup>.

Por outro lado, o comportamento nos demais grupos de Municípios não é, aparentemente, tão homogêneo. Para os componentes do Grupo 3 (população entre 100.000 e 249.999) não parece haver ganhos advindos de tal estratégia, com exceção da dosagem “C” (GM de 7 a 10 anos) do modelo IPWRA *Poisson*. Contudo, esse comportamento não é reprisado

<sup>22</sup> Cada especificação gera 5 modelos (um para cada nível de tratamento) em cada grupo populacional, sendo que esses valores dobram em IPWRA. Todos esses resultados podem ser requisitados ao autor.

<sup>23</sup> Poder-se-ia argumentar também que nessas localidades há maior ausência de policiamento estadual, criminalidade de menor potencial ofensivo e estruturas urbanas menos complexas, contudo tais fatores já foram, de uma maneira ou outra, controlados nas regressões propostas pela inclusão de *proxies* específicas, o que, desejavelmente, relegaria a causa dos efeitos verificados somente ao tratamento.



em mais nenhum outro modelo dessa mesma dosagem de tratamento (RA, IPW e IPWRA log-log), o que pode sugerir se tratar de um resultado espúrio associado unicamente à modelagem citada.

**Tabela 4 – Estimativas para o Impacto Multivalorado das GMs (1991-2012). Variável dependente = Taxa de Homicídios**

Níveis de Tratamento	RA				n	IPW		n	IPWRA				n
	log-log		Poisson			att	P-value		log-log		Poisson		
	att	P-value	att	P-value					att	P-value	att	P-value	
Grupo 1 = População (20.000 a 49.999)													
(A vs 0)	-0,051	0,316	-0,269	0,674	17.695	0,176	0,755	16.422	-0,111	0,032	-1,234	0,041	15.740
(B vs 0)	-0,218	0,001	-1,217	0,094		0,855	0,227		-0,236	0,000	-1,753	0,011	
(C vs 0)	-0,167	0,015	-1,703	0,013		1,481	0,046		-0,246	0,001	-2,498	0,000	
(D vs 0)	-0,217	0,001	-1,792	0,003		-0,034	0,963		-0,305	0,000	-2,895	0,000	
Grupo 2 = População (50.000 a 99.999)													
(A vs 0)	-0,025	0,692	-0,221	0,819	6.018	0,716	0,379	5.706	-0,029	0,610	-0,696	0,420	5.673
(B vs 0)	-0,112	0,159	-1,466	0,162		1,134	0,227		-0,136	0,090	-1,935	0,059	
(C vs 0)	-0,214	0,006	-3,715	0,000		-0,585	0,490		-0,279	0,000	-4,847	0,000	
(D vs 0)	-0,266	0,001	-4,036	0,000		-0,718	0,542		-0,240	0,005	-3,325	0,003	
Grupo 3 = População (100.000 a 249.999)													
(A vs 0)	0,100	0,157	3,473	0,015	3.054	-0,414	0,713	2.890	0,019	0,759	0,272	0,820	2.885
(B vs 0)	0,071	0,299	2,265	0,133		-0,647	0,600		-0,028	0,686	-0,150	0,914	
(C vs 0)	0,040	0,555	0,217	0,873		-1,048	0,396		-0,106	0,154	-3,332	0,013	
(D vs 0)	0,194	0,001	6,293	0,000		0,350	0,791		0,015	0,815	1,509	0,264	
Grupo 4 = População (Acima de 250.000)													
(A vs 0)	0,028	0,644	-1,742	0,396	1.816	-3,138	0,052	1.732	-0,004	0,933	-1,435	0,388	1.731
(B vs 0)	0,000	0,994	-2,847	0,201		-2,589	0,313		-0,068	0,281	-2,469	0,241	
(C vs 0)	-0,202	0,003	-9,687	0,000		3,212	0,723		-0,181	0,012	-7,967	0,000	
(D vs 0)	-0,156	0,023	-5,861	0,007		-3,890	0,079		-0,163	0,021	-3,066	0,189	

Fonte: Elaboração do autor com base nas estimativas fornecidas pelo programa Stata 13.

Nota: Erros padrão robustos. Nível 0 = sem GM; A = GM de 1 a 3 anos; B = GM de 4 a 6 anos; C = GM de 7 a 10 anos; D = GM há mais de 10 anos.

Nas grandes cidades (mais de 250.000 habitantes), as estimativas IPWRA log-log são de uma taxa de homicídios cerca de 17% menor (categorias “C” e “D”) do que a dos Municípios com dosagem do programa nula. Uma suposição inicial seria de que nesses entes a dinâmica social e econômica seria mais complexa e, portanto, a curva de aprendizado é mais acentuada, o que levaria essas corporações a demorarem um pouco mais de tempo para apresentarem resultados. Além disso, o argumento de capacidade de coordenação exposto para os Municípios pequenos pode atuar aqui, mas de maneira contrária. Em outra abordagem, há que se ponderar que foram nesses entes, em geral com melhor estrutura, que o processo de instalação de GMs foi, em termos relativos, iniciado e, por isso, contam atualmente com a maior parte de suas corporações nas categorias “C” ou “D”.

Portanto, diferentemente do que fora observado junto aos resultados dos tratamentos binários, a existência de GMs parece de fato exibir o potencial de contribuir para a redução da taxa de homicídios nas localidades que decidiram por implantá-las, possuindo uma resposta à dosagem proporcionalmente maior nos Municípios menores (de 20.000 a 49.999 habitantes e de 50.000 a 99.999).

Por fim, há que se comentar os resultados da metodologia proposta em relação à base de dados de crimes contra o patrimônio. Novamente, a dimensão reduzida desse painel (2009-2011) demandou adaptações nos grupos populacionais, sendo a separação neste caso refeita em termos de apenas dois segmentos: i) localidades com população maior do que 20.000 e menor do que 99.999; e ii) cidades com mais de 100.000 habitantes. Sob o mesmo conjunto de variáveis utilizado no DID e no PSM, tem-se os resultados da Tabela 5.

Conforme disposto, os três modelos são qualitativamente similares informando que não há efeitos significativos da existência de GMs, e das suas diversas dosagens, na redução da criminalidade relacionada com crimes contra o patrimônio, ao contrário do que foi relatado para as taxas de homicídios (em algumas faixas populacionais). Aventa-se a possibilidade de que dada a natureza operacional das GMs possa existir um efeito diferenciado em relação aos crimes contra a pessoa e aos crimes contra o patrimônio. Uma explicação factível pode estar no fato

de que os roubos e furtos de veículos estão relacionados primordialmente com atividades de crime organizado e que as atuações mais circunscritas das GMs não os atinjam. Se isso for verdade, tal variável provavelmente não seria uma boa *proxy* para os crimes contra o patrimônio sob os quais essas corporações poderiam exercer alguma melhoria, cogitando a sua reanálise para trabalhos futuros que sigam essa mesma abordagem.

**Tabela 5 - Estimativas para o Impacto Multivalorado das GMs (2009-2011). Variável dependente = log da Taxa de Roubos e Furtos de Veículos**

Níveis de Tratamento	RA			IPW			IPWRA		
	att	P-value	n	att	P-value	n	att	P-value	n
<b>Grupo 1 = População (20.000 a 99.999)</b>									
(A vs 0)	-0,13	0,286	1.994	-0,10	0,481	2.126	-0,20	0,145	1.815
(B vs 0)	0,15	0,195		0,00	0,978		0,13	0,328	
(C vs 0)	0,06	0,641		-0,15	0,366		0,00	0,991	
(D vs 0)	0,09	0,368		0,10	0,587		0,18	0,164	
<b>Grupo 4 = População (Acima de 100.000)</b>									
(A vs 0)	0,24	0,034	683	-0,29	0,527	735	0,23	0,161	640
(B vs 0)	0,21	0,261		-0,56	0,235		0,10	0,654	
(C vs 0)	0,18	0,173		-0,34	0,463		0,27	0,134	
(D vs 0)	-0,01	0,973		-0,40	0,382		0,02	0,928	

**Fonte:** Elaboração do autor com base nas estimativas fornecidas pelo programa Stata 13.

**Nota:** Erros padrão robustos. Nível 0 = sem GM; A = GM de 1 a 3 anos; B = GM de 4 a 6 anos; C = GM de 7 a 10 anos; D = GM há mais de 10 anos.

Além disso, por ser um crime altamente especializado, é provável que os fatores para a sua redução passem por atuações investigativas mais incisivas a cargo das respectivas Polícias Civis e que em nossos modelos já estariam devidamente controlados. Outro aspecto relacionado com esse indicador criminal é o seu controle por meio da inclusão tecnológica (rastreadores, bloqueadores etc.). Se esses fatores alheios às atuações das GMs forem de fato de alguma relevância para o comportamento desses indicadores, ter-se-á que já estariam provavelmente incluídos no modelo pelos controles propostos (em especial, as *dummies* temporais). Por fim, deve-se destacar que a base de dados utilizada para esse fim, em que pese se configurar numa contribuição ao debate, pode ainda ser suficientemente limitada para inferências focadas em subpopulações e subdivisões da amostra, como foi o caso aqui apresentado.

Na subseção seguinte tenciona-se explorar um pouco mais desse aspecto multivalorado dos tratamentos, mas agora sob um enfoque contínuo, possibilitando a aplicação de testes adicionais às inferências aqui debatidas.

### 5.3 Tratamentos contínuos (GPS e Dose-Resposta)

Os resultados obtidos por meio das estimações do GPS e da função Dose-Resposta, doravante denominada apenas DR, seguem os procedimentos operacionais estabelecidos por Bia e Mattei (2008), com os ajustes sugeridos por Guardabascio e Ventura (2013)<sup>24</sup>. Consistem, como referenciado, em três etapas:

- 1) As estimativas do GPS,  $r(t, X)$ , que fizeram uso do mesmo conjunto de variáveis explicativas do PSM e dos modelos IPW<sup>25</sup>;
- 2) Logo após, computa-se o resultado esperado de um indivíduo sob o nível de tratamento  $t$ , dado o GPS,  $\beta(t, r)$ , com formas funcionais flexíveis (quadrática para ambos os termos, com interação); e

<sup>24</sup> Comando *doseresponse2* do STATA 13.

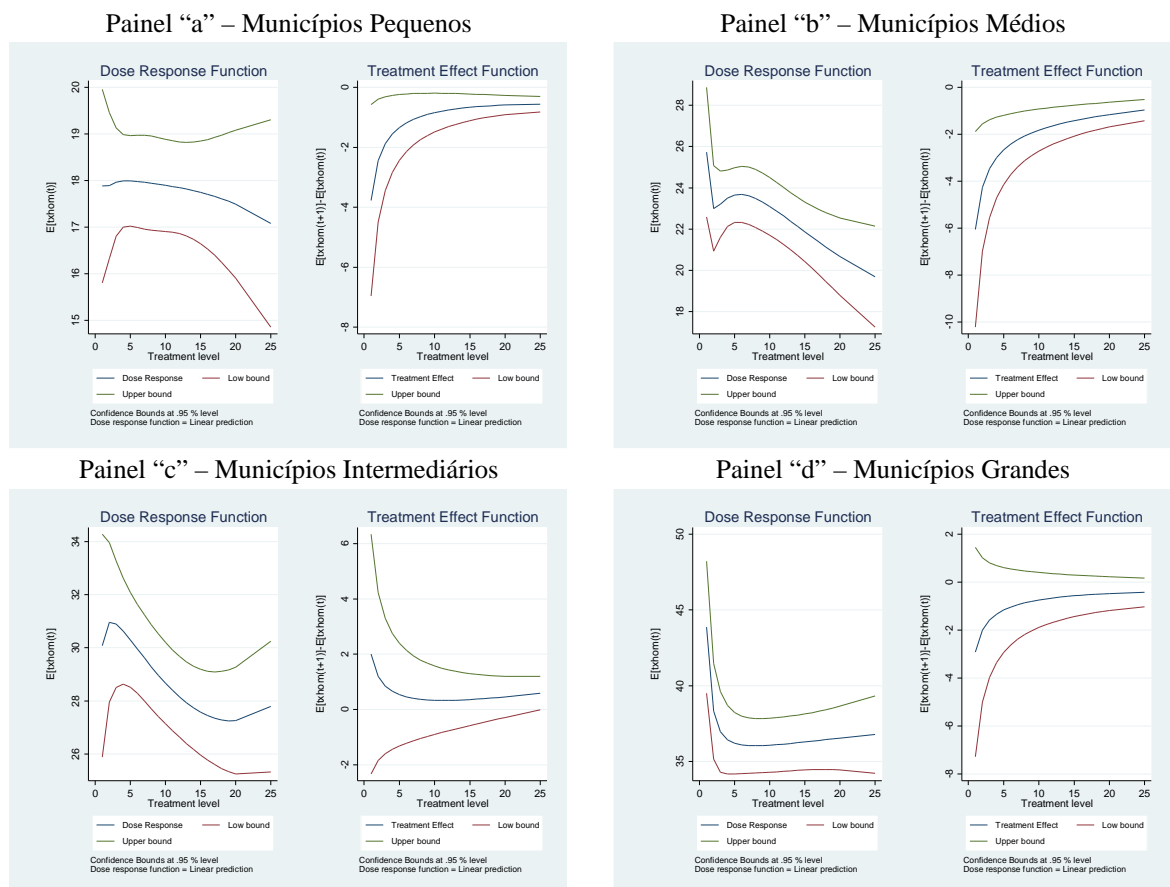
<sup>25</sup> Guardabascio e Ventura (2013) flexibilizam o pressuposto de que o tratamento deva ser normalmente distribuído, condicional às covariadas (BIA e MATTEI, 2008), incluindo nas possibilidades de estimação distribuições da família exponencial. Nos resultados apresentados optou-se pela distribuição *gamma* para o tratamento, após a realização de testes que rejeitaram o uso da distribuição normal (Kolmogorov-Smirnov).

3) Tomando-se a média dessas expectativas condicionais estimadas, obtém-se a função DR.

Entre o primeiro e o segundo passo é feita a checagem da condição de balanceamento. Contudo, a rotina computacional implementada não o faz por meio de testes com viés padronizado usuais (tanto para variáveis individuais quanto para a significância conjunta). De acordo com o exposto por Guardabascio e Ventura (2013, p.9), os critérios de inferência desse comando (e do seu antecessor *doseresponse* e *gpscore*) baseiam-se apenas no valor mais extremo das diversas estatísticas *t* obtidas, o que pode levar a rejeições precipitadas. Nas estimações propostas, por exemplo, foram analisados os testes de média de até 56 parâmetros em cada especificação, sendo que, em média, em apenas 4 situações as estatísticas *t* superaram o valor consagrado de 1,96 (significância a 5%, bicaudal), limitando-se a um máximo de 2,45. Na ausência de uma medida de significância conjunta para o balanceamento e em face das situações relatadas, assumiu-se que essa condição foi satisfatoriamente obtida para a base de dados em questão.

Os grupos de Municípios, as medidas de intensidade e as variáveis de resultado seguem as mesmas considerações feitas na subseção anterior referente a múltiplos tratamentos categóricos. Cabe ainda acentuar que as análises adiante não têm mais como base o grupo de Municípios que não implantou GMs, passando a se restringir somente àqueles que de fato receberam alguma dosagem positiva do programa.

### Gráfico 1 – Função DR e Efeitos do Tratamento (Anos com GM). Variável dependente = Taxa de Homicídios (1991-2012)



Fonte: STATA 13, comando *doseresponse2*.

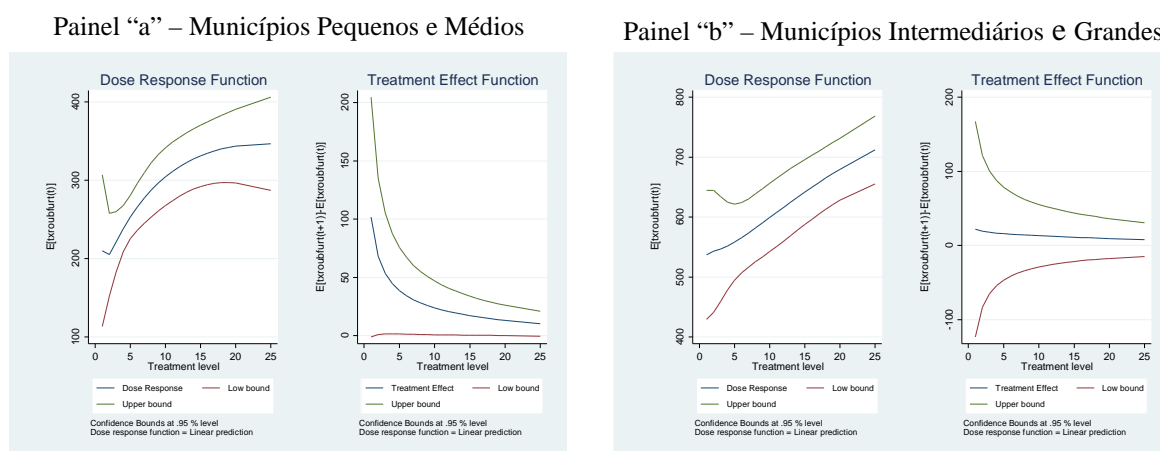
Nota: Intervalos de confiança obtidos com *bootstrap* de 500 replicações.

Com relação à intensidade do tratamento pelos anos de funcionamento das GMs sobre a taxa de homicídios, é possível verificar, por meio dos painéis do Gráfico 1, que, em geral, a criminalidade está negativamente relacionada com essa modalidade de participação dos Municípios na segurança pública. Em alguns casos mais intensamente e em outros de maneira mais moderada ou até mesmo estável (Municípios Grandes). Nas localidades com população entre 20.000 e 49.999 (pequenos) e entre 50.000 e 99.999 (médios), os intervalos de confiança a 95% para os efeitos marginais não tocam o zero e, portanto, tem-se uma relação estatisticamente significativa por toda a curva. Pode-se inferir, nesses casos, que há um impacto negativo (benéfico) da existência prolongada de GMs sobre a taxa de homicídios, resultados similares aos obtidos e debatidos na subseção anterior (que leva em consideração também o grupo de não tratados). As magnitudes dessas reduções nas taxas de homicídios variaram na continuidade proposta, contudo estima-se que foram, em média, de -1,1 ponto nos Municípios pequenos e de -2,1 nos Municípios médios.

Para os demais grupos populacionais, no entanto, a dinâmica é um pouco diferente. Nos Municípios de porte intermediário (população entre 100.000 e 249.999) os resultados também equivalem aos obtidos com tratamentos multivalorados, isto é, não se vislumbram ganhos da longevidade das corporações locais de segurança pública sobre a taxa de homicídios. No que concerne aos entes mais populosos, o limite superior do intervalo de confiança encontra-se relativamente próximo do zero e o restante todo abaixo, em especial nos níveis mais altos de tratamento, o que poderia ensejar interpretações menos rígidas de significância na margem (próximas a 10%) e, se assim fosse possível conjecturar, ter-se-iam resultados que novamente se aproximariam daqueles obtidos pelo método constante da subseção anterior (benéficos).

Por fim, a base de dados disponível também permite um olhar sobre o comportamento da função DR no contexto dos crimes contra o patrimônio, em especial a *proxy* de roubos e furtos de veículos. Em ambos os grupos de Municípios estipulados (pequenos e médios no painel “a” e intermediários e grandes no painel “b”), esse tipo de criminalidade tende a ser maior nas localidades que já contam há mais tempo com GMs. É provável que, em cada uma das subdivisões populacionais, esses entes sejam aqueles que contam proporcionalmente com maiores oportunidades econômicas para que esses ilícitos aconteçam e que em face dessa mesma dotação benéfica sejam também aqueles que iniciaram o ciclo de criação/implantação de GMs ainda no início dos anos 1990.

**Gráfico 2 – Função DR e Efeitos do Tratamento (Anos com GM). Variável dependente = Taxa de Roubos e Furtos de Veículos (2009-2011)**



**Fonte:** STATA 13, comando *doseresponse2*.

**Nota:** Intervalos de confiança obtidos com *bootstrap* de 500 replicações.

Os efeitos marginais da iniciativa, no entanto, parecem ser nulos em ambos os casos, com leve possibilidade de simultaneidade no primeiro painel (limite inferior do intervalo de

confiança exatamente sobre o zero). Essas inferências são em grande parte compatíveis com o que foi debatido na subseção anterior, evidenciando novamente uma dinâmica própria para esse tipo de crime, possivelmente distante da esfera de influência das atividades das GMs, inclusive daquelas implantadas há vários anos.

## 6. Conclusões

Neste estudo foram propostas estratégias baseadas no arcabouço de resultados potenciais para se estimar o impacto causal da existência de Guardas Municipais nos indicadores de segurança pública selecionados. Foi visto que, apesar dessa iniciativa estar arregimentado cada vez mais usuários, ainda não existem, em quantidades desejáveis, contribuições empíricas destinadas a mensurar suas possíveis repercussões, algo de especial interesse na medida que os modelos de atuação escolhidos por tais iniciativas são díspares, podendo ter como foco tanto a vigilância patrimonial quanto o policiamento comunitário e até mesmo atividades policiais tipicamente repressoras.

Por ocasião desse vácuo acadêmico, pleiteou-se a utilização de abordagens para o tratamento que não o descrevessem apenas como um fenômeno binário, mas que também estivessem sujeitos a diferentes níveis de intensidade. Especial atenção foi dedicada ao tratamento dos problemas de autosseleção e de simultaneidade, fortemente associados ao contexto explorado. Outra contribuição julgada relevante foi a compilação da base de dados em formato de painel, congregando com ineditismo variáveis de resultado tanto para os crimes contra a pessoa (homicídios) quanto para aqueles relacionados ao patrimônio (roubos e furtos de veículo).

Com o auxílio dos métodos de DID, PSM e a combinação de ambos (PSM-DID), todos baseados na abordagem binária do fenômeno, não foi possível rejeitar a hipótese de que essas corporações possuem pouco potencial para interferir benéficamente nos indicadores de segurança pública. Ainda que as estratégias propostas tenham se mostrado confiáveis para reverter os problemas clássicos de simultaneidade, os parâmetros estimados por todos esses métodos apontaram, em essência, para efeitos nulos decorrentes da implantação da iniciativa.

No entanto, ao se expandir essa abordagem para tratamentos com critérios multivalorados ou, equivalentemente, com dosagens diferenciadas entre os participantes do programa (categóricas e contínuas), surgem evidências de que, para algumas localidades, a implantação das GMs pode sim gerar impactos redutores sobre a criminalidade. Sob a égide dos tratamentos multivalorados por categorias, destacam-se os ganhos relativos sobre a taxa de homicídios em favor de Municípios pequenos e médios tratados em comparação com seus congêneres que não o fizeram. A principal conjectura para isso remete à possibilidade de que nessas localidades, por serem menores, haja uma disseminação mais efetiva das iniciativas de segurança pública em função da mobilização das comunidades envolvidas e de controles sociais mais rígidos.

Ao se considerarem modelos com tratamentos contínuos, o foco comparativo passou a se dar apenas em relação àqueles Municípios com algum nível de tratamento e a sua resposta em termos das variáveis de resultados. Contudo, de maneira análoga ao modelo anterior, persistem evidências de que nas localidades menores há impactos benéficos da existência de GMs sobre a taxa de homicídios por 100 mil habitantes, contando com reduções que variam entre -1,1 e -2,1 pontos em função da exposição contínua a esse programa.

No que concerne à avaliação do tratamento pelos anos de existência das GMs em função da variável de resultados *proxy* para os crimes contra o patrimônio (taxas de roubos e furtos de veículos), não parecem existir impactos consistentes sobre a variável de resultado em nenhum dos modelos multivalorados abordados (categóricos e contínuos).

Em face das considerações expostas, é possível inferir que as iniciativas municipais relacionadas à segurança pública parecem dispor de algum potencial redutor sobre a

criminalidade, em especial nas localidades menores e que, portanto, convém sejam mais bem estruturadas do ponto de vista operacional com o intuito de maximizarem essa efetividade. Se mesmo com o arcabouço jurídico e administrativo vigente, complexo e com organizações cujas funções práticas são pouco nítidas, aventa-se a possibilidade de que as GMs reduzam a criminalidade contra a pessoa, resta projetar os ganhos ainda maiores que existiriam caso operassem sob regras mais racionais.

De fato, seguindo esse raciocínio mais gerencial, uma possível extensão acadêmica para a temática aqui proposta parece residir na mensuração dos impactos oriundos da recente promulgação da Lei nº 13.022, de 8 de agosto de 2014, que dispõe sobre o Estatuto Geral das Guardas Municipais, buscando racionalizar a atuação dessas corporações. Outro ponto que pode nortear contribuições futuras relaciona-se com a criação de *proxies* mais efetivas para o tipo de atividade de fato desempenhada por essas instituições (vigilância, repressão etc.). A base de dados da Munic novamente contribui ao perguntar, por exemplo, que tipo de ferramentas esses agentes utilizam no cumprimento do seu dever (sem armas, apenas com armas não letais, apenas com armas de fogo e assim por diante).

## 7. Referências

- BAYLEY, D. **Patterns of Policing**. New Jersey: Rutgers University Press, 1990.
- BEATO FILHO, C. C. **Reinventando a polícia: a implementação de um programa de policiamento comunitário**. In: Policiamento comunitário: experiências no Brasil, 2000-2002. São Paulo, Página Viva, pp. 113-166, 2002.
- BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. **The Journal of Political Economy**. v.76, n.2, p. 169-217, mar.-abr. 1968.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**. v.2, n.4, p. 358-377, 2002.
- BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? **The Quarterly Journal of Economics**. v.119, n.1, p. 249-275, fev.2004.
- BIA, M.; MATTEI, A. A Stata package for the estimation of the dose-response function through adjustment for the generalized propensity score. **The Stata Journal**. v.8, n.3, p. 354-373, 2008.
- BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF, 1988.
- \_\_\_\_\_. Lei nº 13.022, de 8 de agosto de 2014. Dispõe sobre o Estatuto Geral das Guardas Municipais. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, Seção 1, 2014.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching**. Institute of the Study of Labor (IZA), maio 2005 (Working Paper n.1588).
- CENTERWALL, B. S. Television and Violence. The scale of the problem and where to go from here. **JAMA**, vol. 267, n.22, p. 3059-3063, 1992.
- CERQUEIRA, D. R. C.; MELLO, J. M. P. **Menos Armas, Menos Crimes**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, mar. 2012. (Texto para Discussão nº 1721).
- DUFLO, E.; GLENNERSTER, R.; KREMER, M. **Using Randomization in Development Economics Research: A Toolkit**. BREAD - Bureau of Research and Economic Analysis of Development. Working Paper n.136, 2006.
- FERREIRA, L. R. C. **O Papel das Guardas Municipais na Redução de Homicídios: Evidências Empíricas para o Brasil**. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia). Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil, 2012, 45f.
- GUARDABASCIO, B; VENTURA, M. **Estimating the dose-response function through the GLM approach**. Munich: MPRA, 2013. (MPRA Paper nº 45013).

- HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. **The Review of Economic Studies**. v.64, n.4, Special Issue: Evaluation of Training and Other Social Programmes. p.605-654, out.1997.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Matching as an Econometric Evaluation Estimator. **The Review of Economic Studies**. v.65, p.261-294, 1998.
- HENNIGAN, K. M. et. al. Impact of the Introduction of television n Crime in United States: Empirical Findings and Theoretical Implications. **Journal of Personality and Social Psychology**. v. 42, n.3, p. 461-477, 1982.
- HIRANO, K.; IMBENS, G. W. Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: A Application to Data on Right Heart Catheterization. **Health Services & Outcomes Research Methodology**, v.2, n.3-4, p.259-278, 2001.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. The Propensity Score with Continuous Treatments. In: GELMAN, A.; MENG, X.-L. (Eds.). **Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-Data Perspective**. Nova York: Wiley, 2004.
- IMBENS, G. W. The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions. **Biometrika**, v.87, n.3, p.706-710, set.2000.
- \_\_\_\_\_; WOOLDRIDGE, J. M. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. **Journal of Economic Literature**. v.47, n.1, p. 05-86, 2009.
- KUBRIN, C. E.; WEITZER, R. New Directions in Social Disorganization Theory. **Journal of Research in Crime and Delinquency**. v.40, n.4, p.374-402, nov. 2003.
- MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business & Economic Statistics**. v.13, n.2, p.151-161, abr.1995.
- MONET, J-C. **Polícia e sociedades na Europa**. São Paulo: Edusp, 2001.
- RESENDE, J. P; ANDRADE, M. V. Crime Social, Castigo Social: Desigualdade de Renda e Taxas de Criminalidade nos Grandes Municípios Brasileiros. **Estudos Econômicos**. v.41, n.1, p.173-195, jan-mar. 2011.
- ROBERTSON, L. A.; MCANALLY, H. M.; HANCOX, R. J. Childhood and Adolescent Television Viewing and Antisocial Behavior in Early Adulthood. **Pediatrics**. vol.131, n. 3, p.439-446, 2013.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. **Biometrika**, v.70, n.1, p. 41-55, abr. 1983.
- SEGURANÇA é a 2ª maior preocupação dos brasileiros, segundo pesquisa. **G1 Jornal Nacional**. 05 de maio de 2014. Disponível em: < <http://g1.globo.com/jornal-nacional/noticia/2014/08/seguranca-e-2-maior-preocupacao-dos-brasileiros-segundo-pesquisa.html>>. Acesso em: 10 nov. 2015.
- SHAW, C.; MCKAY, H. **Juvenile delinquency and urban areas: A study of rates of delinquents in relation to differential characteristics of local communities in american cities**. Chicago: University of Chicago Press, 2.ed. 1942. 394p.
- STATA CORP. **Stata Treatment-Effects Reference Manual: Potential Outcomes/Counterfactual Outcomes**. Realese 13. College Station, Texas: StataCorp LP, 2013.
- VARGAS, J. D.; OLIVEIRA JUNIOR, A. As guardas municipais no Brasil: Um modelo de análise. **DILEMAS: Revista de Estudos de Conflito e Controle Social**. v.3, n.7, p.85-108, jan-fev-mar. 2010.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2ed. MIT Press: Cambridge, Mass, 2010.