

Análise da implantação e encerramento de política de segurança pública das Unidades Paraná Seguro em Curitiba de 2010 a 2020.

Ronald Wegner Neto*

Jevuks Matheus de Araujo †

RESUMO: Em 2012 o Estado do Paraná inicia sua política de Polícia Comunitária com o advento das Unidades Paraná Seguro (UPS), instalando neste ano 10 unidades em 6 bairros da sua capital: Curitiba. Este estudo analisará o efeito da implantação de tal política em Curitiba de 2010 a 2015, quando esta política começa a se encerrar em alguns bairros. Após 2015 os efeitos de possíveis períodos do encerramento das atividades das UPS em 3 bairros são analisados. A forma de análise é o método de Diferença-em-Diferenças com e sem processos de *matching*. Os resultados indicam redução da taxa de homicídios em 3 dos 6 bairros (Parolin, Cidade Industrial e Sítio Cercado) com esta política implementada; também é verificado que a provável mudança desta política pode ter efeitos positivos na redução da taxa de homicídios, desde que integrada a outras atividades policiais.

Palavras-chave: Diferença-em-Diferenças; Matching; Política Pública de Segurança.

JEL: K42; C54; J18

ABSTRACT: In 2012, the State of Paraná began its Community Police policy with the advent of the “Unidades Paraná Seguro” (UPS), installing 10 units this year in 6 districts in its capital: Curitiba. This study will analyze the effect of the implementation of such a policy in Curitiba from 2010 to 2015, since after 2015 this policy begins to end in some districts. After 2015, the effects of possible periods of closure of UPS activities in 3 districts will be analyzed. The tool of analysis is the Difference-in-Differences method with and without matching processes. The results indicate a reduction in the homicide rate in 3 of the 6 neighborhoods (Parolin, Cidade Industrial and Sítio Cercado) with this policy implemented; it is also verified that the likely change in this policy may have positive effects in reducing the homicide rate, as long as it is integrated with other police activities.

Keywords: Difference-in-Differences; Matching; Security Public Policy.

JEL: K42; C54; J18

Área 10 - Economia Regional e Urbana

*Doutorando PPGE/UFPB

†Professor Doutor PPGE/UFPB

1 Introdução

Dentro do amplo espectro de problemas que as populações de uma cidade podem enfrentar, um dos que parece ter maior destaque é a criminalidade e seu padrão diverso cidade a cidade, da mesma forma como são diversos os mecanismos empregados para seu combate.

Um ato delituoso, de forma isolada, só pode ser visto dentro dos complexos meandros que cercam a ação do indivíduo contraventor, assim como os padrões de criminalidade podem ser vistos como um agregado dos delitos região a região. Na teoria econômica, no artigo seminal de Becker (1968) fica exposta uma primeira forma de analisar o cálculo econômico de um indivíduo que comete um delito, assim como a totalidade das ações delituosas, os ganhos dos criminosos, danos sofridos e o resultado agregado para a sociedade.

Dentro da literatura do comportamento individual, Shulman, Steinberg e Piquero (2013) afirmam que a prática criminosa tem um pico na adolescência, não somente motivada por diferença de renda através das faixas etárias, mas por algum processo de desenvolvimento que levaria adolescentes a uma menor aversão ao risco, incluindo até mesmo um maior envolvimento com atividades delituosas. Para o caso do consumo ilegal de música por um mercado paralelo mais barato, Chiang e Assane (2009) encontram que para este tipo de delito, a propensão a pagar por música no formato digital nas formas legais tem relação ao nível de renda dos indivíduos (quanto maior a renda, maior a propensão a pagar), assim como a percepção dos incentivos como probabilidade de ser pego e valores das multas, além de fatores éticos.

Dentro de todos os meandros da análise indivíduo a indivíduo, a agregação de inúmeros atos que tenham um objeto em comum pode fornecer um novo panorama de compreensão da atividade criminosa. Desta seara agregada surgem outras formas de percepção da atividade criminosa e mecanismos de combate. As políticas urbanas que porventura venham a ser implementadas, analisadas no espectro utilitarista, podem indicar uma aceitação pública da destinação de recursos para coibir determinados tipos de crimes, podendo-se analisar a efetividade destas políticas por métodos econométricos. Mello (2019) encontra uma relação importante neste aspecto, afirmando que nas cidades analisadas o acréscimo de um policial para cada 10.000 habitantes resultaria em uma redução de danos às vítimas per capita de 35 dólares. Ainda com Mello (2019), se o custo de um oficial adicional for de 95.000 dólares, considerando a prevenção média de 350.000 dólares a análise custo-benefício indica que há uma boa política no aumento do contingente policial, não verificada sob cenários mais conservadores. Ao analisar municípios brasileiros de 2003 a 2009 Sachsida e Mendonça (2013) demonstram um primeiro indicativo de que as políticas repressivas e de detenção tem um peso maior para a redução da criminalidade, independente da redução da desigualdade do nível de renda, ou aumento do nível de escolaridade. Para a cidade de Nova Iorque, MacDonald, Fagan e Geller (2016) reforçam este posicionamento, de que o aumento do efetivo policial é uma boa política, sobretudo com seu deslocamento em áreas com maiores índices de criminalidade e foco em determinados tipos de crimes.

Enquanto parte da literatura reforça os aspectos do aumento da percepção dos riscos de detenção e execução criminal, outra parte se interessa nas características diversas da organização sócio-econômica dos territórios considerados. Sameem e Sylwester (2018) analisando ciclos econômicos com dados de 1990 a 2013, mostram que a relação do desemprego com a criminalidade parece ser mais robusta considerando-se crimes patrimoniais, da mesma forma que quanto maior for a população (e conseqüentemente sua urbanização) maiores podem ser os incentivos para a prática dos crimes patrimoniais em períodos de recessão. Utilizando-se de regressões espaciais, Sass, Porsse e Silva (2016) trazem um resultado que vai em direção oposta à conclusão de Sachsida e Mendonça (2013), pois para o caso do estado do Paraná, as regiões com maior urbanização e maior desigualdade tendem a ter maiores quantidades de crimes per capita; argumento parcialmente reforçado por Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002a) para uma análise em diversos países quando se observa a correlação entre

desigualdade de renda e taxa de criminalidade, assim como reforçado em conjunto pelo texto de Sameem e Sylwester (2018) para condados nos EUA.

Existindo por um lado uma literatura reforçando a importância do efetivo policial como solução de criminalidade, e por outro textos que buscam entender causas específicas das características territoriais; há uma literatura que analisa tanto o desenho de programas de segurança pública como os efeitos dos mesmos. As ferramentas utilizadas variam, tendo em vista a percepção dos mecanismos que fomentam o comportamento criminoso, da mesma forma que determinados desenhos de políticas podem não ter valorado adequadamente a plausibilidade da política. Neste cenário, experimentos quase experimentais e análise de impactos fazem parte de uma estratégia em três etapas proposto por Noiye e Wittebrood (2010), apesar do criticismo que se pode levantar de que tais estudos nem sempre são capazes de compreender os mecanismos da política eficientemente. Focando principalmente em cidades americanas Braga, Weisburd e Turchan (2018) analisam a estratégia denominada por *Focused Deterrence Strategies*, que de certa forma são políticas públicas orientadas por intervenções de segurança e de saúde, buscando alterar a percepção dos estímulos criminosos, utilizando-se também de foco em determinados tipos penais. Os resultados de Braga, Weisburd e Turchan (2018) demonstram leve redução em crimes contra a vida, sendo mais evidentes os resultados desta meta-análise nos casos de crime contra o patrimônio, com efeitos reduzidos, mas significativos, nos crimes de tráfico de drogas e conflito entre gangues ou facções.

No grande espectro da economia do crime, reforçando um dos pontos comuns na literatura, Fajnzylber et al. (2000) e Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002b) apontam a um forte fator inercial da taxa de criminalidade, uma vez que a mesma tende a se reproduzir período a período. Ao considerar que a criminalidade tem um padrão inercial (FAJNZYLBER et al., 2000; FAJNZYLBER; LEDERMAN; LOAYZA, 2002b; SASS; PORSSE; SILVA, 2016; SACHSIDA; MENDONÇA, 2013), justifica-se a busca de políticas para romper este ciclo, sendo no Brasil uma das políticas empregadas o das polícias comunitárias.

No Brasil, após a instalação de uma primeira Unidade de Polícia Pacificadora na cidade do Rio de Janeiro em 2008, tal política se disseminou, chegando a ter sua versão paranaense iniciada em 2012, delimitada por: Unidades Paraná Seguro (UPS). No caso do Rio de Janeiro com as UPP, através de controle sintético Maia e Marinho (2021) mostraram que esta política ofereceu um resultado significativo na redução da taxa de homicídios para esta cidade.

No caso paranaense, especificamente em Curitiba que é o objetivo deste trabalho, as UPS seguiram com a inserção de 10 UPS em 6 bairros distintos. Oliveira (2016) afirma que entre 2011 e 2013 nos bairros com UPS e entorno a taxa de homicídios evoluiu, ao mesmo passo que a taxa nos outros bairros fez com que a taxa municipal de homicídios cumprisse a meta proposta pelo programa, afirmando existir então um Paradoxo da implementação das UPS. De forma diversa para os crimes contra a pessoa Oliveira et al. (2015) encontram que nos bairros com UPS se verificou um decréscimo de 6.92 homicídios por cada 100.000 habitantes, enquanto (OLIVEIRA, 2016) encontrou um acréscimo de 33 homicídios (em nível, não por 100.000 habitantes).

Todavia no ano de 2015 as UPS que antes ocupavam determinados espaços no tecido dos bairros em que foram implantadas, foram aos poucos sendo reconfiguradas num padrão de patrulha (semelhante à ação anterior da polícia no município). A literatura aponta uma diversidade de resultados a se considerar o desenho das políticas públicas estudadas, mas o que ocorre quando a mesma é enfraquecida ou deixa de existir? Buscando-se analisar tanto os efeitos da política de implantação das UPS em 2012 até as alterações nesta política em meados de 2015, a inovação deste artigo analisará o efeito do processo de encerramento destas atividades, que levou a manutenção de apenas 4 das 10 UPS em 2019 em Curitiba.

Este trabalho se divide numa apresentação dos dados, assim como do cronograma de implantação das UPS; seguindo da exposição das ferramentas a serem utilizadas para tal análise. Por fim alguns resultados são discutidos, tendo em vista que algumas informações encontram-se em apêndice;

seguinte, por fim, às considerações finais.

2 Dados

Este trabalho se pauta na utilização de dados agregados pelos bairros Curitiba, para o período de 2010 a 2020. As informações foram retiradas da Secretaria de Segurança Pública do Estado do Paraná (SESP-PR), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e dos Dados Abertos da Prefeitura Municipal de Curitiba (PMC).

Os dados para homicídios em termos absolutos mês a mês foram retirados da SESP-PR (2021), sendo agregados trimestralmente, que pela disponibilidade de dados forneceu informação que parte do 1º trimestre de 2010 ao 2º trimestre de 2020, com exceção dos dados para 2011.

Algumas informações como Renda per capita dos Bairros, assim como a população dos mesmos foram retiradas do IBGE (2021). Todavia, deve-se atentar o fato de que não há alterações nas informações com a mesma frequência que a base de homicídios em quantidade bruta. Para tanto utilizou-se da população de cada um dos bairros curitibanos para calcular a taxa de homicídios para cada 10.000 habitantes. Algumas das informações como renda média, população dependente por faixa etária não se alteram trimestralmente.

Buscando uma alternativa para compreender as possibilidades urbanas da desigualdade, assim como da ocupação das atividades, através da Base de Alvarás de Curitiba (PMC, 2021) foram separados todos os alvarás considerados ativos no período de cada trimestre de 2010 ao segundo semestre de 2020, separando em algumas categorias como: Profissionais Qualificados (Médicos, Engenheiros, Advogados, Contadores, Economistas, entre outros), Alvarás de Comércio (Varejo e Atacado), Bares, centros de estética e escritórios das mais diversas atividades que não constem como exclusivamente de profissionais qualificados. A prerrogativa desta escolha decorre não necessariamente de uma variável que possa ler os níveis de renda (apenas), mas também o fluxo do deslocamento diurno-noturno da cidade, que pode estar associado à diversidade do uso da cidade, sobretudo em relação com a possibilidade de relação com delitos violentos. Abaixo segue a descrição primária dos dados utilizados.

Tabela 1: Estatísticas Primárias dos dados utilizados

Variável	Mín	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máx
Renda Média	943.4	1679.6	2304.8	2836.2	3754.4	6896.2
% Dependência de Menores de 15 anos	9.701	19.928	26.332	25.781	30.163	44.93
% Dependência de Maiores de 65 anos	3.629	9.151	11.768	12.607	15.49	27.374
Dependentes Menores / Dependentes Idosos	0.5625	1.2539	2.3545	2.7654	3.3647	12.0808
População	289	6851	12876	23359	28969	172669
Taxa de Homicídio	0	0	0	0.7524	0.8613	69.2041
Alvarás Qualificados	0	25.75	74.75	169.92	201.56	1722.77
Alvarás Varejo	0	47.38	69.32	96.61	103.18	635.58
Alvarás Escritórios	0	65.7	105.6	114.1	146.9	496.7
Alvarás Estética	0	17.52	28.15	37.83	46.52	292.7
Alvarás Bares	0	5.46	8.194	10.716	11.712	132.137

Fonte: Elaboração Própria

Como panorama preliminar, em 2009, um ano antes da série utilizada neste estudo, Curitiba registrou uma taxa de homicídio de 34 para cada 100.000 habitantes em 2009 contra a taxa de 11 para cada 100.000 habitantes em São Paulo para o mesmo ano, gerando alarde sobre estas altas

taxas (PERES; RIBEIRO, 2010), estando além da média nacional de 27 homicídios para cada 100.000 habitante no Brasil (G1, 2011). Esta percepção preliminar demonstra uma faísca inicial na direção de que algo deveria ser feito, todavia apenas em 2012 surge a política das UPS. A evolução trimestral da taxa de homicídio abaixo demonstra uma situação de agravo inicial em 2010, com uma redução vagarosa no decorrer do tempo tanto da média trimestral como do percentil 90% das maiores taxas.

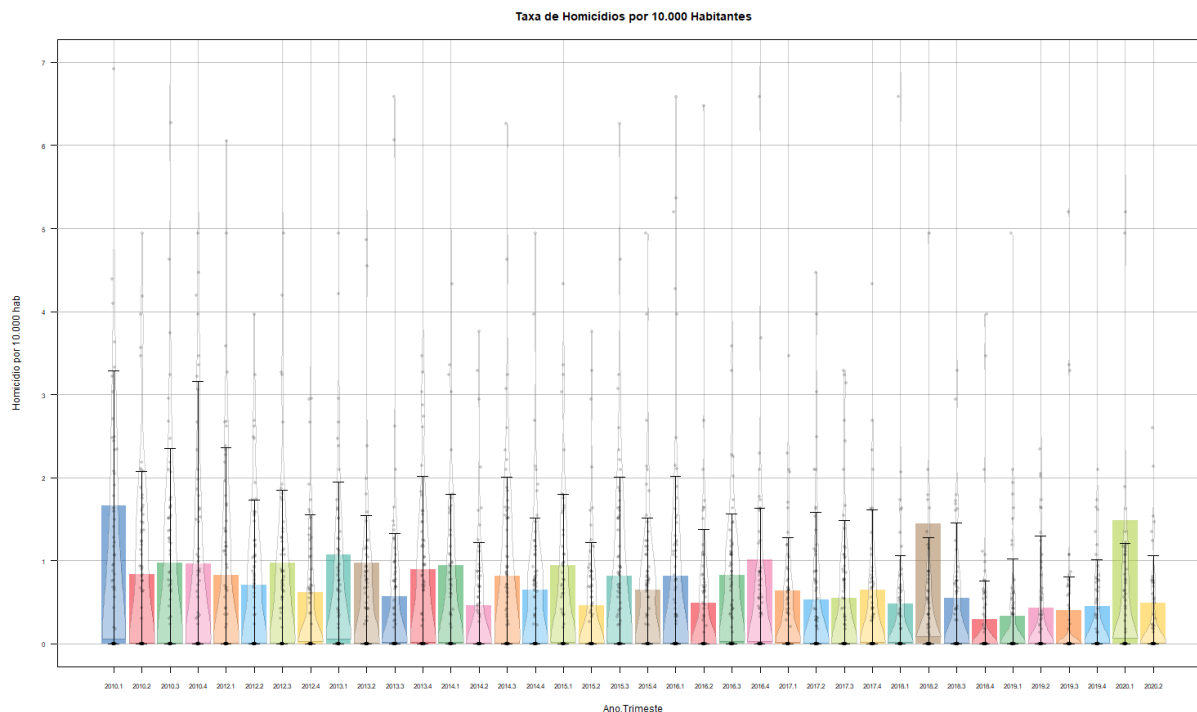


Figura 1: Taxa de Homicídios por 10.000 Habitantes, com percentil 10% e 90% em linhas pretas, média como barra colorida e densidade em gráfico violino.

A implantação das UPS, seguindo o cronograma oficial, se deu no início de março de 2012 com a implantação da primeira UPS, seguindo de outras 9 subsequentes unidades em Curitiba nesse ano, totalizando 10 unidades. O trimestre em que foram instaladas serão o trimestre considerado para a construção dos dados para análise quantitativa. Já de término não há data efetiva pela carência de informação e transparência dos órgãos oficiais.

Tabela 2: Instalação das UPS em Curitiba

Bairro	Data de Instalação	Trimestre	Ativa em 2019
Uberaba	01/03/12	1º Trimestre	ATIVA
Parolin	03/05/12	2º Trimestre	DESATIVADA
Cidade Industrial	17/07/12	3º Trimestre	DESATIVADA
Cidade Industrial	17/07/12	3º Trimestre	DESATIVADA
Cidade Industrial	17/07/12	3º Trimestre	DESATIVADA
Cidade Industrial	17/07/12	3º Trimestre	DESATIVADA
Sítio Cercado	03/08/12	3º Trimestre	DESATIVADA
Cidade Industrial	17/09/12	3º Trimestre	ATIVA
Tatuquara	01/10/12	4º Trimestre	ATIVA
Cajuru	13/10/12	4º Trimestre	DESATIVADA

3 Metodologia

Pela estrutura dos dados apresentados, uma primeira estratégia a ser considerada é o método de diferença-em-diferenças. Usualmente é um método que se utiliza de dois grupos em dois períodos de tempo; sendo (i) grupo de controle e (ii) grupo tratado divididos em (a) período pré-tratamento e (b) período pós tratamento.

Este estudo se propõe analisar pelo método de diferença-em-diferenças, em primeiro momento, com dados para todos os bairros o efeito das UPS com dados de 2010, 2012 como linha de base até o segundo trimestre de 2015. Em um segundo momento, utilizando-se apenas dos bairros com UPS estabelecidas, será avaliado o efeito do abandono gradual do padrão de polícia pacificadora em prol do antigo padrão baseado em rondas que se inicia em meados de 2015, utilizando-se de dados de 2013 a 2020.

Considerando inicialmente alguns conceitos:

Definição 3.1 Um vetor $\boldsymbol{\iota}_k$ é um vetor unitário de dimensão k :

$$\boldsymbol{\iota}_k \in \mathbb{R}^k / \forall i \in \mathbb{N}, i \leq k : \iota_i = 1.$$

Definição 3.2 Um vetor $\mathbf{0}_k$ é um vetor nulo de dimensão k :

$$\mathbf{0}_k \in \mathbb{R}^k / \forall i \in \mathbb{N}, i \leq k : 0_i = 0.$$

Pode-se montar a estrutura básica da matriz espaço-coluna X dentro de uma regressão estimada por mínimos quadrados ordinários (ordinary least squares - OLS) tendo em vista um vetor Y de variável para se analisar o efeito de tratamento, com um vetor de erros E

$$Y = XB + E \quad (1)$$

onde o espaço-coluna assume o formato:

$$X_{IT \times 4} = \left(\boldsymbol{\iota}_{IT} \quad (\mathbf{0}_{I-G}, \boldsymbol{\iota}_G)_T \quad \left(\mathbf{0}_{I\tau}, \boldsymbol{\iota}_{I(T-\tau)} \right) \quad \left(\mathbf{0}_{I\tau}, (\mathbf{0}_{I-G}, \boldsymbol{\iota}_G)_{T-\tau} \right) \right) \quad (2)$$

$$B_{4 \times 1} = (\alpha, \beta, \delta, \gamma)^T. \quad (3)$$

Onde os subscritos (I, T, G, τ) representam respectivamente: (i) quantidade de indivíduos, (ii) período de tempos considerados, (iii) quantidade de indivíduo tratados e (iv) quantidade de períodos com a política pública em ação.

Reescrevendo:

$$Y_{it} = \alpha + \beta G_i + \delta T_t + \gamma GT_{it} + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

onde t representa o índice para período de tempo e i para os bairros. Para o caso da instalação das UPS, G_i assume o valor unitário para os bairros que receberam as UPS e valor nulo se não foi sujeito a esta política, T_t assume o valor unitário para os períodos em que a política das UPS entra em vigor e com valor nulo enquanto tal política não está vigente, GT_{it} representa o produto das variáveis G_i e T_t .

Para o caso da análise do abandono das UPS, G_i assume o valor unitário para os bairros que abandonaram a utilização das UPS e valor nulo se não foi sujeito ao abandono das UPS, T_t assume o valor unitário para os períodos em que não há mais o efeito da política das UPS com valor nulo enquanto a política em questão está vigente, GT_{it} representa o produto das variáveis G_i e T_t .

O resultado de interesse, para ambos os casos, pode ser descrito como efeito-tratamento, onde se busca a diferença do resultado médio do grupo tratado durante o tratamento em relação a situação do mesmo grupo antes do tratamento

$$E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 1) - E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 0).$$

Tendo em vista que

$$\begin{aligned} E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 0) &= \alpha, \\ E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 1) &= \alpha + \delta, \\ E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 0) &= \alpha + \beta \end{aligned}$$

e que

$$E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 1) = \alpha + \beta + \delta + \gamma$$

teremos que o resultado que buscamos será equivalente a $\delta + \gamma$. Ao se fazer

$$E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 1) - E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 0) = \delta$$

tem-se o efeito de tendência temporal da variável objetivo. Com estes resultados efetua-se a diferença das diferenças:

$$\begin{aligned} E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 1) - E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 0) &= \delta + \gamma \\ E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 1) - E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 0) &= \delta \\ (E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 1) - E(Y_{it}|G_i = 1, T_t = 0)) &- (E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 1) - E(Y_{it}|G_i = 0, T_t = 0)) \\ \delta + \gamma - \delta &= \gamma, \end{aligned} \tag{5}$$

desta forma o resultado de interesse é o parâmetro γ que nos fornece o resultado do efeito de tratamento, excetuando-se a tendência comum.

Para este resultado se manter, é necessário que alguns pressupostos sejam verificados. (i) Primeiramente é necessário que os erros ϵ_{it} sejam não correlacionados com (G_i, T_t) de tal forma que $E(\epsilon_{it}|G_i, T_t) = 0$; (ii) que as tendências da variável objetivo Y_{it} tanto para o grupo de controle como para o grupo tratado tenham direções paralelas; e (iii) ao partir de que este método garante a consistência do estimador OLS em condições de experimento aleatório, é necessário que seja verificada a aleatorização entre o grupo de controle e de tratamento.

Tendo em vista que este trabalho se utiliza de um número de períodos maior que 2, algumas considerações devem ser vistas por diversas perspectivas adicionais, além da verificação dos três pressupostos acima.

Analisando diversos estudos que utilizam do método de diferença-em-diferenças com mais de dois períodos, Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004) apontam que a estimação por OLS pode levar a estimação equivocada do vetor de erros, tornando-o inconsistente. Uma alternativa a ser avaliada é a aplicação de Bootstrap por Blocos Fixos (EFRON; TIBSHIRANI, 1994; BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004).

Uma outra consideração a ser feita, referente à construção da base de dados, reside na não completa especificação por parte dos órgãos competentes das datas efetivas de encerramento das UPS. Destarte, para o estudo do abandono das UPS poderia se propor a aplicação de exposição parcial do efeito da política de encerramento das UPS conforme a aplicação de Bleakley (2010). Todavia como a estrutura de dados exige na sua construção os valores unitários, considerando que são 3 bairros que tem o abandono completo da política das UPS, ao se considerar o período de provável abandono como 3º trimestre de 2015 ao último trimestre de 2018, optou-se nestes 14 períodos a análise das

2744 (14^3 possibilidades). Reforçando com o processo de Bootstrap por Blocos Fixos para contornar a ausência da informação completa da data de efetivo encerramento das políticas entre bairros.

Por fim, utilizando-se tanto dos dados construídos conforme 8, como da escolha de bairros através de processos de *matching* como o escore de propensão de correspondência (propensity score matching - PSM) para a redução do viés de seleção, será aplicada a metodologia de (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2020) para o método de diferença-em-diferenças para múltiplos períodos de tempo. Uma vez que para este método não há estudos sobre a aplicação de exposição parcial conforme ocorre em Bleakley (2010), conforme exposto será analisada apenas os efeitos de implementação das UPS, sendo esta uma das novidades deste estudo.

3.1 Pressupostos

3.1.1 Ortogonalidade dos Erros

Um dos problemas na análise por diferença-em-diferenças com muitos períodos é o da autocorrelação serial (BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004), que acaba por subestimar os desvios padrão, da mesma forma que pode ocorrer a violação da ortogonalidade dos erros. Dentro desta questão, o método utilizado será alumiado na subseção sobre o Bootstrap por Blocos Fixos, tanto para o efeito da instalação das UPS, como para a análise do efeito de substituição das mesmas pelo padrão de ronda.

3.1.2 Tendências Paralelas

Para verificar as tendências paralelas da variável objetivo, em um primeiro momento conforme Tan, Tang e Lin (2018), utilizar-se-á o ano de 2010 dividido por trimestres no modelo tradicional. Considerando uma tendência $TN_t \in [1, \dots, t - \tau] \subset \mathbb{N}$, onde $t - \tau$ representa a quantidade máxima de períodos antes do início da política analisada, esta variável assumirá o valor 1, 2, 3 e 4 para o primeiro, segundo, terceiro e quarto trimestre de 2010 respectivamente.

Para a análise do abandono das UPS serão utilizados os trimestres de 2010, 2012, 2013, 2014 e os dois primeiros de 2015, totalizando 18 períodos, construídos de forma análoga à análise das tendências paralelas anteriores à instalação das UPS.

Assim, no caso da implantação das UPS estima-se a seguinte regressão:

$$Y_{it} = \alpha + \beta(G_i \times TN_t) + \delta C_{it} + \gamma TN_t + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

onde o parâmetro β ao ser significativamente igual a zero nos oferece o grau de significância com o qual se pode considerar as tendências da variável objetivo como paralelas entre os grupos.

Para o caso de encerramento da política de UPS, a necessidade deste teste será contornada pelo Bootstrap de blocos fixos; e pela análise de significância dos modelos rodados pela metodologia de Diferença-em-Diferenças por múltiplos períodos (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2020). A diferença decorre não apenas do teste utilizado, mas também da construção de períodos utilizados.

3.1.3 Aleatorização dos Grupos

Ao se considerar que na análise de abandono apenas os bairros que tiveram UPS estão sujeitos à análise do efeito de abandono desta política, como a baixa quantidade de informação, algumas estratégias apresentadas não serão utilizadas.

Ao se analisar a diversidade dos bairros de Curitiba pelas variáveis apresentadas, algumas opções surgem de pré-tratamento buscando garantir a aleatorização de grupos. Este passo é fundamental, uma vez que a política das UPS no Paraná, em especial entre os bairros de Curitiba não

segue um desenho de experimento aleatório, mas sim com a implantação das UPS em bairros com maiores taxas de criminalidade. A aleatorização nos garantiria, em outras palavras, a independência da variável de desempenho (taxa de homicídio por 10.000 habitantes) em relação às variáveis dummy construídas (ROSENBAUM; RUBIN, 1983) para a estimação por Diferença-em-Diferenças. Com a utilização de um processo de *matching*, que no caso é o *Propensity Score Match* (PSM) (ROSENBAUM; RUBIN, 1983; HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1997), busca-se trabalhar com um espaço-coluna com informação análoga a um experimento aleatório, podendo captar melhor as nuances do efeito da política de segurança pública em questão. Ao utilizar a probabilidade de participação por características em comum dos 75 bairros no período logo anterior ao início do programa, 2 pares adicionais para cada bairro participante da política das UPS serão selecionados por características comuns ou semelhantes. O objetivo desta seleção não aleatória é poder evitar o viés das observações escolhidas pelas características utilizadas, semelhante ao texto de Black e Smith (2004).

No que pese à utilização do PSM e outros métodos de *matching* no intuito de remover o viés de seleção, apesar do desempenho do PSM com baixo viés em determinados cenários (HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1997; SMITH; TODD, 2005) a recente crítica de King e Nielsen (2019) motiva este estudo a buscar outras alternativas como a distância de Mahalanobis como critério de proximidade de pares. A diferença entre os dois métodos se pauta principalmente no critério simplificado do PSM que contorna a dificuldade de, em algumas bases de dados, em achar pares devidamente próximos quanto maior o número de categorias comparadas; enquanto a Distância de Mahalanobis pode fornecer melhores pares em determinadas situações tendo em vista que se busca a proximidade de indivíduos pelos inúmeros critérios e medidas que o pesquisador tem a disposição. Outrossim, este texto se utilizará destas duas estratégias de Matching: PSM e Distância de Mahalanobis.

3.2 Tratamento do abandono das UPS

Uma vez que as datas para o início das UPS estão bem definidas, a metodologia apresentada adiante está direcionada para o método de diferença-em-diferenças para a análise do abandono das UPS.

Tendo em vista que no ano de 2015 inicia-se um deslocamento da atividade das UPS estáticas para o padrão anterior de rondas, este estudo entende que tal atitude aponta para um desligamento gradual da política proposta em direção da atividade policial anterior. Tendo em vista que o objetivo é o efeito de tratamento do desligamento das UPS, a proposta inicial se pauta em incorporar a variável dummy da terceira coluna de 8 não conforme Bleakley (2010), mas com um efeito semelhante ao se analisar as 2744 possibilidades de combinação das variáveis binárias.

Outro fato que suscita a necessidade de incorporar este procedimento incorre de que não há datas definitivas para a mudança do padrão de ação das UPS, assim como não há data do seu derradeiro término em alguns bairros. Uma vez que a partir do segundo semestre de 2015 as rondas se tornam aos poucos o paradigma de substituição das UPS, da mesma forma que até o término de 2018 há 6 UPS que foram encerradas de um universo total de 10 em 2013, optou-se por um procedimento buscando analisar todo o período provável de término das UPS. Como não há a certeza, este procedimento deve ser interpretado como uma análise análoga ao contra factual, podendo apenas indicar que caso as UPS tenham se encerrado nos 3 bairros de abandono da política, em determinadas janelas de valores poderíamos ter resultados significativos (ou não) para tais políticas.

Dentro desta sequência, os valores do primeiro semestre de 2019 em diante nos bairros em que há certeza do término das UPS os valores serão unitários para os 3 bairros em que se encerraram as UPS. Este procedimento se dará 2.000 vezes para cada combinação da dummy entre estes três bairros, utilizando-se da técnica de Bootstrap por Blocos Fixos.

3.3 Bootstrap por Blocos Fixos

Outras questões sobre este método foram levantadas por Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004), onde na aplicação de Diferença-em-Diferenças com OLS os erros podem ser estimados de forma inconsistente, subestimando-se o desvio padrão dos estimadores, principalmente quando muitos períodos são utilizados. A alternativa utilizada neste texto segue o processo de Bootstrap por Blocos Fixos (EFRON; TIBSHIRANI, 1994; BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004).

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\mathbf{B} + \mathbf{E} \quad (7)$$

onde o espaço-coluna assume o formato:

$$\mathbf{X}_{IT \times 4} = \left(\boldsymbol{\iota}_{IT} \quad (\mathbf{0}_{I-G}, \boldsymbol{\iota}_G)_T \quad (\mathbf{0}_{I\tau}, \boldsymbol{\iota}_{I(T-\tau)}) \quad (\mathbf{0}_{I\tau}, (\mathbf{0}_{I-G}, \boldsymbol{\iota}_G)_{T-\tau}) \right) \quad (8)$$

$$\mathbf{B}_{4 \times 1} = (\alpha, \beta, \delta, \gamma)^T. \quad (9)$$

Considerando que a amostra conta com $i = 75$ indivíduos e $t = 18$ períodos para a implantação e $i = 6$ indivíduos e $t = 30$ para o efeito de abandono deste política, este procedimento por processo de reamostragem selecionará 75 indivíduos com possível reposição (ou seja, um bairro pode aparecer mais de uma vez no espaço amostral) com todos os períodos, de tal forma que os $g = 6$ indivíduos em tratamento da implantação das UPS e os $i - g = 69$ do grupo de controle terão suas proporções alteradas a cada iteração do procedimento de bootstrap; com $g = 3$ para o caso do abandono deste política.

Para a execução deste procedimento: (i) primeiramente neste processo estima-se o modelo como em 4 por OLS obtendo uma estimativa $\hat{\gamma}_{OLS}$ e seu desvio padrão $\sigma_{\hat{\gamma}_{OLS}}$ de tal forma que a estatística t se dará por: $t_{\hat{\gamma}_{OLS}} = |\hat{\gamma}_{OLS}/\sigma_{\hat{\gamma}_{OLS}}|$. (ii) Em seguida 10000 iterações para o modelo de implantação da UPS e 2000 iterações para o abandono das mesmas seguirão com reamostragem para se obter o parâmetro $\hat{\gamma}_{boot}$, onde a estatística t para cada uma das reamostragem serão dadas por $t_{boot} = |(\hat{\gamma}_{boot} - \hat{\gamma}_{OLS})/\sigma_{\hat{\gamma}_{boot}}|$. (iii) O percentual do grau de confiança para rejeitar que $\hat{\gamma}_{OLS} = 0$ é dada pela proporção de vezes em que $t_{\hat{\gamma}_{OLS}} > t_{boot}$.

4 O Efeito da implantação e abandono das UPS

4.1 Diferença em Diferenças 2 Períodos

Em um primeiro momento, optou-se por analisar para dados anuais se havia algum efeito das UPS na taxa de homicídio partindo dos dados de 2010 em relação ao ano de 2012 ou 2013. Neste processo optou-se pela utilização de 3 modelos: (i) Diferença-em-Diferenças sem controle, (ii) com quantidade de alvarás ativos de Bares e Profissionais qualificados por bairro e (iii) com a adição, também, de alvarás ativos de centros de estética, varejo e escritórios como controle. Tanto o PSM como o *matching* por Mahalanobis foram feitos utilizando-se destas cinco variáveis de controle. O resultado dos processos de *matching* encontram-se a seguir:

Tabela 3: Resultado do matching nas médias das variáveis de controle. Ano referência: 2010.

Sigla da Variável	Base Cheia Média			Matching: PSM Média			Matching: Mahalanobis Média		
	Tratado	Controle	teste t	Tratado	Controle	teste t	Tratado	Controle	teste t
Qua	17.6005	123.2573	-4.5083	17.6005	27.2947	-1.1268*	17.6005	19.2804	-0.24176*
Bar	6.4277	8.1677	-1.42*	6.4277	8.1688	-1.2701*	6.4277	5.4479	1.8487*
Esc	32.8056	75.0854	-4.1724	32.8056	44.2428	-1.6254*	32.8056	34.3367	-0.32927*
Var	36.4443	64.9696	-3.1401	36.4443	46.6463	-0.99229*	36.4443	30.7068	1.6887*
Est	6.2729	17.9924	-5.4169	6.2729	7.8552	-0.80016*	6.2729	6.3434	-0.050323*

* representa médias iguais a 95% de significância

Tabela 4: Efeitos de tratamento das UPS em 2012 e 2013 relativo a 2010 de acordo com o modelo 4. Análise de tendência dos modelos regredidos conforme modelo 6.

Matching Controles	Coeficiente γ		Coeficiente TN		Coeficiente GTN		R^2		N
	2012	2013	2012	2013	2012	2013	2012	2013	
Base (sem matching) Sem Controle	-0.2160 (-0.0690)	-2.1584 (-0.5340)	-1.5092 (-1.7700)	-1.057 (-0.9600)	2.3903 (2.4160)*	1.613 (1.2620)	0.0581	0.0219	150
2 Controles	-0.2446 (-0.0780)	-2.2160 (-0.5460)	-1.4659 (-1.7080)	-0.9766 (-0.8790)	2.2527 (2.2370)*	1.4196 (1.0910)	0.0624	0.0271	150
5 Controles	-0.7308 (-0.2410)	-3.0727 (-0.7840)	-0.8628 (-0.9870)	0.1211 (0.1010)	1.2536 (1.2440)	0.0779 (0.0600)	0.1457	0.1154	150
Matching: PSM Sem Controle	-2.4350 (-0.4940)	-7.4870 (-0.9750)	-0.2358 (-1.0000)	2.4090 (0.6520)	1.0270 (0.6640)	-0.9939 (-0.4110)	0.0299	0.0388	36
2 Controles	-2.3297 (-0.4660)	-7.4060 (-0.9390)	0.1211 (0.0500)	2.8384 (0.7350)	0.8056 (0.5060)	-1.2324 (-0.4880)	0.0638	0.0497	36
5 Controles	-3.0052 (-0.6250)	-9.6874 (-1.2930)	2.0885 (0.8360)	7.5816 (1.7040)	0.3370 (0.2150)	-2.4729 (-0.9900)	0.2386	0.2686	36
Matching: Mahalanobis Sem Controle	-0.2084 (-0.1000)	-2.6139 (-1.1600)	-2.1020 (-2.0690)*	-1.5744 (-1.4010)	2.1720 (3.2660)*	1.2098 (1.6440)	0.3057	0.1857	36
2 Controles	-1.2596 (-1.0080)	-2.5379 (-1.1020)	-2.0627 (1.9560)	-1.3730 (-1.1760)	2.2807 (3.1880)*	1.2826 (1.6240)	0.3146	0.2111	36
5 Controles	-0.4555 (-0.2210)	-2.5726 (-1.1060)	-2.2112 (-1.6250)	1.1431 (0.5590)	1.4516 (1.8980)	0.9041 (1.0580)	0.4377	0.2817	36

Estatística t entre parênteses. * significância maior que 95%

Para quatro dos dezoito modelos analisados, ambos em 2012, houve a identificação de tendências significativas na agregação anual na taxa de homicídio, o que pode representar um primeiro sinal de alerta para os demais resultados apresentados. Ressalta-se que dois destes resultados ocorreram com nenhum ou apenas dois controles com a utilização de *matching* por Mahalanobis ou sem tal procedimento. Para referência, o trabalho de Oliveira et al. (2015) encontra o resultado de uma redução de 6.92 mortes por 100.000 habitantes, o que representaria na medida deste trabalho em uma redução 0.692 mortes para cada 10.000 habitantes. Os resultados nesta primeira fase apesar de não significativos estão consideravelmente distantes deste resultado anterior na literatura. Todavia a análise trimestral foi utilizada, no período do primeiro trimestre de 2011 ao terceiro trimestre de 2013.

4.2 Diferença em Diferenças de Implantação das UPS com 18 períodos

Com exceção dos dados para o ano de 2011, não encontrados, utilizou-se primeiramente da mesma estrutura básica do modelo anterior, com a diferença de que os dados estão agregados

por trimestre, partindo do primeiro trimestre de 2010 ao segundo trimestre de 2015. Seguindo uma das recomendações do artigo de Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004) será utilizado o método de Bootstrap por Blocos Fixos (EFRON; TIBSHIRANI, 1994) com 10.000 repetições; o nível de significância do parâmetro estimado originalmente estará representado por α .

Tabela 5: Resultado do matching nas médias das variáveis de controle. Trimestre referência: 4^o-2010. O teste t indica a igualdade das médias do grupo tratamento e controle (* > 5%)

Sigla da Variável	Base Cheia			Matching: PSM			Matching: Mahalanobis		
	Tratado	Média Controle	teste t	Tratado	Média Controle	teste t	Tratado	Média Controle	teste t
Qua	18.1502	126.185	-4.5192	18.1502	16.4033	0.69335*	18.1502	19.9743	-0.8307*
Bar	6.6187	8.3431	-1.3433*	6.6187	6.9692	-0.35203*	6.6187	5.5143	6.9109
Esc	33.6792	77.6916	-4.2614	33.6792	34.3014	-0.9071*	33.6792	35.2306	-1.6216*
Var	38.1039	67.51	-3.1209	38.1039	29.479	6.7962	38.1039	32.1962	4.7161
Est	6.8795	19.2879	-5.348	6.8795	6.576	2.5422	6.8795	7.2335	0.33061*

* representa médias iguais a 95% de significância

O processo de *matching* por PSM rendeu melhores resultados na análise de tendência, exceto para a situação com 5 controles onde não há a possibilidade de descartar a existência da mesma a pelo menos um nível de significância de 95%. Os resultados com 5 controles sem *matching* ou com o auxílio da distância de Mahalanobis forneceram resultados do efeito de redução da taxa de criminalidade em 0.594 e 0.457 respectivamente. Estes valores estão próximos da redução de 0.692 homicídios para cada 10.000 habitantes de Oliveira et al. (2015). Para o modelo sem pareamento com 5 controles, o método de bootstrap não descarta a 93% de grau de significância o efeito de tratamento das UPS de 2010 até a metade do segundo trimestre de 2015 como uma redução de 0.594 mortes para cada 10.000 habitantes.

Os modelos em que o coeficiente de *GTN* são significativos quebram um dos pressupostos essenciais para poder utilizar-se do modelo OLS, tornando-o viesado. De forma inversa ao modelo em dois períodos, o modelo de Mahalanobis desempenha, após pareamento, resultados melhores com 5 controles que o PSM.

Tabela 6: Efeitos de tratamento das UPS de 2010 ao segundo trimestre de 2015. Análise de tendência dos modelos regredidos.

Matching Controles	Coefficiente γ	Coefficiente TN	Coefficiente GTN	R^2	N
Base (sem matching) Sem Controle Bootstrap (n=10.000)	-0.4321 (-0.8830) $\alpha = 0.8653$	-0.0312 (-2.8970)*	0.0444 (2.3540)*	0.0137	1350
2 Controles Bootstrap (n=10.000)	-0.4554 (-0.9320) $\alpha = 0.8176$	-0.0295 (-2.7320)*	0.0359 (1.8890)	0.0201	1350
5 Controles Bootstrap (n=10.000)	-0.5940 (-1.2330) $\alpha = 0.93$	-0.0051 (-0.4300)	0.0025 (0.1300)	0.0509	1350
Matching: PSM Sem Controle	-1.0247 (-1.1310)	-0.0087 (-0.2400)	-0.0380 (-1.0940)	0.0052	324

Continua na próxima página

Tabela 6 – *Continuação da página anterior*

Matching Controles	Coeficiente γ	Coeficiente TN	Coeficiente GTN	R^2	N
2 Controles	-1.0278 (-1.1380)	-0.0118 (-0.3260)	-0.0415 (-1.1970)	0.0181	324
5 Controles	-1.2049 (-1.3760)	0.0725 (1.5410)	-0.0833 (-2.2060)*	0.1051	324
Matching: Mahalanobis Sem Controle	-0.4485 (-1.5330)	-0.0524 (-4.4170)*	0.0357 (3.1230)*	0.1002	324
2 Controles	-0.4122 (-1.4080)	-0.0501 (-4.1630)*	0.0360 (3.2050)*	0.1100	324
5 Controles	-0.4577 (-1.5810)	-0.0113 (-0.5360)	0.0231 (1.8040)	0.1425	324

Estatística t entre parênteses. * significância maior que 95%

Uma vez que os modelos com algum processo de *matching* parecem desempenhar melhor no quesito tendências paralelas (em específico o PSM), optou-se na utilização da metodologia por múltiplos períodos proposta por Callaway e Sant’Anna (2020) com alguma metodologia de pareamento. Adicionalmente um quarto conjunto de controles foi utilizado, sendo eles: (i) Renda Média, (ii) % Dependência de Menores de 15 anos, (iii) % Dependência de Maiores de 65 anos e (iv) Dependentes Menores / Dependentes Idosos. Totaliza-se, assim, 8 modelos com os resultados apresentados abaixo.

Tabela 7: Efeitos de tratamento das UPS de 2010 ao segundo trimestre de 2015. Modelo de Diferença-em-Diferenças para múltiplos períodos de tempo com Matching.

Bairro	Trimestre	S/ Cont. Efeito	Matching: PSM			S/ Cont. Efeito	Matching: Mahalanobis		
			2 Cont. Efeito	5 Cont. Efeito	9 Cont. Efeito		2 Cont. Efeito	5 Cont. Efeito	9 Cont. Efeito
PRÉ									
Uberaba	2010.2	0.2922	0.154	0.417	-0.1964	0.9886	0.9098	1.9558 *	2.5162 *
Uberaba	2010.3	-0.4098	-0.493	-0.3815	2.1336	-0.432	-0.4337	-0.1805	-1.0864 *
Uberaba	2010.4	0.3637	0.3881	0.5844	1.9444	1.1121 *	1.1625 *	0.98 *	1.664 *
PÓS									
Uberaba	2012.1	0.3055	0.3268	0.1909	-0.7121	-0.5262	-0.5554	-0.376	0.9039 *
Uberaba	2012.2	0.7538	0.7975	0.5006	-1.3737	-0.3174	-0.3357	-0.1877	-0.0065
Uberaba	2012.3	-0.7193	-0.9219	-0.705	2.4617	0.4083	0.3922	0.5129 *	0.8015 *
Uberaba	2012.4	-0.3739	-0.1505	-0.2751	-0.5569	-0.7459	-0.747	-0.6213	0.1062 *
Uberaba	2013.1	-1.8883	-2.1725	-1.693	0.9687	-0.2984	-0.3209	-0.3035	-0.7318 *
Uberaba	2013.2	-2.0774	-2.2528	-1.8217	2.2821	-1.2671	-1.2691 *	-1.3101 *	-1.0173 *
Uberaba	2013.3	0.1785	0.2296	0.1122	1.0475 *	-1.0181	-0.9262	-1.0842	-0.7349
Uberaba	2013.4	-0.2252	-0.1521	-0.0092	2.6422 *	-0.8552	-0.9152 *	-1.0259 *	-0.1419
Uberaba	2014.1	-0.9786	-1.0514	-0.604	5.2141 *	-0.569	-0.5096	-0.6206	0.574 *
Uberaba	2014.2	0.0152	0.3283	-0.0984	-0.0704	-0.6482	-0.6246	-0.6089	0.1604
Uberaba	2014.3	-0.1028	-0.0975	-0.3317	-1.117 *	-0.7343	-0.6572	-0.6992	0.5239 *
Uberaba	2014.4	-0.7501	-0.714	-0.855 *	-0.5264	-1.1108 *	-1.1122 *	-1.1415 *	-0.5044 *
Uberaba	2015.1	-0.9786	-1.0514	-0.604	5.2141 *	-0.569	-0.5096	-0.6206	0.574 *
Uberaba	2015.2	0.0152	0.3283	-0.0984	-0.0704	-0.6482	-0.6246	-0.6089	0.1604
PRÉ									
Parolin	2010.2	-3.1698 *	-2.7307	-5.0636 *	-7.1674 *	-2.4734 *	-1.7904 *	-5.7967 *	-6.2953

Continua na próxima página

Tabela 7 – Continuação da página anterior

Bairro	Trimestre	S/ Cont. Efeito	Matching: PSM			Matching: Mahalanobis			
			2 Cont. Efeito	5 Cont. Efeito	9 Cont. Efeito	2 Cont. Efeito	5 Cont. Efeito	9 Cont. Efeito	
Parolin	2010.3	-2.8675 *	-2.1768	-3.8326 *	-3.5854	-2.8897 *	-2.6198 *	-3.4121 *	-4.8617
Parolin	2010.4	2.1275 *	2.6761	4.1091 *	4.773	2.8759 *	2.8726 *	3.0881 *	-3.768 *
Parolin	2012.1	3.3183 *	1.6652	1.1312	2.8204	2.4866 *	2.2458 *	0.9125	5.5116
PÓS									
Parolin	2012.2	-4.018 *	-1.6208	-1.9557	-4.4467 *	-4.2575 *	-4.954 *	-5.8191 *	-2.734
Parolin	2012.3	-6.0462 *	-5.0253	-9.7579	-12.5253	-4.0869 *	-3.9252 *	-4.4529 *	2.4853
Parolin	2012.4	-4.5906 *	0.7139	-2.0142	-6.5625	-4.1309 *	-4.0152 *	-3.5645 *	10.1621
Parolin	2013.1	-6.5213	-5.2283	-12.9949	-21.494	-4.0997 *	-4.2422 *	-5.3725 *	11.5097 *
Parolin	2013.2	-6.882	-6.2361	-11.5179	-17.3531	-5.24 *	-4.9932 *	-2.6668	15.0976
Parolin	2013.3	-5.0425 *	-5.1055 *	-4.7435 *	-1.6176	-5.4073 *	-4.8573 *	-1.6018	26.0602 *
Parolin	2013.4	-3.266 *	-5.3054	-3.7319	-1.3102	-3.0643 *	-2.5941 *	-1.2567	-5.7603
Parolin	2014.1	-2.8764	-6.1574	-7.6141	-7.8813 *	-1.635 *	-1.5739 *	0.3874	9.6256
Parolin	2014.2	-4.9282 *	-2.1983	-1.361	-1.7396	-4.7599 *	-4.8442 *	-4.8874 *	-2.8767
Parolin	2014.3	-3.5927 *	-2.0597	-2.027 *	-2.6696 *	-3.3926 *	-3.299 *	-2.356 *	-2.1998
Parolin	2014.4	-6.559 *	-5.142 *	-5.2241 *	-4.0738 *	-6.088 *	-6.5655 *	-6.8072 *	-17.0409 *
Parolin	2015.1	-2.8764	-6.1574	-7.6141	-7.8813 *	-1.635 *	-1.5739 *	0.3874	9.6256
Parolin	2015.2	-4.9282 *	-2.1983	-1.361	-1.7396	-4.7599 *	-4.8442 *	-4.8874 *	-2.8767
PRÉ									
CIC/SC	2010.2	-0.2269	-0.2233	1.0277	2.3102	0.4695	-0.0638	-1.8361	-1.8415
CIC/SC	2010.3	-0.5173	-0.5845	1.7253	3.0119	-0.5395	-0.5038	-1.1964	-1.2445
CIC/SC	2010.4	-0.3818	-0.5095	-2.1168	-1.6852	0.3666	0.5977	1.8481	2.5191
CIC/SC	2012.1	0.5917	0.869	0.4367	-1.671	-0.24	-0.341	-1.9132	-2.5186 *
CIC/SC	2012.2	0.6415	0.3124	2.2671	3.3407	0.4019	0.3831	0.9346	1.0694
PÓS									
CIC/SC	2012.3	-2.6062	-2.0655	0.1822	8.9802 *	-0.4073	-0.3531	-0.6741	-1.4576
CIC/SC	2012.4	-1.2804	-1.9482	0.4516	5.0434	-0.5811	-0.5492	-0.9005	-2.2874 *
CIC/SC	2013.1	-2.8356	-2.2064	2.1564	16.1137	-0.1744	-0.1085	0.3758	-0.8331
CIC/SC	2013.2	-2.8081	-2.3693	-1.0687	12.2769	-0.9265	-1.1413 *	-0.8466	-1.728 *
CIC/SC	2013.3	-0.4922	-0.3329	-2.762 *	-2.7275	-0.6175	-0.3848	0.1155	-1.8196
CIC/SC	2013.4	-1.8322	-1.6282	-7.3808 *	-4.3766	-1.3909 *	-1.7443 *	-1.5499	-1.5217
CIC/SC	2014.1	-2.2791	-1.6776	-5.5632	4.1598 *	-0.7982	-0.4713	-0.0711	-1.139
CIC/SC	2014.2	-1.1283	-1.6623	-2.2779 *	-1.2386	-0.7204	-0.4895	-0.3185	-0.7154
CIC/SC	2014.3	-1.3217 *	-1.1656 *	-2.1024 *	-3.3354	-0.882 *	-0.3985	-0.0514	-0.4051
CIC/SC	2014.4	-1.5766 *	-1.5433 *	-3.1767 *	-2.7003 *	-0.866	-0.8354	-0.6762	0.0665
CIC/SC	2015.1	-2.2791	-1.6776	-5.5632	4.1598 *	-0.7982	-0.4713	-0.0711	-1.139
CIC/SC	2015.2	-1.1283	-1.6623	-2.2779 *	-1.2386	-0.7204	-0.4895	-0.3185	-0.7154
PRÉ									
Tat/Caj	2010.2	-1.7391 *	-1.9963 *	-1.4499	-0.8351	-1.0427	-1.3122 *	-2.5885 *	-2.8521 *
Tat/Caj	2010.3	0.6064	0.3964	1.9593	1.2808 *	0.5842	0.5469	0.0336	0.1661
Tat/Caj	2010.4	0.0341	-0.0632	-0.8894	-0.9001	0.7826	0.866	2.0614 *	1.3794
Tat/Caj	2012.1	0.2187	0.6327	-0.0403	-0.6192	-0.613	-0.5959	-1.8485	-1.645
Tat/Caj	2012.2	-0.098	-0.5845	0.3649	0.951	-0.3375	-0.2231	-0.4029	-0.2223
Tat/Caj	2012.3	-1.7435	-1.6076	-1.4845	0.8465	0.4554	0.3382	0.9069	1.1109
PÓS									
Tat/Caj	2012.4	1.1438	0.6749	1.0044	-0.0118	-0.3558	-0.3618	-0.8396	-0.8301
Tat/Caj	2013.1	0.0489	-0.0816	-0.986	1.1915	0.5112	0.5943	0.3362	0.6559
Tat/Caj	2013.2	-0.6647	-0.5547	-2.2442 *	-0.8618	-0.9819	-1.0959	-1.67	-1.3257
Tat/Caj	2013.3	0.811	1.3751	0.7184	-2.5855	-1.5131	-1.5023	-1.5765	-0.7924
Tat/Caj	2013.4	1.1116	2.1283	-0.4522	-2.701	-0.646	-0.8595	-1.1927 *	-1.6322
Tat/Caj	2014.1	-0.4683	0.6183	-2.0302	-2.4317	-1.1862 *	-1.0425 *	-1.1762	-1.3734
Tat/Caj	2014.2	1.1935	1.3712	1.2218	-1.539	-0.5975 *	-0.4772	-0.2388	-0.5644 *
Tat/Caj	2014.3	1.0766	1.2049	1.2271	-1.8997	-0.6826	-0.4886	-0.2989	-0.8287
Tat/Caj	2014.4	0.6465	0.849	0.0863	-2.7238	-0.8418	-0.7248	-0.6379	-1.2781
Tat/Caj	2015.1	-0.4683	0.6183	-2.0302	-2.4317	-1.1862 *	-1.0425 *	-1.1762	-1.3734

Continua na próxima página

Tabela 7 – Continuação da página anterior

Bairro	Trimestre	S/ Cont. Efeito	Matching: PSM			Matching: Mahalanobis			
			2 Cont. Efeito	5 Cont. Efeito	9 Cont. Efeito	S/ Cont. Efeito	2 Cont. Efeito	5 Cont. Efeito	9 Cont. Efeito
Tat/Caj	2015.2	1.1935	1.3712	1.2218	-1.539	-0.5975 *	-0.4772	-0.2388	-0.5644 *

* significância maior que 95%

Para a análise das tendências paralelas serão analisados os coeficientes dos períodos pré-tratamento para cada grupo e sua significância (que espera-se não rejeitar a hipótese nula a pelo menos um nível 95% de significância). Um modelo se destaca dentro dos demais, a constar o modelo com pareamento por PSM com apenas 2 controles. Apenas para o segundo trimestre de 2010 há um efeito significativo que violaria o pressuposto de tendências paralelas. De toda sorte, para o bairro Uberaba nenhum efeito significativo da política foi identificado; os bairros Tatuquara e Cajuru não apresentaram nenhum efeito significativo. Para o Parolin em alguns trimestres é notória uma redução bastante acentuada na taxa de homicídios para cada 10.000 habitantes, com uma redução em dois trimestres para os bairros Tatuquara e Cajuru. A evidência inicial mais presente é de que nos dois últimos trimestres de 2014 houve um bom resultado desta política.

4.3 Abandono das UPS

Ao atribuir uma janela possível para o efeito de tratamento para o abandono das UPS entre o terceiro trimestre de 2015 e quarto trimestre de 2018, 2744 possibilidades surgem considerando-se que são três bairros que em 2019 já não tinham mais UPS ativas. Para cada uma destas possibilidades foram estimados 3 modelos, cada um com 2000 iterações por Bootstrap por blocos fixos (EFRON; TIBSHIRANI, 1994; BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004). Apenas 18 combinações forneceram resultados significativos pela metodologia proposta no modelo com 5 variáveis de controle.

Este resultado não garante que as UPS tenham se encerrado em qualquer combinação de períodos, pois características de violência decrescente ou registro dos homicídios pode ter ocorrido nestes bairros. Considerando os dois últimos trimestres de 2015 no Parolin e os dois primeiros trimestres de 2017 para Cajuru e Sítio Cercado temos 5 das 8 combinações com nível de significância 95% ou maior, com os outros 3 restantes com nível de significância 90% ou maior. A redução nestes três bairros monta entre 0.36 a 0.49 homicídios para cada 10.000 habitantes através desta análise havendo algum efeito neste período. Para o caso do Parolin deve-se notar a ação policial “Operação Torres/Parolin” com deslocamento de 30 viaturas e 200 policiais no dia 3 de setembro de 2015 (SESP-PR, 2015). Este resultado para o bairro do Parolin reforça, preliminarmente, que o acréscimo de efetivo policial (neste caso temporário) pode ser suficiente para alterar os incentivos da atividade criminosa (SACHSIDA; MENDONÇA, 2013; MACDONALD; FAGAN; GELLER, 2016; MELLO, 2019). Para o caso do Cajuru e Sítio Cercado não se identificou ações deste porte.

Tabela 8

Parolin	Cajuru	Sítio Cercado	α %	γ
3º – 2015	1º – 2017	1º – 2017	96.5	-0.426
3º – 2015	1º – 2017	2º – 2017	97.5	-0.41
3º – 2015	2º – 2017	1º – 2017	94.5	-0.376
3º – 2015	2º – 2017	2º – 2017	94.5	-0.362
4º – 2015	1º – 2017	1º – 2017	97.5	-0.493
4º – 2015	1º – 2017	2º – 2017	95.5	-0.478

Continua na próxima página

Tabela 8 – *Continuação da página anterior*

Parolin	Cajuru	Sítio Cercado	α %	γ
4º – 2015	2º – 2017	1º – 2017	95.5	-0.442
4º – 2015	2º – 2017	2º – 2017	90	-0.428

As outras 13 das 18 combinações com valores superiores a 95% de significância constam na tabela abaixo, onde apenas o modelo com 5 variáveis de controle desempenha estes níveis de significância.

Na totalidade ainda verifica-se uma maior quantidade de trimestres próximos aos dois últimos trimestres de 2015 no Parolin e dois primeiros trimestres de 2017 para Cajuru e Sítio Cercado, com especial atenção ao período de referência para o bairro do Sítio Cercado.

Tabela 9: Parâmetros de Interesse e Nível de Significância por Bootstrap (N=2000) para abandono da política das UPS. (Apenas coeficientes com nível de significância superior ou igual a 95% em um dos 3 modelos das 2744 combinações analisadas estão expostos.

Trimestre de Abandono das UPS			Nível de Significância Bootstrap (N=2000) e γ .					
Bairro			Sem Controle		2 Controles		5 Controles	
Parolin	Cajuru	Sítio Cercado	α %	γ	α %	γ	α %	γ
3º – 2015	1º – 2017	2º – 2017	55	0.211	55.5	-0.160	97.50	-0.410
4º – 2015	1º – 2017	1º – 2017	37	0.136	61	-0.188	97.50	-0.493
1º – 2018	1º – 2016	1º – 2017	86.5	-0.352	80.5	-0.265	97.00	-0.388
3º – 2015	1º – 2017	1º – 2017	43.5	0.181	54.5	-0.167	96.50	-0.426
2º – 2017	3º – 2016	1º – 2017	19.5	-0.042	21.5	-0.064	96.50	-0.391
4º – 2015	2º – 2016	1º – 2017	36	0.111	58.5	-0.177	96.00	-0.485
1º – 2016	2º – 2017	2º – 2017	60	0.277	16.5	-0.037	96.00	-0.325
3º – 2016	4º – 2015	1º – 2017	5	-0.020	55.5	-0.151	96.00	-0.377
2º – 2017	3º – 2015	2º – 2017	65	-0.188	72	-0.228	96.00	-0.370
3º – 2015	2º – 2016	1º – 2017	44	0.157	45	-0.163	95.50	-0.414
3º – 2015	2º – 2016	2º – 2017	53	0.189	50	-0.155	95.50	-0.396
4º – 2015	1º – 2017	2º – 2017	53.5	0.168	51.5	-0.180	95.50	-0.478
4º – 2015	2º – 2017	1º – 2017	58	0.193	47	-0.139	95.50	-0.442
2º – 2018	1º – 2016	2º – 2017	80.5	-0.344	73.5	-0.247	95.50	-0.304
3º – 2015	3º – 2016	1º – 2017	53	0.188	40	-0.140	95.00	-0.388
1º – 2016	1º – 2017	1º – 2017	32	0.188	19.5	-0.093	95.00	-0.399
2º – 2017	4º – 2015	2º – 2017	61	-0.149	78	-0.193	95.00	-0.372
2º – 2017	1º – 2017	1º – 2016	64.5	-0.195	57.5	-0.157	95.00	-0.354

Tabela 10: Trimestres como possíveis candidatos para abandono das UPS por quantidade com coeficiente do modelo com 95% de grau de significância.

Parolin		Cajuru		Sítio Cercado	
Trimestre	Contagem	Trimestre	Contagem	Trimestre	Contagem
3º – 2015	5	3º – 2015	1	1º – 2016	1
4º – 2015	4	4º – 2015	2	1º – 2017	10
1º – 2016	2	1º – 2016	2	2º – 2017	7
3º – 2016	1	2º – 2016	3		
2º – 2017	4	3º – 2016	2		
1º – 2018	1	1º – 2017	6		
2º – 2018	1	2º – 2017	2		

5 Considerações Finais

Dentro deste trabalho, levando-se em conta a crítica do trabalho de King e Nielsen (2019), onde houve momentos em que o pareamento por PSM trouxe melhores resultados que o pareamento por distância de Mahalanobis; havendo também situações em contrário.

Este trabalho se pautou na análise dos efeitos da implantação das chamadas Polícias Pacificadores na capital paranaense. Em 2012 com o advento das Unidades Paraná Seguro em Curitiba e com seu encerramento, em 3 dos 6 bairros inicialmente escolhidos, em meados de 2015 há informação que permite identificar o efeito desta política em termos de redução da taxa de homicídios por 10.000 habitantes.

Os resultados da implementação das UPS não são conclusivos em sua maioria, por serem não significantes ou por não se verificar aleatorização entre grupo de controle e grupo tratado, da mesma forma que em muitos dos modelos não se verificam tendências paralelas. Todavia, de forma agregada utilizando-se de bootstrap por blocos fixos e 5 controles, encontrou-se a 7% de significância uma redução de 0.59 homicídios para cada 10.000 habitantes, demonstrando-se as tendências paralelas. Este resultado feito por inúmeras reamostragens contorna a aleatorização da amostra o que torna este resultado importante neste estudo. Para a metodologia de Callaway e Sant’Anna (2020) com *matching* e dois controles Uberaba, Tatuquara e Cajuru não tiveram efeitos significativos da política. Os bairros Parolin, Sítio Cercado e Cidade Industrial de Curitiba apresentam ambos dois períodos de efeitos significativos nesta especificação. Tendo em vista estas duas especificações poderia-se dizer que em média 70 vidas (especificação de múltiplos períodos) ou 46 por ano (estimação com 5 controles e bootstrap) foram preservadas decorrente da política das UPS de 2013 ao segundo trimestre de 2015, em contrapartida do resultado de Maia e Marinho (2021) com um resultado médio de 1904 vidas poupadas no Rio de Janeiro no período analisado com uma média de 272 vidas por ano. Com uma população 3.5 vezes maior que Curitiba, os resultados do estudo de Maia e Marinho (2021) indicam melhores resultados. Comparando-se com os resultados de Oliveira et al. (2015), a redução da taxa de homicídios existe em um valor reduzido, já ao se comparar com o artigo de Oliveira (2016) o efeito é bastante diverso.

Uma vez que não há de forma pública a data certa do encerramento das atividades das UPS nos bairros Parolin, Cajuru e Sítio Cercado, optou-se por uma metodologia de análise, com resultado indicando que para o bairro Parolin no segundo semestre de 2015 e para Cajuru e Sítio Cercado no primeiro semestre de 2017 o fim das atividades simuladas das UPS levou a efeitos significativos na redução da taxa de homicídios ao se comparar com os bairros que ainda tem UPS ativas. Esta redução, não indica que o encerramento das atividades das UPS se deu neste período, mas de que pode haver algum fenômeno pertinente, assim como mudança no processo de registro dos homicídios, mudança no padrão deste tipo de crime entre outras explicações que merecem ser estudadas. Para o caso do Parolin consta apenas a “Operação Torres/Parolin” que pode ter alterado os incentivos e percepção da atividade criminosa do homicídio, reforçando a visão de que maior efetivo policial pode ser uma prática com efeitos benéficos.

Referências

- BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169–217, 1968.
- 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, mar 2004.
- BLACK, D. A.; SMITH, J. A. How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching. *Journal of Econometrics*, v. 121, n. 1-2, p. 99–124, 2004.
- BLEAKLEY, H. Malaria Eradication in the Americas : A Retrospective Analysis of Childhood Exposure. *American Economic Journal, Applied Economics*, v. 2, n. 2, p. 1–45, 2010.
- BRAGA, A. A.; WEISBURD, D.; TURCHAN, B. Focused Deterrence Strategies and Crime Control: An Updated Systematic Review and Meta-Analysis of the Empirical Evidence. *Criminology and Public Policy*, v. 17, n. 1, p. 205–250, 2018.
- CALLAWAY, B.; SANT’ANNA, P. H. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, Elsevier, 2020.
- CHIANG, E. P.; ASSANE, D. Estimating the willingness to pay for digital music. *Contemporary Economic Policy*, v. 27, n. 4, p. 512–522, 2009.
- EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. J. *An introduction to the bootstrap*. [S.l.]: CRC press, 1994.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Inequality and violent crime. *Journal of Law and Economics*, v. 45, n. 1 I, p. 1–40, 2002.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. *What causes violent crime?* [S.l.: s.n.], 2002. v. 46. 1323–1357 p.
- FAJNZYLBER, P. et al. Crime and victimization: An economic perspective. *Economia*, JSTOR, v. 1, n. 1, p. 219–302, 2000.
- G1, E. Al, es e pa lideram em 2010 taxa de homicídios no país, aponta estudo. *Globo*, São Paulo, dez. 2011. Disponível em: <<http://g1.globo.com/brasil/noticia/2011/12/mapa-da-violencia-aponta-al-es-e-pa-no-topo-da-taxa-de-homicidios.html>>. Acesso em: 13 jul. 2021.
- HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies*, v. 64, n. 4, p. 605–654, 1997.
- IBGE. *Relatórios dos Municípios*. Brasília, DF, 2021.
- KING, G.; NIELSEN, R. Why Propensity Scores Should Not Be Used for Matching. *Political Analysis*, v. 27, n. 4, p. 435–454, 2019.
- MACDONALD, J.; FAGAN, J.; GELLER, A. The effects of local police surges on crime and arrests in New York city. *PLoS ONE*, v. 11, n. 6, p. 1–13, 2016.
- MAIA, I. d. A. R.; MARINHO, A. Uma nota sobre o impacto das Unidades de Polícia Pacificadora (UPP) no município do Rio de Janeiro com o uso de controle sintético. *Revista Brasileira de Economia*, v. 75, n. 1, p. 15–28, 2021.

- MELLO, S. More COPS, less crime. *Journal of Public Economics*, Elsevier B.V., v. 172, p. 174–200, 2019.
- NOIJE, L. van; WITTEBROOD, K. Fighting crime by fighting misconceptions and blind spots in policy theories: An evidence-based evaluation of interventions and assumed causal mechanisms. *American Journal of Evaluation*, v. 31, n. 4, p. 499–516, 2010.
- OLIVEIRA, A. B. C. de et al. UNIDADES PARANÁ SEGURO E SEGURANÇA PÚBLICA NO MUNICÍPIO DE CURITIBA: uma avaliação quantitativa local da implementação das unidades. *Revista Políticas Públicas*, v. 18, n. 2, p. 497, 2015.
- OLIVEIRA, V. L. O Paradoxo Sobre As Políticas De Metas Da Segurança Pública No Estado Do Paraná (2011-2013): O Caso Das Ups’S Em Curitiba. *Revista LEVS*, n. 18, p. 111–129, 2016.
- PERES, A.; RIBEIRO, D. Curitiba é três vezes mais violenta que são paulo. e empata com o rio. *Gazeta do Povo*, Curitiba, abr. 2010. Disponível em: <<https://www.gazetadopovo.com.br/vida-e-cidadania/curitiba-e-tres-vezes-mais-violenta-que-sao-paulo-e-empata-com-o-rio-1nkpl0l66egtqvyp1kox8o9qm/>>. Acesso em: 13 jul. 2021.
- PMC. *Base de Alvarás*. Curitiba, PR, 2021.
- 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, 1983.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C. de. Evolução e Determinantes da Taxa de Homicídios no Brasil. *Instituto de Pesquisa Econômica*, p. 1 – 52, 2013.
- SAMEEM, S.; SYLWESTER, K. Crime during the business cycle: urban-rural differences. *Applied Economics*, Routledge, v. 50, n. 22, p. 2500–2508, 2018.
- SASS, K. S.; PORSSE, A. A.; SILVA, E. R. Determinantes das taxas de crimes no Paraná: uma abordagem espacial. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 1, p. 44–63, 2016.
- SESP-PR. Polícia militar deflagra “operação torres/parolin”. *Notícias SESP-PR*, Curitiba, set. 2015. Disponível em: <<https://www.seguranca.pr.gov.br/Noticia/Policia-Militar-deflagra-Operacao-TorresParolin>>. Acesso em: 11 jul. 2021.
- SESP-PR. *Relatório de Mortes 2012 - 2020*. Curitiba, PR, 2021.
- SHULMAN, E. P.; STEINBERG, L. D.; PIQUERO, A. R. The Age-Crime Curve in Adolescence and Early Adulthood is Not Due to Age Differences in Economic Status. *Journal of Youth and Adolescence*, v. 42, n. 6, p. 848–860, 2013.
- SMITH, J. A.; TODD, P. E. *Does matching overcome LaLonde’s critique of nonexperimental estimators?* [S.l.: s.n.], 2005. v. 125. 305–353 p.
- TAN, R.; TANG, D.; LIN, B. Policy impact of new energy vehicles promotion on air quality in Chinese cities. *Energy Policy*, Elsevier Ltd, v. 118, n. March, p. 33–40, 2018.