

ESTIMAÇÃO DO EFEITO DISSUASÓRIO DA POLÍCIA USANDO OS JOGOS OLÍMPICOS DO RIO DE JANEIRO

Eduardo Almeida
Marcos Vinicius Porto

Resumo

Em julho e agosto de 2016, o Rio de Janeiro sediou tanto os Jogos Olímpicos quanto os Jogos Paralímpicos. Em decorrência disso, as áreas da cidade designadas para sediar esses eventos foram beneficiadas com um reforço na segurança policial. Esta circunstância provocou uma alocação geográfica que pode ser considerada exógena em um modelo de crime. Por meio do estimador de diferenças-em-diferenças (DID), observa-se um efeito dissuasório significativo da presença policial em relação aos crimes contra a propriedade nas áreas com uma intensa proteção. Por outro lado, a presença policial não se mostrou suficiente para reduzir a taxa de crimes violentos contra a vida nas áreas onde os Jogos Olímpicos ocorreram.

PALAVRAS-CHAVE: Efeito Dissuasório; Diferenças-em-Diferenças; Jogos Olímpicos; Crime.

Abstract

In July and August of 2016, Rio de Janeiro held both the Olympic Games and the Paralympic Games. As a result, the areas of the city designated to host these events benefited from increased police security. This circumstance led to a geographical allocation that can be considered exogenous in a crime model. Using a difference-in-differences (DID) estimator, a significant deterrent effect of police presence on property crimes is observed in areas with intense protection. However, police presence was not sufficient to reduce the rate of violent crimes against life in the areas where the Olympic Games took place.

KEY WORDS: Deterrence effect; Difference-in-Differences; Olympic Games; Crime.

1. Introdução

Na decisão de cometer delitos, criminosos racionais levam em conta fatores como a probabilidade de serem condenados, as penalidades associadas ao crime e os seus ganhos esperados. Um aumento na probabilidade de condenação pode desencorajar potenciais criminosos, reduzindo assim os índices criminais. Portanto, o efeito dissuasório (*deterrence effect*) parte do pressuposto de que os indivíduos avaliam racionalmente os riscos e benefícios antes de cometer um crime, e que um aumento nessa probabilidade de condenação pode aumentar o custo percebido do crime, dissuadindo sua prática (BECKER, 1968; EHRlich, 1973).

Vários autores investigaram a relação do crime com a dissuasão policial. Entretanto, estimar o efeito dissuasório da polícia é sempre um desafio por três motivos. Em primeiro lugar, existe um outro efeito sobre a criminalidade resultante da ação da justiça, conhecido como efeito de encarceramento ou incapacitação (*incapacitation*). Esse efeito também contribui para a redução do crime, uma vez que o criminoso fica impossibilitado de cometer mais delitos ao estar preso em uma instituição penitenciária, em vez de estar livre nas ruas. O segundo motivo diz respeito ao fato de que o efeito dissuasório pode ser observado tanto pela atuação policial quanto pela atuação judicial, representada pelo tempo de sentença que o condenado deve cumprir por ter cometido um determinado tipo de crime. É importante observar que o efeito de encarceramento

está entrelaçado com o efeito dissuasório da intervenção judicial. Por fim, o terceiro motivo está relacionado ao problema de endogeneidade, que surge devido à existência de uma relação causal reversa entre as variáveis de crime e o número de policiais, ou seja, áreas com altas taxas de criminalidade tendem a receber mais investimentos em policiamento (KELLY, 2000).

Como exemplo da dificuldade de abordar conjuntamente esses três desafios empíricos de forma adequada do ponto de vista econométrico, após o surgimento da teoria da escolha racional, os primeiros 22 estudos empíricos que tentaram capturar o efeito dissuasório da polícia no crime não encontraram os resultados previstos pela teoria de Becker (CAMERON, 1988). Dessas análises, dezoito encontraram resultados contrários aos sugeridos por Becker (1968), enquanto os outros quatro estudos não conseguiram obter significância estatística para os coeficientes das variáveis que mediriam o efeito dissuasório.

Consequentemente, até mesmo a identificação exclusiva do efeito dissuasório da atuação policial torna-se desafiadora, pois requer superar essas dificuldades em etapas consecutivas. Primeiramente, é necessário distinguir o efeito dissuasório da intervenção judicial do efeito de encarceramento resultante da aplicação da pena determinada pelo sistema legal. Em seguida, é preciso separar o efeito dissuasório da ação policial do efeito da intervenção judicial. Posteriormente, é fundamental resolver o problema de simultaneidade entre o efeito dissuasório da atuação policial e as taxas de criminalidade.

Alguns artigos na literatura especializada recorreram a diversos artifícios e técnicas econométricas para superar esses desafios empíricos, incluindo o uso de instrumentos para a variável que representa a dissuasão policial, possibilitando a identificação da relação entre o efeito dissuasório da atuação policial e as taxas de crimes.

Usando esse tipo de estratégia de identificação, Levitt (1997) documentou a presença de um ciclo eleitoral na contratação da polícia e utilizou os períodos eleitorais para governadores e prefeitos como momentos para medir o efeito dissuasório da polícia sobre o crime, empregando um painel de 59 grandes cidades nos EUA durante o período de 1970 a 1992. O autor argumenta que o aumento no número de policiais ocorre exclusivamente devido às eleições, não sendo influenciado pelas taxas de crimes. Os resultados do estudo sugeriram uma resposta negativa do crime a esse aumento.

Referindo-se ainda aos resultados desse estudo de Levitt (1997), McCrary (2002) apontou dois erros cruciais cometidos pelo referido autor. O primeiro erro foi de natureza computacional. Na busca por maior eficiência e precisão nas estimativas de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), foi empregado um procedimento de ponderação com o intuito de atribuir maior peso às taxas de criminalidade com menor variabilidade ano a ano. No entanto, ao contrário disso, Levitt, em seus comandos de estimação, acabou atribuindo o maior peso às taxas de criminalidade com maior variabilidade nos dados, resultando em um viés significativo em todos os erros-padrão das estimativas. Segundo McCrary (2002, p. 1236), *“quando os pesos são utilizados corretamente, os dados não sustentam nenhuma das principais conclusões de Levitt”*. No entanto, mesmo ao empregar os pesos corretos, McCrary encontrou outro problema no estudo de Levitt (1997) que contribuiu para a imprecisão das estimativas de MQ2E, ou seja, a presença de erros na datação e classificação dos ciclos de eleições locais. Conforme argumentado pelo autor, essa estratégia de identificação adotada por Levitt (1997) oferece poucas evidências de que a polícia efetivamente reduza o crime, possivelmente devido aos

ciclos eleitorais serem um instrumento fraco para avaliar o impacto da polícia. Essa incerteza quanto à validade desse instrumento foi corroborada por Kovandzic et al. (2015).

Em resposta a McCrary (2002), Levitt (2002) reconhece os dois erros em seu estudo de 1997, embora os considere de impacto limitado em seus resultados. Apesar disso, o autor busca outros conjuntos de dados sobre ciclos eleitorais para continuar usando-os como instrumento. Como uma alternativa, Levitt (2002) opta por utilizar a contratação de bombeiros como instrumento para a polícia. Sua defesa desse instrumento baseia-se no fato de que cidades com muitos policiais tendem a ter também um grande número de bombeiros. Além disso, os bombeiros não combatem crimes, mas sim incêndios.

Quanto ao uso de ciclos eleitorais como instrumento para a polícia, Di Tella e Schargrodsky (2004), no entanto, apontaram outros possíveis problemas no trabalho de Levitt, sugerindo que pode ter havido falhas na estratégia de identificação. Por exemplo, dado que a variável “polícia” é suscetível à manipulação política nos EUA, é possível que as atividades policiais e os relatórios de crimes durante os períodos eleitorais possam ser influenciados por esse contexto político. Outro aspecto que pode levar à identificação inadequada do efeito dissuasório é que, durante os períodos eleitorais, os juízes possam modificar seu comportamento, adotando uma postura mais rígida, o que poderia causar confusão entre os efeitos dissuasórios da atuação policial e judicial.

No que diz respeito à adoção de bombeiros como instrumento para a polícia, Kovandzic et al. (2015) avaliaram sua validade e confiabilidade. Por meio de testes mais recentes, os autores constataram que a contratação de bombeiros é um instrumento fraco de acordo com os padrões econometricamente atuais e, portanto, não pode ser utilizado para lidar com a potencial endogeneidade da presença policial nas equações de crime.

Para investigar o efeito *deterrence* da intervenção judicial, Kessler e Levitt (1999) utilizaram um referendo popular realizado no estado da Califórnia, nos Estados Unidos, conhecido como *California's Proposition 8*. Esse referendo ampliou o alcance e a severidade das sentenças para crimes de reincidência. No período imediatamente após a aprovação desse referendo, os tipos de crimes abrangidos pela *Proposition 8* tiveram uma queda acentuada, assim como um conjunto de crimes que não estavam contemplados nesta proposição. Ao analisarem um período mais extenso, os autores observaram que as taxas de criminalidade continuaram a diminuir, mas o efeito *deterrence* se misturou com o efeito de encarceramento, uma vez que muitos indivíduos que reincidiram em algum tipo de delito foram presos.

Outra estratégia para capturar o efeito dissuasório da polícia sobre o crime é utilizar experimentos naturais, nos quais o nível de policiamento aumenta de forma exógena em resposta ao crime.

Di Tella e Schargrodsky (2004), por exemplo, empregaram um ataque terrorista ao principal centro judaico em Buenos Aires, Argentina, como um experimento natural para estimar o efeito *deterrence* da polícia sobre o crime. Em julho de 1994, esse ataque devastou o principal centro judaico em Buenos Aires, a Associação Mutual Israelita Argentina (A.M.I.A.). Devido a esse ataque, o governo argentino decidiu fornecer proteção policial adicional, 24 horas por dia, em mais de 270 instituições judaicas e muçulmanas, incluindo sinagogas, clubes, mesquitas, escolas e cemitérios. Esse aumento efetivo do policiamento foi considerado exógeno, já que ocorreu estritamente em resposta ao atentado terrorista e para prevenir futuros ataques,

configurando um experimento natural. Para avaliar o efeito do aumento do efetivo policial sobre o crime, os autores estimaram um modelo de diferenças-em-diferenças, utilizando o número de veículos furtados como *proxy* para o crime. Ao adotarem um intervalo temporal curto, os autores asseguraram que o efeito dissuasório não se misturasse com o efeito de encarceramento. Os resultados revelaram uma redução de 75% nas taxas de furtos de veículos.

Nessa linha de investigação, Klick e Tabarrok (2005) examinaram o impacto das redistribuições policiais em Washington, DC, resultantes de mudanças nos níveis de alerta de terror, a fim de estimar o efeito da polícia sobre o crime. A premissa é que as alterações nos níveis de alerta de terror estabelecidos pelo Departamento de Segurança Interna influenciam a presença policial em Washington, D.C. Utilizando dados diários de crimes durante o período em que o sistema de alerta de terror estava em vigor, os autores demonstraram que o nível de criminalidade diminuiu significativamente durante os períodos de alerta elevado. Isso proporcionou evidências convincentes do efeito causal da presença policial sobre o nível de criminalidade. Os autores também sugeriram que essa estratégia de identificação poderia ser aplicada em outras cidades.

Semelhantemente, Draca et al. (2011) investigaram as redistribuições policiais na sequência dos atentados de 2005 no metrô de Londres. O estudo focou no impacto na atividade criminosa após um aumento substancial e inesperado na presença policial. Os resultados relatados demonstraram que a atividade policial no centro de Londres aumentou em mais de 30% nas seis semanas seguintes aos atentados de 7 de julho, como parte de uma estratégia de redistribuição policial. Essa intervenção policial representou a implementação de uma tecnologia de dissuasão muito eficaz, uma vez que, durante o período de intensificação da presença policial, a criminalidade diminuiu significativamente no centro de Londres em comparação com as áreas circundantes. Além disso, quando as redistribuições policiais voltaram aos níveis anteriores ao ataque, cerca de seis semanas depois, a taxa de criminalidade rapidamente retornou ao seu patamar pré-ataque. Aproveitando essas mudanças claras na distribuição policial, foi estimada uma elasticidade da criminalidade em relação à presença policial de aproximadamente -0,3 a -0,4, o que significa que um aumento de 10% na atividade policial reduz a criminalidade em cerca de 3 a 4%. Além disso, não foram encontradas evidências de efeitos de deslocamento temporal ou espacial decorrentes da intervenção policial de seis semanas.

Tendo como inspiração os estudos de Di Tella e Schargrotsky (2004), Klick e Tabarrok (2005) e Draca et al. (2011), o objetivo deste estudo é utilizar os Jogos Olímpicos Rio-2016 como um experimento natural de redistribuição dos efetivos policiais, a fim de estimar o efeito dissuasório da polícia sobre crimes contra o patrimônio, crimes violentos contra o patrimônio e crimes violentos contra a pessoa. Em agosto e setembro de 2016, foram realizados, respectivamente, os Jogos Olímpicos e Paralímpicos no Brasil. Os eventos ocorreram em diversas regiões do país, com vários estádios utilizados para os jogos de futebol feminino e masculino. No entanto, todos os outros esportes foram sediados na cidade do Rio de Janeiro (RJ), que foi escolhida como sede das Olimpíadas e Paralimpíadas de 2016. Devido à grande concentração de atletas e turistas na cidade-sede do evento, houve um aumento do efetivo policial em determinadas regiões da cidade do RJ - Barra da Tijuca, Copacabana, Deodoro, Maracanã, Corcovado e Cristo Redentor - como é comum em grandes eventos. Esse aumento é considerado exógeno, uma vez que foi motivado apenas pela realização do evento olímpico, cuja data estava definida há anos.

A estratégia empírica a ser utilizada para capturar o efeito *deterrence* do aumento do efetivo policial sobre o crime consiste em mapear as áreas onde ocorreram os Jogos Olímpicos e os pontos turísticos, para compará-los com um período anterior à realização dos jogos, utilizando o método de diferenças-em-diferenças (DID). No processo de identificação do modelo, é importante observar que o efeito dissuasivo da polícia sobre o crime pode se confundir com o efeito de encarceramento, pois espera-se que o aumento no número de criminosos encarcerados também reduza a taxa de crimes. No entanto, ao incluir uma variável de encarceramento no modelo, espera-se que o efeito *deterrence* da polícia seja identificado.

Além dessa seção introdutória, este artigo está organizado em outras três. A próxima seção apresenta a estratégia empírica da pesquisa. A terceira seção é responsável por apresentar os dados usados. Na quarta seção estão contidos os resultados e a sua discussão. Por fim, na derradeira seção, são reunidas as considerações finais.

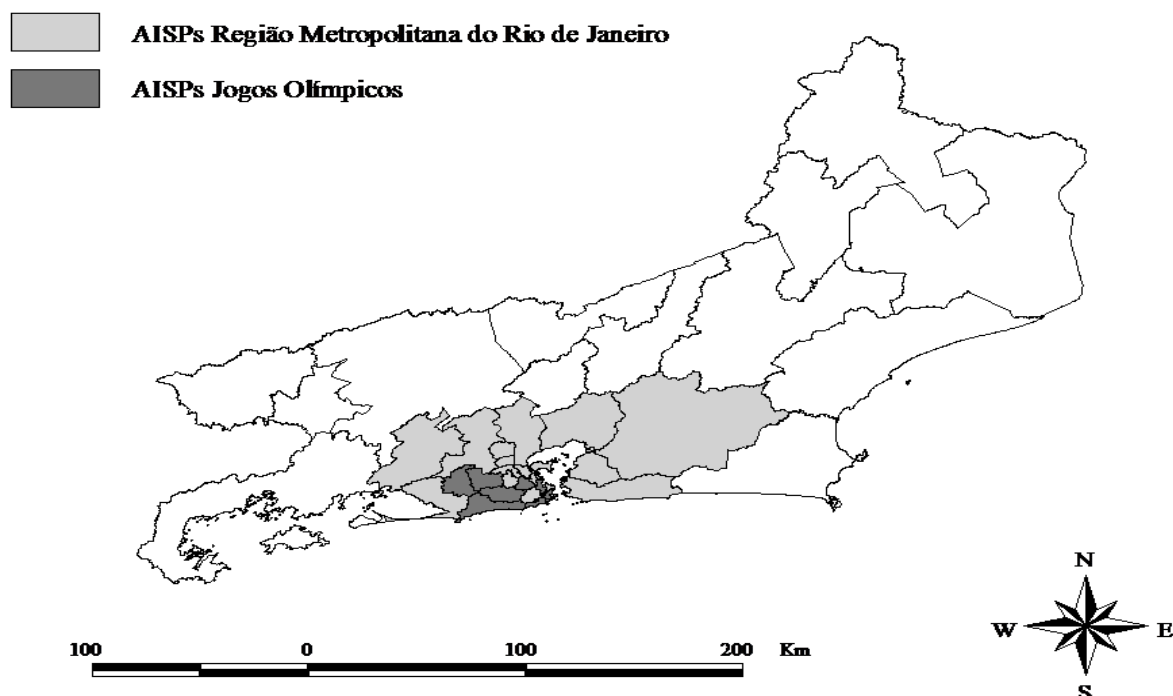
2. Estratégia Empírica

Entre agosto e setembro de 2016, o Brasil sediou tanto os Jogos Olímpicos quanto os Jogos Paralímpicos. Várias cidades brasileiras, incluindo alguns bairros da cidade do Rio de Janeiro (RJ), foram escolhidas como locais para sediar os jogos. As partidas de futebol foram realizadas nos estádios Engenhão e Maracanã, na cidade do Rio de Janeiro; na Arena Corinthians, em São Paulo; na Arena Fonte Nova, em Salvador; na Arena da Amazônia, em Manaus; no estádio Mané Garrincha, em Brasília; e no Mineirão, em Belo Horizonte. Todos os outros esportes olímpicos ocorreram exclusivamente na cidade do Rio de Janeiro.

Na realização de grandes eventos esportivos, há uma preocupação notável com a segurança pública, pois inúmeras pessoas de diversas partes do mundo se concentram na região dos jogos. Com o objetivo de garantir a segurança, um contingente estimado de mais de 85 mil profissionais – incluindo 47 mil de segurança pública, como polícia militar, defesa civil e ordenamento urbano, e 38 mil das Forças Armadas – foi mobilizado durante o desfile da tocha olímpica (período anterior à realização dos jogos), Jogos Olímpicos e Paralímpicos. Destes, mais de vinte mil foram distribuídos em pontos estratégicos do Rio de Janeiro a partir do dia 24 de julho de 2016, tanto nos locais dos eventos esportivos quanto em alguns pontos turísticos (BRASIL A., 2016). Os militares mobilizados para a proteção dos Jogos Olímpicos e Paralímpicos na cidade do Rio de Janeiro também possuíam poder de polícia, atuando como agentes de segurança e não apenas de defesa. Portanto, o aumento do efetivo militar para a Olimpíada e Paralimpíada, ocorrido na cidade do Rio de Janeiro, será referido como aumento o efetivo policial.

A situação desejada para um experimento seria aquela em que houvesse uma aleatorização da amostra em um grupo de tratamento e outro de controle. Assim, seria possível mensurar o impacto do tratamento com uma diferença média da variável de resultado entre esses dois grupos. No entanto, tais condições raramente são encontradas na maioria dos experimentos naturais, pois esses eventos não são aleatórios. Contudo, é possível aplicar condições experimentais de forma aproximada, criando uma situação de análise quase-experimental, na qual um grupo de tratamento pode ser comparado a um grupo de controle (ANGRIST; KRUEGER, 1999; CAMERON, A.; TRIVEDI, 2005)

Figura 1: Mapa das AISP do Estado do Rio de Janeiro



Fonte: Elaboração própria.

As observações deste estudo são as Áreas Integradas de Segurança Pública (AISP). Conforme mostrado na Figura 1, o Estado do RJ possui 39 AISP, correspondendo à área de um batalhão da Polícia Militar (MONTEIRO e CABALLERO, 2021). No entanto, serão consideradas na análise apenas as 25 AISP correspondentes à região metropolitana. Os eventos olímpicos foram realizados nos seguintes bairros da cidade do RJ: Barra da Tijuca, Copacabana, Deodoro e Maracanã. O ponto crucial é que o aumento do efetivo policial ocorreu em todas as 9 AISP onde ocorreram os jogos olímpicos e paralímpicos, bem como nos pontos turísticos, ou seja, Corcovado e Cristo Redentor (BRASIL A, 2016). Portanto, como mostrado na Figura 2 abaixo, o grupo de controle corresponderá a todas as outras 16 AISP metropolitanas, enquanto o grupo de tratamento conterá as 9 AISP onde ocorreu o aumento do número de policiais.

Nacional chegou à cidade do Rio de Janeiro a partir do dia 04/07/2016 e as Forças Armadas (que receberam o poder de polícia) chegaram em 24/07/2016. Portanto, para evitar viés na análise, foram considerados apenas os dois meses subsequentes.

A equação acima foi obtida com as primeiras diferenças (Δ) desses dois períodos, assim, todos os efeitos não observáveis invariantes no tempo que afetam o crime em cada AISP foram removidos (WOOLDRIDGE, 2011). A variável $\Delta \ln(\text{crime}_i)$ é o logaritmo natural das três diferentes taxas de crime a serem analisadas neste estudo, a saber, taxa de furtos de veículos, taxa de roubo de veículos¹ e taxa de crimes violentos contra a pessoa. A variável de interesse $Olimpíada_i$ é uma *dummy* que representa o efeito *deterrence* da polícia; ela receberá o valor um (1) se as AISPs que receberam a proteção policial e zero (0) se as AISPs não receberam essa proteção. A variável $prisões_i$ refere-se a taxa de prisões e apreensões. O uso desta última variável se justifica pelo fato de que, o efeito *deterrence* tende a se misturar com o *incapacitation*; então, para melhor identificar o efeito dissuasório (γ), foi necessária a inclusão desta variável confusora (*confounding variable*). Já o vetor X_i representa o todas as variáveis de controle do modelo, isto é, o logaritmo natural das seguintes variáveis: a taxa de apreensão de armas, a taxa de apreensão de drogas e a densidade populacional. Finalmente, o termo de erro é representado por u_i na regressão.

Segundo a teoria de Becker (1968), a desigualdade de renda e a renda per capita são variáveis importantes que afetam a taxa de crime, ou seja, regiões com maior desigualdade tendem a ter um número de crimes mais altos, enquanto lugares com maior renda per capita tendem a ter uma taxa de crimes contra o patrimônio menor. Uma hipótese importante assumida neste trabalho é que os níveis de desigualdade e renda permaneceram relativamente constantes durante o curto período analisado. Assim, como o modelo empírico é especificado em diferenças, essas variáveis serão anuladas devido à sua invariabilidade ao longo do período de análise.

Outra questão é a pressuposição de que não houve um aumento na severidade judicial durante o período dos Jogos Olímpicos e Paralímpicos, o que implica que o efeito dissuasório da justiça não se confundirá com o efeito da dissuasão policial. A última hipótese assumida por este estudo é que o criminoso sempre atua na região onde reside, o que implica que não haverá deslocamento de crime (*spatial displacement of crime*), ou seja, o criminoso não migrará devido à presença policial nas regiões com reforço policial durante o período dos Jogos Olímpicos e Paralímpicos.

3. Dados

A fonte básica de dados usada para este estudo empírico foi a biblioteca virtual do Instituto de Segurança pública do Rio de Janeiro (ISP-RJ), na qual se encontram indicadores criminais publicados mensalmente.

¹ Taxas de furto e roubo de veículos tendem a ter baixo índice de subnotificação, tendo em vista o registro do Boletim de Ocorrência para o acionamento do seguro do veículo, assim essa variável retrataria melhor a taxa de crime contra o patrimônio.

Quadro 1 – Variáveis Utilizadas

Variável	Unidade de Medida
Taxa de Furto de Veículos	Número de Furtos de Veículos por 100 mil habitantes (<i>proxy</i> para Crime Contra o Patrimônio).
Taxa de Roubo de Veículos	Número de Roubos de Veículos por 100 mil habitantes (<i>proxy</i> para Crime Violento Contra o Patrimônio).
Taxa de Crime Violento Contra a Pessoa	Homicídios, Homicídios Tentados e Estupros por 100 mil habitantes.
Taxa de Apreensão de Armas	Número de Apreensão de Armas a cada 100 mil habitantes.
Taxa de Apreensão de Drogas	Número de Apreensão de Drogas a cada 100 mil habitantes.
Densidade Populacional	Número de Habitantes dividido pela área habitada.
Taxa de Prisões e Apreensões	Número de Prisões e Apreensões de Adolescentes por 100 mil habitantes

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: A Taxa de Crime Violento Contra a Pessoa foi construída pelo autor a partir das Taxas de Homicídio, Tentativa de homicídio e Estupro.

O Quadro 1 contém informações sobre as variáveis a serem utilizadas neste estudo. As observações se encontram em nível de Área Integrada de Segurança Pública (AISP). Cada uma das 25 AISPs abrange duas ou mais delegacias de polícia.

Tabela 1 – Resumo das Estatísticas Globais para 2014, 2015 e 2016

Variável	Número de Observações	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Taxa de Furto de Veículos	75	9,48	4,48	2,70	22,82
Taxa de Roubo de Veículos	75	19,64	14,51	0,50	65,73
Taxa de Crime Violento Contra a Pessoa	75	7,81	3,85	2,15	28,76
Taxa de Apreensão de Armas	75	4,06	1,59	1,40	10,15
Taxa de Apreensão de Drogas	75	15,28	26,36	0,69	159,70
Densidade Populacional	75	8246,14	7272,66	134,68	32507,84
Taxa de Prisões e Apreensões	75	27,08	25,14	7,14	157,53

Fonte: Elaboração Própria a partir do Programa IBM SPSS 22.

As estatísticas descritivas mensais das AISPs do Estado do Rio de Janeiro, contidas na Tabela 1, são para os anos de 2014, 2015 e 2016. A análise das variáveis revela que a AISP média representativa é populosa, possuindo taxa de roubo de veículos mensal maior do que a taxa de furtos de veículos, ou seja, a taxa de crimes violentos contra o patrimônio é maior do que a taxa de crimes contra o patrimônio. A alta taxa de roubos é impulsionada pela grande dispersão entre

as médias das AISP: 14,51 contra 4,48 da taxa de furtos. A taxa de homicídio doloso mensal, um tipo de crime violento contra a pessoa, é alta e próxima à taxa mensal do Brasil – aproximadamente 2,4 homicídios por 100.000 habitantes, segundo Ipea (2016). A AISP média apresenta uma taxa de prisões e apreensões maior quando comparada à taxa de encarceramento do Brasil. Segundo Mariz (2016), em 2014, a população mensal carcerária brasileira passou de 25,5 presos por 100.000 habitantes.

A situação desejada para comparação é aquela em que o grupo de tratamento possui características semelhantes ao grupo de controle. A Tabela 2 reporta testes de diferença de médias para ambos os grupos em questão. Conforme os resultados da Tabela 2, verifica-se que, ao nível de significância de 5%, o grupo de tratamento apresenta características estatisticamente semelhantes às do grupo de controle. Assim, esses grupos são passíveis de comparação.

Tabela 2 – Testes de Diferença de Médias entre os Grupos de Controle e Tratamento antes da Olimpíada

Variáveis	Teste
Taxa de Furto de Veículos	[0,559]
Taxa de Roubo de Veículos	[0,187]
Taxa de Crimes Violentos Contra a Pessoa	[0,108]
Taxa de Apreensão de Armas	[0,060]
Taxa de Apreensão de Drogas	[0,329]
Densidade Populacional	[0,276]
Taxa de Prisões e Apreensões	[0,329]

Obs.: valor da probabilidade em colchetes. A hipótese nula testada é que não há diferença entre as médias dos dois grupos. Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Fonte: Elaboração própria.

4. Resultados e Discussão

4.1. Impacto da Olimpíada

Foram utilizadas três variáveis dependentes para representar o crime: a taxa de furtos de veículos, a taxa de roubo de veículos e a taxa de crimes violentos contra a pessoa. As duas primeiras variáveis são *proxies* para crimes relacionados ao patrimônio, enquanto a última variável está relacionada a crimes violentos contra a vida.

Devido ao pequeno número de observações disponíveis para a estimação dos modelos, torna-se necessário analisar a normalidade dos resíduos das regressões mencionadas acima. Neste estudo, foi realizado o teste Shapiro-Wilk nos resíduos. Para todas as regressões, a hipótese de normalidade dos resíduos foi aceita ao nível de significância de 5%, conforme mostrado na Tabela 2.

A Tabela 3 reporta as estimativas para a taxa de furto de veículos. A variável que capta o efeito *deterrence* do aumento do efetivo policial no crime encontra-se no intervalo de -27,5% a -30,0%.² Para todos os modelos estimados (I a V), foi verificada a significância estatística para o coeficiente da variável Olimpíada.

Tabela 3 – Estimativas do Modelo de Diferenças-em-Diferenças para a Taxa de Furto de Veículos

	I	II	III	IV	V
Constante	-0,046 (0,041)	-0,028 (0,042)	-0,074 (0,067)	-0,066 (0,091)	-0,062 (0,095)
Olimpíada	-0,358** (0,147)	-0,321** (0,134)	-0,354*** (0,109)	-0,357*** (0,113)	-0,365*** (0,118)
Taxa de Apreensão de Armas	- -	0,248* (0,135)	0,257 (0,210)	0,258 (0,215)	0,275 (0,227)
Taxa de Apreensão de Drogas	- -	- -	-0,333** (0,156)	-0,338* (0,164)	-0,303 (0,202)
Densidade Populacional	- -	- -	- -	-1,685 (13,053)	-1,115 (13,480)
Taxa de Prisões e Apreensões	- -	- -	- -	- -	-0,122 (0,389)
R-quadrado Ajustado	0,171	0,280	0,375	0,344	0,313
Número de Observações	25	25	25	25	25
Teste White	0,598 [0,439]	0,469 [0,926]	6,733* [0,081]	6,845 [0,144]	7,660 [0,176]
Teste Shapiro-Wilk	0,947 [0,218]	0,952 [0,277]	0,942 [0,166]	0,941 [0,157]	0,949 [0,239]

Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão; já os valores entre colchetes indicam o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

² A variável explicativa Olimpíada está definida como uma variável binária, enquanto a dependente está em logaritmo natural. Para uma interpretação exata da diferença percentual, o cálculo a ser levado em consideração é o seguinte: $100 * [\exp(\gamma \text{ estimado}) - 1]$

A Tabela 4 apresenta as estimativas do modelo no qual a taxa de roubo de veículos é a variável dependente. Observa-se que a variável "Olimpíada" varia entre -24,3% e -25,8%. Em todas as estimativas da Tabela 4, há uma redução na taxa de roubo de veículos. Esses resultados sugerem que o aumento da proteção policial durante os períodos da Olimpíada e Paralimpíada pode ter sido eficaz na diminuição dos roubos de veículos.

Tabela 4 – Estimativas do Modelo Diferenças-em-Diferenças para a Taxa de Roubo de Veículos

	I	II	III	IV	V
Constante	0,239*** (0,060)	0,245*** (0,064)	0,234*** (0,068)	0,189* (0,091)	0,197** (0,094)
Olimpíada	-0,298*** (0,101)	-0,286** (0,107)	-0,293** (0,110)	-0,279** (0,112)	-0,293** (0,117)
Taxa de Apreensão de Armas	-	0,079 (0,206)	0,099 (0,212)	0,090 (0,215)	0,122 (0,225)
Taxa de Apreensão de Drogas	-	-	-0,090 (0,158)	-0,062 (0,164)	0,004 (0,200)
Densidade Populacional	-	-	-	9,723 (13,015)	10,788 (13,351)
Taxa de Prisões e Apreensões	-	-	-	-	-0,229 (0,385)
R-quadrado Ajustado	0,245	0,216	0,191	0,174	0,146
Número de Observações	25	25	25	25	25
Teste White	0,001 [0,971]	0,022 [0,989]	2,249 [0,522]	2,854 [0,583]	3,135 [0,679]
Teste Shapiro-Wilk	0,979 [0,854]	0,983 [0,943]	0,984 [0,947]	0,978 [0,841]	0,973 [0,712]

Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão; já os valores entre colchetes indicam o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 5 apresenta as estimativas, retirando uma por uma as variáveis independentes. No caso da taxa de crime contra o patrimônio, observa-se que, em todas as estimações, o efeito *deterrence* não foi observado, já que os coeficientes da variável "Olimpíada" não foram estatisticamente significativos. Isso indica que o aumento do efetivo policial não resultou em uma redução significativa das taxas de crimes violentos contra a pessoa.

Tabela 5 – Estimativas do Modelo Diferenças-em-Diferenças para a Taxa de Crime Contra a Pessoa

	I	II	III	IV	V
Constante	-0,032 (0,085)	-0,024 (0,090)	-0,023 (0,096)	-0,045 (0,131)	-0,005 (0,121)
Olimpíada	-0,039 (0,141)	-0,024 (0,151)	-0,023 (0,155)	-0,016 (0,161)	-0,087 (0,151)
Taxa de Apreensão de Armas	-	0,092 (0,289)	0,089 (0,300)	0,085 (0,307)	0,237 (0,289)
Taxa de Apreensão de Drogas	-	-	0,013 (0,224)	0,027 (0,235)	0,341 (0,258)
Densidade Populacional	-	-	-	4,837 1(8,650)	9,962 (17,211)
Taxa de Prisões e Apreensões	-	-	-	-	-1,100** (0,496)
R-quadrado Ajustado	0,000	0,000	0,000	0,000	0,008
Número de Observações	25	25	25	25	25
Teste White	1,407 [0,236]	2,475 [0,290]	3,206 [0,361]	3,901 [0,420]	6,164 [0,291]
Teste Shapiro-Wilk	0,972 [0,708]	0,971 [0,659]	0,969 [0,630]	0,972 [0,692]	0,985 [0,962]

Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão; já os valores entre colchetes indicam o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

4.2. Testes de Robustez

Com o objetivo de confirmar a validade dos resultados obtidos, são apresentados outros testes para garantir a robustez dos parâmetros encontrados. Isso significa verificar se o parâmetro de interesse, o efeito *deterrence* da Olimpíada, é pouco sensível a outras especificações do modelo.

4.2.1. Alteração do Período de Tempo Anterior (t-1)

Para esse teste de robustez, ao invés do período t-1 do modelo empírico ser a média de janeiro de 2015 a junho de 2016, o período para a análise do efeito *deterrence* consistirá na média temporal de janeiro de 2014 a junho de 2016. Nesse teste, todas as variáveis independentes estão inseridas nas estimações para cada variável dependente.

Tabela 6 – Estimativas do Modelo Diferenças-em-Diferenças com a média ampla em t-1

	Taxa de Furto de Veículos	Taxa de Roubo de Veículos	Taxa de Crime Contra a Pessoa
Constante	-0,097 (0,123)	0,232* (0,115)	0,049 (0,173)
Olimpíada	-0,358*** (0,119)	-0,300** (0,111)	-0,018 (0,167)
Taxa de Apreensão de Armas	0,166 (0,216)	0,213 (0,201)	0,402 (0,304)
Taxa de Apreensão de Drogas	-0,190 (0,190)	0,010 (0,177)	0,185 (0,267)
Densidade Populacional	3,821 (10,750)	5,414 (9,998)	-0,744 (15,089)
Taxa de Prisões e Apreensões	0,081 (0,390)	-0,075 (0,363)	-0,536 (0,547)
R-quadrado Ajustado	0,284	0,208	0,000
Número de Observações	25	25	25
Teste White	4,517 [0,478]	2,150 [0,828]	4,102 [0,535]
Teste Shapiro-Wilk	0,965 [0,514]	0,977 [0,818]	0,969 [0,612]

Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão; já os valores entre colchetes indicam o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 6, os valores dos parâmetros estimados em todos os três modelos se mantêm semelhantes. O efeito *deterrence* se mantém negativo e significativo na primeira equação, possuindo apenas 0,5 ponto percentual de diferença entre duas estimativas. Na segunda equação, as conclusões foram as mesmas da estimativa principal, ou seja, o parâmetro da variável Olimpíada foi significativo. Já na equação que mede o efeito *deterrence* em crimes violentos contra a vida, o coeficiente da variável Olimpíada continuou não significativo.

4.2.2. Comparando o Período de Tratamento ao Mesmo Período no Ano Anterior

As estimativas anteriores foram realizadas com o período imediatamente anterior ao aumento do efetivo policial nas regiões tratadas. Como o modelo para o crime explicitado na estratégia empírica envolve uma diferenciação entre dois períodos, é possível comparar períodos diferentes, como, por exemplo, o mesmo período em anos anteriores à realização dos Jogos Olímpicos.

Tabela 7 – Estimativas do Modelo Diferenças-em-Diferenças Usando em t-1 a Média do Mesmo Período

	Taxa de Furto de Veículos	Taxa de Roubo de Veículos	Taxa de Crime Contra a Pessoa
Constante	-0,123 (0,138)	0,383** (0,154)	-0,034 (0,218)
Olimpíada	-0,378*** (0,130)	-0,264* (0,145)	-0,083 (0,205)
Taxa de Apreensão de Armas	0,038 (0,152)	-0,074 (0,170)	0,210 (0,241)
Taxa de Apreensão de Drogas	-0,145 (0,162)	-0,044 (0,180)	-0,232 (0,256)
Densidade Populacional	6,006 (10,105)	4,842 (11,276)	-6,497 (15,975)
Taxa de Prisões e Apreensões	0,088 (0,259)	-0,029 (0,289)	0,035 (0,410)
R-quadrado Ajustado	0,254	0,014	0,000
Número de Observações	25	25	25
Teste White	4,144 [0,529]	3,789 [0,580]	4,997 [0,416]
Teste Shapiro-Wilk	0,981 [0,895]	0,955 [0,322]	0,954 [0,303]

Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão; já os valores entre colchetes indicam o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

O procedimento utilizado para estimar os parâmetros dos modelos apresentados na Tabela 7 envolveu o uso da média de agosto e setembro dos anos de 2014 e 2015 para o período t-1 do modelo empírico. Dessa forma, a comparação ocorre em períodos semelhantes, visto que o período de tratamento equivale à média de agosto e setembro de 2016.

No modelo em que a taxa de furtos de veículos é a variável dependente, o coeficiente da variável Olimpíada é negativo e significativo, consistente com as estimativas das subseções anteriores. Ao comparar o período médio de tratamento com a média dos mesmos períodos nos dois anos anteriores, observa-se uma redução de 31,5% na taxa de furtos. Quanto à taxa de roubo de veículos, também é observada uma redução aparente de 23,2%. No entanto, a taxa de crimes contra a pessoa não apresentou alteração nas AISPs tratadas, em consonância com os resultados anteriores. Esses resultados fornecem robustez às estimativas, confirmando o efeito *deterrence* da polícia sobre o crime nas AISPs tratadas.

4.2.3. Usando um Grupo de Controle Diferente

Apesar de pressupor que os criminosos atuam em suas áreas de residência, é válido reconhecer essa suposição como limitante, uma vez que a literatura econômica considera o fenômeno do *spatial displacement of crime*, que implica na possibilidade de o crime se deslocar espacialmente, conforme discutido por Clarke e Cornish (1987). Com a presença policial intensificada nas regiões dos Jogos Olímpicos e pontos turísticos - áreas tratadas neste estudo - alguns criminosos podem ter migrado para cometer delitos em outras regiões, como o interior do Estado do Rio de Janeiro. Portanto, é possível que a diminuição na taxa de criminalidade também seja influenciada por esse deslocamento.

Assim, para considerar essa possibilidade, o efeito *deterrence* será analisado sob outra perspectiva, em relação ao grupo de tratamento. Enquanto todas as estimativas anteriores foram realizadas com base no número de Áreas Integradas de Segurança Pública (AISPs) correspondentes à região metropolitana do Rio de Janeiro (RJ), agora todo o estado do Rio de Janeiro será utilizado para estimar o efeito dissuasório da polícia no crime. O grupo de tratamento permanecerá o mesmo, contendo as 9 AISPs que receberam o aumento do efetivo policial. Por outro lado, o grupo de controle incluirá as outras 30 AISPs do Estado do Rio de Janeiro.

Na Tabela 8, observa-se que pouco muda quando todas as Áreas Integradas de Segurança Pública (AISPs) do Rio de Janeiro são incluídas na estimação. A variável Olimpíada, que representa o aumento exógeno do efetivo policial nos locais de competição e em pontos turísticos, mantém um parâmetro negativo e significativo na primeira coluna, indicando uma redução de 29,1% na taxa de furtos de veículos nas AISPs tratadas em comparação com as demais AISPs.

Na regressão para a taxa de roubo de veículos, devido ao pequeno número de observações, verifica-se, por meio do teste de normalidade dos resíduos, que estes não seguem uma distribuição normal. Portanto, os testes t e F estão comprometidos para se fazer inferência estatística para este tipo de crime. A taxa de crime contra a pessoa não é afetada pelo aumento exógeno do efetivo policial nas áreas onde ocorreram os Jogos Olímpicos e Paralímpicos, assim como nas estimativas anteriores.

Tabela 8 – Estimativas do Modelo Diferenças-em-Diferenças, Usando um Grupo de Controle Diferente

	Taxa de Furto de Veículos	Taxa de Roubo de Veículos	Taxa de Crime Contra a Pessoa
Constante	-0,028 (0,090)	0,244** (0,120)	0,033 (0,079)
Olimpíada	-0,344** (0,130)	-0,294* (0,173)	-0,126 (0,115)
Taxa de Apreensão de Armas	0,313 (0,201)	0,363 (0,268)	0,092 (0,178)
Taxa de Apreensão de Drogas	-0,271 (0,189)	-0,066 (0,252)	0,260 (0,167)
Densidade Populacional	-9,990 (9,481)	-4,604 (12,614)	-0,436 (8,388)
Taxa de Prisões e Apreensões	-0,082 (0,392)	-0,658 (0,522)	-0,964*** (0,347)
R-quadrado Ajustado	0,144	0,010	0,088
Número de Observações	39	39	39
Teste White	2,040 [0,844]	3,553 [0,615]	8,183 [0,146]
Teste Shapiro-Wilk	0,955 [0,126]	0,849*** [0,000]	0,978 [0,625]

Nível de significância: $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão; já os valores entre colchetes indicam o valor da probabilidade.

Fonte: Elaboração própria.

4. Considerações Finais

A literatura sobre o crime enfrenta diversos desafios, incluindo a resolução do problema da simultaneidade (causalidade reversa) entre as variáveis polícia e crime, além da consideração das variáveis de confundimento (*confounding variables*). Durante os meses de agosto e setembro de 2016, os Jogos Olímpicos e Paralímpicos ocorreram na cidade do Rio de Janeiro (RJ). Devido à atenção mundial voltada para a segurança pública da região, em função do grande evento esportivo, houve um aumento de mais de 20 mil profissionais de segurança em pontos turísticos e locais que sediarão os jogos na cidade do RJ. Esse acontecimento pode ser considerado um experimento natural, uma vez que o aumento desse efetivo militar ocorreu exclusivamente durante o evento esportivo. Como a segurança foi intensificada em locais estratégicos para a realização dos Jogos Olímpicos e Paralímpicos, o aumento do efetivo policial pode ser considerado exógeno na regressão do crime, possibilitando eliminar a simultaneidade entre crime e polícia.

As Áreas Integradas de Segurança Pública (AISPs) que receberam proteção policial durante os dois meses da realização dos Jogos Olímpicos apresentaram uma queda significativa de 36,5% na taxa de crimes contra o patrimônio. Na regressão para a taxa de crimes violentos contra o patrimônio, embora o coeficiente da variável "Olimpíada" seja negativo e significativo, não foi possível rejeitar a hipótese nula de significância conjunta das variáveis explicativas. Não houve redução na taxa de crimes contra a pessoa, indicando que o efeito *deterrence* do aumento do efetivo policial no crime não se manifestou para crimes como homicídio, tentativa de homicídio e estupro. Diversos testes foram realizados para validar os resultados estimados e, em todos eles, os resultados encontrados foram muito semelhantes aos obtidos anteriormente, o que confere robustez às estimativas.

A estratégia empírica adotada não apenas resolve a questão da causalidade reversa entre crime e polícia, mas também aborda a confusão entre o efeito dissuasório da polícia no crime e o efeito do encarceramento. Kessler e Levitt (1999) argumentam que o efeito *deterrence* tende a se confundir com o efeito da incapacitação em períodos mais longos, ou seja, a redução do crime pode estar relacionada não apenas à ação intimidadora da presença policial, mas também ao encarceramento dos criminosos. Para contornar essa questão, foi adicionada a variável de controle "prisões e apreensões". Dessa forma, foi possível garantir a hipótese de que o efeito *deterrence* está separado do efeito da incapacitação (encarceramento).

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. **Empirical strategies in labor economics**. [S.l.]: [s.n.], 1999. V. 3.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. **Journal for Political Economy**, 1968. v. 76, n. 2, p. 169–217.
- BRASIL A. Agência Brasil. **Efetivo militar no Rio para os Jogos Olímpicos aumenta de 18 mil para 21 mil**. jul 2016. Disponível em: <<http://agenciabrasil.ebc.com.br/rio-2016/noticia/2016-07/efetivo-militar-no-rio-para-os-jogos-olimpicos-aumenta-de-18-mil-para-21>>. Acesso em: 05 nov 2016.
- CAMERON, A.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics - methods and applications**. [S.l.]: [s.n.], 2005.
- CAMERON, S. The economics of crime deterrence: a survey of theory and evidence. **Kyklos**, 1988. v. 41, n. 2, p. 301–23.
- CLARKE, R. V.; CORNISH, D. B. Understanding crime displacement: An application of rational choice theory. **Criminology**, v. 25, n. 4, p. 933-948, 1987.
- DRACA, M.; MACHIN, S.; WITT, R. Panic on the Streets of London: Police, Crime, and the July 2005 Terror Attacks. **American Economic Review**, 2011. v. 101, p. 2157–81.
- EHRLICH, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. **Journal of Political Economy**, 1973. v. 81, n. 3, p. 521–65.
- IPEA, Brasil; **Taxa de homicídios no Brasil atingiu recorde em 2014**. mar 2016. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&id=27412>. Acesso em: 06 jun 2017.
- KELLY, M. Inequality and crime. **Review of Economics and Statistics**, 2000. v. 82, n. 4, p. 530–39.
- KESSLER, D.; LEVITT, S. D. To distinguish between deterrence. **The Journal of Law and Economics**, 1999. v. 42, n. 1, p. 343–63.
- KLYCK, J.; TABARROK, A. Using terror alert levels to estimate the effect of police on crime. **Journal of Law and Economics**. 2005. vol. XLVIII, p. 267-79.

KOVANDZIC, T. V.; SCHAFFER, M.E.; VIERAITIS, L.M.; ORRICK, E. A.; PIQUERO, A. R. Police, Crime and the Problem of Weak Instruments: Revisiting the “More Police, Less Crime” Thesis. *Journal of Quantitative Criminology*. 2016. v. 32, p. 133–58.

LEVITT, S. D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime : reply. *The American Economic Review*, 2002. v. 92, n. 4, p. 1244–50.

MCCRARY, J. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: comment. *The American Economic Review*, 2002. v. 92, n. 4, p. 1236–43.

MARIZ, R. *Jornal O Globo*; **Em um ano, população carcerária aumentou em 40 mil.** abr 2016. Disponível em: <<https://oglobo.globo.com/brasil/em-um-ano-populacao-carceraria-aumentou-em-40-mil-19168876>>. Acesso em: 06 jun 2017

MONTEIRO, J.; CABALLERO, B. Crimes e Violência. In: Claudio D. Shikida, Leonardo Monasterio, Pedro Fernando Nery (ed.), **Guia brasileiro de análise de dados: armadilhas & soluções**. Brasília: Enap, 2021.

RUBIN, D. B. Assignment to treatment group on the basis of a covariate. *Journal of educational and behavioral statistics*, 1977. v. 2, n. 1, p. 1–26.

TELLA, R. Di; SCHARGRODSKY, E. Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. *The American Economic Review*, 2004. v. 94, n. 1, p. 115–33.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Thomson, 2011