

OS IMPACTOS DO MERCADO DE CRACK NOS PEQUENOS MUNICÍPIOS DO RIO GRANDE DO SUL: UMA VIAGEM SEM VOLTA PARA A CRIMINALIDADE VIOLENTA

CRISTIANO AGUIAR DE OLIVEIRA *
IURI CAPA VERDE COSTA †

Resumo

O artigo avalia a relação causal entre criminalidade violenta e mercado de drogas ilícitas pela identificação escalonada de mercados de crack em municípios do Rio Grande do Sul entre 2011 e 2017. Os resultados indicam que um mercado de crack está associado a aumentos de 53,82% nos homicídios nos períodos seguintes, de 40,92% nos roubos a pedestres no período em que o mercado é identificado e de 94,08% nos roubos a residência no grupo de municípios tratados a partir de 2016. A conclusão é de que o mercado de crack gerou incrementos relevantes e duradouros na criminalidade violenta.

Palavras-chave: crime; crack; diferença nas diferenças; estudo de evento; Rio Grande do Sul.

Abstract

The article evaluates the causal relationship between violent crime and the illicit drug market by identifying crack cocaine markets in municipalities in Rio Grande do Sul state between 2011 and 2017. The results indicate that a crack cocaine market is associated with increases of 53.82% in homicides in the following periods, 40.92% in robberies of pedestrians in the period in which the market is identified, and 94.08% in robberies of residences in the group of municipalities treated from 2016 onwards. The conclusion is that the crack cocaine market generated significant and lasting increases in violent crime.

Keywords: crime; crack cocaine; difference in differences; event study; Rio Grande do Sul.

JEL classification: C22, K14, R11

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/issn.1980-5330.v27i2p201-224>

* Universidade Federal do Rio Grande (Furg). E-mail: cristiano.oliveira@furg.br

† Universidade Federal do Rio Grande (Furg). E-mail: iuricapaverde@gmail.com

1 Introdução

Há muito tempo a relação causal entre mercados de drogas ilícitas e crimes violentos é amplamente aceita e assumida por muitos acadêmicos, legisladores e meios de comunicação de massa. O fato é que existem boas razões para que isso ocorra, uma vez que existe uma base teórica bem fundamentada e um conjunto de evidências empíricas em termos agregados que vão todas em uma mesma direção, indicando uma relação positiva, que reforça a ideia de que uma expansão desse tipo de mercado traz consigo o agravamento da violência.

Do ponto de vista teórico, a estrutura tripartida de Goldstein (1985) oferece uma fundamentação conceitual e prática para organizar e compreender a violência relacionada com as drogas. Segundo o autor, o mercado de drogas e a violência podem se conectar por três meios, a dizer, a violência psicofarmacológica, a violência econômica compulsiva e a violência sistêmica.

A violência psicofarmacológica se refere a violência associada às propriedades farmacológicas da substância consumida que afeta ou possivelmente desencadeia o comportamento agressivo ou violento por parte do usuário. A violência econômica compulsiva se refere a violência que ocorre como resultado da necessidade de um usuário crônico adquirir mais drogas. Nesses dois casos descritos, a droga pode ser tanto lícita quanto ilícita, todavia, por sua vez, a violência sistemática está associada a drogas ilegais porque se refere a ausência de direitos de propriedade bem estabelecidos no mercado, pois, a ilegalidade impede que contratos explícitos sejam estabelecidos e tornam contratos implícitos muito difíceis de executar. Como se sabe, disputas com fornecedores, funcionários e concorrentes não podem ser levadas aos tribunais tradicionais. Nesse contexto, a violência pode ser um (o único) meio eficaz de fazer cumprir acordos, expandir as operações e proteger os lucros em um ambiente em que as proteções legais não estão disponíveis. Isso faz com que mercados ilícitos sejam violentos por construção, pois, não existiriam se não fosse possível utilizar a violência ou ameaça de violência para manter os direitos de propriedade de seus participantes.

Do ponto de vista empírico, é possível afirmar que a relação entre o mercado de drogas ilícitas e a violência ganhou força com a chegada do crack nas grandes cidades americanas. Desde a sua chegada, a droga foi associada a criminalidade violenta porque nas cidades em que o mercado de crack (e cocaína) se expandia se observava simultaneamente os aumentos mais relevantes nos homicídios Varano e Kuhns (2017). Essa percepção acabou se confirmando em um conjunto de estudos empíricos que mostram uma relação positiva entre drogas e o mercado de drogas, em especial do crack, com a violência em termos agregados nos Estados Unidos (BAUMER *et al.*, 1998; BLUMSTEIN, 1995; BLUMSTEIN; RIVARA; ROSENFELD, 2000; COOK; LAUB, 2002; CORK, 1999; EVANS; GARTHWAITE; MOORE, 2018; GOLDSTEIN, 1985; GROGGER; WILLIS, 2000; OUSEY; LEE, 2002; RILEY, 1998).

O mercado de crack¹ era indiscutivelmente diferente de outros mercados de drogas tradicionais. Em primeiro lugar, em contraste com os mercados anteriores de heroína e cocaína, o crack era comercializado como uma droga

¹O crack é uma variação da cocaína que combina bicarbonato de sódio a cocaína em pó dissolvida em água. Essa combinação é aquecida até adquirir uma forma sólida, que, ao secar, toma a forma de “pedras” duras e fumáveis (FRYER *et al.*, 2013).

que estava prontamente disponível em doses menores, que eram mais facilmente embaladas e vendidas a preços acessíveis ao usuário médio. Além disso, suas características farmacológicas, tais como um efeito intenso, rápido e altamente viciante, fazia com que os compradores de crack comprassem a droga com muito mais frequência do que as demais. Enquanto os usuários de heroína e de cocaína costumavam consumir sua droga duas a três vezes por dia, muitos usuários de crack poderiam consumir a droga de cinco a quinze vezes por dia, sendo limitados, muitas vezes, apenas por sua capacidade financeira para comprá-la. Portanto, essas características específicas do crack, preço baixo e consumo frequente, levou a cocaína para uma clientela mais diversificada, em grande parte, mais jovem e mais pobre, ao mesmo tempo que exigiu que os vendedores (traficantes) reorganizassem seus negócios de forma que fossem capazes de fornecer aos clientes habituais serviços vinte e quatro horas por dia e sete dias por semana (JOHNSON; GOLUB; FAGAN, 1995).

Esse crescimento de escala moveu ambas as dimensões do mercado de crack, consumo e venda, para as ruas e becos públicos e o tornou rapidamente um mercado altamente lucrativo. Para atender às demandas do mercado de rua em expansão, os distribuidores, em geral, gangues, tiveram que criar uma rede de vendedores. Vendedores mais jovens preencheram essas vagas de trabalho. Ou seja, o crack, diferentemente de outras drogas até então, passou a ser vendido em mercados ao ar livre, com gangues de jovens controlando a sua distribuição no varejo. Portanto, se tinha um grupo etário muito mais propenso a recorrer à violência como mecanismo principal para proteger seus lucros, para resolver disputas comerciais ilícitas e para aumentar o seu status na rua (COOK; LAUB, 1998; LEVITT; VENKATESH, 2000). Como consequência, os níveis de violência letal e não letal entre os jovens aumentaram significativamente nas grandes cidades americanas (COOK; LAUB, 2002).

Todavia, após um período considerado epidêmico Cook e Laub (1998, 2002) se observou a decadência do mercado de crack nos Estados Unidos, que combinada com outros fatores trouxe consigo uma redução na criminalidade violenta Levitt (2004) e Zimring (2008) e, conseqüentemente, gerou uma redução no interesse dos pesquisadores em avaliar a relação entre o mercado de drogas, em especial de crack, e a violência gerada por ele. Com a exceção de Evans, Garthwaite e Moore (2018) os demais estudos empíricos se concentram em bases de dados referentes as décadas de oitenta e noventa.

Por sua vez, no Brasil, apesar do uso e tráfico de drogas ilícitas, em especial do crack, ocuparem boa parte do debate público a respeito das causas da violência no país, existem raras, para não dizer inexistentes, evidências robustas dessa relação. O que pode ser observado na literatura são evidências da relação entre o mercado drogas e a criminalidade com base em correlação/regressão, tais como em Santos e Kassouf (2007) e Silva (2020), que utilizam regressões em painel com dados agregados por estado e Portella (2021), que utilizam regressões com dados cross-section de bairros do município de Salvador. E alguns poucos estudos com delineamento causal, tais como Avelar (2017), que utiliza um painel de dados para avaliar os impactos da chegada das drogas nos municípios brasileiros por meio de um modelo de diferenças nas diferenças e Saporì, Sena e Silva (2012), que utiliza interrupções de séries de tempo para avaliar os impactos do crack na criminalidade observada na cidade de Belo Horizonte.

Isso posto, se for adicionado a essas considerações que o Brasil é um dos países mais violentos do mundo ao mesmo tempo que possivelmente seja um

dos maiores mercados de crack no mundo (ABDALLA *et al.*, 2014; MIRAGLIA, 2015) e que o tráfico de drogas ilícitas comumente é utilizado para explicar os níveis de violência observados, é difícil não concluir que a quantidade de evidências empíricas dessa relação é muito pequena e que possui muitas limitações metodológicas². É justamente nessa lacuna da literatura empírica que esse estudo se insere.

Apesar de o crack não ser uma droga nova no Brasil e existam registros de sua chegada na cidade de São Paulo no início dos anos noventa, existem evidências anedóticas de que as facções que controlam o tráfico de drogas ilícitas no Brasil baniram informalmente a sua comercialização devido à uma margem de lucro mais baixa do que outras drogas e porque a droga possuiria uma alta capacidade de destruir a vida dos seus consumidores e, consequentemente as receitas geradas por eles (MIRAGLIA, 2015). Entretanto, a partir do início do novo milênio passou a se observar o aumento de sua participação no mercado de drogas ilícitas no Brasil, principalmente por meio de sua expansão para municípios pouco populosos do interior do país (AVELAR, 2017).

Tal situação também se observa no estado do Rio Grande do Sul na segunda década do novo milênio. Utilizando uma base de dados não divulgada publicamente com apreensões de drogas por tipo pela polícia em nível municipal no período compreendido entre os anos de 2011 e 2017, esse estudo traz evidências de que houve um incremento de 30%³ no número de municípios que possuíam um mercado de crack entre os anos de 2011 e 2017, a maior parte deles com uma população inferior a 10 mil habitantes. Todavia, nesse mesmo período se observa que muitos municípios não possuem registros que indiquem a existência de um mercado de crack. Isso permite que esse estudo utilize esses municípios como um grupo de controle para construir um cenário contrafactual que indique como seria a criminalidade violenta nos municípios que passaram a ter um mercado de crack caso esse mercado seguisse não existindo.

Assim, em suma, esse estudo utiliza a identificação escalonada da existência mercados de crack (tratamento) nos pequenos municípios do Rio Grande do Sul nesse período para avaliar os impactos desse tratamento nos crimes de homicídios, roubos a pedestre, roubos à residências e roubos à estabelecimentos comerciais por meio de um modelo de diferença nas diferenças adaptado para múltiplos períodos de início e efeitos de tratamento heterogêneos proposto por Callaway e Sant'Anna (2020). Até onde se sabe, é o primeiro estudo no Brasil que, por meio de um delineamento com um grupo de controle que permite fazer inferência causal, avalia relação do mercado de crack com crimes violentos. A principal contribuição do artigo é mostrar que, assim como já

²Mesmo na literatura internacional os estudos com delineamento que permite obter algum tipo de relação causal são raros. As exceções são Evans, Garthwaite e Moore (2018) e Grogger e Willis (2000) que estimam modelos de diferença nas diferenças com dados em painel. Fryer *et al.* (2013) estimam modelos com o auxílio de variáveis instrumentais, no entanto, seu delineamento não possui grupo de controle, logo não permite obter uma relação causal. O mesmo ocorre com outros estudos anteriores, tais como Baumer *et al.* (1998), Blumstein (1995), Blumstein, Rivara e Rosenfeld (2000), Cook e Laub (2002), Cork (1999), Goldstein (1985), Ousey e Lee (2002) e Riley (1998) que utilizam modelos de regressão para tentar identificar relações entre crimes e o mercado de crack. Para o Brasil, anteriormente Beato Filho *et al.* (2001) e Kilsztajn *et al.* (2003) também buscaram identificar essa relação, mas sem o uso de um método quantitativo capaz de identificar associação.

³São 52 novos municípios. Destes, 35 deles possuíam população inferior a 10 mil habitantes em 2017.

havia sido observado em diversos estudos para cidades americanas, a existência de um mercado de crack potencializou os crimes violentos nos municípios do estado do Rio Grande do Sul no período avaliado.

O artigo está estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, o artigo possui mais três seções. A próxima seção apresenta os dados utilizados, a estratégia utilizada para identificar os grupos, define o tratamento e descreve brevemente a metodologia proposta por [Callaway e Sant'Anna \(2020\)](#) que será utilizada para identificar os efeitos causais. A terceira seção traz os resultados obtidos nas estimações, apresenta uma avaliação de sua robustez e faz a sua discussão a luz de outras evidências e das teorias. Ao final do artigo, são apresentadas algumas considerações e reflexões a respeito do tema.

2 Estratégia de identificação

O primeiro obstáculo a identificação é a dificuldade associada à construção de uma medida confiável capaz de identificar a existência de um mercado de crack em um determinado município. A literatura apresenta algumas alternativas. [Baumer et al. \(1998\)](#), [Cork \(1999\)](#) e [Ousey e Lee \(2004\)](#) utilizam prisões relacionadas à cocaína como proxy para o mercado de crack. [Ousey e Lee \(2002\)](#) complementam os dados de prisões com a fração de detidos com teste positivo para cocaína. [Grogger e Willis \(2000\)](#) usam quebras de tendência em atendimentos de emergência relacionados à cocaína em uma amostra de grandes cidades americanas, bem como respostas de pesquisas de chefes de polícia nessas cidades para medir o momento de chegada do crack na cidade. [Corman e Mocan \(2000\)](#) usam mortes por drogas, mas os dados não especificam qual droga é responsável. Por sua vez, [Fryer et al. \(2013\)](#) utiliza várias medidas para construir um índice, que segundo os autores, seria capaz de dimensionar o mercado de crack na cidade. [Avelar \(2017\)](#) utiliza a soma das internações hospitalares causadas por transtornos mentais associados ao consumo de cocaína e de uma combinação de múltiplas drogas. Por conseguinte, a sua medida pode misturar drogas lícitas com drogas ilícitas.

Neste estudo, considerando os pontos fortes e fracos das alternativas existentes e as restrições na disponibilidade de informações em nível municipal, o mercado de crack é identificado por meio de uma variável binária de apreensões de crack pela polícia no município no ano. Apesar dessa definição de quem será considerado tratado também ser passível de questionamentos, existem evidências na literatura de que as informações sobre as prisões/apreensões de drogas em nível municipal fornecem uma representação razoavelmente boa dos mercados de drogas. Por exemplo, [Baumer et al. \(1998\)](#) e [Rosenfeld e Decker \(1999\)](#) relatam correlações relativamente altas entre as taxas de prisão e a distribuição de cocaína e opiáceos nas cidades americanas. Ademais, diferentemente das alternativas apresentadas na literatura, que utilizam a cocaína e outras drogas como referência, se trata de uma medida relacionada diretamente ao mercado de crack, pois, embora se imagine que a existência de um mercado de cocaína facilite o comércio de crack, conforme foi discutido na introdução, se trata de mercados consumidores distintos, que podem gerar impactos distintos na violência.

Essa base de dados de apreensões de drogas por tipo e por município utilizada para definir o tratamento é um conjunto de informações não divulgada publicamente e que foi obtida junto a Secretaria de Segurança Pública do Es-

Tabela 1: Número de municípios incluídos nos grupos de tratados e não tratados

Ano	Não tratados	Tratados	População mínima	População máxima
2011	321	0	1235	28 869
2012	321	0	1225	29 680
2013	299	22	1228	30 224
2014	287	34	1213	30 565
2015	277	44	1218	30 988
2016	269	52	1208	31 613
2017	269	52	1211	32 138

Fonte: Elaboração própria.

tado do Rio Grande do Sul (SSP/RS). Se assume que uma vez feita uma apreensão da droga no município, há um mercado de crack, com compradores e vendedores, que se mantém para os anos posteriores.

Os dados de apreensões de drogas disponibilizados são anuais e possuem a abrangência de todos os 497 municípios do estado do Rio Grande do Sul para o período compreendido entre os anos de 2011 e 2017. Desses municípios, em 176 deles (que incluem os mais populosos do estado) existem registros de apreensões de crack desde 2011. Sendo esses municípios “sempre tratados”, foram excluídos da amostra. Em 269 deles nunca houve um registro de apreensão de crack. Esse grupo de municípios compõem o grupo de “não tratados”, que será o grupo de controle. Por fim, existem 52 municípios em que houve o registro de apreensões de crack pelo menos em um ano do período avaliado, estes compõem o grupo de “tratados”. A Tabela 1 mostra a evolução desse grupo ao longo do tempo, conforme pode ser observado, se trata de municípios pequenos (pouco populosos).

Ademais, uma outra observação pertinente na Tabela 1 é que não há nenhum município tratado nos dois primeiros anos da amostra. Dessa maneira, tem-se um período pré-tratamento em que é possível comparar os grupos de controle e tratados e posteriormente obter o efeito do tratamento nos grupos tratados por meio de um delineamento na forma de diferença nas diferenças. Porém, antes de detalhar os procedimentos de estimação desse modelo, ainda cabe definir as variáveis de resultado que serão utilizadas neste estudo.

Considerando que se trata de uma droga que tira a capacidade do usuário de ultrapassar tecnologias de segurança ao mesmo tempo que o torna mais propenso a violência (INCIARDI, 1990), esse estudo avalia os impactos da existência de um mercado de crack em roubos e homicídios. A escolha pelo crime de roubo se deve ao fato de existirem evidências de que se trata de um crime tipicamente relacionado à violência econômica compulsiva e psicofarmacológica associada às drogas, pois oferece recompensas financeiras imediatas que podem ser rapidamente trocadas por drogas adicionais. Por exemplo, Inciardi (1990) constatou que os jovens envolvidos nos mercados de distribuição de crack (uso e tráfico) tinham maior probabilidade de cometer roubos e agressões, algumas das quais resultaram em homicídios. Neste estudo, três tipos são avaliados, a saber, roubos à pedestres, a residências e a estabelecimentos comerciais. Por sua vez, o homicídio foi escolhido por ser o crime mais associado pela literatura teórica e empírica à violência sistêmica do mercado de drogas, além de ser reconhecidamente o crime menos suscetível a problemas

de subnotificação. A Tabela 2 mostra a evolução no tempo desses crimes de acordo com os grupos estabelecidos segundo o tratamento.

Na Tabela 2, é possível observar que, com a exceção de roubos a residências, a criminalidade violenta nos municípios avaliados neste estudo são bastante inferiores ao grupo “sempre tratado”, que foi excluído da amostra. Destarte, a mesma tabela permite inferir que se trata de municípios até certo ponto desacomodados com a violência das cidades médias e grandes, mas que tiveram um descolamento do grupo de municípios “não tratados” com incrementos significativos em homicídios e roubos a pedestres após a identificação de um mercado de crack. No entanto, o mesmo comportamento não se observa nos roubos a residências e a estabelecimentos comerciais. Em síntese, a Tabela 2 traz alguns indícios de que existe uma relação que merece uma análise mais aprofundada com uma metodologia capaz de gerar um cenário contrafactual que permita fazer uma análise causal.

Nesse sentido, existem alguns desafios a serem superados. Como o tratamento ocorre de forma escalonada nos municípios é necessário utilizar uma metodologia de estimação dos efeitos do tratamento (existência de um mercado de crack) a partir de um método capaz de lidar com essa característica. Em vista disso, várias contribuições recentes demonstraram que a tradicional abordagem de utilizar modelos de regressão em painel com efeitos fixos para as unidades e no tempo para estimar modelos de diferença nas diferenças com tratamento escalonado fornecerão estimativas viesadas se os efeitos do tratamento forem heterogêneos (ATHEY; IMBENS, 2022; BORUSYAK; JARAVEL, 2017; CALLAWAY; SANT’ANNA, 2020; CHAISEMARTIN; D’HAULTFŒUILLE, 2020; GOODMAN-BACON, 2021).

A intuição por trás desse problema empírico é que as estimativas tradicionais se baseiam parcialmente em comparações de observações recém-tratadas, “switchers”, com unidades já tratadas. Essas unidades já tratadas apresentam um grupo de controle problemático se o tratamento não só levar a uma mudança de nível, mas também a mudanças dinâmicas nas variáveis resultado. Além disso, a estimação com efeitos fixos costuma atribuir pesos negativos e um peso maior às observações tratadas no meio do período de amostra em estimadores de diferença nas diferenças (GOODMAN-BACON, 2021). Esses problemas podem inclusive contaminar leads e lags em estudos de eventos mesmo quando todas as observações tratadas são agrupadas, pois podem ser atribuídos pesos não convexos (SUN; ABRAHAM, 2021).

Para superar esses problemas Callaway e Sant’Anna (2020) propõem uma abordagem que permite estimar o efeito médio do tratamento no tempo do grupo supondo que é possível satisfazer a hipótese de tendências paralelas após o condicionamento em covariadas observáveis no período pré-tratamento. Quando o efeito do tratamento pode diferir por grupos de tratamento e ao longo do tempo, existem vários parâmetros causais de interesse. Nesse caso, o efeito médio do tratamento no grupo tratado, daqui para frente denotado ATT , é uma função do grupo de tratamento g , onde um grupo é definido de acordo com o período que as unidades são tratadas pela primeira vez (por exemplo, os municípios que tiveram apreensões de crack em 2013 pela primeira vez e os municípios que tiveram em 2015 estão em grupos separados), e o período t . Callaway e Sant’Anna (2020) chamam esses parâmetros causais, denotados $ATT(g, t)$, de efeitos de tratamento médio de tempo no grupo. Como essa desagregação não impõe qualquer restrição à heterogeneidade do efeito do tratamento entre grupos ou ao longo do tempo, esta permite, por-

Tabela 2: Evolução das taxas de crimes violentos por grupos segundo o tratamento (existência de um mercado de crack) nos municípios do Rio Grande do Sul de 2011 a 2017

Ano	Homicídios			Roubos a pedestres		
	Sempre tratados	Tratados	Não tratados	Sempre tratados	Tratados	Não tratados
2011	17,99	-	7,11	271,66	-	14,56
2012	20,12	-	8,26	266,25	-	10,58
2013	19,40	6,31	7,28	306,46	18,03	8,44
2014	23,88	8,17	7,04	384,41	25,12	6,64
2015	24,58	9,87	7,59	514,34	30,56	7,51
2016	28,54	9,42	8,89	578,36	33,84	7,13
2017	26,33	11,70	7,37	629,15	31,49	9,56

Ano	Roubos a residências			Roubos a estabelecimentos comerciais		
	Sempre tratados	Tratados	Não tratados	Sempre tratados	Tratados	Não tratados
2011	18,47	-	12,92	56,68	-	11,34
2012	16,59	-	14,21	65,10	-	9,89
2013	17,15	24,79	13,10	72,85	20,73	6,55
2014	18,01	25,43	13,44	74,71	20,28	6,48
2015	20,52	17,40	17,49	82,49	24,92	9,72
2016	22,60	23,56	20,34	70,06	22,70	9,86
2017	22,02	23,62	16,92	56,31	20,00	8,42

Notas: Valores em taxas por 100 mil habitantes. Sempre tratados = municípios em que houve registros de apreensões de crack desde o período inicial na amostra. Tratados = municípios que em algum ano a partir de 2013 houve algum registro de apreensão de crack. Não tratados = municípios em que não houve registros de apreensão de crack.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SSP/RS.

tanto, utilizar estimações condicionadas em covariadas, que contribuirão para que a condição de tendências paralelas seja satisfeita (ainda que de forma condicional), e obter agregações dos efeitos de tratamento, que podem ser inclusive heterogêneos no tempo ou entre os grupos.

Por exemplo, é possível obter por meio de médias ponderadas os efeitos agregados do tratamento por tempo relativo (ou seja, na forma de uma abordagem de estudo de evento) ou por tempo de calendário, sendo que a primeira será a abordagem principal utilizada neste estudo. A justificativa é que as estimativas de estudos de evento permitem decompor a diferença média capturada nas diferenças entre unidades tratadas e de comparação em cada período em relação ao início do tratamento ao mesmo tempo que ajudam a avaliar a credibilidade da suposição de tendências paralelas. Isso porque a observação das tendências nos coeficientes nos indicadores de tempo relativo no período pré-tratamento funciona como testes de falseamento nos períodos anteriores ao início do tratamento que permitem avaliar a existência de diferenças na tendência entre os grupos de controle e tratados.

Para obter os efeitos de tratamento médio de tempo no grupo, os autores propõem uma estimação em duas etapas (SANT'ANNA; ZHAO, 2020), mas adaptada ao caso de múltiplos períodos que, entre outras diferenças em relação à metodologia proposta em Sant'Anna e Zhao (2020), utiliza um procedimento de *bootstrap* para realizar uma inferência assintoticamente válida que ajusta os erros-padrão para autocorrelação e agrupamento (*clustering*).

Seguindo a notação de Callaway e Sant'Anna (2020), o problema de inferência é configurado da seguinte forma. Suponha que haja T períodos em que $t = 1, \dots, T$, com D_{it} uma variável binária igual a 1 se uma unidade for tratada e 0 caso contrário. Defina G_g como uma variável binária igual a 1 quando uma unidade é tratada pela primeira vez no período e C como uma variável binária igual a 1 para unidades nunca tratadas. Para cada unidade, exatamente um de $\{G_1, \dots, G_T\}$ ou C é igual a 1. Denote o escore de propensão generalizado como $p_g(X) = P(G_g = 1 | X, G_g + C = 1)$, que é a probabilidade de que uma unidade seja tratada com a condição de ter covariadas X e de ser membro de um grupo g ou de um controle C . Callaway e Sant'Anna (2020) mostram que, sob essas premissas, o efeito de tratamento médio de tempo no grupo pode ser identificado de forma semiparamétrica por:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E} \left[\left(\frac{G_g}{\mathbb{E}[G_g]} - \frac{\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)}}{\mathbb{E} \left[\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right] \quad (1)$$

onde Y é a variável resultado, os pesos p , são escores de propensão que são normalizados para somar um, ou seja, se utiliza um procedimento de reponderação que garante que as covariadas do grupo g e do grupo de controle estejam equilibradas. Esse procedimento permite inclusive que se utilize como grupos de controle tanto unidades nunca tratadas quanto aquelas que ainda não foram tratadas.

Os autores denominam esse procedimento de estimação duplamente robusta porque combina as abordagens de Heckman, Ichimura e Todd (1997), Heckman *et al.* (1998) e Abadie (2005), uma vez que depende da modelagem da evolução do resultado e do escore de propensão. No entanto, requer apenas que se especifique corretamente a evolução do resultado para o grupo de comparação ou o modelo de escores de propensão, mas não necessariamente as

duas (SANT'ANNA; ZHAO, 2020). Assim, a abordagem de Callaway e Sant'Anna (2020) desfruta de robustez adicional contra erros de especificação do modelo quando comparada às abordagens anteriores.

Esse é o procedimento utilizado para estimar os impactos da existência do mercado de crack nos crimes violentos nos pequenos municípios do estado do Rio Grande do Sul. Entretanto, conforme destacam Callaway e Sant'Anna (2020), é importante utilizar covariadas que sejam capazes de afetar as variáveis resultados ao mesmo tempo que contribuirão para a seleção de qual município será tratado, afinal, a seleção não é necessariamente aleatória. Vale ressaltar que ao incluir covariadas nos dois estágios se assume a suposição de tendências paralelas condicionais, ou seja, se presume apenas que municípios com as mesmas características seguiriam a mesma tendência no crime na ausência de tratamento. Nesse sentido, somente são incluídas covariadas no período pré-tratamento que estão potencialmente associadas à evolução da variável resultado durante os períodos pós-tratamento. Portanto, o procedimento de estimação exclui explicitamente a incorporação de covariadas pós-tratamento, pois poderiam ser potencialmente afetadas pelo tratamento (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2020).

As covariadas utilizadas neste estudo são a população, a proporção da população masculina jovem no total da população (entre 15 e 24 anos) e o Produto Interno Bruto per capita dos municípios fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essas covariadas buscam capturar o potencial de consumo (demanda) de crack dos municípios. Ademais, se utiliza o número de inquéritos elucidados pela polícia civil, uma medida de eficiência da polícia no município, e o número de prisões por roubos e homicídios no município. Essas duas últimas são utilizadas de forma defasada no modelo e de acordo com a variável resultado avaliada. Ou seja, se utiliza as prisões por homicídio no ano anterior no município quando a variável resultado é homicídio e as prisões por roubos (de qualquer tipo) no anterior no município quando a variável de resultado é algum tipo de roubo (a pedestre, a residência ou a estabelecimento comercial). Essas covariadas buscam capturar restrições a oferta de crimes e ao próprio mercado de crack. Se trata de informações que também não são públicas e a sua fonte é a SSP/RS. A estatística descritiva das variáveis resultado e das covariadas utilizadas neste estudo pode ser vista na Tabela 3.

Ademais, esse estudo realiza uma série de procedimentos para avaliar a robustez dos resultados obtidos. Como se sabe, modelos de diferença nas diferenças assumem a suposição de tendências paralelas na ausência do tratamento, algo que não pode ser testado porque envolve um componente contrafactual que não é observado, a trajetória da variável resultado caso não houvesse o tratamento. Entretanto, uma alternativa para avaliar se o grupo de controle escolhido é capaz de gerar um bom contrafactual para o grupo tratado é utilizar uma variável resultado placebo, que em teoria, não seria afetada pela existência de um mercado de crack no município. Se o grupo escolhido é um bom contrafactual, ou seja, se a suposição de tendências paralelas é válida, não se deve encontrar efeitos do tratamento. Neste estudo, utilizam-se os termos circunstanciados, que são os registros de contravenções penais ou infrações de menor potencial ofensivo normalmente punidas com pena de multa. Nesse caso, os dados são públicos e foram obtidos no site da SSP/RS⁴.

⁴Essas e outras estatísticas de crimes registrados no Rio Grande do Sul podem ser obtidas no site

Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis utilizadas

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis de resultado				
Homicídio	7,1467	14,8178	0	138,058
Roubos a pedestres	7,5084	18,7005	0	282,626
Roubos a residências	15,854	28,7039	0	410,958
Roubos a estabelecimentos comerciais	8,6417	20,2959	0	205,338
Termos circunstanciados	48,110	79,4163	0	725,000
Covariadas				
População	4978,91	4004,57	1208	32138
Proporção da população masculina jovem	0,0769	0,00867	0,0476	0,1255
PIB per capita (R\$)	17642,2	9272,91	6851,29	95233,45
Prisões por homicídio	0,0796	0,35354	0	5
Prisões por roubo	0,3413	1,19049	0	19
Inquéritos policiais elucidados	36,1873	62,0731	0	661

Notas: Variáveis de resultado em taxas por 100 mil habitantes. Fonte: Elaboração própria com base em informações da SSP/RS e IBGE.

Tabela 4: Efeitos do mercado de crack nos crimes violentos dos municípios tratados – média no período e por grupo tratado (2011-2017)

Variável dependente	Homicídio	Roubo a pedestres	Roubo a residências	Roubo a estabelecimentos comerciais
Média do período	0,5382** (0,2705)	0,2644 (0,2306)	0,1110 (0,2673)	0,1815 (0,2514)
Grupo				
2013	1,0504*** (0,4177)	0,2135 (0,3672)	0,1515 (0,4176)	0,2707 (0,3809)
2014	-0,2221 (0,3917)	0,4269 (0,2988)	-0,2555 (0,5039)	0,2956 (0,4257)
2015	0,1173 (0,4520)	0,1989 (0,5456)	0,1064 (0,4792)	0,0140 (0,4680)
2016	0,0881 (0,5641)	0,2497 (0,3222)	0,9408** (0,4834)	-0,4601 (0,8083)
Teste de tendência prévia (χ^2 (10))	5,2305 (0,8752)	7,7146 (0,6567)	11,6170 (0,3115)	6,6581 (0,7572)

Notas: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). Erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap* entre parênteses. No teste χ^2 , os valores entre parênteses são p-valores. Variáveis resultado em logs da taxa por 100 mil habitantes. Grupo de controle: nunca tratados. Covariadas: População (em logs), Proporção da população masculina jovem (em logs), PIB per capita (em logs), Inquéritos policiais elucidados (em logs) e prisões por homicídios e prisões por roubos (de qualquer tipo) defasados. *** $p < 0,01$. ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Além da utilização de uma variável placebo, a hipótese de tendências paralelas é avaliada por meio de testes de falseamento para efeitos do tratamento em períodos anteriores ao tratamento, tal como sugerido por Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004). Por fim, para avaliar a robustez dos resultados obtidos neste estudo, são estimados modelos com um grupo de controle alternativo que inclui os municípios ainda não tratados.

3 Resultados

3.1 Resultados principais

Uma das principais vantagens do procedimento de estimação de Callaway e Sant'Anna (2020) é que ele permite a obtenção de efeitos heterogêneos do tratamento. É possível obter os efeitos por grupo tratado, o efeito médio do tratamento nos municípios tratados e os efeitos agregados do tratamento por tempo relativo (estudo de evento). Os dois primeiros são apresentados na Tabela 4, enquanto os últimos são apresentados na Figura 1.

Os resultados indicam que a maior parte dos grupos experimentou efeitos positivos da existência do mercado de crack na criminalidade, embora a maior parte das estimações sejam pouco precisas, é possível observar alguns resultados positivos e significativos estatisticamente. Por exemplo, se identifica um impacto relevante do mercado de crack em homicídios em pequenos municípios do Rio Grande do Sul de cerca de 53,82% em média após o início do tratamento nos grupos tratados. Nos municípios cujo tratamento se iniciou em 2013, o acréscimo nos homicídios estimado foi de 105,04%. Ou seja, as-

sim como mostravam as evidências empíricas em alguns estudos para cidades americanas, os homicídios mais que dobraram após um curto período.

Fryer *et al.* (2013) utilizando informações de 144 cidades americanas com população maior do que 100 mil habitantes em 1980 estimam por meio de variáveis instrumentais que o crack pode ter sido responsável por um aumento de 100% a 155% nos homicídios de homens negros entre 18 e 24 anos, e de 55 a 125% para esse mesmo grupo com idade entre 14 e 17 anos. Evans, Garthwaite e Moore (2018) estimam um aumento de 100% nos homicídios de homens negros em 57 regiões metropolitanas americanas. Esses percentuais são muito superiores aos 18,7% estimados por Grogger e Willis (2000) utilizando uma amostra com 27 regiões metropolitanas americanas e aos percentuais entre 13,5% e 25% encontrados por Avelar (2017) avaliando a chegada do mercado de drogas nos municípios brasileiros⁵. É claro que existem diferenças relevantes entre as unidades de amostra e as metodologias utilizadas na literatura com esse estudo que dificultam a comparação, contudo, cabe registrar que há uma convergência nos resultados: a existência ou expansão de um mercado de crack causa um aumento nos homicídios, em geral, em altos percentuais.

Embora não seja possível identificar precisamente os mecanismos que levam a esse aumento, existem algumas poucas evidências utilizando inquéritos policiais que sugerem que esse aumento se deve em boa parte a violência sistêmica. Goldstein (1985) mostram que os eventos de homicídio relacionado a drogas na cidade de Nova York a partir de 1988 foram predominantemente de natureza sistêmica, enquanto Goldstein (1985) concluem que 53% dos homicídios na cidade em 1988 podem ser caracterizados como violência sistêmica relacionada a drogas. No entanto, é importante ressaltar que também existem evidências de que esses percentuais não sejam tão altos em outros locais. Varano *et al.* (2004) relataram que a prevalência de violência sistêmica foi relativamente rara entre os homicídios relacionados a drogas na cidade de Detroit. Os autores, identificaram que apenas 19% dos homicídios relacionados a drogas foram motivados pela venda ou uso de drogas. No Brasil, Saporì, Sena e Silva (2012) analisando inquéritos de homicídios em Belo Horizonte no período de 1997 a 2004 e Dirk e Moura (2017) analisando os inquéritos na região metropolitana do Rio de Janeiro em 2014 concluem que conflitos relacionados ao mercado de drogas seria responsável por 18,48% e 21,4% dos homicídios, respectivamente. Entretanto, esses números devem ser considerados com ressalvas, uma vez que, em muitos homicídios não há identificação das suas motivações ou de sua autoria. Por exemplo, Dirk e Moura (2017) estimam que esse percentual tenha sido de 30% na sua amostra.

Com relação aos roubos, era esperado que houvesse uma relação positiva desse crime com o mercado de crack devido às motivações de ordem psicofarmacológicas e econômicas. Se trata de uma droga que rapidamente tira a capacidade de seus usuários de trabalhar e auferir renda ao mesmo tempo que retira a sua capacidade de cometer crimes que exigem uma capacidade cognitiva mínima para se obter algum sucesso. Sendo assim o recurso comum

⁵No entanto, tanto os resultados de Grogger e Willis (2000) quanto o de Avelar (2017) devem ser vistos com cautela uma vez que utilizam um modelo com efeitos fixos para estimar os efeitos de tratamento escalonados, que conforme destacado na seção anterior, podem gerar resultados viesados caso os efeitos do tratamento sejam heterogêneos. Além disso, Avelar (2017) não trata do crack especificamente e utiliza uma medida (internação hospitalar por transtornos mentais relacionados a múltiplas drogas) que pode conter tanto drogas ilícitas quanto lícitas.

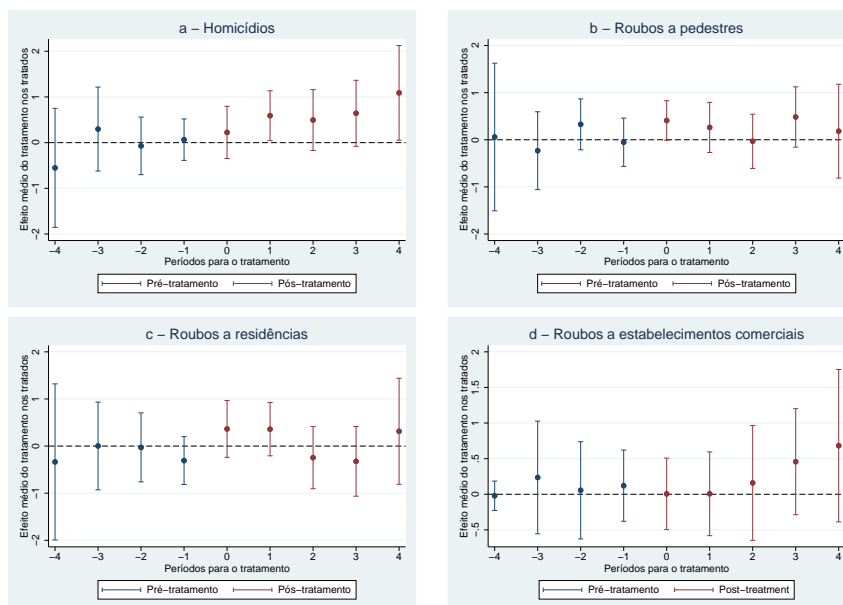
de usuários é recorrer a violência (GROGGER; WILLIS, 2000). Grogger e Willis (2000) é o único estudo que avalia diretamente os impactos do crack em roubos, eles não encontram, em média, efeitos estatisticamente significativos. O mesmo ocorre no presente estudo, pois embora os resultados indiquem que em média, os municípios tratados experimentaram aumentos em todos os tipos de roubos, com percentuais entre 11,1% e 26,44%, essas estimações não são precisas, ou seja, geram efeitos de tratamento nos tratados que não são estatisticamente significativos.

Porém, quando se considera possíveis efeitos de tratamento heterogêneos é possível observar aumentos expressivos e estatisticamente significativos de roubos a residência nos oito municípios que foram tratados em 2016. Esses municípios experimentaram um acréscimo de 94,08% nesse crime⁶. Outros efeitos positivos (e estatisticamente significativos) da existência de um mercado de crack em roubos podem ser observados quando se faz uma análise que considera a dinâmica dos efeitos do tratamento (heterogeneidade no tempo). Na Figura 1 se observa um aumento imediato de 40,92% nos roubos a pedestres no ano de início do tratamento. Esses efeitos permanecem positivos nos períodos posteriores, mas possuem menor precisão. Além do mais, uma trajetória crescente com baixa precisão também pode ser observada nos roubos a estabelecimentos comerciais. Se estima um acréscimo de 68% nesse tipo de crime no grupo tratado após quatro anos do início do tratamento, porém esse efeito não é significativo estatisticamente.

Na mesma figura é possível observar uma trajetória de crescimento dos homicídios nos municípios tratados. Um aumento de 58,9% é identificado no ano posterior ao início do tratamento e no quarto ano, se estima um aumento médio de aproximadamente 109% nos homicídios. Ou seja, tem-se fortes indícios de uma trajetória crescente estável da violência nos municípios em que foi identificado um novo mercado de crack, medida pelos homicídios. Vale lembrar que conforme pôde ser observado na Tabela 2 apresentada na seção anterior, trata-se de municípios que até então possuíam taxas de homicídios muito abaixo da média do estado e do país antes da identificação de um mercado de crack. Utilizando um horizonte muito mais longo do que o desse estudo, Evans, Garthwaite e Moore (2018) estimam um aumento de 70% nos homicídios comparados ao período anterior a chegada do crack nas regiões metropolitanas americanas mesmo após 17 anos. Ou seja, mesmo após a retração do mercado dessa droga, a violência permanece em patamares superiores ao que tinha quando da sua chegada. O presente estudo mostra que, ainda que seja por um curto período avaliado, os homicídios nos municípios pertencentes ao grupo tratado não sinalizavam uma redução.

Embora a metodologia proposta não permita identificar precisamente os mecanismos causais que levam a identificação de um aumento da violência, a teoria indica que na medida em que o mercado de crack se estabelece e cresce, os conflitos aparecem e a violência sistêmica passa a ser observada com maior frequência. Outrossim, não se pode ignorar o fato de que a estrutura do mercado de drogas ilícitas é dominada por facções criminosas e que se trata de um mercado em que não existem nem distribuidores e nem vendedores por conta própria. Todo trabalhador no mercado de drogas ilegais está necessariamente

⁶Esse resultado de certa forma ressalta a importância de considerar a heterogeneidade do tratamento, principalmente quando o tratamento é implementado de forma escalonada. Além de se obter estimações viesadas quando não se utiliza a metodologia apropriada de estimação se pode facilmente deixar de identificar efeitos de tratamento existentes.

Figura 1: Efeitos do mercado de crack nos municípios do Rio Grande do Sul por tipo de crime violento (2011-2017)

Nota: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). Intervalos de confiança estimados a partir de erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap*.

vinculado a uma facção. Como os direitos de propriedade não são bem estabelecidos, conflitos são muito frequentes. Nesse contexto, o Rio Grande do Sul, talvez seja um dos estados mais propensos a violência, uma vez que, é o estado em que há a atuação do maior número de facções do Brasil⁷. São sete, a dizer: Manos, Bala na Cara, Abertos, Unidos pela Paz, Primeiro Comando do Interior, Os Tauros e Os Brasas. O grupo dominante é o Bala na Cara, cujo nome representa a forma como a facção lida com seus conflitos. No entanto, os outros grupos não são menos violentos. Os Abertos, por exemplo, protagonizaram esquartejamentos e chacinas que levaram a um recorde de homicídios no estado do Rio Grande do Sul em 2017, último ano da amostra neste estudo. Desse modo, os resultados obtidos neste estudo podem refletir os impactos da chegada desse ambiente conflituoso trazido pelo mercado de drogas ilícitas, em especial, de crack, a municípios que antes poderiam ser considerados seguros e tranquilos de se morar.

3.2 Avaliação de robustez

Como se sabe, embora a validade da suposição de tendências paralelas não possa ser provada, uma vez que, não é possível observar o que teria acontecido com o grupo tratado na ausência do tratamento, essa pode ser avaliada. Uma forma bastante comum de avaliação é por meio da comparação das mudanças nos resultados dos grupos de tratamento e de controle antes que o

⁷Fonte: <https://infograficos.gazetadopovo.com.br/seguranca-publica/mapa-das-faccoes-criminosas/>

tratamento tenha se iniciado. Se os efeitos do tratamento forem semelhantes antes do início do tratamento (*leads*), se ganha uma confiança de que o mesmo ocorreria no período pós-tratamento. Assim, uma alternativa para se fazer essa avaliação é por meio de um teste que sob a hipótese nula os efeitos do tratamento não são diferentes de zero antes do efetivo início do tratamento. Nesse procedimento, que na verdade é um teste de falseamento que imputa o tratamento em um período anterior ao seu início efetivo, tal como sugerem [Bertrand, Duflo e Mullainathan \(2004\)](#), sob a hipótese nula da suposição de tendências paralelas mantida em todos os períodos, estes devem ser iguais a zero⁸. Esse teste é apresentado na última linha das Tabelas 4, 5 e 6.

Na Tabela 4, é possível observar que a hipótese nula do teste não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância em nenhum dos modelos estimados. O mesmo ocorre nas Tabelas 5 e 6, mostradas abaixo, que apresenta os resultados dos efeitos do tratamento para uma variável placebo e com o uso de um diferente grupo de controle. Esse resultado é corroborado pela observação na Figura 1, em que todos os *leads* apresentam coeficientes cujo intervalo de confiança de 95% inclui zero e pela observação de que todos os *leads* apresentados nas Tabelas 5 e 6 são não significativos estatisticamente nem mesmo ao nível de 10% de confiança. Portanto, pelo menos no período pré-tratamento, os grupos de controle utilizados neste estudo se mostraram um bom contrafactual para o grupo tratado.

A confiança de que se tem um bom contrafactual é reforçada por um teste de falsificação com o uso de uma variável placebo, ou seja, se busca avaliar a existência de efeitos do tratamento em uma variável resultado que a princípio não seria afetada pelo tratamento. A variável escolhida é o registro de termos circunstanciados, que são os registros de contravenções penais ou infrações de menor potencial ofensivo normalmente punidas com pena de multa. É uma peça semelhante a um boletim de ocorrência policial, porém é mais detalhado porque inclui além da narração do fato, indicações de autoria, de vítima e de testemunhas. Todavia, alguns termos circunstanciados se devem a posse de drogas. Então, neste estudo, se subtrai as prisões por posse de drogas do total dos termos circunstanciados registrados no município para se construir uma variável resultado que, *a priori*, não seja afetada pelo tratamento.

Os resultados na Tabela 5 mostram grande alternância de sinais nos coeficientes estimados, assim como magnitudes pequenas e dispersões altas. Ou seja, nenhum efeito do tratamento (existência de um mercado de crack) nos municípios tratados é significativo estatisticamente para os termos circunstanciados. Por conseguinte, tem-se uma evidência que reforça a hipótese de tendências paralelas na ausência do tratamento e a ideia de que os grupos de controle utilizados neste estudo podem ser uma boa referência para a trajetória contrafactual do grupo tratado no período pós-tratamento.

Por fim, o último procedimento para avaliar a robustez dos resultados obtidos é a utilização de um diferente grupo de controle. Esse tipo de procedimento sugerido por [Callaway e Sant'Anna \(2020\)](#) também pode ser visto em [Athey e Imbens \(2006\)](#) e [Chaisemartin e D'Haultfœuille \(2018\)](#). Nesse caso, se avalia se os efeitos do tratamento nos grupos tratados encontrados não são

⁸Cabe ressaltar que esse teste também permite avaliar possíveis efeitos de antecipação do tratamento, muito embora, no presente estudo tal situação não possa ser descartada, pois grupos rivais poderiam disputar quem ficaria responsável pela venda crack antes de sua chegada ao município, é muito pouco provável que tenha ocorrido essa antecipação. Os resultados dos testes corroboram com essa conclusão.

Tabela 5: Efeitos do mercado de crack nos termos circunstanciados registrados nos municípios tratados – média no período, por grupo tratado e estudo de evento (2011-2017)

Variável dependente	Termos circunstanciados	
	(1)	(2)
Média do período	0,0408 (0,0699)	0,0398 (0,0693)
Grupo		
2013	-0,0524 (0,0894)	-0,0582 (0,0866)
2014	0,1319 (0,1576)	0,1417 (0,1571)
2015	0,215 (0,1648)	0,2611 (0,1650)
2016	-0,0057 (0,0681)	-0,0057 (0,0681)
Evento		
t-4	-0,0524 (0,1479)	-0,0477 (0,1483)
t-3	0,1157 (0,0557)	0,1227 (0,0585)
t-2	0,0348 (0,0564)	0,0460 (0,0620)
t-1	-0,0660 (0,0726)	-0,0756 (0,0732)
t	-0,0184 (0,0705)	-0,0202 (0,0692)
t+1	0,0586 (0,0819)	0,0608 (0,0817)
t+2	0,1364 (0,0922)	0,1318 (0,0921)
t+3	0,0863 (0,0922)	0,0863 (0,1051)
t+4	-0,1230 (0,1549)	-0,1230 (0,1648)
Teste de tendência prévia (χ^2 (10))	13,9069 (0,1772)	14,6828 (0,1440)

Notas: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). (1) Grupo de controle: Somente municípios nunca tratados. (2) Grupo de controle: Inclui municípios ainda não tratados. Erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap* entre parênteses. No teste χ^2 , os valores entre parênteses são p-valores. Variável de resultado em logs da taxa por 100 mil habitantes. Covariadas: População (em logs), Proporção da população masculina jovem (em logs), PIB per capita (em logs), Inquéritos policiais elucidados (em logs). *** $p < 0,01$. ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela 6: Efeitos do mercado de crack nos crimes violentos dos municípios tratados – média no período, por grupo tratado e estudo de evento com grupo de controle que inclui municípios ainda não tratados (2011-2017)

Variável dependente	Homicídios	Roubos a pedestre	Roubos a residências	Roubos a estabelecimentos comerciais
Média do período	0,4725* (0,2622)	0,2553 (0,2277)	0,1267 (0,2618)	0,1810 (0,2548)
Grupo				
2013	0,9323** (0,3935)	0,1872 (0,3604)	0,1802 (0,3984)	0,2732 (0,3771)
2014	-0,2296 (0,3935)	0,4477 (0,2004)	-0,2602 (0,5003)	0,2824 (0,4472)
2015	0,1151 (0,4551)	0,2004 (0,5494)	0,1160 (0,4787)	-0,0024 (0,4733)
2016	0,0881 (0,5641)	0,2497 (0,3222)	0,9407** (0,4834)	-0,4122 (0,7176)
Evento				
t-4	-0,5604 (0,6617)	0,0572 (0,8039)	-0,2831 (0,8410)	-0,0287 (0,0982)
t-3	0,4080 (0,4905)	-0,2608 (0,4244)	0,0240 (0,4738)	0,2257 (0,3986)
t-2	-0,0840 (0,3467)	0,2807 (0,3019)	-0,0059 (0,3824)	0,0449 (0,3684)
t-1	-0,0031 (0,2793)	-0,0173 (0,2706)	-0,2690 (0,2488)	0,1439 (0,2564)
t	-0,0068 (0,2942)	0,3841* (0,2122)	0,3601 (0,2992)	-0,0025 (0,2541)
t+1	0,5700** (0,2740)	0,2494 (0,2665)	0,4026 (0,2820)	0,0053 (0,2938)
t+2	0,4805 (0,3382)	-0,0029 (0,2931)	-0,2202 (0,3345)	0,1415 (0,4107)
t+3	0,6419* (0,3684)	0,4830 (0,3265)	-0,3241 (0,3773)	0,4577 (0,3797)
t+4	1,088** (0,5287)	0,1823 (0,5082)	0,3142 (0,5745)	0,6820 (0,5458)
Teste de tendência prévia (χ^2 (10))	5,4777 (0,8570)	8,1943 (0,6098)	11,275 (0,3365)	6,4766 (0,7737)

Notas: As entradas são os efeitos do tratamento nos tratados estimados utilizando o estimador duplamente robusto de Callaway e Sant'Anna (2020). Erros-padrão agrupados por município e robustos à autocorrelação estimados por *bootstrap* entre parênteses. No teste χ^2 , os valores entre parênteses são p-valores. Variáveis de resultado em logs da taxa por 100 mil habitantes. Covariadas: População (em logs), Proporção da população masculina jovem (em logs), PIB per capita (em logs), Inquéritos policiais elucidados (em logs) e prisões por homicídios e prisões por roubos (de qualquer tipo) defasados. *** $p < 0,01$. ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

obra da seleção de um grupo de controle específico. A Tabela 6 mostra estimativas dos efeitos de tratamento nos tratados utilizando a mesma especificação utilizada para gerar os resultados mostrados na Tabela 4 e na Figura 1, porém com um grupo de controle diferente que inclui municípios ainda não tratados no grupo de controle. Conforme pode ser observado, os resultados mostram que não há alternância de sinal e que os coeficientes e os seus respectivos erros-padrão sofrem apenas poucas alterações nos períodos iniciais⁹, o que reforça a robustez dos efeitos estimados.

3.3 Possíveis limitações empíricas

É importante ressaltar que esse estudo possui muitas limitações. Diferentemente de um experimento controlado, uma avaliação a partir de dados observacionais tal como o presente estudo, muitas coisas podem “sair do controle”. Existem tanto restrições de acesso a dados quanto dificuldades de delinear um estudo com base em um experimento natural. Nesse sentido, a existência de informações a respeito de apreensões de drogas por municípios somente a partir de 2011, impede, por exemplo, que se avalie a chegada do mercado de crack, tal como em [Grogger e Willis \(2000\)](#). Não há como descartar a possibilidade de terem ocorrido apreensões de crack em anos anteriores em ambos os grupos utilizados na avaliação.

No entanto, em um número considerável deles, 269 municípios, que fazem parte do grupo de controle, nunca houve qualquer apreensão de crack ao longo de sete anos, e em 176 deles sempre houve apreensões de crack. Portanto, é plausível assumir que nesses casos a existência ou não de um mercado de crack é bem definida. O problema maior está na composição dos municípios que compõem o grupo de tratados. Então, para contornar essa ameaça real a estratégia de identificação proposta, a seleção do grupo tratado considerou somente os municípios em que não houve registro de apreensões por dois anos consecutivos, mas que a partir do terceiro ano da amostra passou a ter registros de apreensões da droga. No pior cenário se teria um mercado que se enfraqueceu e mais adiante retornou e, dessa forma, o tratamento avaliado seria a retomada do mercado de crack no município.

Apesar dessas limitações, o critério utilizado para determinar a amostra e os grupos avaliados propiciou uma comparação que gerou resultados robustos, pois os testes realizados na avaliação da robustez do modelo indicam com uma boa segurança que os grupos escolhidos possuem tendências paralelas, ainda que condicionais as covariadas. Entretanto, não se pode deixar de mencionar que esses critérios de seleção da amostra geram limitações a validade externa dos resultados, pois se avaliou apenas municípios muito pouco populosos e seus resultados podem não se reproduzir se forem incluídos municípios mais populosos. Mesmo assim, se deve registrar que o estudo abrange 321 municípios, uma amostra maior do que a maioria dos estudos anteriores que relaciona o mercado de drogas ilícitas com a criminalidade violenta.

Por fim, cabe mencionar, que assim como muitos estudos que utilizam informações de municípios de uma mesma região/estado e que são muito próximos, que o mercado de crack pode gerar externalidades para municípios vizinhos e dessa forma, por exemplo, gerar uma violência que afete municípios

⁹Cabe lembrar que nos últimos períodos os grupos de controle se tornam idênticos quando todos os municípios já foram tratados, uma vez que, não há mais municípios “ainda não tratados”.

que estão no grupo de controle. Lidar com essas externalidades que geram uma violação da suposição de estabilidade do valor da unidade de tratamento, amplamente conhecida na literatura como SUTVA, é um problema complexo, principalmente quando as externalidades abrangem várias unidades, e considerando os recursos metodológicos existentes, pouco se pode fazer, uma vez que, a quantidade de cenários contrafactuais cresce exponencialmente com o número de municípios afetados de forma que se torna quase impossível se estimar os efeitos do tratamento. Entretanto, se essa fonte de viés existe no presente estudo, isso significa que os efeitos do tratamento seriam ainda maiores e os valores aqui estimados seriam um limite inferior.

4 Considerações Finais

Esse artigo traz evidências da relação entre o mercado de crack e a criminalidade violenta a partir de um delineamento que permite inferência causal. Os resultados obtidos indicam que a existência de um mercado de crack potencializa a criminalidade violenta, uma vez que, aumenta o número de roubos e pode até dobrar a quantidade de homicídios de um município em um curto período de tempo. Esses resultados de certa forma corroboram com evidências anedóticas e o senso comum estabelecido de que muitos crimes violentos podem ter em sua motivação o envolvimento de pessoas no mercado de drogas ilícitas, seja pelo lado da oferta ou pelo lado da demanda. A experiência americana nas décadas passadas já mostrava que o crack é uma droga poderosa que gera problemas em várias dimensões que vão desde a saúde pública, passando pelas questões sociais e terminando comumente na segurança pública. Em outras palavras, onde surge ou se expande o mercado de crack, a violência e os problemas se expandem.

Se trata de uma evidência empírica preocupante se for considerado que dados mais recentes de consumo de cocaína e crack indicam que, diferentemente de outros países, há uma expansão no consumo de crack no Brasil (ABDALLA *et al.*, 2014; MIRAGLIA, 2015). O que antes era um problema de grandes centros urbanos passou a fazer parte da realidade de municípios pouco populosos, tais como os avaliados neste estudo. De forma que, trabalhar para conter a expansão do mercado de crack e porque não dizer de drogas ilícitas, em geral, contribui para reduzir a violência. Todavia, as políticas públicas disponíveis para esse fim costumam suscitar muita polêmica, especialmente para conter o consumo de crack e discuti-las foge do escopo desse estudo. Contudo, não se pode deixar de considerar que se trata de um problema de saúde pública e de justiça criminal e tal como afirma Blumstein, Rivara e Rosenfeld (2000) nenhuma das disciplinas tem jurisdição exclusiva e ambas são necessárias para minimizar o problema da violência associada ao mercado de drogas ilícitas.

No que tange a possíveis extensões da pesquisa, as dificuldades e limitações apresentadas por este artigo não devem desencorajar novos estudos. Como se sabe, a produção acadêmica sobre o tema já é muito escassa e limitada metodologicamente porque se trata de um mercado ilícito em que muitas informações não existem e/ou não estão disponíveis e/ou não apresentam uma fonte de variação que combinada com experimento natural permita a identificação de uma relação causal. Além disso, as drogas ilegais mais consumidas já existem há muito tempo e estão disseminadas por todos os municípios do país, o que inviabiliza em muitas situações se obter um grupo de

controle, algo fundamental para a inferência causal.

Assim, considerando todas essas dificuldades, talvez o caminho seja de realizar mais estudos tais como os realizados por Sapori, Sena e Silva (2012) e Dirk e Moura (2017) que tentam identificar crimes relacionados ao mercado de drogas por meio de fontes primárias de dados a partir de inquéritos policiais. Isso contribuiria para identificar com maior precisão os mecanismos causais entre o mercado de drogas e a criminalidade violenta, bem como serviriam para sugerir políticas mais adequadas ao problema observado. Por exemplo, se o mecanismo é a dependência química de usuários, o caminho é o tratamento deles por meio do Sistema de Saúde. Se o mecanismo é o caráter ilícito do mercado o caminho é a discussão dos custos e benefícios de manter a sua ilegalidade e/ou investimento na repressão pelo Sistema de Justiça. Enfim, independente do mecanismo identificado, o fato é que não há um caminho fácil para a solução do problema de criminalidade gerado pelo mercado de drogas.

Referências

- ABADIE, Alberto. Semiparametric difference-in-difference estimators. *Review of Economic Studies*, v. 72, n. 1, p. 1–19, jan. 2005.
- ABDALLA, Renata Rigacci *et al.* Prevalence of cocaine use in Brazil: data from the II Brazilian national alcohol and drugs survey (BNADS). *Addictive Behaviors*, v. 39, n. 1, p. 297–301, jan. 2014.
- ATHEY, Susan; IMBENS, Guido W. Design-based analysis in Difference-In-Differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, v. 226, n. 1, p. 62–79, jan. 2022.
- ATHEY, Susan; IMBENS, Guido W. Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models. *Econometrica*, v. 74, n. 2, p. 431–497, 2006.
- AVELAR, Guilherme. *Drug markets and violence: evidence from Brazil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2017.
- BAUMER, Eric *et al.* The Influence of Crack Cocaine on Robbery, Burglary, and Homicide Rates: A Cross-City, Longitudinal Analysis. *Research in Crime and Delinquency*, v. 35, n. 3, p. 316–340, ago. 1998.
- BEATO FILHO, Cláudio Chaves *et al.* Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 17, p. 1163–1171, out. 2001.
- BERTRAND, Marianne; DUFLO, Esther; MULLAINATHAN, Sendhil. How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 249–275, fev. 2004.
- BLUMSTEIN, A. Youth Violence, Guns, and the Illicit-Drug Industry. *Criminal Law and Criminology*, v. 86, n. 1, p. 10, jan. 1995.

- BLUMSTEIN, A.; RIVARA, F. P.; ROSENFELD, R. The rise and decline of homicide—and why. *Annual Review of Public Health*, v. 21, p. 505–541, 2000.
- BORUSYAK, Kirill; JARAVEL, Xavier. *Revisiting Event Study Designs*. Rochester, NY, maio 2017.
- CALLAWAY, Brantly; SANT’ANNA, Pedro H. C. Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2020.
- CHAISEMARTIN, Clément; D’HAULTFŒUILLE, Xavier. Fuzzy Differences-in-Differences. *Review of Economic Studies*, v. 85, n. 2, p. 999–1028, abr. 2018.
- CHAISEMARTIN, Clément; D’HAULTFŒUILLE, Xavier. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, v. 110, n. 9, p. 2964–2996, set. 2020.
- COOK, Philip J.; LAUB, John H. After the Epidemic: Recent Trends in Youth Violence in the United States. *Crime and Justice*, v. 29, p. 1–37, jan. 2002.
- COOK, Philip J.; LAUB, John H. The Unprecedented Epidemic in Youth Violence. *Crime and Justice*, v. 24, p. 27–64, 1998.
- CORK, Daniel. Examining Space–Time Interaction in City-Level Homicide Data: Crack Markets and the Diffusion of Guns Among Youth. *Quantitative Criminology*, v. 15, n. 4, p. 379–406, dez. 1999.
- CORMAN, Hope; MOCAN, H. Naci. A Time-Series Analysis of Crime, Deterrence, and Drug Abuse in New York City. *American Economic Review*, v. 90, n. 3, p. 584–604, jun. 2000.
- DIRK, Renato; MOURA, Lílian. As motivações nos casos de letalidade violenta da Região Metropolitana do Rio de Janeiro. *Cadernos de Segurança Pública*, v. 8, 2017.
- EVANS, William N.; GARTHWAITE, Craig; MOORE, Timothy J. *Guns and Violence: The Enduring Impact of Crack Cocaine Markets on Young Black Males*. [S. l.], jul. 2018. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w24819>. Acesso em: 14 ago. 2021.
- FRYER, Roland G. *et al.* Measuring Crack Cocaine and Its Impact. *Economic Inquiry*, v. 51, n. 3, p. 1651–1681, 2013.
- GOLDSTEIN, Paul J. The Drugs/Violence Nexus: A Tripartite Conceptual Framework. *Journal of Drug Issues*, v. 15, n. 4, p. 493–506, out. 1985.
- GOODMAN-BACON, Andrew. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 254–277, dez. 2021.
- GROGGER, Jeff; WILLIS, Michael. The Emergence of Crack Cocaine and the Rise in Urban Crime Rates. *Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 4, p. 519–529, 2000.

- HECKMAN, James *et al.* Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica*, v. 66, n. 5, p. 1017–1098, 1998.
- HECKMAN, James; ICHIMURA, Hidehiko; TODD, Petra 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.
- INCIARDI, J. A. The crack-violence connection within a population of hard-core adolescent offenders. *NIDA Research Monograph*, v. 103, p. 92–111, 1990.
- JOHNSON, Bruce D.; GOLUB, Andrew; FAGAN, Jeffrey. Careers in Crack, Drug Use, Drug Distribution, and Nondrug Criminality. *Crime & Delinquency*, v. 41, n. 3, p. 275–295, jul. 1995.
- KILSZTAJN, Samuel *et al.* Vítimas fatais da violência e mercado de drogas na Região Metropolitana de São Paulo. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 20, n. 2, p. 259–279, dez. 2003.
- LEVITT, Steven D. Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors that Explain the Decline and Six that Do Not. *Economic Perspectives*, v. 18, n. 1, p. 163–190, mar. 2004.
- LEVITT, Steven D.; VENKATESH, Sudhir Alladi. An Economic Analysis of a Drug-Selling Gang's Finances*. *Quarterly Journal of Economics*, v. 115, n. 3, p. 755–789, ago. 2000.
- MIRAGLIA, Paula. *Drugs and Drug Trafficking in Brazil: Trends and Policies*. Washington, DC: Center for 21st Century Security and Intelligence, 2015.
- OUSEY, Graham C.; LEE, Matthew R. Examining the Conditional Nature of the Illicit Drug Market-Homicide Relationship: A Partial Test of the Theory of Contingent Causation. *Criminology*, v. 40, p. 73, 2002.
- OUSEY, Graham C.; LEE, Matthew R. Investigating the Connections Between Race, Illicit Drug Markets, and Lethal Violence, 1984-1997. *Research in Crime and Delinquency*, v. 41, n. 4, p. 352–383, nov. 2004.
- PORTELLA, Daniel Deivson Alves. *Homicídios dolosos, tráfico de drogas e indicadores sociais em Salvador, Bahia, Brasil*. Disponível em: <http://www.cienciae saudecoletiva.com.br/artigos/homicidios-dolosos- trafico-de-drogas-e -indicadores-sociais-em-salvador-bahia-brasil/16153?id=16153>. Acesso em: 14 ago. 2021.
- RILEY, K. Jack. Homicide and Drugs: A Tale of Six Cities. *Homicide Studies*, v. 2, n. 2, p. 176–205, maio 1998.
- ROSENFELD, Richard; DECKER, Scott H. Are arrest statistics a valid measure of illicit drug use? The relationship between criminal justice and public health indicators of cocaine, heroin, and marijuana use. *Justice Quarterly*, v. 16, n. 3, p. 685–699, set. 1999.

- SANT'ANNA, Pedro H. C.; ZHAO, Jun. Doubly robust difference-in-differences estimators. *Journal of Econometrics*, v. 219, n. 1, p. 101–122, nov. 2020.
- SANTOS, Marcelo Justus dos; KASSOUF, Ana Lucia. Uma Investigação Econômica da Influência do Mercado de Drogas Ilícitas Sobre a Criminalidade Brasileira. *Economia*, v. 8, n. 2, 2007.
- SAPORI, Luis Flavio; SENA, Lucia Lamounier; SILVA, Braulio Figueiredo Alves da. Mercado do crack e violência urbana na cidade de Belo Horizonte. *Dilemas - Revista de Estudos de Conflito e Controle Social*, v. 5, n. 1, p. 37–66, jan. 2012.
- SILVA, Risomário Willams da. *Crimes letais e o mercado ilegal de drogas brasileiro: uma análise para o período 2006-2015*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2020.
- SUN, Liyang; ABRAHAM, Sarah. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 175–199, dez. 2021.
- VARANO, Sean P. *et al.* Exploring the Drugs-Homicide Connection. *Contemporary Criminal Justice*, v. 20, n. 4, p. 369–392, nov. 2004.
- VARANO, Sean P.; KUHNS, Joseph B. Drug-Related Homicide. In: BROOKMAN, Fiona; MAGUIRE, Edward R.; MAGUIRE, Mike (org.). *The Handbook of Homicide*. Chichester: Wiley, 2017. p. 89–104.
- ZIMRING, Franklin E. *The Great American Crime Decline*. Oxford: Oxford University Press, 2008.