

André Luís Menegatti

**Análise e reprodução dos resultados do artigo**  
***The use of violence in illegal markets: Evidence***  
***from mahogany trade in the Brazilian Amazon***

Universidade de São Paulo

2018

# Sumário

<b>Sumário</b>	<b>1</b>
1 Introdução	2
2 Breve resumo do artigo analisado	2
2.1 Dados	3
2.1.1 Variáveis referentes à exploração do mogno	3
2.1.2 Variável de resultado	3
2.1.3 Outras variáveis	3
2.1.4 Amostra	4
2.2 Metodologia e Estratégia Empírica	4
3 Resultados Principais: Diferenças em Diferenças	5
4 Aplicação do PSM	9
4.1 Hipóteses do pareamento por escore de propensão	9
4.2 Estimando o escore de propensão	10
4.3 Realizando o pareamento e analisando hipótese de suporte comum	12
4.4 Analisando a qualidade do pareamento	15
4.5 Resultados utilizando o PSM	18
5 Considerações Finais	21
<b>Referências</b>	<b>23</b>

# 1 Introdução

O presente trabalho tem o objetivo de aprofundar o estudo das técnicas de diferenças em diferenças (DD) e pareamento por escore de propensão (*propensity score matching* ou PSM), a partir de um esforço de reprodução dos resultados do artigo de Chimeli e Soares (2017), que aborda a relação entre violência e a ilegalidade da exploração do mogno na região amazônica brasileira.

Dividiremos este trabalho em três partes. Na seção 2, retomam-se brevemente o problema de pesquisa, a metodologia e os dados utilizados em Chimeli e Soares (2017). Na seção 3, apresentam-se os resultados obtidos a partir da reprodução, em linguagem *R*, dos principais modelos apresentados pelos autores no artigo original. Por fim, na seção 4, tratamos da aplicação do método de PSM, por meio de análise crítica e aprofundamento dos exercícios reportados no Apêndice Online de Chimeli e Soares (2017)<sup>1</sup>. Considerações finais são apresentadas na seção 5.

## 2 Breve resumo do artigo analisado

O mogno é uma espécie de árvore nativa das Américas cuja madeira é muito valorizada para uso em construções e na fabricação de móveis. A maior parte do mogno remanescente no País localiza-se na região da Floresta Amazônica e a maior parte das exportações tinha origem no estado do Pará. Até 2001, o Brasil era o maior exportador mundial da madeira, com exportações totalizando US\$4 bilhões entre 1971 e 2001.

A partir de 1994, a exploração do mogno passou a ser regulada no Brasil e, ao longo dos anos, houve restrições progressivas à extração da madeira. Duas foram as medidas mais importantes: (i) suspensão de 85% das licenças de exploração, em março de 1999; e (ii) proibição completa da extração, em outubro de 2001. No entanto, há evidências de que o mogno continuou a ser explorado, apesar da proibição. Nesse sentido, Chimeli e Boyd (2010) documentam um salto nas exportações classificadas sob a categoria residual de “outras madeiras tropicais” a partir de 1999, indicando a existência de exportações clandestinas. O *enforcement* da proibição passou a ser efetivo apenas a partir de 2008, sobretudo em decorrência da publicação dos Decretos n. 6.321, de dezembro de 2007, e n. 6.514, de julho de 2008<sup>2</sup>.

Nesse cenário, as restrições e posterior proibição da exploração do mogno no Brasil constituem espécie de experimento natural, a partir do qual Chimeli e Soares (2017)

<sup>1</sup> Disponível em: <<https://assets.aeaweb.org/assets/production/files/5397.pdf>>. Acesso em: 22 de dezembro de 2018.

<sup>2</sup> O Decreto n. 6.321/2007 criou a base legal para identificação de municípios com altas taxas de desmatamento e imposição de sanções a suas propriedades rurais. A publicação da primeira lista de municípios deu-se em janeiro de 2008. Por sua vez, o Decreto n. 6.514/2008 reduziu o número de recursos cabíveis em crimes ambientais e simplificou do processo para venda de bens confiscados.

buscam investigar os efeitos da ilegalidade na violência. Apesar de existirem diversos trabalhos que buscam relacionar os efeitos de mercados ilegais na violência, a maior parte desses estudos se dedica ao caso do tráfico de drogas, no qual problemas de endogeneidade obscurecem relações de causalidade. Em contraste, o trabalho de [Chimeli e Soares \(2017\)](#) possui um apelo causal mais forte pois investiga um experimento natural e também na medida em que, ao contrário do tráfico de drogas, a possível violência induzida pelo consumo do mogno ou por características de seus consumidores não confundem os resultados.

## 2.1 Dados

### 2.1.1 Variáveis referentes à exploração do mogno

A principal variável utilizada por [Chimeli e Soares \(2017\)](#) para indicar a ocorrência de exploração de mogno é uma *dummy* que identifica se um município se localiza na área de ocorrência natural de mogno. No entanto, dada a infraestrutura de transporte pouco desenvolvida na região, a ocorrência natural de mogno pode não representar de forma adequada a relevância econômica do mogno para um determinado município. Por esse motivo, em algumas especificações, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) recorrem a duas outras variáveis que tentam capturar de forma mais precisa a relevância do mogno em nível estadual: (i) exportações estaduais de mogno (a partir de 1989) e participação do estado nas exportações nacionais de mogno (1989-1999); (ii) exportações estaduais de “outras madeiras tropicais” (1989-2013).

### 2.1.2 Variável de resultado

A variável de resultado utilizada é a taxa municipal de homicídios por 100 mil habitantes, conforme dados do Datasus/Ministério da Saúde. Como ressaltam os autores, essa variável não captura a violência que se manifesta de formas menos extremas, mas tem a vantagem de utilizar dados de melhor qualidade, uma vez que homicídios tendem a ser mais reportados e em virtude de existirem critérios relativamente uniformes para sua inclusão no Datasus.

### 2.1.3 Outras variáveis

Além da variável indicadora de mogno (ocorrência natural ou dados de exportação) e da variável de resultado (taxa de homicídio), [Chimeli e Soares \(2017\)](#) também controlam por covariadas, *i.e.*, incluem variáveis que podem estar simultaneamente relacionadas tanto à exploração do mogno quanto à trajetória de violência dos municípios. A partir de informações disponíveis em nível municipal, utilizam-se os seguintes dados: porcentagem de área plantada (IBGE), logaritmo do PIB *per capita* e participação da agricultura no PIB do município (Contas Nacionais), mortes relacionadas a conflitos agrários para cada

mil habitantes (Comissão Pastoral da Terra) e taxas de mortalidade segregadas por causa da morte<sup>3</sup> (Ministério da Saúde).

#### 2.1.4 Amostra

A análise principal se baseia em dados municipais de 1995 a 2013. A escolha de utilizar 1995 como período inicial foi justificada com o argumento de que um grande número de municípios foi criados na primeira metade dos anos 1990. Apenas os municípios já existentes em 1995 foram incluídos na amostra. Segundo os autores, a exclusão dos municípios criados entre 1995 e 2013 não altera substancialmente os resultados, uma vez que estes são pequenos e todas as regressões são ponderadas pela população. Portanto, a amostra principal abrange 628 municípios, observados em 19 períodos, totalizando 11.932 observações.

Algumas especificações adicionais recorrem a dados de exportação em nível estadual ou utilizam dados limitados a um número menor de anos, conforme a disponibilidade de dados.

Além da análise incluindo todas as observações, os autores também investigam separadamente os municípios do Pará e dos demais estados dentro da área de ocorrência natural de mogno. Essa escolha se justifica pelo fato de que o Pará representa mais de 90% da população da amostra e, antes de proibição, era a origem de mais de 70% das exportações. Além disso, restringir a análise a um único estado tem o benefício de garantir maior homogeneidade entre os grupos de tratamento e controle.

## 2.2 Metodologia e Estratégia Empírica

[Chimeli e Soares \(2017\)](#) utilizam o método de diferenças em diferenças, que busca identificar os efeitos em termos de aumento na taxa de homicídio a partir da heterogeneidade das respostas de cada grupo (municípios com e sem mogno) à mudança institucional, que ocorreu simultaneamente em todas as áreas. Se o aumento na taxa de homicídio é maior nas áreas de ocorrência de mogno, então é possível atribuir essa diferença à proibição, desde que respeitadas determinadas hipóteses - em particular, a existência de tendências paralelas pré-tratamento e a ausência de correlação entre o termo de erro e a variável dependente<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> Mais precisamente, taxa de mortalidade infantil (crianças abaixo de 5 anos) e taxas de mortalidade associadas a: acidentes de trânsito, doenças infecciosas, doenças cardiovasculares, neoplasmas e suicídios.

<sup>4</sup> Vide [Angrist e Pischke \(2008\)](#).

A especificação principal dos autores se baseia na seguinte regressão:

$$\begin{aligned}
Homicide_{it} = & \alpha + \gamma Mahog\_Var_i + \lambda_t \\
& + \beta_1 \cdot (D_{1999 \leq t \leq 2001} \times Mahog\_Var_i) \\
& + \beta_2 \cdot (D_{2002 \leq t \leq 2008} \times Mahog\_Var_i) \\
& + \beta_3 \cdot (D_{t \geq 2009} \times Mahog\_Var_i) \\
& + z'_{it}\gamma + \theta_i + \mu_{st} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{1}$$

Na Equação 1,  $Homicide_{it}$  representa a taxa de homicídios por 100 mil habitantes do município  $i$  no ano  $t$ ;  $\alpha$  é a constante;  $Mahog\_Var_i$  é a variável que indica a ocorrência de mogno no município  $i$ <sup>5</sup>;  $\lambda_t$  são *dummies* anuais de 1995 a 2013;  $D_{1999 \leq t \leq 2001}$ ,  $D_{2002 \leq t \leq 2008}$  e  $D_{t \geq 2009}$  são *dummies* que assumem valor 1 para observações dos anos 1999 a 2001, 2002 a 2008 e 2009 a 2013, respectivamente;  $z'_{it}$  é um vetor de covariadas;  $\theta_i$  é a *dummy* de efeitos fixos do município  $i$ ;  $\mu_{st}$  é a *dummy* de efeitos fixos do estado  $s$  no ano  $t$ ; e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro. Todas as regressões são ponderadas pela população média de cada município durante o período analisado.

### 3 Resultados Principais: Diferenças em Diferenças

A partir do artigo original e das rotinas em Stata disponibilizadas pelos autores na internet juntamente com a base de dados<sup>6</sup>, foi possível replicar com sucesso os resultados principais de Chimeli e Soares (2017), utilizando linguagem *R*. Os resultados são reportados nas Tabelas 1, 2, 3 e 4 a seguir, que correspondem, respectivamente, às tabelas 2, 3, 4 e 5 do artigo original<sup>7</sup>.

Para melhor compreensão dos resultados, é possível reescrever a Equação 1 substituindo as interações entre parênteses por variáveis indicadoras dos tratamentos:

$$\begin{aligned}
Homicide_{it} = & \alpha + \gamma Mahog\_Var_i + \lambda_t \\
& + \beta_1 \cdot treat1999 \\
& + \beta_2 \cdot treat2002 \\
& + \beta_3 \cdot treat2009 \\
& + z'_{it}\gamma + \theta_i + \mu_{st} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{2}$$

<sup>5</sup> Como explicado a seguir, essa variável é uma *dummy* na maior parte das especificações utilizadas. Em alguns casos, contudo, essa variável é uma interação da *dummy* que indica a ocorrência natural de mogno no município  $i$  com alguma medida da relevância econômica do mogno no respectivo estado.

<sup>6</sup> Disponível em: <[https://www.aeaweb.org/articles/attachments?retrieve=J\\_vERa9EjiH9G4b-7vhGebkp4l\\_aM2Bu](https://www.aeaweb.org/articles/attachments?retrieve=J_vERa9EjiH9G4b-7vhGebkp4l_aM2Bu)>. Acesso em: 22 de dezembro de 2018.

<sup>7</sup> Todas as referências posteriores utilizam a numeração do presente trabalho, e não do artigo original.

Nas maior parte das especificações, a variável  $Mahog\_Var_i$  da Equação 1 é uma *dummy* que assume o valor 1 nas observações referentes a municípios localizados na área de ocorrência natural de mogno e zero caso contrário. Consequentemente, nesses casos as variáveis  $treat1999$ ,  $treat2002$  e  $treat2009$  da Equação 2 são simplesmente *dummies* indicadoras do tratamento, assumindo valor 1 nas observações de municípios com mogno, nos intervalos de tempo referentes a quadros institucionais pós-intervenção distintos (1999 a 2001, 2002 a 2008 e 2009 a 2013, respectivamente).

Todavia, no caso específico das últimas duas colunas da Tabela 1, as variáveis  $treat1999$ ,  $treat2002$  e  $treat2009$  são definidas de forma diferente, não sendo apenas *dummies*, mas interações triplas entre as *dummies* que definem os períodos de tratamentos, a *dummy* indicadora da ocorrência natural de mogno e alguma variável contínua não-negativa que tem o objetivo de refletir a verdadeira relevância econômica do mogno na região. Na coluna 5, esta última variável é a participação do estado nas exportações de mogno no período anterior à proibição, ao passo que na coluna 6 utiliza-se estimativa da exportação anual de mogno do estado, em quilogramas<sup>8</sup>.

No que se refere às covariadas incluídas em  $z'_{it}$ , algumas das regressões (coluna 3 da Tabela 1 e colunas 2 e 6 da Tabela 2) controlam por interações das *dummies* de ano com determinadas características do município em 1995 ou 1996 ("*baseline characteristics*"). Além disso, em algumas especificações (coluna 4 da Tabela 1 e colunas 3 e 7 da Tabela 2), incluem-se como controles interações entre as variáveis indicadoras de tratamento ( $treat1999$ ,  $treat2002$  e  $treat2009$ ) com uma tendência linear igual a zero no primeiro ano de tratamento. O objetivo dessa estratégia é permitir que o tratamento tenha efeitos também sobre a tendência da variável dependente, e não apenas sobre seu nível, na tentativa de capturar de forma mais precisa as diferenças na evolução da taxa de homicídios entre municípios com e sem mogno. Note-se também que, como indicado nas linhas finais das Tabelas 1 e 2, algumas especificações não incluem os efeitos fixos de estado por ano,  $\mu_{st}$ .

Os resultados principais, considerando toda a amostra de municípios, são exibidos na Tabela 1. A Tabela 2, por sua vez, reporta os resultados de especificações idênticas às quatro primeiras colunas da Tabela 1, mas com regressões separadas para os municípios do Pará e para municípios dos demais estados<sup>9</sup>.

Na Tabela 3, são reportados os resultados de exercícios com os objetivos de: (i) avaliar a validade da hipótese de tendências paralelas (coluna 1); testar a robustez dos

<sup>8</sup> A série de dados de exportações estaduais de mogno é construída a partir da soma das exportações de mogno e das exportações registradas sob a categoria "outras madeiras tropicais". A hipótese subjacente é a de que, após a proibição, as exportações sob esta última categoria eram, na verdade, exportações de mogno. Vale lembrar que o volume de exportações registrados sob essa categoria residual era negligenciável antes da proibição.

<sup>9</sup> Como não faz sentido controlar por efeitos fixos de estado em uma amostra que contém apenas municípios do Pará, temos três colunas referentes ao municípios paraenses e quatro para os demais.

Tabela 1 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, 1995-2013, Diferenças em Diferenças, Resultados Principais

Variáveis	Municípios em estados com ocorrência de mogno					
	(1)	(2)	(3)	(4)	Dif. triplas	
					Particip. do estado nas exp. pré-1999 (5)	Estim. de exp. do est. após 1999 (6)
<i>treat 1999</i>	4,520* (2,627)	8,078*** (2,841)	5,946*** (2,031)	5,669** (2,586)	17,134*** (6,078)	0,099*** (0,037)
<i>treat 1999 × trend</i>				2,409* (1,398)		
<i>treat 2002</i>	7,034** (3,491)	15,029*** (3,633)	12,681*** (3,650)	15,112*** (3,321)	31,134*** (7,517)	0,139*** (0,030)
<i>treat 2002 × trend</i>				−0,027 (0,556)		
<i>treat 2009</i>	−1,478 (4,521)	9,514** (4,207)	10,807*** (4,173)	14,287*** (5,369)	22,516** (9,228)	0,371** (0,146)
<i>treat 2009 × trend</i>				−2,387** (1,023)		
EF estado x EF ano		X	X	X	X	X
Baseline x EF ano			X			
Observações	11.932	11.932	11.533	11.932	11.932	11.932
R <sup>2</sup>	0,645	0,709	0,772	0,710	0,712	0,711

Notas:

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Tabela 2 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, 1995-2013, Diferenças em Diferenças, Resultados para o Pará e Outros Estados Separadamente

Variáveis	Municípios do Pará			Municípios de outros estados com mogno			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>treat 1999</i>	12,683*** (4,458)	10,996*** (3,214)	9,642** (4,154)	0,346 (3,457)	1,600 (2,206)	2,734 (2,001)	0,081 (1,900)
<i>treat 1999 × trend</i>			3,041 (2,179)				1,519 (1,330)
<i>treat 2002</i>	22,590*** (5,520)	18,709*** (4,966)	20,932*** (4,963)	−1,993 (3,077)	4,392* (2,241)	4,466*** (1,694)	6,924** (2,809)
<i>treat 2002 × trend</i>			0,553 (0,886)				−0,844* (0,452)
<i>treat 2009</i>	16,489** (6,771)	20,890*** (6,959)	25,599*** (8,555)	−12,484*** (2,876)	−0,299 (2,796)	2,819 (2,604)	−1,628 (2,278)
<i>treat 2009 × trend</i>			−4,555*** (1,517)				0,665 (0,716)
EF estado x EF ano					X	X	X
Baseline x EF ano		X				X	
Observações	2.432	2.033	2.432	9.500	9.500	9.500	9.500
R <sup>2</sup>	0,731	0,864	0,735	0,651	0,694	0,745	0,694

Nota:

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01



resultados à inclusão de tendências específicas de cada município (coluna 2); e (iii) descartar a possibilidade de a evolução da taxa de homicídio ser reflexo de outras mudanças econômicas associadas à proibição da exploração do mogno, e não consequência direta da mudança institucional (colunas 3 a 8).

Tabela 3 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Testando Tendências Paralelas e Outros Efeitos da Mudança Regulatória, Municípios do Pará, Diferenças em Diferenças

Variáveis	Analisando tend. paralelas, homicídios, 1995-2013		Outras mudanças econômicas, dados restritos a 1996, 1999-2010					
	(1)	(2)	Taxa de homicídios		Log PIB <i>per capita</i>		% agricultura no PIB	
			(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat 1999</i>	13,547** (6,021)	14,071*** (4,345)	10,440*** (3,384)	8,577* (5,018)	0,322** (0,134)	0,256* (0,145)	0,052 (0,059)	0,082 (0,059)
<i>treat 2002</i>	23,454*** (6,262)	25,961*** (5,820)	20,348*** (4,989)	16,156** (7,363)	0,461*** (0,166)	0,312* (0,174)	0,018 (0,065)	0,087 (0,061)
<i>treat 2009</i>	17,353** (7,062)	22,239*** (6,144)	20,938*** (8,091)	14,650** (7,293)	0,431*** (0,164)	0,207 (0,192)	-0,007 (0,073)	0,097 (0,064)
<i>pre</i>	1,728 (4,374)							
Tend. específica do município		X		X		X		X
Observações	2.432	2.432	1.664	1.664	1.664	1.664	1.664	1.664
R <sup>2</sup>	0,731	0,801	0,776	0,855	0,942	0,966	0,851	0,916

Notas:

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Finalmente, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) também buscam analisar os impactos da proibição da exploração do mogno em tipos específicos de homicídios que tendem a estar mais associados a atividades ilegais e violência. Os resultados obtidos em nossa reprodução do artigo são exibidos na Tabela 4, na qual se comparam os resultados da especificação principal<sup>10</sup> (coluna 2) com: homicídios de homens (coluna 2); homens jovens (coluna 3); homens jovens solteiros (coluna 4); homens jovens mortos fora de casa (coluna 5); homens jovens mortos por arma de fogo (coluna 6); e mortes relacionadas a conflitos de terra (colunas 7 e 8).

Todos os resultados encontrados coincidem com aqueles reportados no artigo sob análise. Por esse motivo - e considerando também o leitor interessado pode recorrer ao trabalho original para exposição mais detalhada -, não nos aprofundaremos na interpretação dos resultados. De todo modo, em linha com o escopo do presente trabalho, as rotinas em linguagem R utilizadas para na obtenção dos resultados estão disponíveis no Apêndice A.

<sup>10</sup> Reestimada para considerar apenas o período de 1996 a 2013, para os quais há dados detalhados de homicídios.

Tabela 4 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Caracterização das Vítimas e Homicídios, Municípios do Pará, 1996-2013, Diferenças em Diferenças

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat 1999</i>	11,359*** (3,346)	22,586*** (6,041)	37,369*** (11,629)	22,353** (8,771)	32,874*** (9,858)	26,197*** (7,650)	−0,006 (0,004)	−0,026 (0,038)
<i>treat 2002</i>	21,267*** (5,269)	38,175*** (10,318)	67,873*** (19,301)	52,663*** (17,571)	63,226*** (17,748)	41,008** (16,345)	−0,0004 (0,005)	0,001 (0,081)
<i>treat 2009</i>	25,397* (6,885)	30,330 (13,859)	26,121 (26,386)	26,564 (23,800)	2,028 (25,864)	(27,526)	(0,000)	(0,000)
Observações	2.304	2.304	2.304	2.304	2.304	2.304	1.664	1.664
R <sup>2</sup>	0,753	0,754	0,733	0,734	0,734	0,694	0,167	0,356

Notas:

\*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

## 4 Aplicação do PSM

Uma possível limitação da estratégia empírica principal de [Chimeli e Soares \(2017\)](#), reside na possível inadequação do grupo de controle utilizado como contrafactual. No intuito de endereçar esse problema, os autores realizam exercícios adicionais utilizando a técnica de *propensity score matching* ou pareamento por escore de propensão, reportados no Apêndice Online. Mais especificamente, realiza-se um pareamento simples (vizinho mais próximo, sem reposição) e também uma *inverse-probability weighted regression* (ou regressão IPW). No presente trabalho, buscamos analisar criticamente e aprofundar a análise de [Chimeli e Soares \(2017\)](#) baseada na técnica de pareamento, mas não abordamos o caso da regressão IPW.

### 4.1 Hipóteses do pareamento por escore de propensão

O pareamento por escore de propensão é um método baseado na seleção em observáveis que tem o objetivo de definir um contrafactual válido para cada indivíduo tratado. Desde que respeitadas as hipóteses de independência condicional e suporte comum, a aplicação do método é capaz de eliminar o viés que se verifica na estimação ingênua de efeitos nos casos em que a seleção ao tratamento não é aleatória.

Pela a hipótese de independência condicional (*conditional mean independence* ou CIA), supõe-se que a seleção ao tratamento, denotada por  $D$ , passa a ser aleatória quando se controla por um vetor de variáveis  $X$ . Denotando, por  $Y^1$  e  $Y^0$ , respectivamente, os resultados potenciais com e sem tratamento, a hipótese de independência condicional implica:

$$(Y^0, Y^1) \perp D | X \quad (3)$$

Em outras palavras, condicional em  $X$ , a atribuição dos indivíduos ao tratamento é

independente dos produtos potenciais. Como condicionar em todas as covariadas relevantes pode ser problemático no caso em que  $X$  possui dimensionalidade elevada, [Rosenbaum e Rubin \(1983\)](#) sugeriram a utilização de escores de balanceamento. Como demonstrado por esses autores, se a CIA é válida, então os resultados potenciais também são independentes da atribuição ao tratamento condicional a um escore de balanceamento  $b(X)$ . Uma das opções é justamente o escore de propensão, dado por  $P[D = 1|X]$ .

Por sua vez, a hipótese de suporte comum exige que existam tanto indivíduos tratados quanto não-tratados para cada combinação possível do vetor de covariadas  $X$ . Em outras palavras, não pode haver valores de  $X$  que determinem de forma completa o *status* de tratamento dos indivíduos. Formalmente, tem-se:

$$0 < P[D = 1|X] < 1 \quad (4)$$

No entanto, se o interesse reside apenas na estimação dos efeitos do tratamento sobre os tratados (ATT), é suficiente uma versão mais fraca da hipótese de suporte comum, segundo a qual  $P[D = 1|X] < 1$ .

## 4.2 Estimando o escore de propensão

Em linha com a análise principal do artigo, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) estimam o escore de propensão a partir do fato de que apenas municípios em que existia mogno foram afetados pelas mudanças institucionais. Dessa forma, utiliza-se um modelo probit para estimar probabilidade de um município estar localizado na área de ocorrência natural de mogno em função de um vetor de variáveis observadas em nível municipal,  $X$ , nomeadamente: logaritmo do PIB *per capita*, participação da agricultura no PIB, fração da área plantada em relação à área total do município, taxas de mortalidade infantil, por doenças cardiovasculares, por doenças infecciosas, por neoplasmas, por suicídios, por acidentes de trânsito e por conflitos agrários. Diferentemente do modelo estimado por [Chimeli e Soares \(2017\)](#), não incluímos a média da taxa de homicídios como variável explicativa, pois sua exclusão prejudicava sobremaneira o ajuste do probit e a qualidade do pareamento. Como o objetivo desse exercício é obter um grupo de municípios comparáveis entre si no período anterior ao tratamento, toma-se a média de todas as variáveis para cada município considerando apenas o período pré-intervenção (1995-1998).

É interessante observar que, ao contrário de aplicações mais tradicionais da técnica de pareamento, nesse caso a variável indicadora do tratamento não é rigorosamente uma variável aleatória, pois pode ser considerada pré-determinada em relação aos municípios<sup>11</sup>. Dessa forma, o objetivo de estimar o probit é capturar características dos municípios que sejam correlacionadas com essa característica geográfica, o que permite usar o escore de

<sup>11</sup> Municípios não “escolhem” estar ou não dentro da área de ocorrência natural de mogno.

propensão para construir um grupo de controle que seja o mais semelhante possível dos municípios em que há mogno.

Para minimizar problemas de heterogeneidade, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) utilizam uma amostra restrita de municípios para estimar o probit e realizar o pareamento. Para a composição do grupo de tratamento, os autores consideram apenas os municípios paraenses localizados na área ocorrência natural do mogno. Por sua vez, são considerados como potenciais controles apenas municípios sem mogno, mas localizados em outros estados com alguma ocorrência de mogno. A justificativa apresentada para essa escolha se baseia na evidência de que o maior efeito da proibição se manifestou no Pará, que desempenhava um papel de destaque na exploração do mogno. Segundo os autores, a seleção dessas potenciais unidades tratamento e controle resultaria em uma subamostra de 509 municípios.

No entanto, a descrição da base de dados utilizada nos exercícios de pareamento é bastante opaca<sup>12</sup> e não conseguimos chegar à mesma subamostra. Aplicando os critérios de seleção descritos acima à amostra original de 628 municípios, chegamos a um grupo de apenas de 410 municípios. Com essa amostra, a estimação do probit apresentou resultados insatisfatórios (baixíssimo ajustamento, coeficientes não estatisticamente significantes) e, conseqüentemente, obteve-se um pareamento de baixa qualidade, com aumento elevado no viés padronizado e problemas de suporte comum.

Dessa forma, não prosseguimos com a estratégia utilizada por [Chimeli e Soares \(2017\)](#) e não consideramos a distinção entre estados para realizar o probit e o pareamento. Excluindo apenas as observações com algum dado faltante, chegamos a uma amostra de 607 municípios, com a qual estimamos o seguinte modelo:

$$P[mahog\_area = 1|X] = \Phi(\alpha + \beta \cdot X) \quad (5)$$

Na Equação 5, *mahog\_area* é a *dummy* que assume valor 1 para municípios localizados na área de ocorrência natural de mogno e zero caso contrário; e  $X$  é o vetor das médias pré-intervenção das variáveis municipais mencionadas acima. Os resultados dessa estimação são apresentados na Tabela 5.

Como indicado na Tabela 6, considerando o corte de 0,24 (média das probabilidades previstas e também da variável indicadora de ocorrência de mogno), o probit prevê corretamente a ocorrência de mogno em 69% dos municípios. Em geral, o modelo utilizado não prevê a ocorrência de mogno com muita precisão<sup>13</sup> e não possui qualidade de ajustamento notável (pseudo- $R^2$  0,126 e AIC 611,13). Idealmente, gostaríamos de encon-

<sup>12</sup> A esse propósito, note inclusive que a tabela que reporta os resultados do probit de [Chimeli e Soares \(2017\)](#) (Tabela A.5.1) indica 508 observações, em vez de 509.

<sup>13</sup> Um modelo segundo o qual nenhum município se localiza na área de ocorrência natural de mogno teria uma proporção de acertos de 76%.

Tabela 5 – Estimação da Probabilidade (*Propensity Score*) de Ocorrência de Mogno no Município, Coeficientes Estimados do Modelo Probit

Variável explicativa	Coeficiente
Log do PIB <i>per capita</i>	0,399*** (0,107)
Participação da agricultura no PIB	−0,411 (0,306)
Porcentagem de área plantada	−0,025* (0,013)
Taxa de mort. infantil	0,126*** (0,043)
Taxa de mort. por doenças cardíacas	−1,007*** (0,271)
Taxa de mort. por doenças infecciosas	0,991** (0,462)
Taxa de mort. por neoplasmas	0,105 (0,679)
Taxa de suicídios	−0,496 (2,137)
Taxa de mort. por acidentes de trânsito	−0,313 (0,606)
Mortes em conflitos agrários	10,234** (5,184)
Constante	−0,845*** (0,207)
Observações	607
Log Likelihood	−294,566
Akaike Inf. Crit.	611,132
Pseudo-R2	0,12632
Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

trar uma especificação que apresentasse resultados mais satisfatórios, incluindo interações entre variáveis, termos de ordem mais alta, ou considerando novos dados. Entretanto, os resultados já são bastante superiores àqueles encontrados a partir da especificação utilizada por [Chimeli e Soares \(2017\)](#) (que inclui a taxa de homicídios como variável explicativa) e/ou do uso da amostra restrita de 410 municípios<sup>14</sup>. Diante disso, e considerando também o escopo limitado do presente trabalho, prosseguiremos com a análise apesar dessas limitações.

### 4.3 Realizando o pareamento e analisando hipótese de suporte comum

Utilizando os *propensity scores* estimados pelo modelo probit, realizamos o pareamento de quatro formas distintas, no intuito de comparar os resultados. Utilizamos os

<sup>14</sup> Observe que o modelo probit reportado em [Chimeli e Soares \(2017\)](#), estimado com a amostra de municípios que não conseguimos replicar, apresenta apenas 4 coeficientes estatisticamente diferentes de zero. Medidas de qualidade de ajuste não são reportadas.

Tabela 6 – Precisão das previsões do modelo probit

		Previsto		
		Controle	Tratamento	
Real	Controle	319 (0,53)	140 (0,23)	459 (0,76)
	Tratamento	49 (0,08)	99 (0,16)	148 (0,24)
	368 (0,61)		239 (0,39)	607 (1,00)

seguintes algoritmos: (i) vizinho mais próximo, sem reposição; (ii) vizinho mais próximo, sem reposição, com *caliper* de 0,1<sup>15</sup>; (iii) vizinho mais próximo, com *caliper* mais restrito de 0,01; e (iv) *kernel*. Para implementar os três primeiros algoritmos, utilizamos o pacote *MatchIt*, versão 3.02, em linguagem R. Como esse pacote não permite pareamento utilizando *kernel*, para esse último caso recorremos ao *psmatch2*, no *software* Stata, exportando os resultados (pesos do pareamento) para o R a fim de concluir a análise<sup>16</sup>.

A Figura 1 apresenta a densidade do escore de propensão dos grupos tratamento e controle, para a amostra não-pareada e para cada tipo de pareamento, indicando também o número de observações em cada grupo. Como esperado, existia grande disparidade entre os grupos na amostra não-pareada, a qual foi substancialmente reduzida após o pareamento, em todos os casos. O pareamento com *caliper* de 0,01 resultou em pareamento virtualmente perfeito, mas o critério mais restrito resultou na perda de um grande número de observações. O uso do *caliper* de 0,1, resultou em uma densidade muito próxima do pareamento utilizando vizinho mais próximo simples, às custas de 22 observações. O método do *kernel* mantém um número maior de observações, atribuindo pesos distintos aos municípios do grupo de controle que foram pareados e, no presente caso, pareou todos os municípios, exceto três considerados fora do suporte comum. Os gráficos indicam que o pareamento resultou em amostras balanceadas e sugerem que algoritmos mais sofisticados não apresentam vantagem substancial sobre o pareamento por vizinho mais próximo no que diz respeito ao balanceamento dos *propensity scores* entre grupos de tratamento e controle.

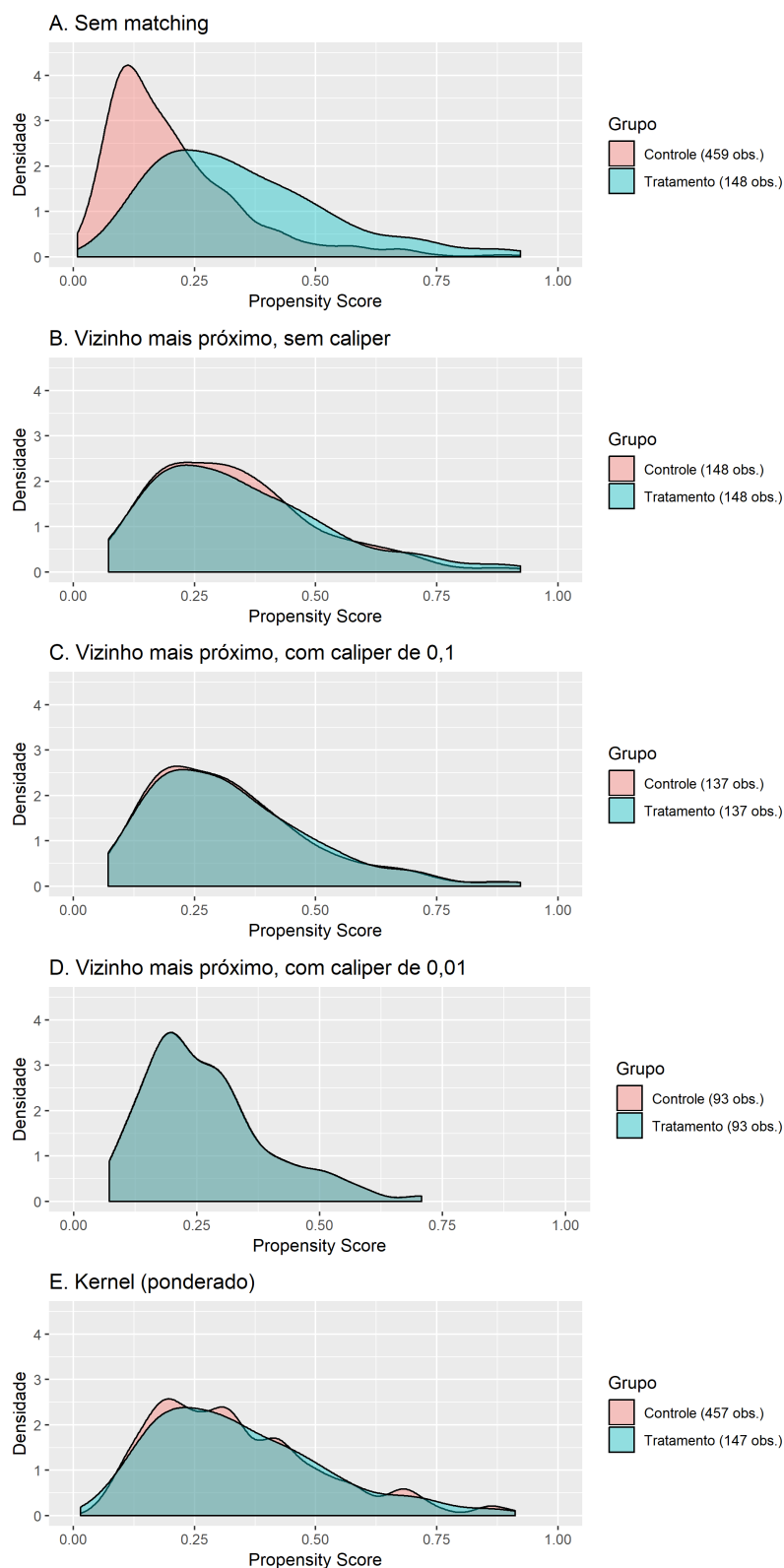
A fim de investigar a hipótese de suporte comum, a Figura 2 apresenta histogramas da distribuição do escore de propensão em cada caso, exceto pareamento por *kernel*<sup>17</sup>. Como é possível observar, não existem problemas aparentes de falta de suporte comum, pois os intervalos de escore de propensão para os quais não há observações são coincidentes nos grupos de tratamento e controle.

<sup>15</sup> Segundo a documentação do pacote utilizado para o pareamento (*MatchIt*), impor um *caliper* de 0,1 implica exigir uma distância mínima de um décimo do desvio padrão do escore de propensão entre os municípios pareados. O desvio padrão do escore de propensão estimado pelo probit é de 0,1635784.

<sup>16</sup> As rotinas em R e em Stata estão disponíveis nos Apêndices A e B, respectivamente.

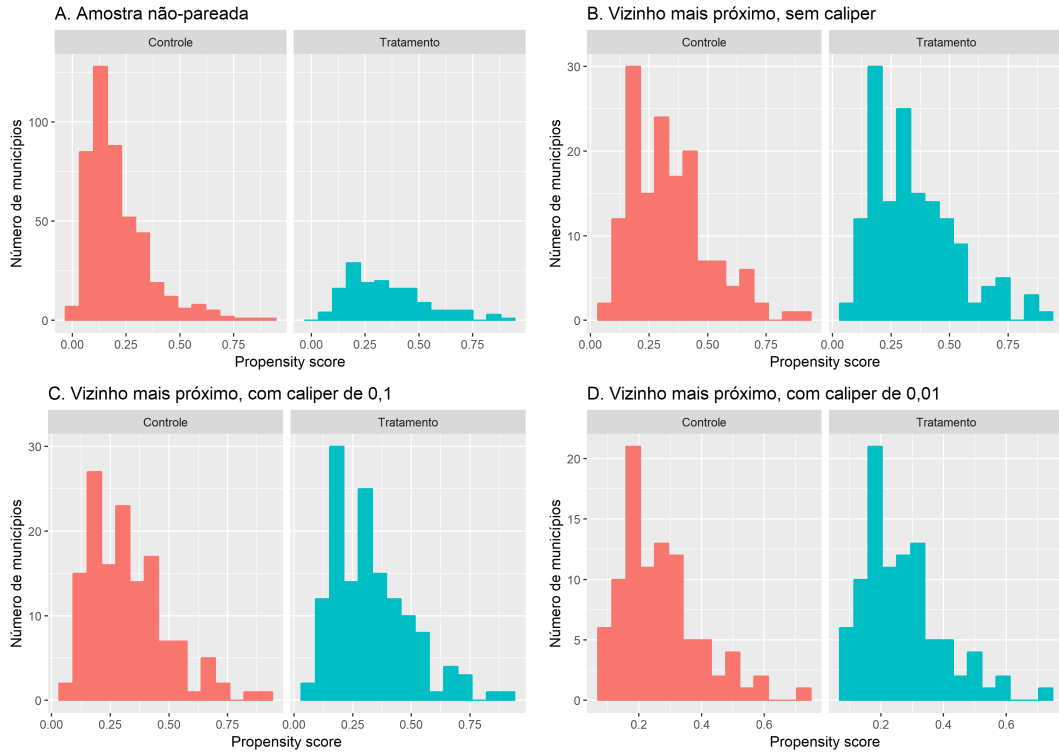
<sup>17</sup> No caso do *kernel*, o histograma simples é muito semelhante ao da amostra não-pareada, haja vista que quase todas as observações são utilizadas. Quando se consideram os pesos, por sua vez, o histograma deixa de indicar a contagem de municípios em cada intervalo de escore de propensão, não transmitindo

Figura 1 – Distribuição do *Propensity Score* nos Grupos de Tratamento e Controle, Gráficos de Densidade



informação adicional em relação ao gráfico de densidade.

Figura 2 – Distribuição do *Propensity Score* nos Grupos de Tratamento e Controle, Histogramas



#### 4.4 Analisando a qualidade do pareamento

A próxima etapa consiste na análise da qualidade do pareamento. Se o pareamento foi bem realizado, é de se esperar que as diferenças entre os *propensity scores* médios dos grupos tratamento e controle após o pareamento deixem de ser estatisticamente diferentes de zero. Além disso, é importante que o mesmo seja observado no que se refere às covariadas incluídas no modelo (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). Para investigar se isso ocorre no caso presente, realizamos testes-t de diferença de média antes e após o pareamento. Os resultados para a amostra não-pareada são apresentados na Tabela 7 e a Tabela 8 exibe os resultados utilizando o algoritmo do vizinho mais próximo, sem *caliper*, que apontam no sentido de um bom pareamento, haja vista que as diferença de médias entre os grupos passam a ser estatisticamente indistinguíveis de zero em todos as variáveis relevantes<sup>18</sup>. Os resultados para os demais métodos de pareamento foram semelhantes (exceto *kernel*), mas não serão reportados.

Outra forma de investigar se o pareamento foi bem realizado consiste na análise da mudança no viés padronizado (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). A Tabela 9 apresenta uma comparação das mudanças no valor absoluto do viés padronizado considerando os

<sup>18</sup> A variável de taxa de homicídios é a variável de interesse e, em nossa análise, sequer foi incluída no modelo utilizado para calcular o escore de propensão. Consequentemente a qualidade do pareamento não depende de sua diferença de médias após o *matching*. Em todo caso, incluímos essa variável nas tabelas para fins de completude.



Tabela 7 – Teste de Diferença de Médias, Amostra Não-Pareada

Variável	Média Controle	Média Tratamento	p-valor da diferença
<i>Propensity score</i>	0,21 (0,14)	0,35 (0,18)	<0,001
Log do PIB <i>per capita</i>	0,33 (0,71)	0,64 (0,51)	<0,001
Participação da agricultura no PIB	0,50 (0,21)	0,43 (0,21)	<0,001
Área plantada	4,21 (6,39)	2,69 (3,89)	0,007
Taxa de mort. infantil	2,31 (2,03)	3,63 (2,38)	<0,001
Taxa de mort. por doenças cardiovasculares	0,43 (0,40)	0,48 (0,33)	0,19
Taxa de mort. por doenças infecciosas	0,28 (0,23)	0,41 (0,24)	<0,001
Taxa de mort. por neoplasmas	0,13 (0,14)	0,17 (0,14)	0,001
Taxa de suicídios	0,02 (0,03)	0,02 (0,03)	0,061
Taxa de mort. por acidentes de trânsito	0,09 (0,13)	0,11 (0,11)	0,047
Mortes em conflitos agrários	0,00 (0,01)	0,00 (0,02)	0,004
Taxa de homicídios	8,73 (12,38)	19,93 (16,94)	<0,001

Tabela 8 – Teste de Diferença de Médias, Amostra Pareada, Vizinho Mais Próximo (sem reposição e sem *caliper*)

Variável	Média Controle	Média Tratamento	p-valor da diferença
<i>Propensity score</i>	0,33 (0,17)	0,35 (0,18)	0,547
Log do PIB <i>per capita</i>	0,70 (0,73)	0,64 (0,51)	0,420
Participação da agricultura no PIB	0,44 (0,25)	0,43 (0,21)	0,635
Área plantada	2,62 (4,67)	2,69 (3,89)	0,881
Taxa de mort. infantil	3,62 (2,44)	3,63 (2,38)	0,959
Taxa de mort. por doenças cardiovasculares	0,51 (0,38)	0,48 (0,33)	0,510
Taxa de mort. por doenças infecciosas	0,41 (0,26)	0,41 (0,24)	0,974
Taxa de mort. por neoplasmas	0,19 (0,17)	0,17 (0,14)	0,309
Taxa de suicídios	0,02 (0,04)	0,02 (0,03)	0,726
Taxa de mort. por acidentes de trânsito	0,12 (0,11)	0,11 (0,11)	0,592
Mortes em conflitos agrários	0,00 (0,01)	0,00 (0,02)	0,259
Taxa de homicídios	15,16 (16,18)	19,93 (16,94)	0,014

diferentes métodos de pareamento utilizados (exceto *kernel*), para o escore de propensão e as covariadas, bem como para a variável de interesse (taxa de homicídios). Em geral, os três pareamentos resultaram em redução elevada de viés padronizado, com exceção da taxa de mortalidade por doenças cardiovasculares no caso do *caliper* menos restrito. Além disso, nota-se que o pareamento por vizinho mais próximo simples apresentou resultados comparáveis às formas de pareamento mais restritivas (com *caliper*).

Tabela 9 – Redução Percentual no Valor Absoluto do Viés Padronizado, Comparação Entre as Diferentes Formas de Pareamento

Variável	Vizinho mais próximo	NN com caliper 0,1	NN com caliper 0,01
<i>Propensity score</i>	91,79	97,37	99,83
Log do PIB <i>per capita</i>	81,14	85,23	75,47
Participação da agricultura no PIB	84,07	74,82	76,88
Área plantada	93,91	79,23	77,81
Taxa de mort. infantil	99,01	88,63	89,43
Taxa de mort. por doenças cardiovasculares	40,64	-54,04	36,7
Taxa de mort. por doenças infecciosas	99,34	89,65	99,29
Taxa de mort. por neoplasmas	61,35	62,18	44,8
Taxa de suicídios	77,65	64,99	57,67
taxa de mort. por acidentes de trânsito	68,13	94,23	96,1
Taxa de mort. em conflitos agrários	37,45	83,58	70,86
Taxa de homicídios	61,90	56,84	43,01

A título de completude, a Tabela 10 apresenta resultados mais detalhados para o caso do pareamento por vizinho mais próximo, sem *caliper*.

Tabela 10 – Mudança no Viés Padronizado, Comparação Entre Amostra Não-pareada e Amostra Pareada por Vizinho Mais Próximo

Variável	Amostra não-pareada	Amostra pareada	Redução (valor absoluto)
<i>Propensity score</i>	85,31	7	91,79
Log do PIB <i>per capita</i>	49,77	-9,39	81,14
Participação da agricultura no PIB	-34,72	-5,53	84,07
Área plantada	-28,59	1,74	93,91
Taxa de mort. infantil	59,93	0,59	99,01
Taxa de mort. por doenças cardiovasculares	12,93	-7,68	40,64
Taxa de mort. por doenças infecciosas	56,63	0,37	99,34
Taxa de mort. por neoplasmas	30,66	-11,85	61,35
Taxa de suicídios	18,22	-4,07	77,65
taxa de mort. por acidentes de trânsito	19,56	-6,23	68,13
Taxa de mort. em conflitos agrários	21,01	13,14	37,45
Taxa de homicídios	75,49	28,76	61,9

Por fim, um bom pareamento deve implicar em baixa qualidade de ajustamento para o modelo utilizado na reestimação do escore de propensão considerando a amostra pareada. Isso porque a amostra pareada deve conter observações semelhantes entre si, de forma que as variáveis independentes utilizadas no modelo inicial perdem poder explicativo sobre a variável dependente (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). Uma das métricas utilizadas para analisar a qualidade de ajustamento em modelos do tipo probit é o Pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden et al. (1977). Como vimos acima, o probit utilizado já não possuía um

Pseudo- $R^2$  muito elevado. Apesar disso, como se espera de um pareamento bem realizado, verifica-se redução substancial do Pseudo- $R^2$  em todos os cenários, conforme Tabela 11.

Tabela 11 – Comparação do Pseudo- $R^2$  obtido a partir do uso de diferentes amostras no probit utilizado para cálculo do *propensity score*

Amostra utilizada	Pseudo $R^2$
Original	0,1263
Pareada NN	0,0108
Pareada NN com caliper 0,1,	0,0131
Pareada NN com caliper 0,01	0,0233
Pareada Kernel	0,0002

## 4.5 Resultados utilizando o PSM

Seguindo a mesma estratégia de [Chimeli e Soares \(2017\)](#), inicialmente realizamos uma regressão de diferenças em diferenças simples da taxa de homicídios contra a *dummy* indicadora de mogno, *mahog\_area*, considerando apenas dois períodos. Para isso, tomamos a média da variável dependente nos períodos pré e pós-tratamento, considerando duas definições alternativas para o início do tratamento. As Tabelas 12 e 13 apresentam os resultados dessa análise comparando a amostra não-pareada com as amostras resultantes das diferentes formas de pareamento, considerando 1999 e 2002 como início do tratamento, respectivamente. Apesar de o coeficiente da interação mudar de sinal com o pareamento, ele não deixa de ser estatisticamente diferente de zero.

Tabela 12 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Diferenças em Diferenças com Apenas Dois Períodos e Sem Covariadas, Amostra Não-Pareada e Subamostras Pareadas, Período de Tratamento de 1999 a 2013

	Amostra não-pareada	NN simples	NN com caliper 0,1	NN com caliper 0,01	Kernel
<i>mahog_area</i>	11,202*** (1,224)	4,765*** (1,827)	5,321*** (1,868)	5,836*** (1,978)	6,632*** (1,263)
<i>apos1999</i>	5,762*** (0,854)	4,230** (1,827)	4,828** (1,868)	4,811** (1,978)	5,290*** (1,263)
Interação	-0,329 (1,730)	1,203 (2,584)	0,672 (2,642)	1,238 (2,797)	0,095 (1,787)
Constante	8,725*** (0,604)	15,162*** (1,292)	14,238*** (1,321)	10,861*** (1,398)	13,163*** (0,893)
Observações	1.214	592	548	372	1.208
$R^2$	0,155	0,051	0,058	0,090	0,071

Notas:

\* $p < 0,1$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,01$

Prosseguindo com os exercícios realizados por [Chimeli e Soares \(2017\)](#) no Apêndice Online, realizamos regressões simples da média da taxa de homicídios no período

Tabela 13 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Diferenças em Diferenças com Apenas Dois Períodos e Sem Covariadas, Amostra Não-Pareada e Subamostras Pareadas, Período de Tratamento de 2002 a 2013

	Amostra não-pareada	NN simples	NN com caliper 0,1	NN com caliper 0,01	Kernel
<i>mahog_area</i>	11,408*** (1,213)	4,954*** (1,815)	6,031*** (1,842)	5,784*** (1,994)	6,663*** (1,263)
<i>apos2002</i>	6,234*** (0,847)	4,293** (1,815)	5,714*** (1,842)	5,142** (1,994)	5,359*** (1,263)
Interação	-0,738 (1,715)	1,204 (2,567)	-0,284 (2,605)	1,629 (2,820)	0,070 (1,787)
Constante	9,336*** (0,599)	15,790*** (1,284)	14,441*** (1,302)	11,411*** (1,410)	13,955*** (0,893)
Observações	1.214	592	548	372	1.208
R <sup>2</sup>	0,162	0,054	0,067	0,098	0,071

Notas: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

pós-tratamento contra a variável de mogno (*mahog\_area*) e comparamos os resultados com e sem pareamento. Novamente, consideramos 1999 e 2002 como inícios alternativos do tratamento e os respectivos resultados são exibidos nas Tabelas 14 e 15. O coeficiente da variável indicadora de mogno é estatisticamente significativo em todos os casos, mas sua magnitude é menor com o pareamento, qualquer que seja o método adotado. Isso aponta no sentido de que a o pareamento de fato controlou por ao menos parte da correlação positiva entre a violência do município e suas demais características associadas à ocorrência de mogno.

Tabela 14 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Regressão Simples da Média da Taxa de Homicídios no Período Pós-Tratamento Contra Variável Indicadora da Ocorrência de Mogno, Amostra Não-Pareada e Subamostras Pareadas, Período de Tratamento de 1999 a 2013

	Amostra não-pareada	NN simples	NN com caliper 0,1	NN com caliper 0,01	Kernel
<i>mahog_area</i>	10,872*** (1,155)	5,967*** (1,723)	5,993*** (1,756)	7,074*** (1,966)	6,727*** (1,216)
Constante	14,487*** (0,570)	19,392*** (1,218)	19,066*** (1,242)	15,672*** (1,390)	18,453*** (0,860)
Observações	607	296	274	186	604
R <sup>2</sup>	0,128	0,039	0,041	0,066	0,048

Notas: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Como exercícios adicionais, replicamos as especificações utilizadas nas colunas de 1 a 4 da Tabela 1 (Tabela 2 do artigo original) considerando as amostras pareadas por meio dos diferentes algoritmos. Todas as regressões são ponderadas pela população média de cada município entre 1995-2013, exceto no caso do pareamento por *kernel*, em que utilizamos o produto da população média com o peso resultante do pareamento. Para maior

Tabela 15 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Regressão Simples da Média da Taxa de Homicídios no Período Pós-Tratamento Contra Variável Indicadora da Ocorrência de Mogno, Amostra Não-Pareada e Subamostras Pareadas, Período de Tratamento de 2002 a 2013

	Amostra não-pareada	NN simples	NN com caliper 0,1	NN com caliper 0,01	Kernel
<i>mahog_area</i>	10,670*** (1,201)	6,158*** (1,789)	5,747*** (1,843)	7,414*** (2,097)	6,733*** (1,271)
Constante	15,571*** (0,593)	20,083*** (1,265)	20,155*** (1,303)	16,553*** (1,483)	19,313*** (0,898)
Observações	607	296	274	186	604
R <sup>2</sup>	0,115	0,039	0,035	0,064	0,045

*Notas:* \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

simplicidade na exposição, apresentam-se na Tabela 16 apenas os resultados referentes à especificação utilizada na coluna 2 da Tabela 1 (diferenças em diferenças com inclusão de *dummies* de estados para cada ano.)<sup>19</sup>. Como é possível observar, os coeficientes das variáveis *treat 1999* e *treat 2002* são estatisticamente significativos (exceto no caso de pareamento por *kernel*). Além disso, os valores são coerentes com os resultados principais do artigo, na medida em que se verifica um aumento na taxa de homicídios em associado à restrição à exploração do mogno no período de 1999 a 2001, com um aumento ainda maior entre 2002 e 2008.

Tabela 16 – Ilegalidade do Comércio de Mogno e Homicídios, Diferenças em Diferenças Controlando por Efeitos Fixos de Estado/Ano, Amostra Não-Pareada e Subamostras Pareadas

	Não-pareada ( <i>Benchmark</i> )	NN simples	NN com caliper 0,1	NN com caliper 0,01	Kernel
<i>treat 1999</i>	8,078*** (2,841)	8,342** (3,772)	9,212** (3,643)	5,882** (2,549)	4,295 (3,106)
<i>treat 2002</i>	15,029*** (3,633)	14,158*** (4,327)	12,636*** (4,764)	9,135** (4,089)	5,259 (4,250)
<i>treat 2009</i>	9,514** (4,207)	5,980 (4,922)	5,085 (5,354)	12,990*** (4,625)	-6,407 (5,394)
Observações	11.932	5.624	5.206	3.534	11.476
R <sup>2</sup>	0,709	0,688	0,693	0,628	0,603

*Notas:* \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01

Não obstante, os resultados da Tabela 16 padecem de algumas limitações importantes. A maior importante dela diz respeito à hipótese de tendências paralelas, essencial à atribuição de efeitos causais por meio do método de diferenças em diferenças. Analisando graficamente a evolução da média anual da taxa de homicídios dos municípios tratados e

<sup>19</sup> As demais especificações apresentaram resultados semelhantes, que podem ser obtidos a partir da rotina disponível no Apêndice A.

não-tratados, não é possível notar um paralelismo evidente nas tendências de cada grupo nos anos anteriores a 1999, qualquer que seja o método de pareamento adotado. Isso é ilustrado pela Figura 3, referente à amostra pareada por vizinho mais próximo, sem *caliper*<sup>20</sup>.

Figura 3 – Análise da Validade da Hipótese de Tendências Paralelas, Evolução da Taxa de Homicídios, Amostra Pareada por Vizinho Mais Próximo



## 5 Considerações Finais

Diante do exposto, conclui-se que, no que diz respeito à análise principal do artigo analisado, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) seguiram as boas práticas de publicação voltada à reprodutibilidade de resultados. A disponibilização da base de dados, a divulgação de parte da rotina utilizada e a exposição pormenorizada realizada ao longo do artigo permitiram a reprodução exata dos resultados principais.

Entretanto, o mesmo não pode ser afirmado em relação aos exercícios de pareamento reportados no Apêndice Online. Como visto, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) não foram claros ao especificar a amostra utilizada, o que impossibilita que sua análise seja replicada. Além disso, a própria implementação do pareamento realizada pelos autores é passível de críticas. Na medida em que foi possível verificar, o modelo utilizado para estimativa do escore de propensão apresentou baixo ajustamento aos dados e poucos coeficientes esta-

<sup>20</sup> Os gráficos para as demais amostras, pareadas e não-pareada, podem ser obtidos a partir da rotina disponibilizada no Apêndice A.

tisticamente significantes. Nesse sentido, note-se que os autores tampouco justificaram a escolha das variáveis explicativas utilizadas. Ademais, com exceção de testes-t de diferenças de média de covariadas, [Chimeli e Soares \(2017\)](#) não reportam qualquer investigação referente ao balanceamento da amostra, qualidade do pareamento e validade da hipótese de suporte comum. Ainda que seja compreensível que resultados reportados em um apêndice sejam relativamente menos detalhados, entendemos que os autores poderiam ter sido mais rigorosos no que diz respeito aos exercícios de pareamento por escore de propensão.

Por fim, utilizamos amostras pareadas por meio de diferentes algoritmos para estimar de alguns dos modelos de diferenças em diferenças utilizados na análise principal de [Chimeli e Soares \(2017\)](#). Não obstante, apesar das estimativas estatisticamente significativas e coerentes com as conclusões do artigo original, verificou-se que os resultados dessa análise devem ser interpretados com cautela, haja vista que a hipótese de tendências paralelas parece não ser satisfeita nas amostras pareadas.

## Referências

- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. [S.l.]: Princeton university press, 2008. Citado na página 4.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, Wiley Online Library, v. 22, n. 1, p. 31–72, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 17.
- CHIMELI, A. B.; BOYD, R. G. Prohibition and the supply of brazilian mahogany. *Land Economics*, University of Wisconsin Press, v. 86, n. 1, p. 191–208, 2010. Citado na página 2.
- CHIMELI, A. B.; SOARES, R. R. The use of violence in illegal markets: Evidence from mahogany trade in the brazilian amazon. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 9, n. 4, p. 30–57, 2017. Citado 12 vezes nas páginas 2, 3, 4, 5, 8, 9, 10, 11, 12, 18, 21 e 22.
- MCFADDEN, D. et al. *Quantitative methods for analyzing travel behavior of individuals: some recent developments*. [S.l.]: Institute of Transportation Studies, University of California, 1977. Citado na página 17.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983. Citado na página 10.