

Título do capítulo	CAPITULO 5 MENSURANDO OS BENEFÍCIOS DE COMBATE A CARTÉIS: O CASO DO CARTEL DE POSTOS DE COMBUSTÍVEIS NO DISTRITO FEDERAL
Autor(es)	Lucas Varjao Motta Guilherme Mendes Resende
DOI	DOI: http://dx.doi.org/ 10.38116/978-65-5635-015-8cap5

Título do livro	Avaliação de Políticas Públicas no Brasil: uma análise das políticas de defesa da concorrência
Organizadores(as)	Guilherme Mendes Resende Nilo Luiz Saccaro Júnior Mário Jorge Mendonça
Volume	5
Série	Avaliação de Políticas Públicas no Brasil
Cidade	Rio de Janeiro
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2020
Edição	1a
ISBN	978-65-5635-015-8
DOI	DOI: http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-015-8

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea-2020

As publicações do Ipea estão disponíveis para download gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

MENSURANDO OS BENEFÍCIOS DE COMBATE A CARTÉIS: O CASO DO CARTEL DE POSTOS DE COMBUSTÍVEIS NO DISTRITO FEDERAL¹

Lucas Varjão Motta² Guilherme Mendes Resende³

1 INTRODUÇÃO

O mercado de revenda de combustíveis tem sido alvo de investigações de cartel em diversos lugares do mundo. A implantação e a manutenção desses conluios são facilitadas pela grande visibilidade dos preços operados em cada posto de combustível, permitindo a sinalização e a coerção entre os integrantes. Além disso, a baixa elasticidade-preço da demanda por combustíveis no curto prazo proporciona um grande potencial de ganhos ao cartel e de danos aos consumidores. Por esse motivo, é de extrema importância a atuação dos organismos de defesa da concorrência para desarticular comportamentos anticompetitivos.

Este trabalho tem como objetivo a estimação dos benefícios da atuação do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade) no combate ao cartel estabelecido no mercado de revenda de combustíveis no Distrito Federal, liderado pela Rede Cascol. Para tanto, aplica-se a metodologia de avaliação de benefícios proposta por OECD (2014) em conjunto com métodos de avaliação *ex post*, tendo OECD (2016) como guia.

A seção seguinte faz uma apresentação do caso, incluindo marcos históricos que serão utilizados na análise. A terceira seção conta com uma revisão da literatura a respeito de casos documentados de cartéis de revenda de combustíveis. Na quarta seção, apresentam-se as metodologias que serão utilizadas nas análises e, na quinta seção, são brevemente descritos os dados disponíveis para sua realização. Na sexta seção, conduzem-se as estimações e a

^{1.} DOI: http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-015-8cap5

^{2.} Pesquisador do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea; e consultor do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) em parceria com o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade).

^{3.} Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea; economista-chefe do Cade; e professor titular do mestrado de economia no Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP).

apresentação dos resultados. Na sétima seção, apresentam-se as estimativas do benefício da atuação do Cade no caso em tela. Na última seção, realizam-se os últimos comentários da análise.

2 BREVE HISTÓRICO DO CASO

A investigação do caso de cartel de combustíveis no Distrito Federal teve início após denúncia da conduta em 6 de novembro de 2009. Em 8 de maio de 2012, a extinta Secretaria de Direito Econômico (SDE) promoveu uma averiguação preliminar, quando notificou as empresas representadas para que apresentassem esclarecimentos sobre o caso. Posteriormente, com a edição da Lei nº 12.529/2011, a referida averiguação preliminar deu lugar ao Inquérito Administrativo nº 08012.008859/2009-86.

Em 24 de novembro de 2015 foi deflagrada a Operação Dubai, a cargo da Polícia Federal, que, em conjunto com o Ministério Público do Distrito Federal e Territórios (MPDFT) e com o Cade, efetivou o cumprimento de mandados de prisão, busca e apreensão e condução coercitiva com vistas a colher provas, no âmbito da investigação criminal de um suposto cartel no mercado em tela (Brasil, 2016a).

Posteriormente, em 25 de janeiro de 2016, foi anunciada a adoção da medida preventiva para impedir que os atos ilícitos continuassem a impactar o mercado, visto o expressivo conjunto de evidências de cartelização encontrado para o mercado de revenda de combustíveis no Distrito Federal (Brasil, 2016a). A atuação persistente da Cascol como líder do cartel, mesmo depois da investigação conduzida pelo Cade, em conjunto com o MPDFT e a Polícia Federal, também motivou o desenho da medida preventiva. Foram apurados indícios robustos de que a Cascol seria a protagonista do cartel e, em razão de sua posição de dominância, os demais revendedores do mercado seriam coagidos a seguir sua precificação de maneira uniforme e paralela (Brasil, 2016b). O documento ainda indica a existência de evidências de que esse processo seria facilitado pela influência exercida pela Cascol sobre o sindicato da categoria.

Em 17 de março de 2016, foi nomeado um interventor responsável por administrar e monitorar, a princípio por um período de seis meses, os postos da maior rede de revenda de combustíveis do Distrito Federal (Brasil, 2016b). No entanto, diante de diversas prorrogações do inquérito administrativo, tal interventor continuou administrando a Rede Cascol até abril de 2017. Nessa data, o tribunal do Cade homologou um Termo de Compromisso de Cessação (TCC) celebrado com a Cascol. Por meio do acordo, a empresa se comprometeu a pagar uma contribuição pecuniária no valor de R\$ 90.436.672,83, além de cessar a prática anticompetitiva (cartel), reconhecer participação na conduta investigada, apresentar documentos e cooperar plenamente com o Cade até o final

da investigação. Ademais, está previsto no acordo o desinvestimento de postos de combustíveis localizados em pontos-chave do Distrito Federal e atualmente sob gestão da empresa em questão. Em razão desse acordo, o inquérito administrativo está suspenso com relação à Cascol.⁴

Com base nos marcos da investigação, é interessante notar que, apesar da denúncia em 2009, apenas em 2012 há uma notificação oficial da extinta SDE para as empresas, de forma que, dependendo das circunstâncias, esta poderia ser considerada a data de desarticulação do cartel. No entanto, na ocasião da Operação Dubai, ao final de 2015, encontraram-se evidências da continuada atuação da Cascol, mesmo após o início das investigações (Brasil, 2016b). Assim, utilizaremos a instauração do administrador provisório, em março de 2016, como marco a ser considerado para a desarticulação do cartel de combustíveis no Distrito Federal.⁵

3 REVISÃO DA LITERATURA

Afonso e Féres (2017) fazem uma comparação de metodologias que podem ser empregadas para a estimação do dano direto causado pela atuação do cartel ao elevar preços. Os autores utilizam o caso de cartel de gás liquefeito de petróleo, que teve atuação no estado do Pará, para demonstrar a efetividade dos métodos para o propósito de calcular danos.

Apesar da intenção de comparar uma vasta gama de mecanismos, por indisponibilidade de dados mais específicos sobre os custos, os autores focam na avaliação do antes e depois e do método de diferença em diferenças (difference in differences – DiD). Eles concluem que tanto o método utilizado quanto a escolha dos contrafactuais podem interferir drasticamente nos resultados obtidos.

Cuiabano (2017) faz uma avaliação do sobrepreço imposto pelo cartel de revenda de combustível no estado do Rio Grande do Sul, de forma a compará-lo com a pena aplicada pelo conselho. A autora realiza estimações utilizando o modelo antes e depois e o modelo estrutural, concluindo que, dependendo do método utilizado, os cartéis realizaram um sobrepreço entre 4,61% e 6,68%. Uma inovação do trabalho é a utilização de dados georreferenciados para localizar os postos de combustíveis, permitindo o controle pela distância dos participantes em relação ao centro da cidade e a posição do líder do cartel.

^{4.} Mais informações disponíveis em: http://www.cade.gov.br/noticias/cade-celebra-acordo-em-investigacao-de-cartel-no-mercado-de-revenda-de-combustiveis-no-distrito-federal>.

^{5.} Tendo em vista que há partes confidenciais nos autos, não foi possível obter informações quanto à forma de operação do cartel e aos seus integrantes, o que poderia possibilitar considerações adicionais ou ainda relacionar a comunicação entre os membros do cartel com os níveis de preco realizados.

Borenstein (1997) analisa o mercado de revenda de combustível e conclui que a transmissão das variações no preço do petróleo é mais rápida para os aumentos do preço do que para as reduções. Os autores atribuem essa assimetria a *lags* no ajustamento da produção e ao poder de mercado de alguns vendedores da cadeia.

Clark e Houde (2013) descrevem como cartéis de revenda de combustível são capazes de superar problemas de coordenação ao implementar transferências intertemporais, por meio das quais jogadores mais fortes são capazes de extrair uma participação de mercado maior ao mesmo tempo que realizam um preço comum. Segundo os autores, esse é o caso de revendas de combustíveis, uma vez que, ao coordenar um preço comum, a participação de mercado no cartel reflete a localização dos agentes e não os ganhos relativos de cada firma ao participar do conluio, visto que não há como controlar diretamente onde os consumidores realizam compras.

Erutku e Hildebrand (2010) avaliam o sobrepreço imposto por cartel de combustível na cidade de Sherbrooke, na província de Quebec (Canadá), empregando o método DiD. Os autores utilizam os mercados de Montreal e da cidade de Quebec como contrafactuais, e observam efeitos distintos a depender da cidade utilizada como referência. Quando em comparação à Montreal, encontra-se um efeito negativo sobre o preço médio cobrado na cidade de Sherbrooke relacionado à atuação da agência antitruste do país.

Harrington Junior (2004) faz algumas avaliações a respeito do comportamento dos preços praticados por cartéis no período pós-cartel. Segundo o autor, quanto maior a duração do cartel, maior o preço após sua dissolução. Além disso, quanto mais concentrado for o mercado, maiores os preços no período pós-cartel. Em relação à estimação dos danos causados pelo conluio, a definição da data final pode ser particularmente problemática — mesmo quando o cartel é descoberto e punido, as firmas podem continuar a coalisão para manter os preços elevados e diminuir as acusações de danos, devido à facilidade de coordenar preços, ou ainda pode surgir uma guerra de preços entre elas (abaixo do preço competitivo) (OECD, 2014).

Erutku (2012) utiliza dados de cartel de revenda de combustíveis na província de Quebec (Canadá) para testar a dinâmica de preço sugerida por Harrington Junior (2004). O autor encontra evidências de sustentação de preço após o início das investigações, e atribuiu o fato a uma tentativa de redução da penalidade.

Wang (2008) estuda o papel da comunicação como forma de coordenar a elevação de preços entre os participantes do conluio. O autor verifica que o padrão de subida acelerada dos preços e de redução lenta segue o padrão do modelo proposto por Maskin e Tirole (1988), conhecido como guerra de atrito (attrition war), e confere à comunicação o papel de redução de atritos e engajamento na elevação combinada de preços.

Sen, Clemente e Jonker (2011) avaliam o impacto da imposição de legislação de preço-teto na revenda de combustíveis em oito cidades no Canadá. Utilizando modelos econométricos de mínimos quadrados ordinários e de variável instrumental, os autores verificam que, em comparação a um conjunto de cidades não afetadas pela medida, houve uma elevação dos preços associada à regulamentação implantada.

4 METODOLOGIA

Propõe-se uma metodologia específica para mensurar o benefício da atuação da agência antitruste, a qual envolve definir valores de sobrepreço, volume e duração do cartel (OECD, 2014). A organização lembra que, apesar da prática de utilização de uma taxa de sobrepreço fixa, independentemente da situação analisada, é desejável o uso de estimações do caso, quando for possível. Dessa forma, para suprir a necessidade de uma estimativa confiável para o sobrepreço, tem-se como guiar o documento da OECD (2016), e utilizam-se as metodologias apresentadas nesta seção.

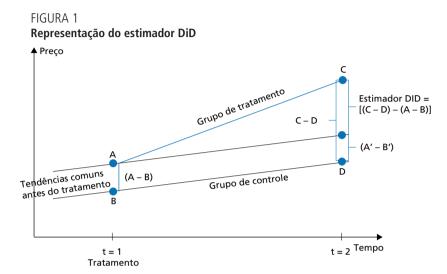
4.1 DiD

Faremos uso de tal metodologia para avaliar o benefício da atuação do Cade no mercado de combustível do Distrito Federal. Dada a disponibilidade de dados, a primeira etapa consiste em estimar o sobrepreço aplicado pelo cartel, além de ter como um dos pontos centrais a definição do contrafactual. Na situação ideal, gostaríamos de comparar como o mesmo posto definiria seus preços caso não estivesse participando do cartel, mantendo tudo o mais igual possível. Como tal situação hipotética não é observável, utilizaremos alguns mercados de revenda de combustível que se assemelhem ao do Distrito Federal para estimar qual seria o preço operado no mercado caso a intervenção não tivesse ocorrido.

Possibilidades de escolha para o contrafactual seriam os postos de gasolina também localizados no Distrito Federal, porém aqueles que não tenham participado do cartel. Esse grupo de comparação, no entanto, não parece adequado para o caso em questão, visto que a atuação do cartel no Distrito Federal pode ter afetado diretamente a definição de preços das demais empresas, exemplificando o chamado efeito guarda-chuva. Além disso, dadas as partes confidenciais dos autos do processo, algumas informações do caso não são públicas, tal como a identificação dos pontos de revenda envolvidos no cartel.

A estratégia a ser utilizada, então, baseia-se em fazer uma comparação dos preços realizados no Distrito Federal com aqueles de municípios com características semelhantes nos quais não se identificou a presença de cartéis (isto é, não há condenação por tal prática). Para tanto, utilizaremos os mercados das capitais estaduais como candidatos a contrafactual e um

município próximo e com informações disponíveis como contrafactual, Anápolis (Goiás). Para tal avaliação, será usado o modelo DiD. A ideia por trás do método é apresentada na figura 1.



Fonte: OECD (2016)

Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O estimador DiD controla o que deveria ter acontecido sem a presença do conluio ao examinar as mudanças ocorridas ao longo do tempo nos mercados comparados, seguindo uma comparação dessas diferenças (Oxera, 2009). O estimador do método é dado pela diferença entre a diferença média do comportamento do mercado tratado, antes e depois do tratamento, e a diferença média do comportamento do mercado controle, antes e depois da decisão (OECD, 2016).

A condição central para a utilização de DiD é a existência de um mercado de controle apropriado. Essa condição é satisfeita quando: *i)* as diferenças entre o mercado tratado e o controle são estáveis ao longo do tempo; *ii)* ambos os mercados são afetados identicamente por choques na oferta e demanda – suposição de tendências comuns; e *iii)* o mercado controle não é influenciado pela decisão.

A equação estimada no método DiD é a seguinte:

$$P_{-}V_{i} = \alpha + \beta_{1}X_{i} + \delta_{1}DF_{t} + \delta_{2}T_{i} + \delta_{3}T_{i}DF_{t} + e_{i}.$$
(1)

Em que $P_{-}V_{ii}$ é o preço de revenda; X_{ii} é a matriz de covariáveis utilizadas de controle, como preços de compra do combustível; DF_{i} é uma variável *dummy* que

indica 1 para o Distrito Federal e 0 para os mercados utilizados como comparação; T_i é uma variável *dummy* que indica 1 para o período de pós-intervenção do Cade e 0 para o período pré-intervenção; e e_i é o termo de erro.

A segunda estratégia de estimação do sobrepreço a ser utilizada será a construção de um contrafactual hipotético por meio do método de controle sintético (CS), proposto por Abadie e Gardeazabal (2003). Tal método atribui pesos a um grupo de potenciais contrafactuais, utilizando variáveis observáveis selecionadas para criar uma unidade de CS. Assim, tal unidade de comparação é uma média ponderada das unidades potenciais, e assemelha-se com a unidade de tratamento – no caso em questão, o mercado de revenda de combustíveis do Distrito Federal.

4.2 CS

O método CS, proposto por Abadie e Gardeazabal (2003), consiste na construção de um contrafactual (sintético) que se assemelhe ao Distrito Federal caso a intervenção não houvesse ocorrido. Para tanto, utiliza-se uma média ponderada de mercados que não foram afetados pelo tratamento (intervenção). O cálculo dos pesos a serem utilizados para cada mercado busca minimizar a distância entre o mercado do Distrito Federal e o Distrito Federal sintético para o período pré-tratamento. Assim, o método busca escolher v para minimizar a seguinte função:

$$\arg\min_{V \in V} (Z_1 - Z_0 W^*(V))'(Z_1 - Z_0 W^*(V)). \tag{2}$$

Em que Z_1 é o vetor de preços de revenda no mercado tratado (Distrito Federal) durante o período pré-intervenção; Z_0 é o vetor de preços nos mercados de controle; W^* é o vetor de pesos que minimiza o erro quadrático médio da previsão (EQMP) — dado pela equação anterior; e V é uma matriz cuja diagonal reflete a importância de diferentes covariáveis para prever o preço de revenda de combustível.

Dessa forma, o método tem como uma de suas grandes vantagens a internalização do processo de escolha das unidades de controle ao calcular o vetor de pesos, evitando um potencial viés na seleção do contrafactual. Além disso, oferece testes de placebo para verificar se o efeito identificado foi realmente causado pelo tratamento, elevando a robustez dos resultados.

4.3 Estimação do benefício

Para a estimativa do benefício ao consumidor, tomando as estimativas de sobrepreço, o próximo passo é o cálculo da receita do mercado ou dos bens afetados e, em seguida, a identificação da duração hipotética do cartel. O quadro 1 apresenta as hipóteses utilizadas por algumas agências antitruste para a apresentação dos benefícios de suas atuações.

QUADRO 1
Hipóteses utilizadas pelas autoridades antitruste para cálculo do benefício de
suas atuações

Agência de defesa da concorrência	CNMC (Espanha)	CMA (Reino Unido)	ACM (Holanda)	DG Comp (União Europeia)	DOJ (Estados Unidos)	FCO (Alemanha)	GVH (Hungria)
Resultado afetado	Receita do mercado	Receita dos bens	Receita do mercado	Receita dos membros do cartel	Volume comercializado	Receita dos membros do cartel	Receita do mercado
Sobrepreço (%)	10	10 a 15	10	10 a 15	10	10	10
Duração	Um ano	Seis anos	Três anos	Um, três ou seis anos (dependendo da estabilidade do cartel)	Um ano ou meses	Três anos	Dois anos

Fonte: OECD (2014), García-Verdugo, Gómez e Ayuso (2017), FCO (2016) e GVH (2017).

Obs.: CNMC – Comisión Nacional de los Mercados y la Competencia; CMA – Competition and Markets Authority; ACM – Authority for Consumers and Markets; DG Comp – Directorate-General for Competition; DOJ – Department of Justice; FCO – Federal Cartel Office; e GVH – Gazdasáqi Versenyhivatal.

Para a definição do resultado afetado no caso em pauta, utilizaremos a receita média anual do mercado afetado. Por sua vez, para a definição do período de atuação, utilizaremos diversas hipóteses.

5 APRESENTAÇÃO DOS DADOS

A Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) realiza uma pesquisa de preços semanalmente em postos de combustíveis em diversos municípios, cobrindo todos os estados do país. Constam nessa pesquisa dados do preço de gasolina comum, etanol e *diesel* com periodicidade semanal identificado por estabelecimento. Há, ainda, coleta dos preços de compra dos combustíveis. Porém, tais preços são declarados pelos postos sem que haja verificação, e a informação não está disponível para todos os revendedores. Além disso, realiza-se também teste da qualidade do combustível como parte da visita. É importante ressaltar que, devido ao grande número de estabelecimentos, a agência faz visitas por amostragem.

Segundo a ANP,6 entre 30 de julho e 30 de dezembro de 2017, a pesquisa de levantamento de preços dividiu os municípios em dois grupos, ambos contendo as capitais estaduais e o Distrito Federal, alternando semanalmente os grupos que seriam alvo de sorteio e levantamento de preços. Devido a esse mecanismo de sorteio, nas análises propostas, houve a necessidade de agregar os dados semanais aos mensais, haja vista o pequeno número de observações semanais em alguns municípios. Também em razão do número pouco expressivo de observações, no caso do preço de compra de combustível utiliza-se a média

^{6.} Disponível em: http://www.anp.gov.br/precos-e-defesa-da-concorrencia/precos/levantamento-de-precos>.

mensal do município para fins de estimações. Vale lembrar que os dados de preço de compra são declarados pelos postos, não havendo conferência, enquanto os dados de revenda são obtidos pela última nota fiscal emitida no momento da visita de levantamento de preços.

A ANP disponibilizou também dados de volume mensal de gasolina comum vendida, agregados por município. A tabela 1 apresenta a estatística descritiva dos dados disponíveis.

TABELA 1
Estatística descritiva dos preços de revenda e de compra de gasolina (jan./2013-nov./2017)

	Preço de r	evenda	Preço de compra		
	Distrito Federal	Anápolis	Distrito Federal	Anápolis	
Antes do interventor					
Média	3,2546	3,1434	2,7885	2,7843	
Desvio	0,3009	0,2938	0,2588	0,2436	
Depois do interventor					
Média	3,6756	3,7820	3,2844	3,3210	
Desvio	0,1832	0,1967	0,1772	0,0918	

Fonte: ANP. Elaboração dos autores.

Buscaram-se, ainda, dados do número de postos de combustíveis, de renda *per capita*, população e número de veículos para os municípios analisados.

6 ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

Seguindo a primeira estratégia de identificação, testamos o efeito da operação policial denominada Dubai e da instauração de administrador para a Rede Cascol em 24 de novembro de 2015 e 17 de março de 2016, respectivamente. Nesta seção, estimamos cinco modelos diferentes — os quatro primeiros utilizando o método DiD e o último utilizando o método CS.

6.1 Estratégia 1: DiD – Anápolis (Goiás)

A primeira estratégia, replicando o exercício realizado pelo Departamento de Estudos Econômicos (DEE)/Cade, consiste em estimar o efeito da instauração do administrador por meio do modelo DiD, utilizando o município de Anápolis (Goiás) como grupo de controle. Para tanto, utilizaram-se dados mensais de preços de gasolina de Anápolis e do Distrito Federal, considerando o período de janeiro de 2013 a novembro de 2017. A variável *dummy* Dubai é igual a 1 de janeiro de 2016 até o fim do período de observação, com o objetivo de

capturar alterações no nível do preço resultantes da Operação Dubai. Já a *dummy* interventor é igual a 1 a partir de março de 2016 até o fim do período de observação. A tabela 2 apresenta os resultados dessas estimações.

TABELA 2
Resultado das estimações da estratégia 1: Distrito Federal e Anápolis (Goiás)

	Variável dependente							
-	Preço d	e revenda		log(preço de revenda)				
-	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)			
Preço de compra	-	1,085*** (0,043)	1,088*** (0,038)	-	-			
log(preço de compra)	-	-	-	0,947*** (0,029)	0,946*** (0,027)			
Tendência	0,004 (0,004)	-	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)	-			
DF	0,079*** (0,010)	0,078*** (0,006)	0,075*** (0,005)	0,029*** (0,002)	0,029*** (0,002)			
Dubai	-	-	0,018 (0,021)	-	0,011* (0,006)			
Interventor	-0,114** (0,046)	-0,045 (0,053)	0,043 (0,031)	-0,007 (0,012)	0,018* (0,009)			
DF * Interventor	-0,186*** (0,059)	-0,144*** (0,030)	-0,142*** (0,027)	-0,047*** (0,008)	-0,046*** (0,007)			
DF * Dubai	-	-	0,140*** (0,011)	-	0,028*** (0,004)			
Constante	2,155*** (0,598)	0,066 (0,063)	0,479 (0,300)	0,397* (0,212)	0,155*** (0,011)			
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim			
Mês	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim			
Observações	358	358	358	358	358			
R2	0,9699	0,9907	0,991	0,992	0,9921			
R2 ajustado	0,9674	0,9899	0,9902	0,9913	0,9913			

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

Os modelos 1 e 2, apresentados na tabela 2, utilizam o preço de revenda de gasolina como variável dependente e o preço de compra como variável independente, enquanto os demais modelos utilizam o logaritmo de tais variáveis. As estimações indicam um efeito negativo e significante do interventor sobre o preço de revenda de gasolina no Distrito Federal. Ademais, estimou-se um

^{2. *} Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

efeito positivo e significante da Operação Dubai sobre o grupo de tratamento, indicando uma elevação do preço médio de revenda de gasolina no Distrito Federal após a investigação, quando comparado com o grupo de controle. Dessa forma, considerando o modelo 5 da tabela, estimou-se uma redução média de cerca de 4,66%⁷ devido à intervenção do Cade.

É importante lembrar que, entre a Operação Dubai e a instauração do novo administrador na Rede Cascol, surgiram outros dois fatos relevantes, a alteração do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e a instauração da medida preventiva do Cade, ambas em janeiro de 2016. Vale mencionar que, no mercado de revenda de combustível, o ICMS é arrecadado pelo distribuidor, estando incorporado no preço de compra do combustível pelo revendedor. Visto que houve controle para o preço de compra do revendedor, o estimador DiD é capaz de controlar para tal fator, de forma que essa alteração da regulação não deve afetar nossa estimativa. Assim, constatou-se uma elevação no preço médio de revenda de aproximadamente 2,87% associada à Operação Dubai.

Como mencionado no referencial teórico, Harrington Junior (2004) prevê a elevação de preço durante o período de investigação como uma manobra que visa reduzir a punição do cartel. Por sua vez, Erutku (2012) também constata elevação do preço durante o período de investigação na avaliação de cartel de combustíveis no Canadá.

6.2 Estratégia 2: DiD – capitais estaduais (2002-2017)

Adicionalmente, conduziu-se a avaliação do sobrepreço utilizando-se os mercados de combustíveis nas capitais estaduais como grupo de controle. As capitais estaduais podem ser consideradas bons grupos de controle, visto que devem apresentar uma dinâmica de preços semelhante à do Distrito Federal. No entanto, para a definição de quais mercados são mais apropriados para a análise, testa-se a existência de tendência comum com o mercado do Distrito Federal, suprindo a exigência do modelo DiD. O teste de tendência global consiste em estimar o preço de revenda contra uma variável de tendência, contra *dummies* dos potenciais contrafactuais e contra a interação entre a tendência e cada *dummy* de mercado. É válido realçar que há indicação de tendências distintas sempre que a interação relacionada a certo mercado for estatisticamente significante.

A tabela A.1 do apêndice apresenta os resultados do teste em questão, em que se verifica que os mercados de Belo Horizonte, Goiânia, Salvador, Natal, Fortaleza, Aracaju, Rio Branco, Porto Velho, Palmas, Manaus e Boa Vista apresentam tendência

^{7.} Visto que o modelo 5 utiliza o log do preço como variável dependente, é necessário fazer uma transformação do valor estimado para encontrarmos o efeito médio. Para tanto, basta calcular a seguinte expressão: (e^b) - 1, em que b é o parâmetro estimado. No caso mencionado, (e^{-0,0,488}) - 1 = 0,0466.

semelhante ao Distrito Federal, grupo que chamaremos de G1. Considerou-se ainda um termo de tendência quadrática, incluído no teste apresentado na coluna (2) da tabela A.1 do apêndice. Com base nessa segunda especificação, constatou-se que os seguintes mercados, daqui em diante chamados de G2, apresentam tendência similar ao Distrito Federal: Boa vista, Palmas, Rio Branco, Aracaju, Maceió, Recife, São Luís, Salvador, Campo Grande, Cuiabá e Vitória. Para evitar que haja viés nas estimações, causado pela participação de mercados alvos de cartéis, eliminaram-se aqueles que foram afetados por cartéis durante o período analisado, formando o grupo reduzido.

Ainda para garantir a validade do estimador DiD, é necessário que a tendência do preço seja a mesma para a unidade tratada e não tratada caso não houvesse tratamento. Apesar de não ser possível observar a tendência do preço de revenda de gasolina no Distrito Federal caso a intervenção não tivesse acontecido, pode-se testar se o efeito observado não se deve a fatos ocorridos nos períodos imediatamente anteriores. Buscou-se verificar se o efeito estimado não poderia ser captado em até quatro meses anteriores à intervenção. Os resultados do teste de *leads and lags* sugerem que não há redução de preço em tal período anterior à intervenção do Cade.⁸

A tabela 3 apresenta os resultados das estimações utilizando o modelo DiD e os grupos G1 e G2 nas suas composições completas e reduzidas, respectivamente, como contrafactuais. É possível notar que as estimativas se mostram relativamente constantes, independentemente do grupo de controle utilizado. A modelagem mostra a importância de controle para a Operação Dubai, dada a mudança de magnitude da estimativa do impacto do interventor. No entanto, há indicação de efeito negativo da intervenção sobre o preço, independentemente do uso do controle para a Operação Dubai, como se pode observar nos modelos 3 e 4.

TABELA 3
Resultado das estimações da estratégia 2: Distrito Federal e capitais estaduais (2002-2017)

		Variável dependente: log(preço de revenda)								
Grupo de controle		(G1			(G2			
	Com	pleto	Reduzido		Completo		Reduzido			
Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)		
log(preço de compra)	1,069*** (0,017)	1,074*** (0,017)	1,034*** (0,018)	1,038*** (0,018)	1,078*** (0,016)	1,083*** (0,016)	1,172*** (0,023)	1,175*** (0,023)		
DF	0,001 (0,002)	0,0003 (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,011*** (0,002)	-0,006** (0,002)	-0,007*** (0,002)		

(Continua)

^{8.} Os resultados do teste de leads and lags não são apresentados para poupar espaço, mas podem ser requisitados aos autores.

ont		

	Variável dependente: log(preço de revenda)									
Grupo de controle		(<u></u>			(G2			
-	Com	pleto	Redu	uzido	Cor	npleto	Reduzido			
Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)		
Dubai	-	-0,030*** (0,008)	-	-0,022*** (0,006)	-	-0,032*** (0,007)	-	-0,034*** (0,010)		
Interventor	0,004 (0,007)	0,010* (0,006)	-0,004 (0,009)	0,007* (0,004)	0,005 (0,007)	0,012** (0,006)	-0,002 (0,013)	0,013 (0,008)		
DF * Dubai	-	0,063*** (0,005)	-	0,066*** (0,004)	-	0,078*** (0,006)	-	0,077*** (0,008)		
DF * Interventor	-0,021*** (0,005)	-0,083*** (0,007)	-0,017*** (0,006)	-0,082*** (0,006)	-0,010* (0,006)	-0,087*** (0,008)	-0,008 (0,007)	-0,084*** (0,010)		
Constante	0,132*** (0,008)	0,130*** (0,008)	0,154*** (0,010)	0,153*** (0,010)	0,136*** (0,008)	0,134*** (0,008)	0,099*** (0,016)	0,097*** (0,016)		
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Mês	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Tendência	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

Ademais, é interessante notar que as estimativas relacionadas à Operação Dubai indicam uma elevação média do preço de revenda de gasolina no Distrito Federal, independentemente do grupo de controle utilizado.

Considerando os modelos 4 e 8 da tabela 3, pode-se concluir que a intervenção do Cade, por meio da imposição de um novo administrador para a Rede Cascol, resultou numa redução entre 8,09% e 7,87% no preço de revenda de gasolina no Distrito Federal. Além disso, estimou-se que houve uma elevação nesse preço relacionada à Operação Dubai entre 6,38% e 7,41%, valores referentes aos modelos 4 e 8, respectivamente.

6.3 Estratégia 3: DiD – capitais estaduais (2013-2017)

Também foi conduzido o exercício de estimação utilizando os mercados das capitais estaduais com um período reduzido, considerando o intervalo de 2013 a 2017. Essa nova configuração permite dar uma maior robustez às estimativas, evitando que sejam considerados efeitos não observados que tenham atingido os mercados de forma diferente, especialmente no período anterior a 2013.

^{2. *} Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

Tomando o período reduzido como base, conduziu-se o teste de *leads and lags* considerando tanto o G1 quanto o G2. O teste apresenta resultado similar ao realizado com a amostra inteira, não indicando redução do preço médio de revenda antes da ocorrência do tratamento.

A tabela 4 apresenta os resultados das estimações considerando o período de 2013 a 2017 para os diversos grupos de controle estabelecidos anteriormente. Em todas as estimações apresentadas, verifica-se um efeito negativo da intervenção sobre o preço de revenda de gasolina, com estimativas variando entre 7,78% e 7,96% nos modelos 12 e 16, respectivamente. É importante notar que todas as estimações apontam para um efeito positivo e significativo da Operação Dubai sobre os preços de revenda de gasolina no Distrito Federal.

TABELA 4

Resultado da estimação DiD: Distrito Federal e capitais estaduais (2013-2017)

_	Variável dependente: log(preço de revenda)									
Grupo -			G1				G2			
de controle -	Com	pleto	Red	uzido	Con	npleto	Red	uzido		
Modelo	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)		
log(preço de compra)	1,006*** (0,019)	1,018*** (0,019)	1,002*** (0,022)	1,013*** (0,023)	1,064*** (0,025)	1,079*** (0,026)	0,804*** (0,037)	0,810*** (0,038)		
DF	0,018*** (0,005)	0,013*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,016*** (0,004)	0,017*** (0,005)	0,011*** (0,004)	0,029*** (0,004)	0,025*** (0,004)		
Dubai	-	-0,022*** (0,007)	-	-0,018** (0,008)	-	-0,022*** (0,008)	-	0,001 (0,011)		
Interventor	0,009* (0,005)	0,012** (0,005)	0,010 (0,006)	0,013** (0,006)	0,010 (0,006)	0,013** (0,006)	0,007 (0,009)	0,013 (0,009)		
DF * Dubai		0,059*** (0,007)	-	0,057*** (0,006)	-	0,061*** (0,007)	-	0,050*** (0,009)		
DF * Interventor	-0,027*** (0,007)	-0,081*** (0,007)	-0,030*** (0,007)	-0,082*** (0,007)	-0,025*** (0,007)	-0,081*** (0,007)	-0,037*** (0,007)	-0,083*** (0,010)		
Constante	0,135*** (0,017)	0,123*** (0,017)	0,138*** (0,019)	0,128*** (0,020)	0,087*** (0,022)	0,073*** (0,023)	0,310*** (0,033)	0,305*** (0,034)		
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Mês	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Tendência	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

6.4 Estratégia 4: DiD – capitais estaduais (2013-2016)

Ainda tomando como base as capitais estaduais, realizaram-se novos exercícios considerando o período de 2013 a 2016, reduzindo a possibilidade de existência de efeitos não observáveis. Além disso, acrescentaram-se controles adicionais, em especial variáveis que podem afetar a demanda por combustível no município.

^{2. *} Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

Para tal, utilizaram-se dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) referentes ao salário nominal e ao número de motoristas de caminhão, além da frota de veículos municipal, obtidos no site do Departamento Nacional de Trânsito (Denatran).

Nessa nova configuração, aplica-se o método DiD considerando os grupos de controle G1 e G2, porém, neste caso, apenas os reduzidos. A tabela 5 apresenta os resultados de tais estimações. Como pode ser visto, todas as estimativas apontam para um efeito negativo e significativo da intervenção sobre o preço, ao passo que sinalizam um efeito positivo da Operação Dubai. Em específico, os modelos 19 e 22, que consideram controles adicionais, indicam um efeito negativo da intervenção do Cade sobre o preço de revenda de combustível no Distrito Federal de cerca de 6,19% e 7,59%, respectivamente.

TABELA 5
Resultado da estimação DiD: Distrito Federal e capitais estaduais (2013-2016)

	Variável dependente: log(preço de revenda)							
Grupo de controle		G1			G2			
de controle		Reduzido			Reduzido			
Modelo	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)		
log(preço de compra)	0,896*** (0,043)	0,909*** (0,046)	0,967*** (0,048)	0,552*** (0,103)	0,546*** (0,111)	0,776*** (0,087)		
DF	0,024*** (0,004)	0,020*** (0,004)	-0,009 (0,022)	0,030*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,053 (0,073)		
Dubai		-0,001 (0,012)	-0,004 (0,012)		0,021 (0,024)	0,005 (0,015)		
Interventor	0,002 (0,008)	0,007 (0,007)	0,007 (0,007)	-0,014 (0,015)	-0,005 (0,016)	0,005 (0,019)		
DF * Dubai		0,045*** (0,008)	0,035*** (0,009)	-	0,035** (0,017)	0,042* (0,022)		
DF * Interventor	-0,026** (0,011)	-0,066*** (0,011)	-0,064*** (0,011)	-0,046*** (0,015)	-0,078*** (0,019)	-0,079*** (0,020)		
Constante	0,234*** (0,036)	0,224*** (0,039)	0,193*** (0,039)	0,530*** (0,090)	0,537*** (0,097)	0,567*** (0,079)		
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Mês	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Tendência	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
Salário nominal	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim		
Frota de veículos	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim		
Número de motoristas de caminhão	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim		

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

^{2. *} Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

6.5 Estratégia 5: CS – capitais estaduais (2013-2016)

Em adição aos exercícios anteriores, realizam-se estimações a partir do modelo CS. A tabela 6 apresenta a média das variáveis selecionadas nos mercados tratado, sintético e controles.

TABELA 6

Média dos dados descritivos dos mercados tratado, sintético e controles e matriz V

	Tratado	Sintético	Controles	Vetor V
Preço de compra (gasolina) (R\$)	2,802	2,800	2,718	0,308
Preço de revenda (gasolina) (R\$)	3,272	3,258	3,127	0,187
Frota de veículos	1.128.092,487	683.557,810	571.525,485	0,006
Salário nominal (R\$)	4.181,693	2.870,605	2.629,742	0,027
Número de motoristas	1.331.722,410	1.033.866,802	758.345,068	0,022
Taxa de desemprego	10,019	9,573	9,252	0,159
Salário nominal (média móvel de doze meses) (R\$)	4.288,627	2.959,650	2.712,709	0,000
Área geográfica (km²)	5.779,997	2.563,141	2.283,919	0,001
População estimada (habitantes/km²)	6.781,333	8.403,322	8.803,880	0,061
Densidade estimada (habitantes/km²)	1,173	4,969	20,866	0,229

Fonte: ANP, Denatran, RAIS e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para tal exercício, buscaram-se dados da frota de veículos registrada em cada município (Denatran), salário nominal, número de motoristas de caminhão (RAIS), taxa de desemprego, população e densidade populacional estimada (IBGE), assim como informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Os dados compreendem o período de janeiro de 2013 a dezembro de 2016 com frequência mensal.

Na otimização da *matriz V*, definiu-se o período de utilização das covariáveis de janeiro de 2013 a fevereiro de 2016, devido à imposição do administrador em março de 2016. Para a definição do *vetor W*, no entanto, foram considerados apenas os dezoito meses anteriores à intervenção, buscando um melhor alinhamento nos períodos mais recentes que a antecedem.

A tabela 7 apresenta o vetor de pesos que minimiza o EQMP e que associa o Distrito Federal aos controles para a construção da unidade sintética. Nota-se que o mercado sintético é dado pela média ponderada de Belém, Palmas, Rio Branco, Rio de Janeiro e São Paulo, sendo o maior peso (0,345) associado a Belém e o segundo maior (0,299) associado ao município do Rio de Janeiro.

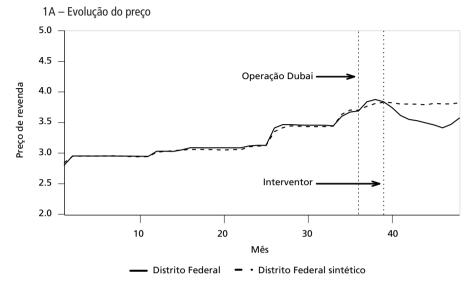
TABELA 7
Pesos associados a cada mercado de controle (vetor W)

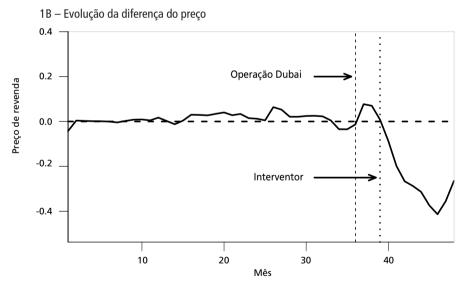
Capitais	Vetor de pesos (W)	
Aracaju	0,000	
Belém	0,345	
Boa Vista	0,000	
Campo Grande	0,000	
Cuiabá	0,000	
Curitiba	0,000	
Florianópolis	0,000	
Fortaleza	0,000	
Goiânia	0,000	
João Pessoa	0,000	
Macapá	0,000	
Maceió	0,000	
Belo Horizonte	0,000	
Manaus	0,000	
Natal	0,000	
Palmas	0,190	
Porto Alegre	0,000	
Recife	0,000	
Rio Branco	0,159	
Rio de Janeiro	0,299	
Salvador	0,000	
São Luís	0,000	
São Paulo	0,006	
Teresina	0,000	
Vitória	0,000	

Elaboração dos autores.

O gráfico 1 apresenta o resultado do método CS. A linha sólida mostra a evolução do preço de revenda no Distrito Federal entre janeiro de 2013 e dezembro de 2016, enquanto a linha tracejada representa a evolução do preço no mercado sintético. O gráfico evidencia também o marco temporal da Operação Dubai pela Polícia Federal (novembro de 2015) e a instauração do interventor (março de 2016). Nota-se uma queda brusca no preço de revenda do Distrito Federal quando comparado ao mercado sintético, após a imposição do administrador da Rede Cascol pelo Cade. A diferença média de preço entre os dois mercados é de cerca de R\$ 0,2549 por litro de gasolina ou uma redução de 6,93% (R\$ 0,2549/R\$ 3,6756 x 100).

GRÁFICO 1
Evolução do preço e da diferença do preço de revenda de combustível entre Distrito
Federal e mercado sintético





Elaboração dos autores.

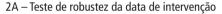
O mesmo exercício foi realizado considerando-se o grupo reduzido, isto é, retirando-se da amostra os mercados que foram investigados ou condenados por cartel. Observou-se uma estimativa de redução de preço de aproximadamente R\$ 0,2136 por litro de gasolina, ou 5,81%. Os gráficos A.1A e A.1B do

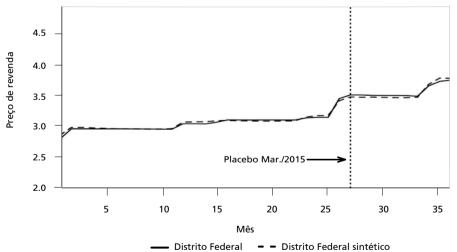
apêndice apresentam tal exercício. Como pode ser visto, as tendências são muito semelhantes às da amostra completa.

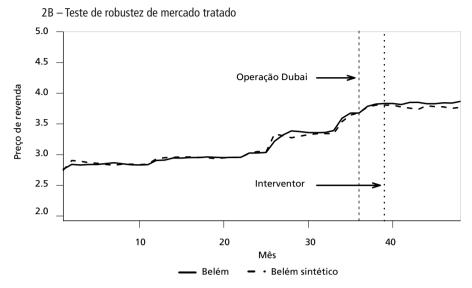
Para constatar a existência do efeito causal entre a intervenção e a queda do preço do combustível, realizam-se dois testes de robustez sugeridos por Abadie e Gardeazabal (2003). O primeiro deles, apresentado no gráfico 2A, trata-se de alterar o marco temporal da intervenção para o exercício atual, de maneira que se utilizou o marco temporal de março de 2015 como placebo. Como apresentado no gráfico 2A, percebe-se que não há uma alteração do período no qual há a redução do preço de revenda de combustível. O gráfico 2B, por sua vez, apresenta o resultado do método CS utilizando o mercado de revenda de combustível de Belém como placebo. Percebe-se que não há uma queda do preço do combustível em relação ao mercado sintético, como ocorrido no Distrito Federal. É importante notar ainda que, apesar de ter sido atingido pela alteração do ICMS, não há indicação de uma elevação do preço em dezembro e janeiro, reforçando a hipótese de que a elevação do preço ocorrida no Distrito Federal no mesmo período pode ter sido resultado da Operação Dubai e/ou da instauração da medida preventiva.

GRÁFICO 2

Evolução do preço de revenda de combustível no Distrito Federal e no mercado sintético: teste de robustez







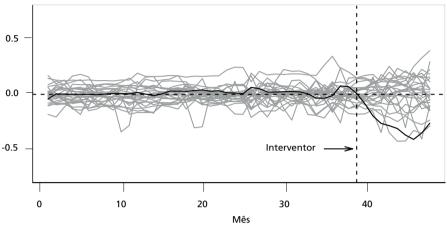
Elaboração dos autores.

Ressalta-se que a elevação do preço durante a fase de investigação, como verificado, está de acordo com a previsão de Harrington Junior (2004) e Erutku (2012). Segundo os autores, essa elevação pode decorrer de uma tentativa de redução da penalidade imposta pela agência antitruste.

Um teste de placebo adicional, proposto por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), consiste em aplicar o método CS para todos os estados, verificando como o *gap* entre o tratado e o sintético do Distrito Federal se comporta em relação ao *gap* de outros estados. A ideia por trás do teste é verificar se o comportamento do mercado tratado é semelhante ao dos mercados placebos. Como pode ser visto no gráfico 3, o mercado do Distrito Federal se distingue significativamente dos demais, reforçando a hipótese de que o comportamento do preço nesse mercado foi afetado pela instauração do interventor.

A avaliação do comportamento da distância entre o mercado e seu sintético inspirou ainda um novo tipo de teste, proposto por Abadie, Diamond e Hainmueller (2015). No entendimento dos autores, a simples avaliação do *gap* pós-intervenção não garante que o efeito visualizado possa ser constatado como impacto. Segundo os autores, um *gap* pós-intervenção de tamanho significativo pode estar correlacionado com um *gap* pré-intervenção. Assim, eles sugerem considerar a razão *gap* pós-intervenção/pré-intervenção.

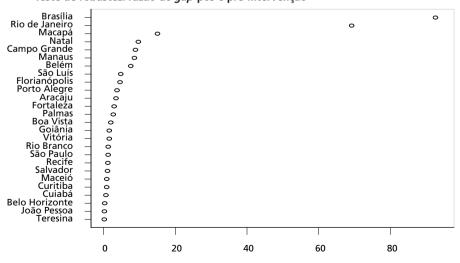
GRÁFICO 3
Teste de placebo com todos os estados



Elaboração dos autores.

O gráfico 4 apresenta o resultado do teste proposto. Percebe-se que a razão do *gap* é substancialmente maior para o Distrito Federal quando comparado com os demais mercados. Enquanto a razão é de cerca de 24,3 para aquele, o valor da variável é 18,2 para o Rio de Janeiro e 3,9 para Macapá. A razão indica que o *gap* médio pós-intervenção é cerca de 24 vezes maior que o pré-intervenção. Caso se escolha aleatoriamente um dos mercados, a chance de se obter uma razão tão grande quanto a do Distrito Federal é de aproximadamente 1/26 \cong 3,8%.

GRÁFICO 4
Teste de robustez: razão do gap pós e pré-intervenção



Elaboração dos autores.

6.6 Estimativa do sobrepreço em relação à margem do revendedor

As estimativas encontradas, a princípio, podem parecer pequenas. No entanto, se observarmos os valores de preço de revenda e de compra de combustível antes da intervenção na tabela 1, percebemos que uma estimativa de redução de preço em torno de R\$ 0,14 equivale a 30% da margem operada no mercado. Dado que as estimativas de sobrepreço variam entre R\$ 0,14 e R\$ 0,31,9 obtém-se uma variação de 30% a 66% em relação à margem do revendedor. Esses valores indicam uma forte imposição do cartel, mantendo margens médias elevadas.

7 ESTIMAÇÃO DO BENEFÍCIO DA ATUAÇÃO DO CADE

Ainda seguindo a metodologia proposta pela OECD (2014), nesta seção definimos a receita média anual do mercado em análise e as hipóteses de duração do cartel para estimarmos o benefício da atuação do Cade no caso atual.

Para definição da receita média anual, utilizaram-se dados da ANP referentes ao volume de combustível revendido no Distrito Federal em 2016 (1.250.384.416 litros de gasolina), o qual foi multiplicado pelo preço médio do período (R\$ 3,5424/litro) para obter uma estimativa da receita anual (R\$ 4.429.361.757,00). A tabela 8 apresenta as estimações tomando como base diferentes hipóteses de sobrepreço e duração do cartel, caso não houvesse intervenção do Cade.

TABELA 8
Estimação do benefício da atuação do Cade

Modelo	Sobrepreço (%) —	Benefício de acordo com duração do cartel (R\$)		
		1 ano	3 anos	6 anos
Anápolis (Goiás)	4,66	206.408.257,88	619.224.773,63	1.238.449.547,26
Modelo 4	8,09	358.335.366,14	1.075.006.098,42	2.150.012.196,85
Modelo 8	7,87	348.590.770,28	1.045.772.310,83	2.091.544.621,66
Modelo 12	7,78	344.604.344,69	1.033.813.034,08	2.067.626.068,17
Modelo 16	7,96	352.577.195,86	1.057.731.587,57	2.115.463.175,14
Modelo 19	6,19	274.177.492,76	822.532.478,27	1.645.064.956,55
Modelo 22	7,59	336.188.557,36	1.008.565.672,07	2.017.131.344,14
CS completo	6,93	306.954.769,76	920.864.309,28	1.841.728.618,56
CS reduzido	5,81	257.345.918,08	772.037.754,25	1.544.075.508,49

Elaboração dos autores.

^{9.} A estimativa de sobrepreço quando se considera o município de Anápolis como contrafactual é de R\$ 0,14 (R\$0,14/(3,2546-2,7885)), enquanto a do modelo 4, na tabela 3, é de R\$ 0,31.

As estimativas apontam para um benefício direto entre R\$ 206 milhões e R\$ 358 milhões para os consumidores de gasolina no Distrito Federal no primeiro ano após a intervenção. Sob a hipótese de que o cartel teria duração de seis anos, caso não houvesse atuação do Cade, estimou-se um benefício entre R\$ 1,238 milhão e R\$ 2,150 milhões.

8 CONCLUSÕES

Este texto teve como objetivo realizar estimativas do benefício da atuação do Cade no combate ao cartel de revenda de combustível operado no Distrito Federal até 2016. Para tanto, seguindo as metodologias propostas pela OECD (2014; 2016), estimaram-se os benefícios diretos da atuação da autarquia, não incluindo os indiretos ou de longo prazo.

Com base nas informações do referido caso, utilizando os métodos DiD e CS, estimou-se o benefício da atuação do Cade entre R\$ 206 milhões e R\$ 358 milhões para os consumidores de gasolina no Distrito Federal, sob a hipótese de que o cartel teria duração de apenas um ano caso não houvesse intervenção da autarquia. Considerando-se uma duração hipotética de seis anos, o benefício variou entre R\$1,24 bilhão e R\$ 2,15 bilhões.

É válido lembrar que as estimativas se referem apenas ao consumo de gasolina, não incluindo os efeitos sobre o preço do etanol ou *diesel*, de forma que definem um limite inferior e conservador para o benefício total da atuação do Cade no caso específico do cartel do Distrito Federal.

REFERÊNCIAS

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco Control Program. **Journal of the American Statistical Association**, v. 105, n. 490, p. 493-505, 2010.

_____. Comparative politics and the synthetic control method. **American Journal of Political Science**, v. 59, n. 2, p. 495-510, 2015.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque country. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 113-132, 2003.

AFONSO, N.; FÉRES, J. **Cartel damage evaluation**: a case of study of the liquefied petroleum gas sector in Pará, Brazil. 2017. Dissertação (Mestrado) — Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/18359.

BORENSTEIN, S.; CAMERON, A.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 1, p. 305-339, 1997. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:qjecon:v:112:y:1997:i:1:p:305-339.

BRASIL. Ministério da Justiça. **Nota Técnica nº 29/2016/CGAA6/SGA2/SG/Cade**. Brasília: MJ; Cade, 2016a. Disponível em: https://bit.ly/3hTVWhv.

_____. Ministério da Justiça. **Nota Técnica nº 06/2017/DEE/Cade.** Brasília: MJ; Cade, 2016b.

CLARK, R.; HOUDE, J.-F. Collusion with asymmetric retailers: evidence from a gasoline price-fixing case. **American Economic Journal**: Microeconomics, v. 5, n. 3, p. 97-123, 2013. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea :aejmic:v:5:y:2013:i:3:p:97-123>.

CUIABANO, S. Competition policy evaluation through damage estimation in fuel retail cartel. Brasília: TSE, 2017.

ERUTKU, C. Testing post-cartel pricing during litigation. **Economics Letters**, v. 116, n. 3, p. 339-342, 2012. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecolet:v:116:y:2012:i:3:p:339-342.

ERUTKU, C.; HILDEBRAND, V. A. Conspiracy at the pump. **Journal of Law and Economics**, v. 53, n. 1, p. 223-237, Feb. 2010.

FCO – FEDERAL CARTEL OFFICE. **Effective cartel prosecution**: benefits for the economy and consumers. Bonn: Bundeskartellamt, 2016. Disponível em: https://bit.ly/34PVU6T>. Acesso em: 29 jul. 2019.

GARCÍA-VERDUGO, J.; GÓMEZ, L.; AYUSO, E. Estimating the impact of competition enforcement by the Spanish Competition Authority. Madrid: CNMC, 2017.

GVH – GAZDASÁGI VERSENYHIVATAL. Ex-ante assessment of the welfare gains achieved by the GVH. Budapest: GVH, 2017.

HARRINGTON JUNIOR, J. E. Post-cartel pricing during litigation. **The Journal of Industrial Economics**, v. 52, n. 4, p. 517-533, 2004. Disponível em: http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.0022-1821.2004.00238.x/pdf>. Acesso em: 29 jul. 2019.

MASKIN E.; TIROLE, J. A theory of dynamic oligopoly, II: price competition, kinked demand curves and edgeworth cycles. **Econometrica**, v. 56, n. 3, p. 571-599, 1988.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. Guide for helping competition authorities assess the expected impact of their activities. Paris: OECD, 2014. Disponível em: http://www.oecd.org/daf/competition/Guide-competition-impact-assessmentEN.pdf>.

_____. Reference guide on ex-post evaluation of competition agencies' enforcement decisions. Paris: OECD, 2016. Disponível em: http://www.oecd.org/daf/competition/Ref-guide-expost-evaluation-2016web.pdf>.

OXERA. **Quantifying antitrust damages**: towards non-binding guidance for courts – study prepared for the European Commission. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2009. Disponível em: http://www.oxera.com/Latest-Thinking/Publications/Reports/2010/Quantifying-antitrust-damages-Towards-non-binding.aspx. Acesso em: 29 jul. 2019.

SEN, A.; CLEMENTE A.; JONKER, L. Retail gasoline price ceilings and regulatory capture: evidence from Canada. **American Law and Economics Review**, v. 13, n. 2, p. 532-564, 2011.

WANG, Z. Collusive communication and pricing coordination in a retail gasoline market. **Review of Industrial Organization**, v. 32, n. 1, p. 35-52, 2008. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:revind:v:32:y:2008:i:1:p:35-52.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AHN, B.-H.; JUNG, H. Power balance and equilibrium channel structure in the Korean gasoline market. **The Energy Journal**, v. 15, n. 1, p. 157-178, 1994. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:aen:journl:1994v15-01-a10.

APERGIS, N.; VOUZAVALIS, G. Asymmetric pass through of oil prices to gasoline prices: evidence from a new country sample. **Energy Policy**, v. 114, p. 519-528, 2018.

ASANE-OTOO, E.; SCHNEIDER, J. Retail fuel price adjustment in Germany: a threshold cointegration approach. **Energy Policy**, v. 78, p. 1-10, 2015. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:enepol:v:78:y:2015:i:c:p:1-10.

BELLO, A.; CONTÍN-PILART, I. Taxes, cost and demand shifters as determinants in the regional gasoline price formation process: evidence from Spain. **Energy Policy**, v. 48, p. 439-448, 2012.

BORENSTEIN, S.; SHEPARD, A. Dynamic pricing in retail gasoline markets. **RAND Journal of Economics**, v. 27, n. 3, p. 429-451, 1996. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:rje:randje:v:27:y:1996:i:autumn:p:429-451.

BRASIL. **Processo Administrativo nº 08012.002568/2005-51**. Brasília: Cade, 2017.

BULOW, J. I. *et al.* U.S. Midwest gasoline pricing and the spring 2000 price spike. **The Energy Journal**, v. 24, n. 3, p. 121-149, 2003.

ECKERT, A.; WEST, D. Price uniformity and competition in a retail gasoline market. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 56, n. 2, p. 219-237, 2005. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee ;jeborg:v:56:y:2005:i:2:p:219-237>.

GOTO, U.; MCKENZIE, C. R. Price collusion and deregulation in the Japanese retail gasoline market. **Mathematics and Computers in Simulation**, v. 59, n. 1, p, 187-195, 2002.

HARRINGTON, J. E. *et al.* **The discontent cartel member and cartel collapse**: the case of the German cement cartel. Mannheim: ZEW, 2014. (Discussion Paper, n. 14-084).

HOSKEN, D. S.; MCMILLAN, R. S.; TAYLOR, C. T. Retail gasoline pricing: what do we know? **International Journal of Industrial Organization**, v. 26, n. 6, p. 1425-1436, 2008. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:indorg:v:26:y:2008:i:6:p:1425-1436.

HÜSCHELRATH, K.; VEITH, T. **The impact of cartelization on pricing dynamics**: evidence from the German cement industry. Mannheim: ZEW, 2011. (Discussion Paper, n. 11-067).

JIMÉNEZ, J. L.; PERDIGUERO, J. Does rigidity of prices hide collusion? **Review of Industrial Organization**, v. 41, p. 223, 2012. Disponível em: https://doi.org/10.1007/s11151-012-9337-9>.

LAITENBERGER, U.; SMUDA, F. Estimating consumer damages in cartel cases. Mannheim: ZEW, 2013. (Discussion Paper, n. 13-069).

MARVEL, H. P. Competition and price levels in the retail gasoline market. **The Review of Economics and Statistics**, v. 60, n. 2, p. 252-258, 1978. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:tpr:restat:v:60:y:1978:i:2:p:252-58.

NIEBERDING, J. F. Estimating overcharges in antitrust cases using a reduced-form approach: methods and issues. **Journal of Applied Economics**, v. 9, p. 361-380, 2006. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:cem:jaecon:v:9:y:2006:n:2:p:361-380.

OBRADOVITS, M. Austrian-style gasoline price regulation: how it may backfire. **International Journal of Industrial Organization**, v. 32, p. 33-45, 2014. Disponível em: https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:indorg:v:32:y:2014:i:c:p:33-45.

PACINI, H.; SILVEIRA, S. Consumer choice between ethanol and gasoline: lessons from Brazil and Sweden. **Energy Policy**, v. 39, n. 11, p. 6936-6942, 2011.

PERDIGUERO, J. G. Dynamic pricing in the Spanish gasoline market: a tacit collusion equilibrium. **Energy Policy**, v. 38, n. 4, p. 1931-1937, Apr. 2010.

APÊNDICE

TABELA A.1 **Teste de tendência**

	Variável dependente: preço de revenda		
	(1)	(2)	
Tendência	0,010*** (0,0003)	0,008*** (0,001)	
BELEM	0,080* (0,043)	0,176*** (0,062)	
BOA VISTA	0,054 (0,043)	0,009 (0,063)	
MACAPA	0,137*** (0,043)	0,222*** (0,062)	
MANAUS	-0,039 (0,043)	0,045 (0,062)	
PALMAS	0,123*** (0,043)	0,126** (0,062)	
PORTO VELHO	0,131*** (0,043)	0,235*** (0,062)	
RIO BRANCO	0,227*** (0,043)	0,277*** (0,062)	
ARACAJU	-0,060 (0,043)	-0,016 (0,062)	
FORTALEZA	-0,033 (0,043)	0,128** (0,063)	
JOAO PESSOA	0,033 (0,043)	0,164*** (0,062)	
MACEIO	0,205*** (0,043)	0,239*** (0,063)	
NATAL	-0,020 (0,043)	0,076 (0,062)	
RECIFE	0,017 (0,043)	0,034 (0,062)	
SAO LUIS	0,075* (0,043)	0,019 (0,063)	
SALVADOR	-0,017 (0,043)	0,026 (0,062)	
TERESINA	0,027 (0,043)	0,105* (0,062)	
CAMPO GRANDE	0,167*** (0,043)	0,092 (0,063)	
CUIABA	0,318*** (0,043)	0,295*** (0,062)	
GOIANIA	-0,103** (0,043)	0,036 (0,062)	
BELO HORIZONTE	-0,207*** (0,043)	-0,095 (0,062)	

(Continua)

(Continuação)

	Variável dependente: preço de revenda	
	(1)	(2)
RIO DE JANEIRO	-0,123*** (0,043)	0,048 (0,062)
SAO PAULO	-0,082* (0,043)	-0,015 (0,062)
VITORIA	0,042 (0,043)	0,049 (0,062)
CURITIBA	-0,087** (0,043)	-0,015 (0,062)
FLORIANOPOLIS	0,067 (0,043)	0,153** (0,062)
PORTO ALEGRE	0,027 (0,043)	0,195*** (0,062)
TENDENCIA*BELEM	-	0,00001** (0,00001)
TENDENCIA*BOA VISTA	-0,001** (0,0004)	-0,004** (0,001)
TENDENCIA*MACAPA	0,00003 (0,0004)	0,001 (0,001)
TENDENCIA*MANAUS	-0,002*** (0,0004)	-0,004*** (0,001)
TENDENCIA*PALMAS	0,0002 (0,0004)	-0,002 (0,001)
TENDENCIA*PORTO VELHO	-0,0001 (0,0004)	-0,0002 (0,001)
TENDENCIA*RIO BRANCO	-0,001 (0,0004)	-0,004** (0,001)
TENDENCIA*ARACAJU	0,001 (0,0004)	-0,001 (0,001)
TENDENCIA*FORTALEZA	-0,0002 (0,0004)	-0,002 (0,001)
TENDENCIA*JOAO PESSOA	-0,00001 (0,0004)	-0,005*** (0,001)
TENDENCIA*MACEIO	-0,002*** (0,0004)	-0,006*** (0,001)
TENDENCIA*NATAL	-0,001*** (0,0004)	-0,002 (0,001)
TENDENCIA*RECIFE	-0,0002 (0,0004)	-0,003** (0,001)
TENDENCIA*SAO LUIS	-0,001** (0,0004)	-0,001 (0,001)
TENDENCIA*SALVADOR	-0,002*** (0,0004)	-0,0002 (0,001)
TENDENCIA*TERESINA	-0,0001 (0,0004)	-0,001 (0,001)

(Continua)

(Continuação)

	Variável dependente: preço de revenda		
_	(1)	(2)	
TENDENCIA*CAMPO GRANDE	-0,002*** (0,0004)	-0,004*** (0,001)	
TENDENCIA*CUIABA	-0,002*** (0,0004)	0,0001 (0,001)	
TENDENCIA*GOIANIA	-0,002*** (0,0004)	-0,001 (0,001)	
TENDENCIA*BELO HORIZONTE	0,0005 (0,0004)	-0,004** (0,001)	
TENDENCIA*RIO DE JANEIRO	0,0002 (0,0004)	-0,003** (0,001)	
TENDENCIA*SAO PAULO	0,001*** (0,0004)	-0,004*** (0,001)	
TENDENCIA*VITORIA	-0,001*** (0,0004)	-0,003** (0,001)	
TENDENCIA*CURITIBA	-0,001** (0,0004)	-0,001 (0,001)	
TENDENCIA*FLORIANOPOLIS	-0,001** (0,0004)	-0,003** (0,001)	
TENDENCIA*PORTO ALEGRE	-0,001*** (0,0004)	-0,004*** (0,001)	
TENDENCIA^2	-0,001* (0,0004)	-0,006*** (0,001)	
TENDENCIA^2*BELEM	-	0,00002** (0,00001)	
TENDENCIA^2*BOA VISTA	-	-0,00001 (0,00001)	
TENDENCIA^2*MACAPA	-	0,00001* (0,00001)	
TENDENCIA^2*MANAUS	-	0,00001* (0,00001)	
TENDENCIA^2*PALMAS	-	0,00000 (0,00001)	
TENDENCIA^2*PORTO VELHO	-	0,00002** (0,00001)	
TENDENCIA^2*RIO BRANCO	-	0,00001 (0,00001)	
TENDENCIA^2*ARACAJU	-	0,00001 (0,00001)	
TENDENCIA^2*FORTALEZA	-	0,00003*** (0,00001)	
TENDENCIA^2*JOAO PESSOA	-	0,00002*** (0,00001)	
TENDENCIA^2*MACEIO	-	0,00001 (0,00001)	

(Continuação)

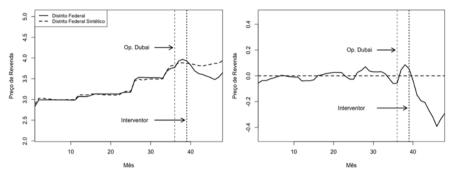
	Variável dep	endente: preço de revenda
	(1)	(2)
TENDENCIA^2*NATAL	-	0,00002** (0,00001)
TENDENCIA^2*RECIFE	-	0,0000 (0,00001)
TENDENCIA^2*SAO LUIS	-	-0,00001 (0,00001)
TENDENCIA^2*SALVADOR	-	0,00001 (0,00001)
TENDENCIA^2*TERESINA	-	0,00001* (0,00001)
TENDENCIA^2*CAMPO GRANDE	-	-0,00001 (0,00001)
TENDENCIA^2*CUIABA	-	-0,00000 (0,00001)
TENDENCIA^2*GOIANIA	-	0,00002*** (0,00001)
TENDENCIA^2*BELO HORIZONTE	-	(0,00001)
TENDENCIA^2*RIO DE JANEIRO	-	0,00003*** (0,00001)
TENDENCIA^2*SAO PAULO	-	0,00001 (0,00001)
TENDENCIA^2*VITORIA	-	0,00000 (0,0001)
TENDENCIA^2*CURITIBA	-	0,00001 (0,00001)
TENDENCIA^2*FLORIANOPOLIS	-	0,00001* (0,00001)
TENDENCIA^2*PORTO ALEGRE	-	0,00003*** (0,00001)
Constante	1,815*** (0,030)	1,882*** (0,044)
Observações	5.179	5.179
R2	0,856	0,869
R2 ajustado	0,855	0,867
Resíduo	0.210 (df = 5125)	0.200 (df = 5098)
Estatística <i>F</i>	575.401*** (df = 53,5125)	423.702*** (df = 80; 5098)

Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.1

Evolução do preço e da diferença do preço de revenda de combustível entre Distrito
Federal e mercado sintético: grupo reduzido

A.1A – Evolução do preço A.1B – Evolução da diferença do preço



Elaboração dos autores.