

Economic Analysis of Law Review

Cr terio Econ mico-Emp ricos Auxiliando a Aplica o da Lei Antitruste: Detectando Cart is por Marcadores de Colus o no Varejo de Combust veis

*Economic-Empirical Criteria Helping the Application of the Antitrust Law: Detecting Cartels by Collusion
Markers in Fuel Retail*

Seiji Kumon Fetter ¹

Escola de Economia de S o Paulo / FGV

RESUMO

Modelos te ricos de colus o t cita podem fornecer predi es sobre pre os ou outras vari veis estrat gicas que permitam a detec o de conduta anticompetitiva. Esses marcadores de colus o geram hip teses test veis sobre o comportamento c clico dos pre os, sua dispers o entre concorrentes e sua variabilidade temporal. Utilizando dados municipais mensais para pre os e custos da gasolina, regress es de painel din mico em forma reduzida s o realizadas para averiguar a ader ncia emp rica desses marcadores. Os efeitos s o identificados comparando com 10 munic pios que tiveram cart is operando no varejo de combust veis. Os resultados corroboraram as predi es de pre os antic clicos e redu o da dispers o dos pre os, ainda que com ressalvas. Por m, n o se encontrou evid ncias de aumento de volatilidade nos pre os induzidos por choques adversos de demanda, que pretende capturar uma maior frequ ncia de guerras de pre os. A redu o da volatilidade dos pre os   parcialmente confirmada.

Palavras-chave: Cartel; Colus o t cita; Varejo de gasolina; Pain is din micos.

JEL: K21, D22, L41

ABSTRACT

Theoretic models of tacit collusion may offer predictions over prices or other strategic variables that allow for the detection of anticompetitive conduct. These collusion markers generate testable implications on the cyclical movement of prices, its dispersion and its time series variability. Using municipal monthly data of gasoline prices and costs, reduced-form dynamic panel regressions are employed to assess the empirical adherence of these markers. The effects are identified through comparison against 10 municipalities, which exhibited episodes of cartelization. The results point to some evidence of countercyclical pricing and price dispersion reduction. However, no evidence is found for price wars, measured through increased price volatility due to adverse demand shocks. The prediction of price volatility reduction is partially sustained.

Keywords: Cartel; Tacit collusion; Gasoline retail; Pain is din micos.

R:15/12/2015 A:13/11/2017 P:30/12/2017

¹ E-mail:
88

1. Introdução

Ao passo que a legislação antitruste é intrinsecamente normativa, a teoria econômica, especialmente na área de Organização Industrial, pode ser vista como uma abordagem positiva complementar (WEISHAAR, S. E., 2013, p. 15). Kaplow e Shapiro (2007, p. 1094) ressaltam que uma forma de inferir poder de mercado é realizando inferências sobre o comportamento da firma, notavelmente quando as suas ações seriam irracionais, a não ser que um certo grau de poder de mercado exista ou surja como decorrência dessa conduta. Assim, modelos teóricos de colusão tácita podem fornecer previsões sobre preços ou outras variáveis estratégicas – marcadores de colusão – que permitam a detecção de conduta anticompetitiva, facilitando a investigação antitruste. Este trabalho averigua a aderência empírica desses marcadores de colusão a 10 casos observados de cartéis no varejo de combustíveis.

Cartéis estão presentes em diversos países e mercados. Analisando 133 casos providos pelos seus países membros, a Comissão de Competição da OECD (2003) encontrou cartéis nos setores de construção e materiais de construção, licitações, vendas em massa de produtos alimentícios, equipamentos elétricos, revendas de petróleo e no setor de serviços, incluindo transportes, e sistemas de saúde. Selecionando apenas 16 desses casos, em que estimativas de danos estavam mais precisas, a Comissão concluiu que mesmo esse pequeno grupo já gerava uma perda econômica de US\$55 bilhões. Levenstein e Suslow (2006), avaliando estudos de caso de cartéis que englobam as indústrias de cerveja, bromo, cimento, diamantes, açúcar e chá, entre outras, chegam à conclusão de que praticamente todos os estudos apontam para aumentos significativos dos preços praticados devido à formação dos cartéis. Em média, tais cartéis (legais e ilegais) duram 5,4 anos, podendo existir por menos de um ano (como em fosfato de alumínio) até por mais de algumas décadas (como na indústria de diamantes). Tendo em vista o potencial impacto econômico dos cartéis, as autoridades responsáveis pela defesa da concorrência são incumbidas de investigar e condenar tais acordos colusivos, que ferem a competição no mercado.

Na abordagem econômica da detecção de cartéis, a inferência da conduta dos agentes se relaciona com a estimação do poder de mercado praticado. Através da observação de variáveis econômicas, como preços e quantidades, a Nova Organização Industrial Empírica (ou NEIO, em inglês) tem fornecido o arcabouço empírico para tanto, comumente empregando modelos estruturais derivados da teoria dos jogos, explicitando o efeito da interação estratégica sobre o equilíbrio de mercado (MATSUMARA e MELLO, 2006, p.581).

Por exemplo, Nakane, Alencar e Kanczuk (2006) investigam o exercício de poder de mercado pelos bancos brasileiros, motivados pela observação de altos *spreads* bancários no país. Para testar formalmente pela presença de conduta anticompetitiva, os autores primeiro estimam a demanda por depósitos, serviços bancários e empréstimos por um modelo de escolha discreta de especificação *logit* multinomial. Após a obtenção dos parâmetros relevantes da demanda, tais informações são utilizadas na maximização dos lucros dos bancos de duas formas: primeiro, obtém-se as condições de otimização supondo competição por preços (modelo de concorrência de Bertrand; em seguida, o sistema consistente com uma maximização conjunta de lucros é calculado (cartel). O procedimento permite a inferência das margens preço-custo

absolutas nos dois modelos alternativos e comparados a dados reais de custos administrativos dos bancos. Como as margens preço-custo inferidas a partir de um modelo com concorrência Bertrand se adequaram melhor aos dados observados, os autores concluíram que não havia evidências de formação de cartel.

No procedimento ilustrado, assim como em outras abordagens típicas da NEIO, a disponibilidade de dados de preços e quantidades, assim como variáveis instrumentais necessárias para identificação, é, em geral, essencial². Assim, apesar de prover evidência empírica para a conduta efetivamente praticada, a metodologia pode não se adequar à realidade dos órgãos antitruste no que tange à detecção *exploratória* de cartéis com uma base limitada de dados, como características estruturais do mercado ou apenas uma série de preços.

Tendo em vista tais limitações práticas, Harrington Jr. (2008) resume um grupo de marcadores de colusão que, mesmo com poucos dados, permitam levantar evidências a respeito da conduta em determinado mercado. Tais marcadores se fundamentam na teoria econômica, que pode prever comportamentos distintos para uma variável econômica, como preços, *market shares* ou excesso de capacidade, supondo um equilíbrio competitivo e, alternativamente, um equilíbrio de colusão.

Assim, a observação de um marcador de colusão pode ser usada como um indicativo de presença de cartel, apesar de não ser suficiente para comprovar nem o exercício de poder de mercado, que pode ser abordado pela vertente estrutural da NEIO, nem a existência de acordos explícitos de manipulação do mercado, a qual requer uma investigação policial dos suspeitos. Portanto, o papel do marcador de colusão é o de detecção de potenciais cartéis, em meio ao processo de filtragem de dados de indústrias ou mercados diferentes, dando embasamento para investigações mais aprofundadas. Neste artigo, foca-se no estudo de marcadores que se apresentam:

- a) na relação entre preços e movimentos de demanda, sejam estes estocásticos ou determinísticos;
- b) na volatilidade temporal dos preços;
- c) na dispersão transversal dos preços.

As predições teóricas são oriundas de características intrínsecas da formação do cartel, como a necessidade de tornar a defecção indesejável ou o receio de ser detectado por uma autoridade antitruste.

Entre os mercados em que os órgãos antitruste atuam intensamente, destaca-se o de combustíveis, tanto pela sua importância econômica e estratégica, seja na indústria, transportes ou no consumo privado, assim como pelo seu histórico regulatório, com o início da liberalização dos preços dos derivativos de petróleo na década de 1990 e sua conclusão em dezembro de 2001. Há uma profusão de atos de concentração e casos de possíveis práticas anticompetitivas

² Bresnahan (1982) mostra que, na identificação do parâmetro de conduta em um sistema de demanda e oferta, a presença de uma variável exógena à equação de demanda capaz de alterar a inclinação da curva de demanda é essencial.

nesse mercado. Como o varejo de combustíveis apresentou diversos episódios de cartelização em municípios diferentes, utiliza-se essa informação exterior aos dados de mercado para estudar a evolução de diversas estatísticas sobre preços de gasolina, comparando-as com as previsões associadas aos marcadores.

Testa-se quatro hipóteses oriundas dos marcadores. Primeiro, preços em mercados locais cartelizados devem ser negativamente correlacionados com choques de demanda. Segundo, choques adversos de demanda devem ser positivamente correlacionados com a volatilidade nos preços, via indução de guerras de preços. Terceiro, a dispersão transversal de preços em cartéis deve ser menos dependente da dispersão dos custos. Quarto, a volatilidade temporal dos preços em cartéis deve ser menos dependente da volatilidade dos custos.

As hipóteses foram testadas via regressões de painéis dinâmicos, com dados de preços e custos da gasolina C. Além dos dados econômicos, datas de operações de busca e apreensão em postos de combustíveis foram pesquisadas, estudando os documentos de investigações realizadas pelo CADE, SEAE e antiga SDE.

Os resultados apontaram para a corroboração parcial dos marcadores de colusão. Preços de municípios cartelizados parecem reagir negativamente a choques positivos do PIB e ao componente sazonal do volume de gasolina comercializado. Cartéis também apresentam reduzida dispersão de preços e uma dependência negativa da dispersão de custos. Porém, não se encontrou evidências de aumento de volatilidade nos preços induzidos por choques adversos de demanda, que pretende capturar uma maior frequência de guerras de preços. A redução da correlação da volatilidade dos preços à volatilidade dos custos é parcialmente confirmada.

Conclui-se que os modelos teóricos de colusão tácita geram previsões com alguma aderência aos dados do varejo de combustíveis. Como filtros para a detecção, os marcadores de preços anticíclicos e de reduzida dispersão de preços parecem ser os mais adequados. Outro ponto que deve ser enfatizado é a significância estatística de se controlar pelos custos de aquisição do combustível: não basta a análise da evolução da margem ou de sua correlação com a dispersão para detectar cartéis. Tal fato transparece tanto quando se analisa os modelos teóricos que geram os marcadores de colusão, quanto ao se analisar os resultados empíricos das regressões. É importante que a evolução da dispersão de preços seja comparada à evolução da dispersão de custos, e as margens devem ser contrapostas às condições de demanda do mercado.

Este artigo está estruturado da seguinte forma, após esta introdução. A segunda seção faz uma revisão da literatura e apresenta as motivações teóricas e respaldo empírico dos marcadores de colusão até agora investigados. Na terceira seção, caracteriza-se o varejo de combustíveis de forma sucinta. Na quarta seção, delinea-se as hipóteses testáveis e as informações utilizadas são descritas. Na quinta seção, as regressões em painel dinâmico são aplicadas sobre cada marcador proposto, analisando-se os resultados obtidos. A sexta seção conclui.

2. Revisão da literatura de marcadores de colusão

A literatura econômica de detecção de cartéis é vasta e abarca diferentes motivações teóricas e abordagens empíricas. No que tange os marcadores de colusão, cabe discorrer tanto

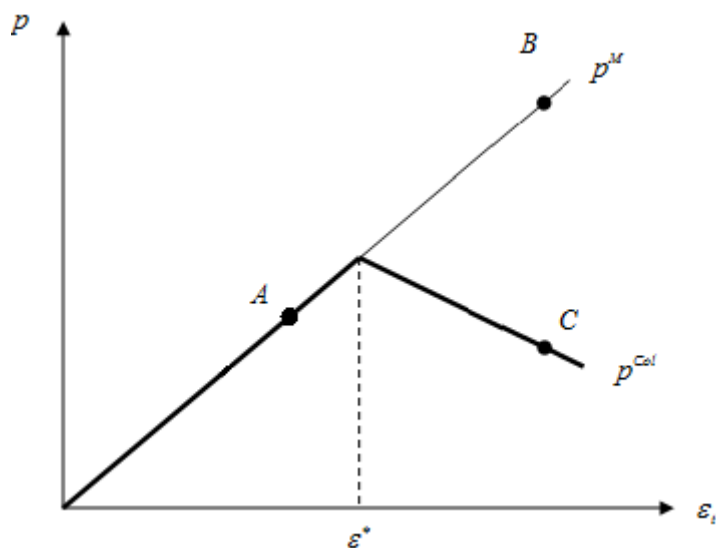
sobre trabalhos acadêmicos teóricos que os motivam, quanto a literatura econométrica que testa tais previsões.

2.1. Flutuações de demanda

O primeiro exemplo de marcador é a reação dos preços a movimentos da demanda. Rotemberg e Saloner (1986) mostram que, no modelo tradicional de sustentação de colusão em jogos repetidos, se a demanda for estocástica, escolher o preço colusivo = preço de monopólio em todos os estados da natureza pode não ser compatível em incentivos. Para inibir a defecção de um membro do cartel, o preço colusivo deve ser menor que o de monopólio em períodos de alta demanda, podendo gerar um comportamento anticíclico de preços³.

A Figura 1 ilustra a proposição dos autores, indicando o nível de preços de cartel p^{Col} e o nível de preços de um monopólio hipotético p^M , para níveis crescentes de um choque de demanda ε . A princípio, um choque de demanda alto, acima de ε^* , levaria um monopolista (assim como preços em concorrência) a elevar seu preço do ponto A ao ponto B. Porém, no caso de um cartel, quanto maior o preço de monopólio, maior o lucro de defecção (a firma que desvia se apropria de todo o lucro de monopólio até eventualmente sofrer represálias ou for descoberto). Assim, o cartel deve escolher outro preço mais baixo, em C, pois a firma que desviar do cartel competirá com os que permaneceram, só que a um nível de preços mais competitivo (não se apropriará de todo o lucro de monopólio). Assim, escolher um nível de preços mais baixo do que B, quando a demanda é alta, é ótimo para o cartel. Para um choque bem alto de demanda, o preço pode até ser menor do que o equilíbrio em demanda baixa, gerando o comportamento anticíclico.

Figura 1 – Preços de monopólio e conluio para níveis de demanda ε



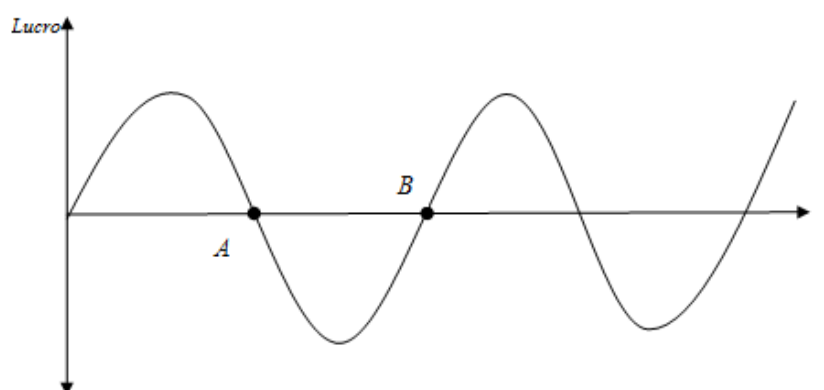
Fonte: elaborada pelo autor.

³ Tirole (1988, p. 250) ressalta que a propriedade anticíclica depende da demanda, pois, apesar de ser menor que o preço de monopólio, o preço colusivo em alta demanda pode não se tornar menor que o preço de monopólio em períodos de baixa demanda. Todavia, pode-se ver, no modelo apresentado pelo autor, que firmas suficientemente impacientes gerarão um comportamento anticíclico nos preços.

Haltiwanger e Harrington Jr. (1991) encontram resultados semelhantes quando a demanda segue um comportamento c clico determin stico (antecip vel). Como firmas impacientes atribuem maior import ncia a instantes de tempo pr ximos ao corrente, o valor presente l quido do conluio   maior na fase de crescimento do ciclo. Assim, pre os de conluio podem ser altos quando o per odo   de demanda baixa, mas antecedente   fase de expans o do ciclo. Analogamente, o pre o ser  baixo em per odos de demanda alta, se h  uma fase de recess o iminente. Segue-se que pre os ser o antic clicos, apresentando uma correla o negativa com a demanda corrente, apesar de estar positivamente correlacionadas com a demanda futura.

A Erro! Fonte de refer ncia n o encontrada. ilustra como os incentivos para desvio podem ser afetados: os pontos *A* e *B* possuem n veis de demanda iguais, mas se encontram em momentos distintos do ciclo. No curto prazo, o cartel em *A* prev  uma recess o, reduzindo os pre os combinados para que a defec o seja menos atraente. J  no ponto *B*, a previs o de um per odo de expans o permite elevar os pre os do conluio. Desta forma, pre os antecedem os ciclos, podendo exibir comportamento antic clico.

Figura 2 - Demanda c clica



Fonte: elaborada pelo autor.

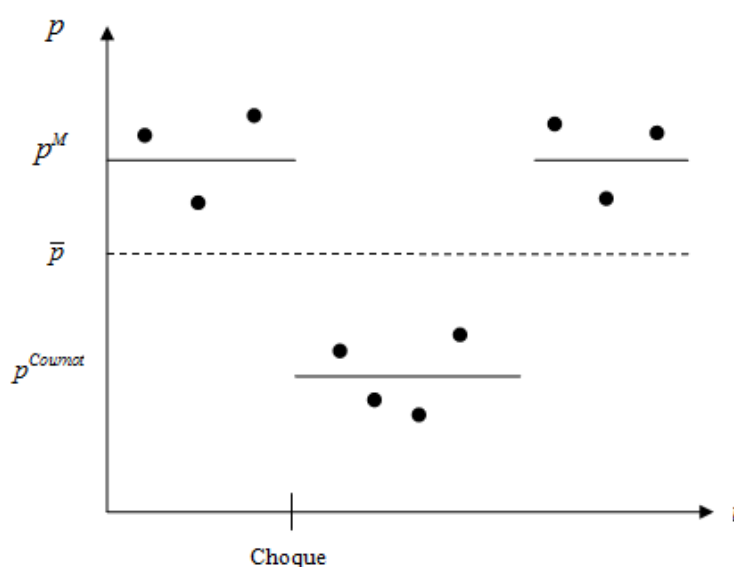
Os dois exemplos acima levam ao marcador de colus o: expans es de demanda devem reduzir pre os de cartel, ao passo que um mercado competitivo exibiria um comportamento c clico.

Por outro lado, Green e Porter (1984) sup em que choques de demanda n o s o observados e que as quantidades escolhidas pelos membros do conluio sejam imperfeitamente monitoradas. Desta forma, um choque negativo de demanda pode ser confundido com uma defec o, que tamb m reduziria o pre o de mercado. Os autores mostram que o conluio pode ser sustentado se, toda vez que o pre o de mercado se encontrar abaixo de um pre o de gatilho, as firmas joguem Cournot por um n mero fixo de per odos, retornando posteriormente   quantidade de conluio. Assim, observa-se “guerras de pre os” mesmo no caminho de equil brio. Por m, diferentemente do previsto no modelo de Rotemberg e Saloner (1986), estas ocorreriam

em períodos de baixa demanda. Logo, a observação de uma mudança de “regime” na série de preços associada a choques negativos de demanda é um marcador de colusão.

A Figura 3 ilustra as mudanças de regime: após um choque negativo de demanda as empresas passam por um período de guerra de preços, competindo a níveis de Cournot, para depois voltarem ao equilíbrio colusivo. Como as guerras de preços geram desvios em relação à média dos preços de mercado ao longo do tempo, induz-se maior volatilidade temporal dos preços. Dessa forma, o modelo de Green e Porter leva ao marcador: cartéis podem exibir maior volatilidade temporal dos preços.

Figura 3 - Guerras de preços e volatilidade



Fonte: elaborada pelo autor.

2.2 Evasão de detecção e rigidez de preços

Harrington Jr. e Chen (2006) e Harrington Jr. (2004) argumentam que a presença de uma autoridade antitruste pode afetar o comportamento dos preços colusivos, pois o cartel deseja mitigar a detecção de sua presença. Supondo que consumidores formem crenças a respeito da distribuição do crescimento nos preços, eles podem passar a desconfiar da presença de um cartel quando um ajuste alto de preços fica “muito fora” das expectativas formadas. Supõe-se que os consumidores e autoridades antitruste saibam qual deveria ser, em média, o preço de equilíbrio em concorrência, o qual depende dos custos marginais. Dessa forma, o cartel evita movimentos suspeitos dos preços, o que pode gerar um descompasso entre preços e custos.

Os autores concluem que, quando o cartel se forma, esse deve elevar seus preços de forma gradativa, com uma fase transitória pouco sensível a custos, ao invés de causar uma mudança repentina no nível de preços. O marcador de colusão, portanto, está na baixa volatilidade dos preços e sua reduzida dependência da evolução dos custos.

2.3. Informação assimétrica

No modelo de Athey, Bagwell e Sanchirico (2004), o custo das firmas é informação privada e se realiza de forma i.i.d. a cada período. Adicionalmente, não há transferências entre os membros da colusão, de forma que a divisão dos lucros é realizada através da alocação do *market share* gerada pelos preços escolhidos em comum acordo. Encontra-se que o equilíbrio estático de concorrência é um esquema de precificação estritamente crescente nos custos, ao passo que o esquema colusivo ótimo é que todas as firmas escolham o mesmo preço: o preço de reserva da demanda. Motiva-se assim o marcador de que os preços sejam pouco díspares entre membros de um cartel, apesar da existência de custos diferentes. Assim, uma reduzida dispersão de preços, especialmente se pouco relacionada à dispersão dos custos, é um marcador de colusão.

Cabe destacar este resultado e contrastar com o caso de concorrência perfeita entre firmas homogêneas e informação perfeita. É comum intuir, na prática antitruste, a potencial existência de cartel quando os preços das empresas são muito similares. Entretanto, quando os custos das firmas são similares e de conhecimento comum, também é natural que a concorrência induza preços similares, como no caso de equilíbrios de Bertrand. A inovação do trabalho de Athey, Bagwell e Sanchirico (2004) consiste, em parte, mostrar que quando os custos são diferentes e é informação privada, os preços de concorrência serão distintos dos preços em conluio não só em nível mas também em termos de dispersão entre firmas, devido à necessidade de os participantes dividirem entre si a demanda

2.4. Avaliações empíricas

Procurando testar se o poder de mercado é afetado via guerras de preços *a la* Green e Porter (1984), Ellison (1994) estima um modelo estrutural de demanda e oferta para o cartel ferroviário do Joint Executive Committee. O autor modela a probabilidade da existência de guerras de preços via uma função *logit*, encontrando significativo poder de mercado e que as probabilidades de transição entre regimes são afetadas por variáveis associadas à teoria, como o aumento significativo de *market share* de uma firma. Testando em seguida o modelo de Rotemberg e Saloner (1986), a razão entre a demanda futura esperada e demanda corrente é incluída. Esperava-se que essa razão tivesse efeito negativo sobre o poder de mercado exercido e sobre a probabilidade de guerras de preços, mas os resultados não corroboraram a teoria.

Examinando a aplicabilidade dos modelos de colusão, de Roos (2006) utilizou dados de preços e quantidades no mercado de lisina para estimar o poder de mercado realizado pelo cartel. Possuindo informações provenientes de reuniões entre membros do cartel, foi possível identificar os períodos em que o grupo conseguia atingir um acordo de cotas de produção e quando guerras de preços aconteceram. Contudo, os *mark-ups* observados diferiram substancialmente do teórico, estando abaixo do nível de Cournot, tanto em fases cooperativas como em fases de guerras. O autor atribui essa falta de poder preditivo à falta de modelagem de outros elementos que definiram as atividades do cartel, como a entrada de um grande concorrente, investimentos e questões de barganha entre as partes.

Jiménez e Perdiguero (2011) analisam a evolução dos preços de gasolina dos postos nas Ilhas Canárias, encontrando uma associação positiva entre rigidez dos preços e o nível de competitividade dos mercados. Bolotova, Connor e Miller (2008), por sua vez, testam por quebra estrutural na variância condicional dos preços de lisina e ácido cítrico, associada à condenação de cartéis nesses mercados nos Estados Unidos. Os autores encontram um aumento de preços durante o período colusivo em ambos os mercados e uma redução da variância no cartel de lisina, mas a variância para ácido cítrico pareceu aumentar no período, ainda que de forma estatisticamente não significativa.

Com uma metodologia similar, Vasconcelos e Vasconcelos (2008) testam pela redução de volatilidade na série de preços médios semanais de gasolina em São Paulo, Florianópolis e Recife no ano de 2006. Conclui-se que existem evidências de redução da variância nesses mercados durante períodos de altos preços, mas o coeficiente estimado só foi significativo para Recife.

Abrantes-Metz *et al* (2006) estudam a evolução do preço médio e do coeficiente de variação (desvio padrão do preço dividido pelo preço médio) ao redor do colapso de uma conspiração em uma licitação pública de fornecimento de alimentos. Os autores notam que, após a dissolução do cartel, o nível dos preços caiu em 16% e a dispersão dos mesmos aumentou em 263%. Nunes e Gomes (2005) também estabelecem uma correlação negativa entre dispersão de preços e margens entre postos de gasolina no estado de São Paulo. Similarmente, Araújo Jr. *et al.* (2011) obtêm a relação, mas em nível nacional. Estes autores também notam que a dispersão de preços é significativa para explicar as margens preço-custo mesmo após controlar por outros fatores, como o número de empregados nos postos, número de competidos nas proximidades e estar em uma avenida principal ou não.

E possível ver que os modelos que geram os marcadores de colusão não são e não tentam ser consistentes si. Por exemplo, um choque alto de demanda levaria a uma redução de preços no modelo de Rotemberg e Saloner (1986), mas a um aumento dos preços, possivelmente escapando e uma guerra de preços. Este trabalho visa contribuir para esta literatura, testando quais se adequam ao varejo de combustíveis.

3. O Varejo de combustíveis

O setor de combustíveis é estruturado em etapas de produção, distribuição e revenda. Na primeira etapa, dominada pela Petrobrás no nível nacional, refinarias e petroquímicas produzem gasolina A, diesel, óleo combustível, querosenes e a gasolina de aviação. Usinas de cana produzem etanol hidratado ou anidro. Na segunda, distribuidoras compram os combustíveis das refinarias e os armazenam, realizando as misturas necessárias, como na composição da gasolina C (atualmente com 20% de etanol anidro).

Uma primeira fonte de concorrência é gerada na distribuição, em que empresas nacionais e estrangeiras se diferenciam entre marcas comerciais, ou bandeiras. De acordo com o Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2011), 501 bases de distribuição estavam autorizadas para operar em 2010. Ainda assim, aproximadamente

80% do mercado é dominado pelas empresas associadas à SINDICOM, incluindo BR, Ipiranga, Shell e Cosan.

Desde a Resolução nº 07/2007 da ANP, as distribuidoras não podem mais vender combustíveis para postos de abastecimento de bandeira diferente. Porém, postos de bandeira branca podem adquirir combustíveis de qualquer distribuidora. Pinto e Silva (2008) argumentam que a diferenciação nos contratos estabelecidos (com ou sem exclusividade) afeta os preços de equilíbrio, concluindo que a presença de postos de bandeira branca reduz os preços e torna o mercado mais competitivo. Empiricamente, Nunes e Gomes (2005) encontram uma relação positiva entre a proporção de postos de bandeira branca e a dispersão dos preços em São Paulo.

No varejo de combustíveis, 98% das vendas de gasolina, etanol e GNV e 56,8% das vendas de diesel é efetuada por postos revendedores, em que o restante é comercializado por Transportadoras Revendedoras Retalhistas (TRRs). Os destinos finais dos combustíveis vendidos em postos são veículos automotivos, enquanto as TRRs vendem diretamente para indústrias, agricultura e aviação.

Ao final de 2011, 39.449 postos de gasolina operavam no país. A Tabela 1 mostra sua distribuição entre unidades da federação e a proporção de postos de bandeira branca em cada estado. Apesar da grande quantidade de estabelecimentos, na prática o segmento se caracteriza por mercados locais que podem variar muito no nível de competitividade. Por exemplo, o município de Cruzeiro do Sul, no Acre, possuía 28 postos, enquanto a cidade de São Paulo possuía 2.049.

Tabela 1 - Distribuição estadual de postos revendedores de combustíveis e proporção de postos de bandeira branca em 22/11/2011

Estado	Total de postos	Band. Branca	Estado	Total de postos	Band. Branca
Acre	149	34%	Paraíba	653	53%
Alagoas	513	46%	Pará	955	52%
Amapá	120	39%	Pernambuco	1.384	40%
Amazonas	598	30%	Piauí	730	68%
Bahia	2.270	57%	Rio de Janeiro	2.210	42%
Ceará	1.313	42%	Rio Grande do Norte	562	31%
Distrito Federal	319	21%	Rio Grande do Sul	3.155	18%
Espírito Santo	623	26%	Rondônia	503	50%
Goiás	1.474	61%	Roraima	111	56%
Maranhão	1.189	66%	Santa Catarina	2.156	26%
Mato Grosso	1.058	62%	Sergipe	260	22%
Mato Grosso do Sul	598	32%	São Paulo	9.152	45%
Minas Gerais	4.212	43%	Tocantins	383	66%
Paraná	2.799	48%			
Brasil	39.449	43%			

Fonte: Consulta Web de postos revendedores em <http://www.anp.gov.br>.

Nota: Apenas postos autorizados pela ANP estão contabilizados.

Postos de abastecimento e distribuidoras se tornaram livres para precificar seus produtos após o processo de liberalização do mercado. Entretanto, o governo brasileiro costumeiramente influencia os preços da gasolina, reduzindo impostos e, mais recentemente, a proporção de etanol anidro de 25% para 20% em sua composição no ano de 2011.

O mercado internacional também influencia os preços nacionais, devido a oscilações no preço internacional do petróleo. Todavia, a Petrobrás mantém uma política de redução do repasse da volatilidade externa aos preços internos, realizando reajustes nos preços da gasolina A com menor frequência e intensidade que o mercado.

Sendo produtos homogêneos, os combustíveis automotivos são vendidos, essencialmente, sob competição em preços. Como o maior componente de custos de um posto é o custo de mercadorias vendidas, a modelagem econômica desse segmento costuma considerar que os custos marginais sejam constantes (preço de atacado). Sob estas condições, espera-se que a competição seja acirrada, com pouco espaço para *mark-ups* significantes. Porém, a diferenciação horizontal tanto entre marcas (ou entre postos de bandeira colorida e bandeira branca) como

entre aspectos particulares de cada posto (localização, loja de conveniência, qualidade do serviço, etc.) podem motivar certa retenção de poder de mercado.

O mercado também é caracterizado por consideráveis barreiras regulatórias à entrada. O posto precisa tanto de licenças ambientais como da autorização da ANP, entre outras formalidades, para poder entrar em operação.

Combinando os elementos citados à facilidade de se monitorar os preços de concorrentes (obrigatoriamente postados de forma visível) e à presença de sindicatos de classe (muitas vezes padronizando práticas comerciais), é possível cogitar que o varejo de combustíveis seja indutivo à conduta colusiva. Além disso, os aspectos listados, grosso modo, se adequam a diversas hipóteses utilizadas nos modelos teóricos comentados na seção 2, como custos marginais constantes. Em suma, o mercado em questão parece ser um bom candidato para o estudo dos marcadores de colusão.

4. Estratégia empírica

Nesta seção, a estratégia empírica para a identificação da presença dos marcadores é discutida. Primeiramente, as principais hipóteses a serem testadas são enumeradas. Em sequência, a base de dados e a construção das variáveis são explicadas, seguidas de breve análise descritiva. Por fim, certas suposições gerais e ressalvas são feitas.

4.1. Hipóteses

Por “presença” de um marcador, entende-se que o mesmo deve tanto ser observado da forma descrita, como também ser induzido pelo mecanismo que o modelo teórico prevê. Por exemplo, o modelo de Athey, Bagwell e Sanchirico (2004) mostra que cartéis podem estar associados a uma baixa dispersão *cross-section* dos preços. Não basta, entretanto, mostrar que cartéis apresentam uma dispersão relativamente baixa, mas também é necessário estabelecer que parte dessa redução se deve à menor dependência dos preços em relação aos custos, que é a característica essencial do equilíbrio colusivo.

Para tanto, uma forma reduzida pode ser estimada, verificando se as variáveis relacionadas ao funcionamento do marcador surtem o efeito prescrito pelo mesmo. Trata-se da mesma abordagem que Borenstein e Shepard (1996), ao investigarem a covariância entre *mark-up* e demanda futura esperada, condicional ao nível corrente de demanda. Dessa forma, compara-se essa relação entre empresas em níveis “comparáveis” de demanda, isto é, mantendo a demanda corrente fixa. Espera-se que uma demanda futura esperada maior permita que o cartel aumente os preços correntes, tendo assim um coeficiente positivo na regressão.

As hipóteses a seguir traduzem os marcadores discutidos na seção **Erro! Fonte de referência não encontrada.** para afirmações empiricamente testáveis entre dos mercados municipais de revenda de combustíveis:

Hipótese 1: (Marcador 1) Os preços de gasolina em municípios com cartéis são negativamente ou relativamente menos correlacionados a choques correntes de demanda e sua sazonalidade.

O marcador 1 propõe que preços praticados pelo cartel sejam anticíclicos (a partir de certo nível de demanda), ao passo que preços competitivos seriam cíclicos. Para testar pela presença desse marcador, é necessário obter alguma *proxy* de demanda. A renda disponível acompanha a tendência do volume comercializado de gasolina e é intuitivo que seja considerado um deslocador de demanda. Porém, suas flutuações mensais não se encaixam na sazonalidade do volume de gasolina. Dessa forma, optou-se por duas abordagens complementares para identificar o efeito do primeiro marcador: (i) com dados anuais usando o PIB municipal e (ii) com dados mensais utilizando a sazonalidade dos volumes estaduais de gasolina comercializados pelas distribuidoras.

Hipótese 2: (Marcador 2) A volatilidade dos preços de gasolina é negativamente relacionada a choques de demanda.

Uma observação feita por Harrington Jr. (2008, p.242) motiva a identificação desse marcador: se cartéis passam por guerras de preços induzidas por choques de demanda, então é esperado que as mudanças de regime gerem maior volatilidade nos preços médios do município. **A Erro! Fonte de referência não encontrada.** mostra a evolução dos preços (pontos) e suas médias (retas horizontais) quando um cartel sofre um choque negativo de demanda, passando por um período de reversão a Cournot.

Como não é possível descobrir a frequência com a qual as mudanças de regime ocorrem, algum período arbitrário deve ser escolhido sobre o qual calcular a volatilidade. Optou-se por utilizar o desvio padrão dentro de um ano dos preços municipais mensais, compatibilizando a medida com os dados anuais do PIB municipal.

Hipótese 3: (Marcador 3) A dispersão *cross-section* de preços é menor em municípios com cartéis e menos correlacionada à dispersão de custos.

Ao passo que diversos estudos encontram uma reduzida dispersão de preços entre membros de cartéis, a origem dessa relação pode se situar em fundamentos não contemplados pelo terceiro marcador. Por exemplo, a utilização de um preço único ou padronizações práticas podem reduzir a complexidade dos contratos entre membros do cartel, mas não estarem relacionadas a custos. Além disso, preços similares facilitam o monitoramento do desvio, reduzindo os custos de transação para estabelecer a colusão. Para testar a teoria que leva ao marcador 3, portanto, é imprescindível que a redução da dispersão também ocorra via a relação entre preços e custos.

Hipótese 4: (Marcador 4) A volatilidade dos preços de gasolina é menor e menos correlacionada com a volatilidade dos custos em municípios com cartéis.

Os modelos de Harrington Jr. e Chen (2006) e Harrington Jr. (2004) analisam a evolução dos preços ao redor da formação de um cartel, pois as firmas buscam alterar o patamar corrente dos preços, em nível competitivo, para o preço colusivo. Tomando certa liberdade, propõe-se que o comportamento deduzido nos estudos é válido para outras fontes de mudanças no patamar de preços, como mudanças no nível dos custos e no grau de competitividade. A intuição de que a trajetória para o novo patamar deve ser mais rígida, visando evitar a detecção, permanece.

Portanto, controlando-se por choques agregados e pela volatilidade dos custos, preços rígidos e pouco sensíveis aos custos marcam a presença de um cartel.

4.2. Base de dados

Para testar as hipóteses acima, quatro fontes de informações são combinadas: dados do produto interno bruto dos municípios provenientes do IBGE, tamanho da frota de veículos apurado pelo DENATRAN, informações de preços e quantidade comercializada de gasolina da ANP e datas e locais de cartéis em postos de gasolina obtidos com a SDE e o CADE.

O IBGE disponibiliza dados do PIB municipal e sobre produtos impostos (milhares de reais de 2000) com frequência anual. Para as estimações, subtraiu-se do PIB o valor dos impostos para obter uma estimativa de renda disponível em cada município para os anos de 2001 a 2009. O DENATRAN disponibiliza o tamanho da frota de veículos emplacados mensalmente para todos os municípios entre 2003 e 2011. Para 2001 e 2002, apenas dados municipais anuais estão disponíveis.

A base da ANP consiste, primeiramente, de um banco de dados proveniente de seu Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis, com frequência semanal, obtendo os preços de bomba e custos de aquisição da gasolina C (R\$/litro), além da bandeira, para 20.868 postos de gasolina distribuídos ao longo de 555 municípios⁴.

De acordo com a metodologia da pesquisa, os municípios e sua participação na amostra foram escolhidos a partir de critérios econômicos, para que preços municipais sejam representativos. Dentro de cada município, porém, os postos são semanalmente selecionados aleatoriamente para a pesquisa (ANP, 2010b, p. 3).

Diversas estatísticas são calculadas a partir da pesquisa de preços para formar um painel de municípios observados ao longo de julho de 2001 a outubro de 2011. Tal nível de agregação é justificado pelo fato de que o mercado relevante da revenda de gasolina costuma ser o município. Para grandes metrópoles, o mercado pode ser fragmentado em diversas zonas e, para municípios pequenos, postos de cidades vizinhas podem afetar o mercado local. Portanto, essa delimitação tem certo grau de arbitrariedade, mas faz sentido do ponto de vista pragmático para se ter uma ideia geral do comportamento dos preços locais.

Primeiramente, o preço médio municipal semanal e o desvio padrão municipal semanal são calculados. Então, o preço médio municipal mensal é calculado pela média dos preços médios semanais. A dispersão de preços é calculada pela média mensal das dispersões semanais. Como o tamanho da amostra semanal pode ser pequeno para municípios com poucos postos, a redução da variância das estimativas ao se tomar a dispersão média é importante. A volatilidade mensal dos preços é calculada, por sua vez, pelo desvio padrão do preço médio semanal. As mesmas estatísticas são calculadas para o custo da gasolina.

Outra medida obtida pelos dados desagregados é a proporção de postos de bandeira branca. Calculando a proporção semanalmente, por município, sua média mensal é utilizada

⁴ De acordo com o estado da pesquisa em abril de 2010.

como um indicador de competitividade no mercado local. Junto à frota municipal de veículos, que fornece uma medida do tamanho do mercado⁵, e ao custo da gasolina, estas variáveis fornecem um controle apropriado para tornar a oferta de gasolina comparável entre municípios. A heterogeneidade remanescente é controlada por efeitos fixos, que capturam condições específicas locais e invariantes, como distâncias dos postos a centrais distribuidoras, policiamento local e concentração geográfica dos postos.

A segunda base de dados da ANP são os volumes estaduais mensais de gasolina comercializada (m³), informados pelas distribuidoras. A medida é utilizada para capturar os movimentos sazonais da demanda. A variação interestadual é de interesse, pois permite que efeitos agregados do tempo permaneçam nas regressões, um controle importante para o varejo de combustíveis, que sofre choques exógenos externos.

Preços e custos estão em reais por litro, mas são trazidos para reais de outubro de 2011 pelo IPCA. A mesma transformação é utilizada para o PIB nominal líquido de impostos. Controla-se pelos efeitos da inflação nas medidas de dispersão e volatilidade mediante inclusão do efeito agregado do período. Todas as variáveis, excetuando a proporção de bandeira branca, estão em logaritmos, permitindo interações multiplicativas entre as mesmas e uma interpretação mais natural para os efeitos das variáveis explicativas, dado o longo período e variedade transversal abrangido pela base de dados.

A Tabela 2 descreve as propriedades das principais variáveis na base (já em logs) e sua notação nas equações dos modelos econométricos. Preços, custos e a proporção de bandeira branca apresentam variabilidade comparável no tempo e no espaço, mas a frota de veículos apresenta uma variabilidade *cross-section* muito menor do que na dimensão temporal, assim como o PIB e os volumes comercializados de gasolina.

Tabela 2 - Propriedades temporais e *cross-section* das principais variáveis

⁵ Essa medida não leva em conta o sucateamento de veículos.

Variável	Símbolo	Abrangência	Média	Desv. Pad.	Mín.	Máx.	Observações
		total	1,14	0,09	0,88	1,57	N ⁽¹⁾ 63.177
Preço	P	<i>between</i>		0,05	1,03	1,41	n ⁽²⁾ 556
		<i>within</i>		0,07	0,90	1,37	T-bar ⁽³⁾ 113,63
		total	0,98	0,08	0,76	1,27	N 59.692
Custo	C	<i>between</i>		0,04	0,92	1,13	n 555
		<i>within</i>		0,07	0,75	1,19	T-bar 107,55
		total	0,30	0,22	0,00	1,00	N 63.178
Proporção de bandeira branca	B	<i>between</i>		0,17	0,00	0,99	n 556
		<i>within</i>		0,15	-0,49	1,19	T-bar 113,63
		total	10,19	1,29	0,00	15,70	N 55.923
Frota	F	<i>between</i>		1,29	5,06	15,47	n 556
		<i>within</i>		0,27	2,19	11,38	T-bar 100,58
		total	-3,42	2,36	-37,38	-1,16	N 61.983
Dispersão do preços	$dp(p)$	<i>between</i>		1,71	-25,45	-2,07	n 556
		<i>within</i>		1,96	-36,37	18,42	T-bar 111,48
		total	-3,29	0,64	-36,94	-0,85	N 58.168
Dispersão do custo	$dp(c)$	<i>between</i>		0,32	-6,64	-2,51	n 555
		<i>within</i>		0,58	-35,14	1,74	T-bar 104,81
		total	-6,01	6,07	-36,59	-0,65	N 59.771
Volatilidade do preço	$v(p)$	<i>between</i>		2,19	-18,65	-3,53	n 556
		<i>within</i>		5,76	-38,00	10,39	T-bar 107,50
		total	-4,68	1,80	-36,39	-0,52	N 57.751
Volatilidade do custo	$v(c)$	<i>between</i>		0,31	-6,60	-3,84	n 555
		<i>within</i>		1,78	-36,05	0,22	T-bar 104,06
		total	13,50	1,27	10,19	19,24	N 4.564
PIB líquido	Y	<i>between</i>		1,28	10,42	18,97	n 556
		<i>within</i>		0,11	12,90	14,05	T-bar 8,21

		total	11,65	1,24	6,97	13,76	N	63.178
Quantidade	Q	<i>between</i>		1,23	8,26	13,30	n	556
		<i>within</i>		0,18	10,17	12,36	T-bar	113,63

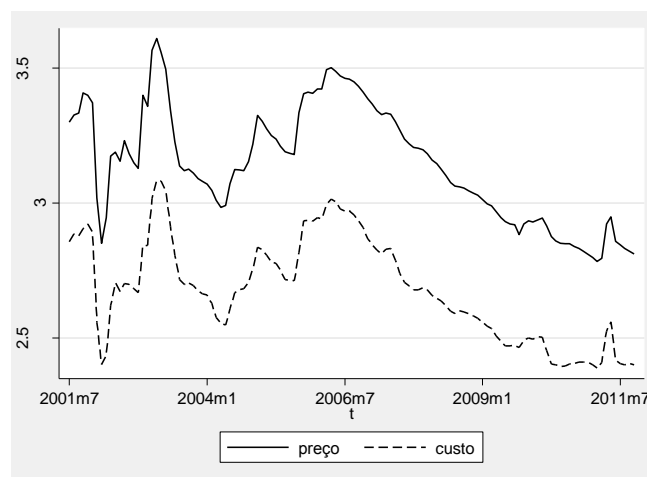
Fonte: Base elaborada a partir de dados do IBGE, DENATRAN e ANP.

- (1) Total de observações na base.
- (2) Total de municípios.
- (3) Número médio de períodos com observações.

A base mensal abrange um máximo de 124 meses e a base anual contém 9 anos, mas em média, devido ao atrito e à reformulação da pesquisa de preços em 2004⁶, municípios são observados por volta de 110 meses e 8,21 anos. É contado um máximo de 556 municípios, pois um deles deixou de ser integrante da pesquisa a partir de sua reformulação.

O Gráfico 1 mostra a evolução temporal dos preços e custos da gasolina (sem logs) a preços de outubro de 2011. Os valores são as médias nacionais da amostra em cada mês e mostram que os preços não têm acompanhado a inflação no final da amostra. Também é possível ver que preços e custos andam de forma paralela e ambas parecem exibir alguma tendência. O início da amostra apresenta maior variabilidade, o que é condizente com as características do período, em que a Petrobrás realizava ajustes mais frequentes no preço da gasolina A devido à volatilidade do preço do petróleo.

Gráfico 1 - Preços e custos da gasolina em R\$/l de 2011/10 (médias nacionais)



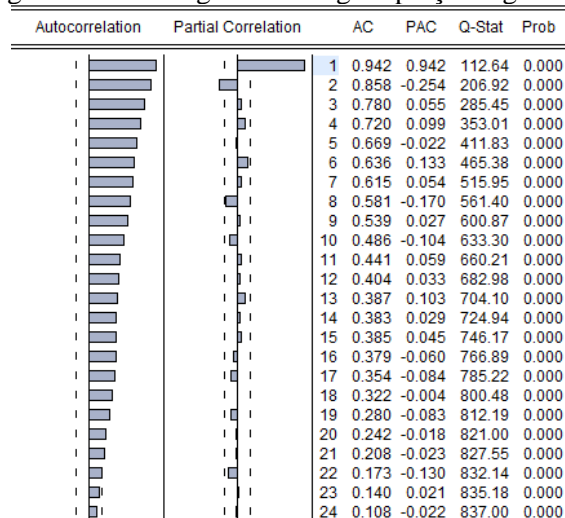
Fonte: elaborado pelo autor utilizando dados da ANP e IBGE.

Investigando a tendência nos dados de preços e custos, a Figura 4 mostra que a autocorrelação da série do log do preço demora a decair e que sua primeira autocorrelação é próxima

⁶ A ANP expandiu o número de municípios pesquisados de 411 para 555 de abril para maio de 2004. Os dois primeiros meses da pesquisa em 2001 apresentam uma quantidade menor de municípios, devido à fase de implantação da mesma. Em alguns pontos da amostra, como setembro e outubro de 2009, a amostra também foi reduzida, devido a problemas técnicos da pesquisa. Vide o *site* da ANP para maiores detalhes.

de 1 (124 observações). Os testes de raiz unitária KPSS, ADF e DFGLS apontam com unanimidade para a presença de uma tendência estocástica na série do log do preço da gasolina. O teste KPSS rejeita estacionariedade a 1% e os testes ADF e DFGLS não rejeitam a presença de raiz unitária a 1%. Os testes são realizados incluindo constante e tendência, que aparecem significativas. Um fator que deve ser levado em consideração é que o preço de gasolina não é um passeio aleatório com *drift* puro, pois a primeira defasagem da primeira diferença do preço é significativa para controlar a correlação serial.

Figura 4 - Correlograma do log do preço da gasolina



Fonte: elaborado pelo autor utilizando dados da ANP.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária sobre log dos preços

Estatística ⁽¹⁾	KPSS ⁽²⁾	ADF ⁽³⁾	DFGLS ⁽⁴⁾
LM-Stat	0.21944	-2.85713	-2.85167
1% level	0.216	-4.035	-3.5536
5% level	0.146	-3.44707	-3.008
10% level	0.119	-3.14858	-2.718
<hr/>			
Coefficientes de regressões	KPSS	ADF	DFGLS
<hr/>			
P_{t-1}		-0.09533*	-0.09335*
ΔP_{t-1}	-	0.323424*	0.323591*
Constante	1.213024*	0.115589*	-
Tendência	-0.00116*	-0.00012**	-
T	124	122	122

Fonte: Estimacões a partir de dados da ANP.

Nota: * é significativa a 1%. ** é significativa a 5%.

- (1) A estatística de teste é comparada aos valores críticos nos três níveis.
- (2) O teste KPSS é um teste semiparamétrico após a regressão do preço em constante e tendência.
- (3) A variável dependente é a primeira defasagem do preço.
- (4) A variável dependente são os resíduos quasidiferenciados após destrendamento.

4.3. Cartéis

Segundo Ragazzo e Silva (2006, p. 9), “cartel é a infração à ordem econômica consubstanciada no acordo entre concorrentes para o fim de fixar condições de mercado”. Apesar de os modelos econômicos discutidos apresentarem a racionalidade pela qual um grupo de firmas pode sustentar um poder de mercado acima do competitivo, em nenhum momento foi necessário que as partes se encontrassem para estabelecer um acordo.

Os marcadores analisados são embasados em modelos de conluio tácito, ao passo que cartéis requerem um acordo explícito entre concorrentes para ser caracterizado como tal. Porém, para identificar os cartéis entre os municípios contemplados pela base de dados, utiliza-se informações provenientes das investigações do SBDC no varejo de combustíveis. Dessa forma, os resultados empíricos proverão evidências não só da aplicabilidade dos marcadores, mas também da utilidade em se modelar o comportamento de cartéis via modelos de colusão tácita.

Idealmente, o econometrista poderia testar as diferenças entre preços de municípios com e sem cartéis por meio do conhecimento de todas as ocorrências de conluio. A própria natureza

do objeto de estudo, entretanto, não permite tal observação: o caráter ilegal da atividade concertada restringe a observação de cartéis a apenas aqueles eventualmente denunciados e investigados. Esse empecilho torna impossível dividir a amostra perfeitamente entre um grupo “tratado” e outro de “comparação”, como é o padrão. Alguns autores, como Vasconcelos e Vasconcelos (2008), procuram, por movimentos anômalos nos preços, sugerir “períodos” de colusão e assim testar as peculiaridades do cartel. Outros, como Borenstein e Shepard (1996) preferem estudar as propriedades da amostra inteira: se os efeitos do cartel são suficientemente fortes, então os parâmetros estimados “na média” podem acusar os efeitos esperados.

Na abordagem deste artigo, uma solução intermediária é encontrada: o critério adotado para definir a existência de um cartel é a realização de uma operação de busca e apreensão no município. Como tal operação e os procedimentos jurídicos e administrativos associados são custosos, conjectura-se que a SEAE/SDE efetivam a busca de provas apenas quando houver um nível muito alto de suspeita de cartel. Além disso, em diversos casos, como em Santa Maria/RS, provas de fixação de preços via escuta telefônica já estavam disponíveis antes da realização das operações. Desta forma, algum conhecimento preciso a respeito da presença de cartéis é utilizado, mas reconhece-se que o grupo de comparação contém, possivelmente, diversos episódios de cartelização. Propõe-se que tal abordagem gere “efeitos tratamento” viesados para zero, mas é possível que a amostra indique os efeitos preconizados pelos marcadores se esses forem suficientemente fortes relativamente ao município médio.

Através da análise dos documentos disponibilizados no *site* do CADE e da colaboração de membros da antiga SDE, a seguinte lista foi formada, informando o município no qual havia o cartel e o mês da busca e apreensão realizada.

Tabela 4 - Relação de municípios com cartéis e datas de busca e apreensão

Estado	Município	Data da operação
Paraná	Londrina	08/2007
	Cambe	
Paraíba	João Pessoa	05/2007
Pernambuco	Recife	
Mato Grosso	Cuiabá	04/2008
	Várzea Grande	
Minas Gerais	Belo Horizonte	07/2008
Piauí	Teresina	12/2007
Goiás	Goiânia	05/2011
Rio Grande do Sul	Santa Maria	04/2004

Fonte: CADE e SDE.

Nota: Mais de um município pode ser especificado no mesmo estado se os documentos de investigação concluírem que o mercado relevante engloba essas outras localidades.

A Tabela 4 não exaure os casos de cartéis no varejo de combustíveis. Por exemplo, o cartel de Lajes/SC foi condenado em 2003 e o em Campinas/SP foi condenado em 2007. Entretanto, nos demais casos, a realização das investigações precede o período contemplado pela amostra, julgando-se melhor não incluir tais municípios. Formalmente, supõe-se que, após a operação de busca e apreensão, o cartel se dissolve, ou ao menos não continua exercendo efeito significativo sobre as variáveis econômicas analisadas.

Além do período de término, escolhe-se também o período de início do cartel. No caso, optou-se por considerar todos os meses prévios à operação de busca como sendo o período de atividades do cartel. É plausível acreditar que essa especificação gerará estimativas conservadoras, pois o efeito da cartelização será capturado pela mensuração do quanto esses municípios se diferenciaram dos demais. Se a variável indicadora de cartel erroneamente considerar um período competitivo como um colusivo, então é de se esperar que seu efeito sobre o estimador do parâmetro de interesse seja o de reduzir a diferença calculada entre cartéis e municípios competitivos.

Pela mesma linha de argumento, supõe-se que não conhecer a verdadeira população de cartéis pode afetar o poder dos testes aplicados, mas gera estimativas conservadoras. Se diversas observações forem consideradas como do grupo de comparação quando, na verdade, contém cartéis, então estatísticas entre os “não tratados” apresentarão resultados distintos do esperado para mercados competitivos. Entretanto, esse viés será na mesma direção que a diferença entre os cartéis observados e os municípios efetivamente competitivos, portanto reduzindo a chance de interpretações errôneas a partir dos resultados.

Duas variáveis são adicionadas à base. A primeira, K_i , indica se o município i apresenta ou não um cartel, em qualquer ponto da amostra, valendo 1 caso positivo e 0 caso contrário.

Portanto, é análoga à *dummy* de “tratamento” na literatura de avaliação de impacto. A segunda, D_{it} , vale 1 apenas para municípios com $K_i = 1$ e durante os períodos prévios e incluindo o mês de busca e apreensão. Ao todo são 768 observações de preços sob cartel, dentro de um total de 62.409 observações na base.

5. Especificações econométricas e resultados

Nesta seção, as hipóteses elaboradas na estratégia empírica são testadas através da estimação de modelos de regressão linear em painéis estáticos e dinâmicos com heterogeneidade não observada. Apesar de os marcadores lidarem com diferentes variáveis dependentes, a especificação da regressão não se altera muito. Cada marcador terá seu modelo econométrico específico, mas a abordagem e hipóteses, como exogeneidade ou predeterminação, são relativamente comuns ao longo de toda a seção.

5.1. Marcador 1: Preços anticíclicos

Para testar a primeira hipótese, dois modelos complementares são estimados. O primeiro utiliza uma base anual, calculando as médias anuais dos preços médios mensais e demais variáveis, permitindo realizar regressões com o PIB municipal. O segundo modelo utiliza a base mensal e testa a relação entre preços e sazonalidade embutida nos volumes comercializados de gasolina.

5.1.1. Modelo anual

Utilizando médias anuais, o primeiro modelo é dado por:

$$\begin{aligned} p_{it} &= v_{it} + \rho p_{i(t-1)} + \beta_1 c_{it} + \beta_2 B_{it} + \beta_3 F_{it} + \beta_4 Y_{it}^{Tr} + \beta_5 Y_{it}^{Lrr} + \delta_1 D_{it} + \delta_2 Y_{it}^{Lrr} D_{it} + \varepsilon_{it} \\ v_{it} &= \alpha + a_i + \lambda_t \end{aligned} \quad (1)$$

onde i indexa o município e t , o ano. α é a constante geral, a_i são os efeitos fixos interpretados como desvios da constante, λ_t é o efeito agregado do período e ε_{it} é o erro idiossincrático, suposto i.i.d. ao longo do tempo e municípios.

Duas novas variáveis estão presentes em (1): Y^{Tr} e Y^{Lrr} . Para capturar a ideia de choques não previstos de demanda, a série temporal do (log do) PIB municipal líquido de impostos (Y) foi regredida em uma constante e tendência, salvando seus resíduos como Y^{Lrr} . Essa variável é interpretada como desvios (choques) do comportamento de longo prazo, ou tendência linear, Y^{Tr} .

Outro detalhe importante está na reformulação da *dummy* de cartel, D_{it} , pois a data da busca e apreensão pode ocorrer no meio do ano. Escolheu-se manter $D_{it} = 1$ pelo restante do ano se a busca ocorreu após julho, e trocou-se por 0 quando ocorreu até junho.

Os parâmetros de principal interesse são β_5 e δ_2 . O primeiro, se positivo, indica que preços variam positivamente com choques de renda, de modo geral. Se o marcador estiver presente, então é de se esperar que δ_2 seja negativo. Como argumentado anteriormente, mesmo um cartel

não apresentará, necessariamente, preços anticíclicos, logo $\beta_5 + \delta_2 > 0$ é um resultado teoricamente justificado. Mesmo assim, $\delta_2 < 0$ já é uma evidência pelo marcador, pois cartéis seriam, em média, menos positivamente correlacionados com Y_{it} . Por sua vez, se $\beta_5 + \delta_2 < 0$, então os preços sob cartel são, em média, anticíclicos, corroborando o marcador.

Faz-se a ressalva de que, se $\beta_5 < 0$, então o marcador não é válido, independentemente de δ_2 ser negativo. Seja esse o caso, tanto o preço sob competição como o preço sob colusão seriam anticíclicos. Assim, os dados não permitiriam identificar cartéis apenas através da relação dos preços com flutuações de demanda. Nesse caso a premissa básica do efeito positivo dos choques nos modelos do marcador 1 seria violada.

A presença da primeira defasagem é justificada tanto pela alta persistência da série do preço de gasolina, conforme os testes de raiz unitária mostraram, como de um ponto de vista teórico. Eckert (2011) realiza uma resenha de estudos empíricos no varejo de combustíveis, constatando que a literatura aponta para a existência de assimetrias nos ajustes de preços relacionados choques de custos: preços sobem mais facilmente do que descem. A justificação teórica se dá pela existência de *search costs*, em que o custo do consumidor em verificar a alternativa mais barata no mercado gera a resistência de postos em baixarem seus preços. Alternativamente, modelos de colusão podem explicar esse comportamento, pois a redução do preço, ainda que justa, pode ser erroneamente interpretada como um desvio do acordo colusivo, ao passo que elevações não devem instigar tal reação.

A equação (1) é primeiramente estimada supondo $\rho = 0$, isto é, um modelo estático. O procedimento é pela transformação *within* dos dados (especificação FE), supondo exogeneidade estrita das covariadas. A matriz de variância e covariância dos erros é estimada de forma robusta, apesar da suposição a priori de homocedasticidade e não-correlação serial, pois a falta da primeira defasagem provavelmente resultará em autocorrelação nos erros.

Na segunda especificação (AB1), a equação (1) é estimada em sua primeira diferença pelo método de Arellano-Bond, utilizando o estimador em dois estágios para a matriz de pesos de GMM. Mantém-se a suposição de exogeneidade estrita das covariadas, mas é reconhecido que a equação em primeiras diferenças (para eliminar o efeito fixo) apresenta endogeneidade da variável dependente defasada: $E[\Delta p_{i(t-1)} \Delta \varepsilon_{it}] \neq 0$. A suposição de não-correlação serial, todavia, permite utilizar as condições de momento:

$$E[p_i^{t-2} \Delta \varepsilon_{it}] = 0 \quad (2)$$

onde $y_i^T = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{it})'$.

O estimador de Arellano-Bond utiliza o conjunto de instrumentos variantes no tempo para produzir um GMM relativamente mais eficiente do que o estimador de variáveis instrumentais padrão. Como as variáveis são estritamente exógenas, as condições $E[x_i^T \Delta \varepsilon_{it}] = 0$ também podem ser utilizadas, sendo $x_{it} = (c_{it}, B_{it}, F_{it}, Y_{it}^{Tr}, Y_{it}^{Irr}, D_{it})$.

Como o preço não é um passeio aleatório puro, a condição $E\left[p_i^{t-2}\Delta p_{i(t-1)}\right] \neq 0$ para a validade dos instrumentos é atendida, minimizando o problema de instrumentos fracos apontado por Blundell e Bond (1998).

Na terceira especificação (AB2), o modelo é expandido para reduzir a possibilidade de correlação serial nos erros, incluindo $c_{i(t-1)}$ e $B_{i(t-1)}$ na equação de nível (1). Além disso, a possibilidade de endogeneidade dos custos e da proporção de bandeira branca é considerada. Formalmente, a exogeneidade estrita destes dois regressores é substituída por:

$$E\left[c_{is}\varepsilon_{it}\right] \neq 0 \text{ e } E\left[B_{is}\varepsilon_{it}\right] \neq 0, \forall s \geq t, \quad E\left[c_{is}\varepsilon_{it}\right] = 0 \text{ e } E\left[B_{is}\varepsilon_{it}\right] = 0, \forall s < t \quad (3)$$

A suposição (3) admite que custos e a proporção de postos de bandeira branca de dado ano sejam contemporaneamente correlacionados com elementos não observados do preço da gasolina. Além disso, valores futuros dessas variáveis também são correlacionados com o erro corrente, via autocorrelação nas variáveis. Portanto, além da defasagem da variável dependente, os valores correntes de c_{it} e B_{it} e suas defasagens são regressores endógenos.

O PIB e a frota são mantidos como estritamente exógenos, por serem variáveis agregadas, sobre o qual preços contemporâneos de gasolina têm pouca ou nenhuma influência (uma vez controlado por custos e efeitos fixos de município e tempo). Por outro lado, é plausível que a precificação das distribuidoras seja afetada pelas decisões municipais, apesar de o mercado relevante delas ser estadual (ou maior). Em parte, tal efeito pode se dar pelas diferentes relações contratuais entre distribuidoras e postos. Por exemplo, o preço de atacado pode ser escolhido levando em conta as reações de um posto sob contrato de exclusividade.

A abertura de postos de bandeira branca também pode estar relacionada à atratividade de determinados mercados com preços altos. O processo de instalação e autorização de um posto pode demorar, mas como os dados são anuais, parece plausível ser conservador ao não permitir predeterminação.

Por fim, a especificação de AB2 é repetida, mas utilizando o estimador de system GMM para painéis dinâmicos (especificação SYS), em que as equações em primeiras diferenças são instrumentadas através das condições de momento previamente citadas e as equações em níveis utilizam os instrumentos em primeiras diferenças. Explorando um maior número de condições de momento, o estimador se torna mais eficiente, potencialmente reduzindo o problema do limitado número de cartéis observados. Para a validade deste estimador, Blundell e Bond (1998) mostram que é adicionalmente necessário que a seguinte condição inicial valha:

$$E\left[a_i\Delta p_{i2}\right] = 0 \quad (4)$$

Assim, supondo que a heterogeneidade não observada e constante no tempo seja não correlacionada com o aumento do preço da gasolina entre 2002 e 2001, o estimador pode ser empregado.

5.1.2. Resultados do modelo anual

A Tabela 5 apresenta os resultados das estimações para o modelo anual. Os coeficientes estimados para as *dummies* de tempo foram suprimidos. O primeiro elemento a se notar é que custos são positivamente relacionados a preços e extremamente significantes em qualquer especificação. Já os demais controles podem trocar de sinal e de significância. Quando a proporção de bandeira branca é significativa (AB2), estima-se um coeficiente negativo, o que é intuitivo. O tamanho da frota, quando relevante, parece também reduzir os preços. Ainda que o tamanho do mercado tenha um efeito esperado positivo sobre a precificação, é possível que a variável esteja capturando outras facetas dos mercados locais, como a intensidade de competição. Como suspeitado, a primeira defasagem dos preços entra de forma significativa, assim como o custo defasado. A defasagem da proporção de bandeira branca, porém, não foi significativa.

A tendência do PIB e seus desvios não aparecem significantes (exceto a 15%), de forma geral. A dummy de cartel, por sua vez, é significativa a 1% e 5% em todas as especificações, corroborando que esses municípios praticaram preços relativamente mais altos enquanto operavam de forma anticompetitiva. Os desvios da tendência do PIB são significantes para esses municípios e apresentam um coeficiente negativo, corroborando a hipótese: choques de demanda afetam negativamente os preços em cartel. Tomando os coeficientes de Y^{lrr} como sendo efetivamente nulos, mostra-se então que preços em cartel são anticíclicos (pelas especificações AB1, AB2 e SYS).

A Tabela 6 contém os resultados do teste Sargan de restrições de sobreidentificação e do teste Arellano-Bond para correlação serial. Ambos os testes checam a validade dos instrumentos considerados.

O primeiro teste afirma, sob a hipótese nula, que as diversas condições de momento aplicadas são, em geral, válidas. O segundo teste averigua a autocorrelação nos resíduos diferenciados. Caso o erro em nível seja i.i.d., sua primeira diferença deve ter autocorrelação de primeira ordem, mas não de segunda. Para a validade dos instrumentos, em sua maioria defasagens de variáveis contemporaneamente endógenas, é necessário não encontrar uma autocorrelação significativa de segunda ordem. Os resultados dos testes mostram que pode haver problemas no conjunto de instrumentos escolhidos, mas não há evidências de autocorrelação serial para as especificações AB2 e SYS.

Os sinais dos coeficientes encontrados indicam que existe certa evidência de que o marcador 1 seja válido para caracterizar a conduta do cartel, porém os instrumentos podem precisar ser reavaliados.

Tabela 5 – Resultados de estimação do modelo anual (Marcador 1)

Variáveis	Variável dependente: p_{it}			
	FE	AB1	AB2	SYS
C_{it}	0,8681**** (0,0354)	0,7762**** (0,0308)	0,8892**** (0,0285)	0,9125**** (0,0192)
B_{it}	-0,0018 (0,0047)	0,0040 (0,0040)	-0,0361**** (0,0067)	-0,0049 (0,0043)
F_{it}	0,0036 (0,0062)	-0,0166**** (0,0053)	0,0026 (0,0043)	-0,0053*** (0,0023)
Y_{it}^{Tr}	0,0008 (0,0061)	0,0067 (0,0063)	0,0002 (0,0061)	0,0018 (0,0024)
Y_{it}^{Lrr}	-0,0007 (0,0036)	-0,0045 (0,0034)	0,0006 (0,0036)	0,0056* (0,0034)
D_{it}	0,0163*** (0,0081)	0,0170**** (0,0061)	0,0177**** (0,0055)	0,0119**** (0,0046)
$Y_{it}^{Lrr} D_{it}$	-0,0074 (0,0279)	-0,0791*** (0,0346)	-0,0571* (0,0384)	-0,0723** (0,0373)
$P_{i(t-1)}$		0,4387**** (0,0308)	0,6671**** (0,0275)	0,7516**** (0,0157)
$C_{i(t-1)}$			-0,5828**** (0,0341)	-0,6531**** (0,0190)
$B_{i(t-1)}$			-0,0065 (0,0058)	0,0022 (0,0047)
Constante	0,2472**** (0,0941)	-0,0711 (0,0881)	0,0550 (0,0775)	0,0526**** (0,0196)
Instrumentos	-	43	83	102
Observações	4.532	3.428	3.422	3.977
T-bar	8,181	6,188	6,177	7,179

Notas: Desvios padrões em parênteses.

Legenda de p-valores: **** p<0,01, *** p<0,05, ** p<0,1, * p<0,15.

Dummies de tempo foram omitidas.

Tabela 6 - Testes de validade dos instrumentos (Marcador 1, modelo anual)

	AB1	AB2	SYS
Teste Sargan			
Stat	113,31	131,396	164,93
p-valor	0	0	0
Teste correl. serial			
p-valor: AR1	0	0	0
p-valor: AR2	0,0006	0,0207	0,0642

Notas: Hipótese nula do Teste Sargan: condições de momento são válidas.

Hipótese nula do Teste de correlação serial de Arellano-Bond: sem autocorrelação AR#.

5.1.3. Modelo mensal

Como o modelo anual não pode capturar ciclos dentro do ano, propõe-se utilizar os volumes de gasolina vendidos pelas distribuidoras em cada estado como *proxy* do estado da demanda. Um problema dessa variável é a potencial endogeneidade em relação aos preços correntes. Outro problema é que não possui variação entre municípios dentro do mesmo estado.

Para obter o componente “inesperado” e o componente cíclico da demanda por gasolina, os volumes (em log, originalmente em m³) foram decompostos em sua tendência (determinística e estocástica), sazonalidade e irregular (choques), pelo filtro de Kalman. Procura-se então encontrar uma relação negativa entre o preço da gasolina e os componentes de ciclo sazonal e irregular, controlando pelo nível corrente.

Se o modelo mensal fosse formulado como em (1), um viés substancial pode ocorrer se os municípios com cartel tiverem uma dinâmica de ciclos de demanda muito diferente do restante de seus respectivos estados. Um exemplo é o caso de cidades turísticas, que devem ter um aumento líquido de consumo de combustíveis em períodos de férias, enquanto outras cidades do mesmo estado ficam “vazias”. Aproveitando a maior dimensão longitudinal, o modelo mensal identifica o efeito sobre as variáveis estaduais da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 p_{it} &= v_{it} + \rho p_{i(t-1)} + \beta' x_{it} + \gamma' Q_{st} + \theta' Q_{st} K_i + \delta_1 D_{it} + \delta_2 Q_{st}^{Seas} D_{it} + \delta_3 Q_{st}^{Irr} D_{it} + \varepsilon_{it} \\
 v_{it} &= \alpha + a_i + \lambda_t \\
 x_{it} &= (c_{it}, B_{it}, F_{it})' \\
 Q_{st} &= (Q_{st}^{Tr}, Q_{st}^{Seas}, Q_{st}^{Irr})' \\
 \beta' &= (\beta_1, \beta_2, \beta_3) \\
 \gamma' &= (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3) \\
 \theta' &= (\theta_1, \theta_2, \theta_3)
 \end{aligned} \tag{5}$$

onde Q_{st} é o vetor dos componentes de tendência (Tr), sazonalidade (Seas) e irregular (Irr) para cada estado s no período t . Agora, t indexa o par mês x ano. A variável K_i é uma *dummy* indicadora de que um cartel está presente em algum período da amostra, como discutido anteriormente.

Em (5), os parâmetros θ capturam a diferença permanente média entre tratados e o grupo de comparação, relativamente à covariância com as quantidades estaduais. Então, os parâmetros δ_2 e δ_3 mostram como essa relação muda para os períodos em que o cartel está ativo. Espera-se que esses sejam negativos, indicando que os preços estão mais negativamente relacionados ao ciclo sazonal e a choques não esperados.

As estimações são efetuadas de forma similar ao modelo anual. Primeiramente, realiza-se uma estimação *within* (FE). Então, a variável dependente defasada é adicionada na especificação AB1. Em seguida, considera-se a endogeneidade dos custos, da proporção de bandeira branca e da quantidade estadual de gasolina em AB2. A frota e o componente sazonal da quantidade de gasolina comercializada são tomadas como variáveis estritamente exógenas. O componente de tendência e o irregular, por sua vez, são endógenos, da mesma forma que o custo.

Como é pouco provável que os preços de determinado mês influenciem a abertura de um novo posto no mesmo período, é razoável imaginar que a proporção de bandeira branca seja predeterminada, isto é:

$$E[B_{is}, \varepsilon_{it}] \neq 0, \forall s > t \quad \text{e} \quad E[B_{is}, \varepsilon_{it}] = 0, \forall s \leq t \tag{6}$$

Como o estimador de sistema foi construído pensando em painéis curtos, o elevado número de instrumentos causa problemas computacionais. Portanto, a especificação SYS não é aplicada aos dados mensais. Pela mesma razão, o número máximo de defasagens permitido para as condições de momentos sequenciais foi restrito a 5 em AB1 e 2 em AB2. Para reduzir a autocorrelação nos erros, a especificação AB2 também inclui a segunda defasagem dos preços e a primeira defasagem de c , B , Q^{Tr} e Q^{Irr} .

5.1.4 Resultados do modelo mensal

Pela Tabela 7, vê-se que os custos são novamente significativos, seja pela variável corrente ou defasada. A proporção de bandeira branca exerce efeito negativo e significativo nas especificações FE e AB1, mas perde significância para a sua primeira defasagem quando essa

é incluída na especificação AB2. A frota é significativa em todas as especificações, mas troca de sinal para negativo quando a dinâmica é incluída. Também se observa que D_{it} é sempre significativo e positivo, indicando que os preços foram mais altos para municípios com cartéis.

Na estimação por efeitos fixos, a tendência e o irregular da quantidade comercializada de gasolina têm efeito significativo e negativo, sugerindo que preços se movam na direção contrária dos volumes. Porém, o componente sazonal e as interações com as duas *dummies* de cartel não são significantes. Apenas na especificação AB1, a sazonalidade passa a ser significativa e negativamente correlacionada aos preços. Esses resultados indicam que preços são anticíclicos para qualquer município. Como o modelo teórico prevê preços pró-cíclicos para mercados sem cartéis, ao contrário do que os resultados indicam, a utilidade do marcador 1 fica contestada: a observação de preços anticíclicos não parece ser uma propriedade especial dos municípios cartelizados.

As interações das *dummies* com a sazonalidade mostram evidências mistas a respeito da validade da hipótese 1. Por exemplo, na especificação AB2, mostra-se que o coeficiente sobre a sazonalidade é distinto entre municípios “tratados” e o grupo de comparação: o coeficiente é nulo para a média, mas positivo quando adicionado ao de $K_i Q_{st}^{Seas}$. Logo, os municípios tratados são, em média, pró-cíclicos relativamente ao volume comercializado de gasolina. Quando somado ao coeficiente de $D_{it} Q_{st}^{Seas}$, tem-se $0,0277 - 0,0292 = -0,0015$ como sendo o coeficiente final que mede o efeito do cartel. Portanto, há evidências de que cartéis tornam os preços anticíclicos. Por outro lado, em AB1, ou relativamente ao componente irregular em qualquer especificação, a base de comparação já é um movimento anticíclico de preços e assim, não se pode afirmar que o marcador é útil.

A inspeção da

Tabela 8 revela que a especificação AB2 é mais crível, pois o teste de autocorrelação serial não evidencia problemas, ao contrário de AB1. A inclusão de maior dinâmica foi essencial para reduzir a correlação serial nos erros. Conclui-se que existem evidências limitadas a respeito da validade da hipótese 1, pois, apesar dos resultados encorajadores na regressão anual, apenas os coeficientes sobre o componente sazonal em uma especificação mostrou-se de acordo com os resultados preconizados.

Tabela 7 – Resultados de estimação do modelo mensal (Marcador 1)

Variáveis	Variável dependente: p_{it}		
	FE	AB1	AB2
c_{it}	0,7473**** (0,0263)	0,4424**** (0,0041)	0,6608**** (0,0072)
B_{it}	-0,0063*** (0,0031)	-0,0034**** (0,0005)	-0,0011 (0,0013)
F_{it}	0,0099*** (0,0049)	-0,0394**** (0,0073)	-0,0164**** (0,0016)
Q_{st}^{Tr}	-0,0385**** (0,0054)	-0,0192**** (0,0009)	-0,0002 (0,0016)
Q_{st}^{Seas}	0,0053 (0,0045)	-0,0037**** (0,0007)	0,0001 (0,0007)
Q_{st}^{Irr}	-0,0305**** (0,0060)	-0,0336**** (0,0011)	-0,0539**** (0,0022)
D_{it}	0,0280*** (0,0114)	0,0010** (0,0006)	0,0071**** (0,0015)
$K_i Q_{st}^{Seas}$	-0,0005 (0,0139)	0,0235**** (0,0022)	0,0277**** (0,0046)
$K_i Q_{st}^{Irr}$	0,0094 (0,0597)	-0,0042 (0,0046)	-0,0508 (0,0403)
$D_{it} Q_{st}^{Seas}$	0,0143 (0,0267)	-0,0235**** (0,0034)	-0,0292**** (0,0065)
$D_{it} Q_{st}^{Irr}$	-0,0175 (0,0515)	-0,0434**** (0,0061)	0,0010 (0,0544)
$P_{i(t-1)}$		0,5034**** (0,0026)	0,6020**** (0,0070)

			$P_{i(t-2)}$	-0,0493****
				(0,0040)
			$c_{i(t-1)}$	-0,2498****
				(0,0075)
			$B_{i(t-1)}$	-0,0040****
				(0,0009)
			$Q_{s(t-1)}^{Tr}$	0,0054****
				(0,0016)
			$Q_{s(t-1)}^{Irr}$	-0,0161****
				(0,0025)
Constante	0,7953****	0,7825****	0,2380****	
	(0,0725)	(0,0734)	(0,0186)	
Instrumentos	-	642	1.034	
Observações	52.578	50.889	50.093	
T-bar	94,74	91,69	90,26	

Notas: Desvios padrões em parênteses.
 Legenda de p-valores: **** p<0,01, *** p<0,05, ** p<0,1, * p<0,15.
Dummies de tempo foram omitidas.

Tabela 8 - Testes de validade dos instrumentos (Marcador 1, modelo mensal)

	AB1	AB2
Teste Sargan		
Stat	508,2198	486,3926
p-valor	0,6815	1
Teste correl. serial		
p-valor: AR1	0	0
p-valor: AR2	0	0,1316

Notas: Hipótese nula do Teste Sargan: condições de momento são válidas.
Hipótese nula do Teste de correlação serial de Arellano-Bond: sem autocorrelação AR#.

5.2. Marcador 2: Guerras de preços

Pela hipótese 2, procura-se estabelecer uma relação entre renda e volatilidade, controlando pela heterogeneidade não observada dos municípios. Cada município pode ter frequências médias de alteração dos preços distintas e correlacionadas com a variabilidade dos custos, por exemplo. De forma mais importante, é necessário controlar pela volatilidade do custo de aquisição da gasolina, pois a teoria contempla um cenário de custos marginais constantes. Como preços de gasolina são reajustados rapidamente frente a um aumento de custos, a resultante variabilidade dos preços não poderia ser atribuída ao mecanismo de sustentação da colusão.

Testa-se a hipótese 2 com os mesmos dados anuais da subseção 5.1.1, utilizando os desvios do PIB relativamente à sua tendência como *proxy* para choques de demanda:

$$v(p)_{it} = v_{it} + \rho v(p)_{i(t-1)} + \beta_1 v(c)_{it} + \beta_2 B_{it} + \beta_3 F_{it} + \beta_3 Y_{it}^{Tr} + \beta_4 Y_{it}^{Lrr} + \delta_1 D_{it} + \delta_2 Y_{it}^{Lrr} D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$v_{it} = \alpha + a_i + \lambda_t$$

O parâmetro de interesse é δ_2 . Se for negativo, então cartéis apresentam uma volatilidade maior quanto mais negativo for o choque de renda, associado a uma maior probabilidade de indução do período “competitivo” no cartel.

Como para o marcador 1, as seguintes especificações serão estimadas: FE (supondo $\rho = 0$), AB1 estimando **Erro! Fonte de referência não encontrada.** e AB2/SYS, incluindo defasagens da volatilidade dos custos e da proporção de bandeira branca, essas consideradas endógenas.

5.2.1. Resultados

A Tabela 9 mostra que a frota e a tendência do PIB explicam pouco da volatilidade dos preços da gasolina. A proporção de postos de bandeira branca só surte efeito significativo na especificação AB2, a 1%, e em SYS a 15%. Pela regressão AB2, postos de bandeira branca aumentam a volatilidade dos preços.

Em todas as regressões, excetuando por efeito fixo, o choque do PIB afeta a volatilidade dos preços positivamente. A *dummy* de cartel também mostra que a volatilidade é menor em colusão, ao encontro com os achados empíricos revisados na introdução.

A interação do choque com a *dummy* apresenta um efeito positivo, levando à rejeição da hipótese 2: quanto mais negativo o choque de renda, menor a volatilidade dos preços em municípios cartelizados, logo não há evidências de indução de guerras de preços.

Pela Tabela 10, vê-se que a inclusão de defasagens não foi necessária para eliminar a correlação serial. Porém, o conjunto de instrumentos utilizados no estimador de Arellano-Bond passa pelo teste de Sargan apenas quando incluindo as defasagens, apontando que AB2 é o modelo mais indicado.

Tabela 9 – Resultados de estimação (Marcador 2)

Variáveis	Variável dependente: $v(p)_{it}$			
	FE	AB1	AB2	SYS
$v(c)_{it}$	0,4057**** (0,0269)	0,5265**** (0,0331)	0,7020**** (0,0767)	0,6294**** (0,0620)
B_{it}	-0,0001 (0,0583)	-0,0520 (0,0794)	0,8727**** (0,3093)	-0,2610* (0,1749)
F_{it}	0,0247 (0,0621)	0,0261 (0,1330)	0,0961 (0,1428)	-0,0144 (0,0628)
Y_{it}^{Tr}	-0,0084 (0,0791)	0,0951 (0,1120)	0,1009 (0,1288)	0,0215 (0,0656)
Y_{it}^{Irr}	0,0640 (0,0684)	0,1517*** (0,0741)	0,1450*** (0,0735)	0,1396*** (0,0697)
D_{it}	-0,1005 (0,1599)	-0,0705 (0,1613)	-0,2017 (0,1687)	-0,1422 (0,1455)
$Y_{it}^{Irr} D_{it}$	0,3419 (0,2791)	1,2623**** (0,4162)	1,4093**** (0,4244)	1,3413**** (0,3194)
$v(p)_{i(t-1)}$		0,0272* (0,0166)	-0,0062 (0,0278)	0,0656**** (0,0210)
$v(c)_{i(t-1)}$			0,0826 (0,0835)	-0,1505*** (0,0628)
$B_{i(t-1)}$			0,8236**** (0,1864)	0,2947*** (0,1444)
Constante	-1,8970** (1,0194)	-2,8834** (1,4749)	-3,5151** (1,9765)	-1,5431**** (0,3451)
Instrumentos	-	43	83	102
Observações	4.524	3.424	3.415	3.970

T-bar	8,166	6,181	6,164	7,166
Notas:	Desvios padrões em parênteses. Legenda de p-valores: **** p<0,01, *** p<0,05, ** p<0,1, * p<0,15. <i>Dummies</i> de tempo foram omitidas.			

Tabela 10 - Testes de validade dos instrumentos (Marcador 2)

	AB1	AB2	SYS
Teste Sargan			
Stat	76,05776	89,19201	142,3891
p-valor	0	0,0249	0,0001
Teste correl. serial			
p-valor: AR1	0	0	0
p-valor: AR2	0,9603	0,4698	0,3298

Notas: Hipótese nula do Teste Sargan: condições de momento são válidas.
Hipótese nula do Teste de correlação serial de Arellano-Bond: sem autocorrelação AR#.

5.3. Marcador 3: Baixa dispersão de preços

A hipótese 3 é testada, com dados mensais, pelo modelo:

$$dp(p)_{it} = v_{it} + \rho dp(p)_{i(t-1)} + \beta_1 dp(c)_{it} + \beta_2 B_{it} + \beta_3 F_{it} + \delta_1 D_{it} + \delta_2 dp(c)_{it} D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$v_{it} = \alpha + a_i + \lambda_t$$

O parâmetro de interesse é δ_2 . Se negativo, então a dispersão dos preços será menos correlacionada com a dispersão dos custos. Como na subseção 5.1.3, apresenta-se as regressões por efeito fixo (sem a primeira defasagem da variável dependente) e pelo estimador de Arellano-Bond sem e com defasagens adicionais da volatilidade dos custos e da proporção de bandeira branca. No último caso, a volatilidade dos custos é considerada endógena e a proporção de bandeira branca, predeterminada. Devido ao alto número de períodos, as defasagens nos instrumentos são novamente truncadas em 5 para a especificação AB1 e em 2 para AB2.

5.3.1. Resultados

Os resultados na Tabela 11 mostram que os coeficientes estimados em AB1 e AB2 são todos significantes e similares, ao passo que as estimativas *within* trocam de sinal e não são significantes.

A dispersão dos custos e a frota afetam a dispersão dos preços positivamente, ao passo que a proporção de postos de bandeira branca reduz a dispersão. Municípios com cartéis também apresentam menor dispersão, em sintonia com a abordagem empírica da SEAE/SDE e outros estudos comentados.

A interação da *dummy* com a dispersão dos custos é negativo e maior, em módulo, do que o coeficiente sobre a dispersão dos custos. Isso significa o efeito dos custos sobre os preços tem seu sinal trocado para cartéis: um aumento da dispersão dos custos gera uma redução da dispersão dos preços. A teoria prevê, no máximo, um cancelamento do efeito dos custos sobre os preços. Porém, tendo em vista que o modelo teórico faz uma série de suposições fortes, como a neutralidade ao risco dos agentes e choques não correlacionados de custo, propõe-se mesmo assim interpretar o resultado como uma corroboração da hipótese 3. Seja esse posicionamento razoável ou não, as estimativas indicam que a dispersão dos custos é repassada aos preços de forma distinta em um cartel.

A inclusão das defasagens foi significativa nas duas estimativas do tipo AB. Nota-se que o coeficiente sobre a dispersão dos custos muda em magnitude quando sua primeira defasagem é incluída. Os testes Sargan e de correlação serial não indicam problemas nos instrumentos utilizados.

Tabela 11 – Resultados de estimação (Marcador 3)

Variável dependente: $dp(p)_{it}$			
Variáveis	FE	AB1	AB2
$dp(c)_{it}$	0,0468 (0,0436)	0,0657**** (0,0016)	0,2279**** (0,0074)
B_{it}	0,1311 (0,2031)	-0,1683**** (0,0105)	-0,4454**** (0,0423)
F_{it}	-0,0513 (0,3366)	11,7494**** (0,1756)	12,5411**** (0,3799)
D_{it}	0,1046 (0,5808)	-1,0974**** (0,5449)	-1,0674**** (0,1514)
$dp(c)_{it} D_{it}$	0,0522 (0,1782)	-0,3519**** (0,1297)	-0,3743**** (0,0527)
$dp(p)_{i(t-1)}$		0,2827**** (0,0001)	0,2931**** (0,0003)
$dp(p)_{i(t-2)}$			-0,1283**** (0,0001)
$dp(c)_{i(t-1)}$			-0,1974**** (0,0065)
$B_{i(t-1)}$			0,6599**** (0,0299)
Constante	-2,7990 (3,3194)	-118,9279**** (1,7127)	-127,6733**** (3,8086)
Instrumentos	-	636	634
Observações	50.538	48.381	47.454

T-bar	91,06	87,49	85,97
-------	-------	-------	-------

Notas: Desvios padrões em parênteses.
 Legenda de p-valores: **** p<0,01, *** p<0,05, ** p<0,1, * p<0,15.
Dummies de tempo foram omitidas.

Tabela 12 - Testes de validade dos instrumentos (Marcador 3)

	AB1	AB2
Teste Sargan		
Stat	525	506,97
p-valor	0,4807	0,6389
Teste correl. serial		
p-valor: AR1	0,0001	0,0001
p-valor: AR2	0,2051	0,8044

Notas: Hipótese nula do Teste Sargan: condições de momento são válidas.
 Hipótese nula do Teste de correlação serial de Arellano-Bond: sem autocorrelação AR#.

5.4. Marcador 4: Baixa volatilidade de preços

O teste da hipótese 4 é análogo ao do marcador 3, mas se preocupa com a variabilidade temporal dos preços e sua dependência sobre custos. Para tanto, estima-se o seguinte modelo, pelas especificações FE, AB1 e AB2, com os dados mensais:

$$v(p)_{it} = v_{it} + \rho v(p)_{i(t-1)} + \beta_1 v(c)_{it} + \beta_2 B_{it} + \beta_3 F_{it} + \delta_1 D_{it} + \delta_2 v(c)_{it} D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$v_{it} = \alpha + a_i + \lambda_t$$

A diferença entre a equação **Erro! Fonte de referência não encontrada.** e o teste sobre guerras de preços na subseção 5.2 é que o interesse não é mais sobre o efeito de choques de demanda, e sim da volatilidade dos custos. O parâmetro δ_2 captura esse efeito e, sendo esse negativo, corrobora-se a hipótese 4. As suposições de endogeneidade e predeterminação são idênticas aos dos exercícios anteriores: a volatilidade corrente dos custos é endógena, mas a proporção de postos de bandeira branca é predeterminada. A frota é tomada como estritamente exógena.

5.4.1. Resultados

Na Tabela 13, apenas o coeficiente da volatilidade dos custos permanece constante entre as diferentes regressões. A proporção de bandeira branca, exceto pela especificação FE, parece

reduzir a volatilidade dos preços. Tal resultado vai na direção contrária dos resultados da subseção 5.2.1, que encontrou alguns casos de efeito positivo de B_{it} usando dados anuais. A regressão AB2 mostra, entretanto, que a defasagem de B_{it} é relevante e com coeficiente positivo, logo o efeito de longo prazo pode não ser tão distinto.

Como no caso da dispersão, o tamanho do mercado, medido pela frota, tem efeito significativo e positivo na volatilidade dos preços. A *dummy* de cartel, porém, apresenta efeitos mistos: as especificações FE e AB1 indicam redução da volatilidade, mas a regressão AB2 indica um efeito positivo. Coincidentemente, Bolotova, Connor e Miller (2008) e Vasconcelos e Vasconcelos (2008) também obtêm resultados ambíguos para a volatilidade dos preços de cartel

A interação da *dummy* de cartel e a volatilidade dos custos também gera evidências fracas para o marcador 4. Embora o coeficiente estimado seja negativo, indicando maior rigidez relativa a custos, o valor só é significativo na especificação FE, a 1%, ou em AB2, a 15%.

Os testes sobre os instrumentos não indicam a rejeição das condições de momento utilizadas, nem da não-correlação serial dos erros em nível, validando a abordagem empregada.

Tabela 13 - Resultados de estimação (Marcador 4)

Variáveis	Variável dependente: $v(p)_{it}$		
	FE	AB1	AB2
$v(c)_{it}$	0,2616**** (0,0303)	0,2228**** (0,0049)	0,2622**** (0,0074)
B_{it}	0,5445* (0,3451)	-0,1220** (0,0650)	-2,9597**** (0,2450)
F_{it}	-1,0513**** (0,3948)	17,1143**** (1,1763)	15,1609**** (0,8648)
D_{it}	-1,1831*** (0,5407)	-0,4193 (3,9076)	0,6235*** (0,3048)
$v(c)_{it} D_{it}$	-0,2209**** (0,0821)	-0,2239 (0,2040)	-0,0737* (0,0468)
$v(p)_{i(t-1)}$		0,0632**** (0,0004)	0,0567**** (0,0008)
$v(p)_{i(t-2)}$			-0,0073**** (0,0006)
$v(c)_{i(t-1)}$			0,1502**** (0,0097)
$B_{i(t-1)}$			2,3711**** (0,1661)
Constant	6,6910** (3,9813)	-174,3471**** (11,7321)	-154,9629**** (8,6483)
Instrumentos	-	636	634
Observações	48.799	44.663	43.063

T-bar	87,93	80,91	78,30
-------	-------	-------	-------

Notas: Desvios padrões em parênteses.

Legenda de p-valores: **** p<0,01, *** p<0,05, ** p<0,1, * p<0,15.

Dummies de tempo foram omitidas.

Tabela 14 - Testes de validade dos instrumentos (Marcador 4)

	AB1	AB2
Teste Sargan		
Stat	509,3674	477,7794
p-valor	0,6684	0,9022
Teste correl. serial		
p-valor: AR1	0	0
p-valor: AR2	0,9505	0,8798

Notas: Hipótese nula do Teste Sargan: condições de momento são válidas.

Hipótese nula do Teste de correlação serial de Arellano-Bond: sem autocorrelação AR#.

6. Conclusões

Neste artigo, propôs-se analisar a aplicabilidade de um conjunto de ferramentas para detecção de cartéis conhecido como marcadores de colusão. A teoria pertinente a uma seleção desses marcadores foi apresentada e discutida, revelando que, dadas certas condições, as restrições de incentivo para a sustentação de um acordo colusivo podem gerar padrões peculiares nos preços escolhidos. Esses padrões são preços anticíclicos, a presença de guerras de preços e reduzidas dispersão e volatilidade nos preços.

Utilizando dados do varejo de combustíveis, procurou-se testar quatro hipóteses oriundas dos marcadores. Primeiro, preços em municípios com cartéis devem ser negativamente correlacionados com choques de demanda, ou menos positivamente correlacionados relativamente ao benchmark competitivo. Segundo, choques adversos de demanda devem ser positivamente correlacionados com a volatilidade nos preços, via indução de guerras de preços. Terceiro, a dispersão de preços deve ser menos dependente da dispersão dos custos. Quarto, a volatilidade dos preços deve ser menos dependente da volatilidade dos custos.

As hipóteses foram testadas via regressões de painéis dinâmicos, com dados de preços e custos da gasolina C. O PIB municipal líquido de impostos e as quantidades estaduais comercializadas de gasolina foram usados como proxy de deslocadores de demanda e variáveis de controle também incluíram a proporção de postos de gasolina branca e a frota municipal de veículos emplacados. Aliadas aos dados econômicos, informações a respeito da presença de

cartéis em postos de combustíveis foram levantadas, pesquisando os documentos de investigações realizadas pela SEAE, CADE e SDE. Uma dummy indicadora da presença de cartéis no município pôde ser construída, utilizando a data de operação de busca e apreensão como critério para identificar o fim da prática lesiva à concorrência.

Os resultados mostraram corroboração parcial da validade empírica dos marcadores. Com dados anuais, preços de cartéis se mostraram negativamente correlacionados a desvios do PIB relativamente à sua tendência linear. Para dados mensais, evidência fraca é apontada a favor de comportamento anticíclico relacionado ao componente sazonal do volume comercializado de gasolina. Entretanto, como preços competitivos também são anticíclicos relativamente à tendência e choques do volume, a validade do marcador é limitada.

A hipótese de maior volatilidade decorrente de choques negativos de demanda foi rejeitada em todas as especificações analisadas. Em média, o desvio do PIB aumenta a volatilidade dos preços e essa sensibilidade é intensificada em cartéis.

Testes sobre a dispersão dos preços, por sua vez, concluem que não só o efeito da dispersão de custos se reduz, como passa a ser negativo: uma maior dispersão de custos, em média, reduz a dispersão de preços de um cartel. Ainda que não seja diretamente interpretável no arcabouço teórico do modelo que fundamenta o marcador, o resultado oferece respaldo para as evidências de que a dispersão é uma dimensão relevante para entender e identificar a conduta colusiva. Por fim, a volatilidade dos preços parece ser menos correlacionada à volatilidade dos custos quando um cartel está em operação. Entretanto, a significância e robustez das estimativas é fraca.

Conclui-se que os modelos teóricos de colusão tácita geram previsões com alguma aderência aos dados do varejo de combustíveis. Como filtros para a detecção, os marcadores de preços anticíclicos e de reduzida dispersão de preços parecem ser os mais adequados. A lição que emerge como fruto destes resultados é que não basta a análise da evolução da margem ou de sua correlação com a dispersão para detectar cartéis. É importante que a evolução da dispersão de preços seja comparada à evolução da dispersão de custos, e as margens devem ser contrapostas às condições de demanda do mercado. É comum, no antitruste, que a “constatação de que a margem está se reduzindo ao longo do tempo é um indício de que não haveria um cartel no mercado” (RAGAZZO; SILVA, 2006, p. 28). Porém, o primeiro marcador testado aqui aponta justamente para o contrário, quando houver uma expansão expressiva da demanda.

7. Referências

- Abrantes-Metz, R. M.; Froeb, L. M.; Geweke, J. F.; Taylor, C. T. (2006). A variance screen for collusion. *International Journal of Industrial Organization*, 24:467-486.
- ANP. (2010a). *Metodologia adotada pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis para detecção de cartéis*.
- ANP. (2010b). *Metodologia utilizada para realização da pesquisa de preços no âmbito do Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis da ANP*.
- ANP. (2011). *Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis*.
- Athey, S.; Bagwell, K.; Sanchirico, C. (2004a). Collusion and Price Rigidity. *Review of Economic Studies*, 71:317-349.
- Athey, S.; Bagwell, K.; Sanchirico, C. (2004b). Collusion and Price Rigidity. *Review of Economic Studies*, 71(2):317-349.
- Azevedo, P. F.; Henriksen, A. L. (2010). Cartel deterrence and settlements: the brazilian experience. *Textos para Discussão EESP*.
- Barros, A.; Araújo Júnior, I. T.; Cavalcanti, T.; Magalhães, A. M.; Sampaio, L. M. B. (2011). Oligopolistic behavior of Brazilian gas stations. *Energy, Bio Fuels and Development*.
- Basile, J. (2011). Ministério da Justiça abre processo contra BR por alta de combustíveis. *Valor Econômico*.
- Blundell, R.; Bond, S. (1998). GMM estimation with persistent panel data : an application to production functions. *Institute for Fiscal Studies Working Paper Series*, (W99/4).
- Bolotova, Y.; Connor, J.; Miller, D. (2008). The impact of collusion on price behavior: Empirical results from two recent cases. *International Journal of Industrial Organization*, 26(6):1290-1307.
- Borenstein, S.; Shepard, A. (1996). Dynamic Pricing in retail gasoline markets. *Rand Journal of Economics*, 27(3):429-451.
- Bresnahan, T. F. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, 10:87-92.
- Colombo, L. (2002). *Product Differentiation and Cartel Stability with Stochastic Market Demand*.
- De ROOS, N. (2006). Examining models of collusion: The market for lysine. *International Journal of Industrial Organization*.
- Eckert, A. (2011). Empirical Studies of Gasoline Retailing: A Guide to the Literature. *Journal of Economic Surveys*.

- Ellison, G. (1994). Theories of Cartel Stability and the Joint Executive Committee. *The RAND Journal of Economics*.
- Green, E. J.; Porter, R. H. (1984). Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information. *Econometrica*, 52(1):87-100.
- Haltiwanger, J.; Harrington Jr., Joseph E. (1991). The Impact of Cyclical Demand Movements on Collusive Behavior. *The RAND Journal of Economics*, 22(1):89-106.
- Harrington Jr, J.E. (2004). Cartel pricing dynamics in the presence of an antitrust authority. *RAND Journal of Economics*, 651–673.
- Harrington Jr., Joseph E. (2008). Detecting cartels. In: P. Buccirossi (Ed.). *Handbook of Antitrust Economics*. p. 213-258. MIT Press.
- Harrington Jr., Joseph E.; Chen, J. (2006). Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection. *International Journal of Industrial Organization*, 24:1185-1212, 200.
- Jiménez, J. L.; Perdiguero, J. (2011). Does Rigidity of Prices Hide Collusion? *IREA Working Papers*.
- Kandori, M. (1991). Correlated demand shocks and price wars during booms. *The Review of Economic Studies*, 58(1):171. Oxford University Press.
- Kaplow, Louis; Shapiro, Carl. Antitrust. (2007). In: POLINSKY, A. MITCHELL; SHAVELL, STEVEN S. *Handbook of law and economics*. v. 2. Elsevier. Capítulo 15. p. 1073-1225.
- Levenstein, M. C.; Suslow, V. Y. (2006). What determines cartel success? *Journal of Economic Literature*, 44(1):43–95. American Economic Association.
- Matsumara, E. H.; de Mello, M. F. (2006). Conluio Tácito, Efeitos coordenados e Preços predatórios. In: E. P. S. Fiuza; R. S. da MOTTA (Eds.). *Métodos quantitativos na defesa da concorrência e regulação econômica*. 581-716. Ipea.
- Nakane, M. I.; Alencar, L. S.; Kanczuk, F. (2006). Demanda por Serviços Bancários. In: E. P. S. Fiuza; R. S. da MOTTA (Eds.); *Métodos quantitativos na defesa da concorrência e regulação econômica*2. p.257-293. Ipea.
- Nunes, C.; Gomes, C. Aspectos concorrenciais do varejo de combustíveis no Brasil. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, Natal-RN. 2005.
- OECD (2003). *Hard Core Cartels: Recent progress and challenges ahead*.
- Phillips, P.; Moon, H. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5):1057-1111.

Pinto, M. R.; Caputo, E.; SILVA, D. (2008). O brilho da bandeira branca: concorrência no. *Planejamento e Políticas Públicas*. p.37-66. Ipea.

Ragazzo, C. E. J.; Silva, R. M. Da (2006). Aspectos econômicos e jurídicos sobre Cartéis na Revenda de Combustíveis: uma Agenda para Investigações. *Documento de Trabalho SEAE/MF*.

Rotemberg, J. J.; Saloner, G. A. (1986). Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms. *The American Economic Review*, 76(3):390-407.

Serigati, F. C.; Correia, L. B.; Perosa, B. B. (2010). O Impacto dos Veículos Flex-Fuel sobre o Mercado de Combustíveis no Brasil. *Anais do 46º Congresso da Sober*.

Tirole, J. *The Theory of Industrial Organization*. MIT Press, 1988.

Vasconcelos, S. P.; Vasconcelos, C. F. (2008). Análise do comportamento estratégico em preços no mercado de gasolina brasileiro: modelando volatilidade. *Análise Econômica*, 26(50):207-222.

Weishaar, Stefan E. (2013). *Cartels, Competition and Public Procurement: Law and Economics Approaches to Bid Rigging*. Editora Edward Elgar, Cheltenham, Reino Unido.