

# DINÂMICA DE PRECIFICAÇÃO EM MERCADOS CARTELIZADOS: O CASO DA GASOLINA A VAREJO NO BRASIL

André Suriane da Silva\*  
Silvinha P. Vasconcelos\*\*  
Claudio R. F. Vasconcelos\*\*\*

**Resumo:** O objetivo deste estudo foi analisar o comportamento da dinâmica dos preços dos postos de gasolina no Brasil *ex ante* e *ex post* condenação por cartel pelo CADE. As principais motivações para este estudo são: construir padrões de dinâmicas e estatísticas de preços de cartel como meio de filtrar comportamentos colusivos em outros mercados; avaliar se as condenações de cartel pelo CADE são realmente eficazes a curto, médio e longo prazos. Apesar da diversidade de metodologias de análise de dinâmica presente na literatura, este artigo enfatiza os testes de cointegração lineares, não lineares e com quebra estrutural. As estimações dos testes são feitas de mercado a mercado usando a metodologia *rolling window* para 50 períodos. Os dados analisados são disponibilizados pela ANP com periodicidade semanal da 26ª semana de 2001 até a 52ª semana de 2014. Os resultados indicam que as condenações por cartel nos mercados analisados tiveram apenas efeitos no curto prazo, com a retomada das dinâmicas de preços *ex ante* condenação no médio/longo prazo na maioria dos mercados. Os resultados foram bastante distintos em cada mercado, sugerindo um formato diferente dos cartéis, mas ainda sim suficientes para poderem ser replicados como filtros de comportamento colusivo em outros mercados.

**Palavras chave:** postos de gasolina, dinâmica de preços, cartel.

**Abstract:** The aim of this study was to analyze the gas stations' price dynamics in Brazil before and after CADE's cartel conviction. The main motivations for this study were: , build cartel's price dynamic patterns and statistics as a means to filter collusive behavior in other markets; , to assess whether the cartel conviction by CADE are really effective in the short, medium and long term. Despite the diverse analysis methods of dynamic available in the literature this paper focus on the linear and non-linear cointegration tests, and those with structural break. The estimations of the tests are made using market to market *rolling window* method for 50 periods. The data analyzed are provided by ANP on a weekly basis from the 26th week of 2001 to the 52nd week of 2014. The results suggest that the convictions for cartel in the analyzed markets only had effects in the short term, with the resumption of pre-sentencing price in the medium / long term in most markets. The data were quite different in each market suggesting a different shape of the cartels, but still similar enough to be able to be replicated as collusive behavior filters in other markets.

**Key words:** Gas stations, Dynamic Price, cartel.

**JEL:** L41; L95; C22.

**Área 9 - Economia Industrial e da Tecnologia.**

Agradecemos à FAPEMIG, CAPES E CNPq pelo apoio financeiro.

---

\* Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/UFJF. E-mail: andresuriane@gmail.com

\*\* Profa. do Programa de Pós-Graduação em Economia– PPGE/UFJF.

\*\*\* Prof. do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/UFJF.

## 1 INTRODUÇÃO

O cartel é reconhecido dentro da literatura econômica<sup>1</sup> como um problema persistente, do qual pouca informação se consegue extrair. Grande parte disto se deve a dificuldade em identificar o cartel e, mesmo quando identificado, informações sobre seu funcionamento são restritas aos responsáveis pela investigação, o que impede uma pesquisa mais aprofundada do processo. Com isto, apesar do esforço teórico e empírico em criar estruturas para identificar como e quando cartéis operam com custo “aceitável”<sup>2</sup>, os resultados ainda são considerados imaturos ou inconsistentes para uma transformação na forma de identificação de cartéis.

A literatura sobre cartéis ainda tem um longo caminho a percorrer no sentido de ligar resultados empíricos com a teoria da colusão. Nesta trajetória, a principal dificuldade é modelar uma grande diversidade de possíveis características dos cartéis. Isto porque os mercados podem apresentar perfis estruturais diversos, impossibilitando seu delineamento em um único jogo. Um efeito desta diversidade de características estruturais ocasiona uma análise empírica até certo ponto limitada à mercados onde existe uma suspeita ou histórico de conluio. Em resumo, a falta de ligações teóricas e empíricas, a insuficiência de dados e a complexidade em definir aspectos chave sobre o mercado tornam os estudos sobre o tema um campo fértil para o desenvolvimento da Teoria Econômica.

O problema da insuficiência teórica e empírica afeta também os órgãos de defesa da concorrência, os quais têm ações limitadas em sua identificação. Primeiro, porque faltam instrumentos replicáveis e eficientes que possam ser usados na composição de provas factuais do ato ilícito<sup>3</sup>. Segundo, pela dificuldade prática de monitorar um grande número de mercados ou em obter informações privadas das empresas, estando elas em conluio ou não (SDE, 2008; Harrington, Jr., 2005; Doane, et. al., 2013). Estes problemas impedem até mesmo que uma investigação mais profunda aconteça pela falta de evidências que a justifiquem, visto que a simples suspeita não justifica a investigação. Além disso, uma investigação quando o cartel não existe, pode afetar negativamente a credibilidade de um órgão de defesa da concorrência. Portanto, a construção de ferramentas replicáveis de filtragem de cartéis, que fossem relativamente acessíveis aos técnicos dos órgãos de defesa da concorrência poderia contribuir na composição de um conjunto de instrumentos interessantes na tarefa de detecção e punição de comportamento colusivo pelas firmas.

Em vista da necessidade de construir alternativas na identificação de cartéis, a literatura recente tem avançado em metodologias de identificação de cartel baseadas em análise de padrões, principalmente na etapa da filtragem (Harrington Jr., 2005; Doane, et al. 2013). A maioria dos modelos busca relacionar padrões e dinâmicas de variáveis estratégicas chaves com ações de agentes que configuram indícios de conluio. Esta caracterização de indícios parte da observação e análise sistemática dos efeitos que o cartel tem sobre as variáveis relevantes observáveis, com o intuito de criar instrumentos que permitam sua identificação.

Dentre estas variáveis chaves para analisar os efeitos do cartel, pode-se citar o preço fixado pelas firmas, suas participações no mercado, suas receitas variáveis médias e as capacidade produtiva da firma (Perloff, et al 2007). O que os estudos mostram é que o conluio pode conduzir a trajetórias e padrões destas variáveis que diferem de uma estrutura de concorrência efetiva concorrencial, permitindo levantar indícios da atividade do cartel, e não apenas condições para a sua existência. Os testes e análises destas metodologias consistem em identificar se a dinâmica da variável analisada configuraria o comportamento de cartel, de acordo com o padrão estabelecido, ou se é incoerente com o modelo de concorrência. Apesar da maioria destes modelos serem utilizados como elementos apenas de filtragem, alguns têm robustez suficiente para maiores afirmações sobre resultados colusivos em determinados mercados (Harrington Jr., 2005).

Dentre os mercados os quais classicamente são objeto de estudos de cartel, está setor de combustíveis a varejo, configurando-se um tipo de mercado propício à experimentação de metodologias,

<sup>1</sup> Ver em: Doane, et al, 2013; Harrington Jr. 2005; Porter 2005; Grossman, 2004.

<sup>2</sup> O custo de identificar cartel não pode maior que o custo social de sua operação.

<sup>3</sup> Crimes de colusão são definidos pela lei nº 12.529, de 30 de novembro de 2011 (Brasil, 2011).

construção de links teórico-empíricos e definições de quais padrões de precificação são próprios do cartel e quais são próprios da competição. Este mercado é alvo de constantes denúncias de formação<sup>4</sup> de cartéis no mundo inteiro e foco de atuação do SBDC em particular, apresentando indícios de ineficiências significativas na formulação de preços vinculadas a ações anticompetitivas. Aproximadamente um terço dos casos de ações anticompetitivas em estoque na SDE (SDE, 2013) está relacionado ao setor de combustíveis

Tendo em vista o problema da identificação de conluio no mercado de combustíveis, a questão que se procura responder nesta pesquisa é *“quais padrões ou dinâmicas de preço são próprias de mercado colusivos em postos de combustíveis do Brasil?”* Considerando as especificidades teórico-empíricas que envolvem o setor, este trabalho buscará construir padrões e dinâmicas de preços através de testes de cointegração, quebra estrutural e testes de assimetria, afim de identificar quais destes padrões são próprios de cartel. Adicionalmente este estudo avaliar os efeitos na condenação por cartel sobre a dinâmica de precificação.

Para construir estes parâmetros, os testes serão aplicados em municípios em que o cartel foi condenado pelo CADE, no intuito de testar os padrões de precificação antes e depois da condenação. A hipótese é que a condenação pode levar, mesmo que durante um curto período, agentes em conluio à um comportamento concorrencial, o que permitiria diferenciar períodos e padrões de precificação *ex ante* e *ex post* condenação. Os dados analisados tem periodicidade semanal e vão da 26<sup>a</sup> semana de 2001 até a 52<sup>a</sup> semana de 2014

Além da introdução, este artigo apresenta a revisão da literatura no capítulo 2, no capítulo 3 são apresentadas as metodologias e a fonte e a natureza dos dados à serem utilizados, e no capítulo 4 são apresentados os resultados, seguido da conclusão no capítulo 5.

## **2 MERCADO DE COMBUSTÍVEIS E COMBATE A CARTEL.**

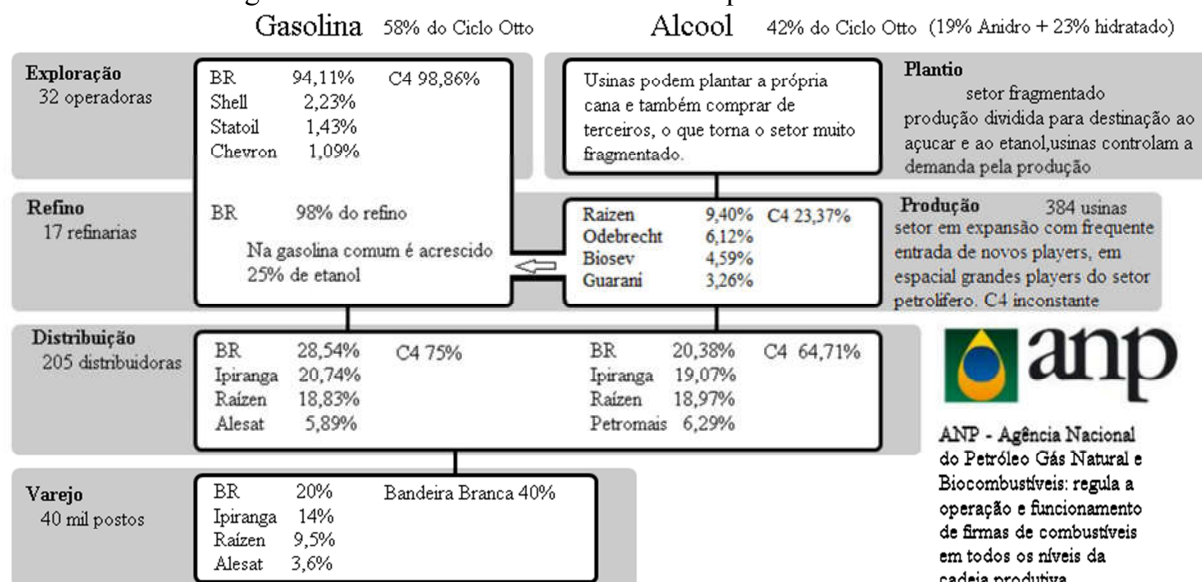
### **2.1 A ESTRUTURA**

Podemos dividir a cadeia de combustíveis do Brasil em quatro níveis distintos. Petrolíferas, refinarias, distribuidoras, varejistas. Cada um dos níveis tem características distintas em sua estrutura. O sistema de exploração e refino de petróleo é altamente concentrado, configurando um monopólio da Petrobras. A distribuição é um oligopólio com alto nível de concentração, com C4 de 75%, conforme figura 1. O varejo é altamente pulverizado existem milhares de postos no país, mas como sua atuação é regional e seu mercado relevante baseado principalmente em corredores, raramente existe mais do que 5 concorrentes diretos de um posto. O setor, contudo depende de contratos de exclusividade com fornecedores, que tem um papel significativo da definição de preços nos postos, o que eleve a poder das empresas exploradoras e distribuidoras sobre o consumidor final. A ANP é o órgão público responsável pela fiscalização e normatização do setor.

---

<sup>4</sup> Ver em; CADE (2014)

Figura 1. Dados do setor de combustíveis para veículos leves em 2014



Fonte: Elaboração própria segundo dados da ANP (2015), CADE (2014, 2015), SINDICOM (2015), COSAN (2015), Petrobras (2015), Ipiranga (2015).

## 2.2 O CARTEL EM POSTOS

O Cartel<sup>5</sup> pode ser definido por acordo explícito<sup>6</sup> ou implícito<sup>7</sup> promovido entre firmas concorrentes com o intuito principal de elevar margens de lucro pode adotar medidas como a fixação de preços ou quotas de produção e divisão de mercados. Por sua definição o acordo limita ou elimina a concorrência por meio da ação coordenada entre os agentes. Seu efeito principal é a perda de bem estar social com aumentos dos preços redução da produção e do consumo. Outros efeitos do cartel estão a criação de barreiras a entrada com fim de tornar o cartel estável no tempo, redução dos níveis em investimento globais do mercado, com redução dos níveis de inovação e produtividade. Sendo considerada a mais grave lesão à concorrência pelos órgãos de defesa da concorrência do Brasil. Para o SBDC<sup>8</sup> sua mera existência do cartel indiferente do computo dos seus efeitos são ilícitos, e portanto puníveis pelo forma da lei (CADE, 2015. PA 08700.002821-2014-09, NT 332/2014/Superintendência Geral, prg 29-40).

O mercado de combustíveis é relativamente propenso à existência do cartel devido a sua estrutura (2015, PA 08700.002821-2014-09, NT 332/2014/Superintendência Geral, Prg 22). Entre as características do setor citadas como propícias a colusão pelo CADE estão<sup>9</sup>: Homogeneidade do produto vendido e diferenciação quase nula em serviços; As empresas de combustíveis operam com estruturas de custos semelhantes; Elevada transparência de preços; Histórico de tabelamento governamental de preços no setor; Associações patronais bem organizadas; Contratos verticais de exclusividade; Barreiras à entrada; Ausência de substitutos próximos; Inelasticidade-preço da demanda.

<sup>5</sup> “Cartel” significado similar ao termo “conluio”, sendo este mais abrangente relacionado qualquer acordo entre dois agentes com fins a prejudicar um terceiro. Mas preferencialmente, neste artigo, utiliza-se o termo cartel para definir as práticas de colusão ilícitas, enquanto colusão faz alusão acordos ilícitos ou não entre agentes.

<sup>6</sup> Ações coordenadas baseadas em ajustes pré-definidos em acordos de entre os envolvidos.

<sup>7</sup> Condutas uniformes sem a prévia definição de acordo para o ato.

<sup>8</sup> O Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC) é composto pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), a Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) e a Secretaria de Direito Econômico (SDE), têm sido bastante ativas na investigação e punição de práticas anticoncorrenciais no setor de combustíveis, auxiliadas inclusive pela ANP, que tem uma secretaria exclusiva de apoio para concorrência no setor, podendo ser incluída como órgão consultivo ao SBDC para casos que envolvam o setor de combustíveis.

<sup>9</sup> Ver também: Freitas (2010) e CADE (2014, 2015).

Segundo o CADE (2014), o setor de combustíveis apresenta a maior quantidade de processos em estoque no órgão totalizando até 2013, 223 casos, destes 36 se tornaram Processos Administrativos<sup>10</sup> (PA) sendo 15 condenados, e 55 Atos de Concentração (AC) todos aprovados. Por este motivo o setor é potencialmente propício a exercício da filtragem de cartel, mesmo que não haja nenhum indicio prévio para sua existência.

### 3 REVISÃO DE LITERATURA

Na busca da identificação de cartel, tem havido um significativo avanço no que diz respeito à captura de padrões de comportamento de variáveis que poderiam indicar a existência de ações anticompetitivas. Duas abordagens são frequentemente citadas como meio de construir padrões para testar a natureza da concorrência em um mercado (Doane, *et al.* 2013; Harrington Jr., 2005; Porter, 2005; Perloff, *et al.* 2007): na primeira, são simuladas dinâmicas de variáveis para o comportamento colusivo ou concorrencial segundo o modelo teórico, para construção dos testes; na segunda, a dinâmica das variáveis para o teste é obtida a partir de informações de cartéis ou concorrências já confirmadas que permitam a inferência em mercados similares.

Ambas as formas de analisar cartel têm suas vantagens e desvantagens. Na primeira, se não existe uma definição prévia de padrão comportamental que configuraria colusão, partir da hipótese de comportamento concorrencial, para excluir as empresas que não se encaixam neste padrão pode ser uma alternativa viável. Contudo, não pertencer ao comportamento concorrencial analisado pode significar na verdade que as firmas concorrem em uma estrutura de oligopólio desconhecida, e conluio não deve ser a única hipótese alternativa. Por exemplo, poder de mercado independe da existência de conluio e pode levar a comportamento fora do padrão de competição efetiva, o que desrespeitará as hipóteses do modelo, caso esta condição não seja considerada. É importante assim distinguir padrões comportamentais que fogem ao padrão concorrencial, mas que não representam comportamento colusivo. Esta condição limita o poder de previsão dos modelos quanto à existência do cartel, mas não o desqualifica como filtro, pois ainda será possível indicar quais mercados são mais próximos da concorrência ou do conluio.

Na segunda abordagem o grande problema, além da obtenção de informações privadas das empresas, seja em conluio ou cartel, é garantir que o comportamento realmente constitui concorrência e/ou cartel. Por exemplo, pode ser que a análise de um determinado mercado sugiera concorrência como resultado, quando de fato tem-se um cartel com elevado nível de coordenação dos agentes capaz de simular concorrência. Assim, usar os dados deste mercado como padrão de teste poderia levar à falsa sugestão de concorrência aos demais mercados testados, quando na verdade existe cartel (Harrington Jr., 2005; Harrington Jr. e Chen, 2006).

O problema da obtenção de informações sobre o comportamento do cartel também é outro problema recorrente na segunda abordagem. São raras ou inexistentes na maioria dos mercados informações detalhadas de comportamentos de variáveis no conluio ou mesmo em concorrência. Além disso, as análises podem sofrer com mudanças no setor produtivo alterando a estrutura de comportamento do conluio. O grande problema desta abordagem é a pouca probabilidade de empresas em conluio agirem de forma similar no tempo e no espaço, deixando grandes margens de variações comportamentais que podem fugir da estrutura analítica ou das informações sobre cartéis conhecidos. Desta forma, a má especificação do modelo pode conduzir a erros sobre a natureza da concorrência do mercado (Doane, *et al.* 2013; Harrington Jr., 2005; Porter, 2005; Perloff, *et al.* 2007).

A despeito destes problemas, a identificação de padrões comportamentais seja por modelos analíticos ou por comparação de informações é um grande avanço na literatura acerca da identificação de cartéis. Em especial, a construção de filtros tem um papel relevante na reunião de elementos que possibilitem a investigação da existência do cartel sem depender da fiscalização das instituições vinculadas à defesa da concorrência.

---

<sup>10</sup> Em anexo está um resumo de alguns processos relacionados a cartel em postos.

O Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC), diferente de muitos sistemas similares no mundo, possui filtros de identificação de cartéis, que são utilizados com frequência para iniciar investigações de práticas anticompetitivas. Como metodologias de identificação o SBDC utiliza principalmente um acompanhamento da série de preços com vistas a identificar: (i) elevações não justificadas nas margens de revenda no município, as quais seriam indícios de coordenação para aumento dos lucros; (ii) a relação entre a evolução da margem e variações de preços, a correlação negativa entre preço e margem de revenda sugere a possibilidade de preços combinados entre agentes; e (iii) a dinâmica do preço e variáveis municipais frente às estaduais a partir de coeficientes de correlação linear (SEAE, 2006).

Muitas destas investigações do SBDC, no entanto, são dependentes da iniciativa de denunciante, para maiores averiguações em virtude da dimensão do Brasil. Associado a isto, muitas são as críticas às abordagens utilizadas pela maioria dos órgãos internacionais, o que pode ser vislumbrado principalmente no trabalho de Harrington Jr. e Chen (2006). Estes autores demonstram que firmas podem ser capazes de firmar conluio mesmo com detecção endógena por parte dos clientes, em certas condições, quando a coordenação é forte o suficiente para suavizar aumentos de preços até o preço de cartel. A argumentação dos autores sugere que toda detecção baseada na percepção dos consumidores, que não tenham plena informação sobre custos produtivos, é falha quando a coordenação inclui em sua estratégia a percepção dos consumidores acerca do aumento. As estratégias das firmas podem incorporar a respostas dos consumidores a preços para minimizar a probabilidade de detecção. Este resultado leva a períodos de transição suaves nas mudanças de preço em cartel, que evitem incentivar a denúncia dos consumidores.

Os principais métodos de filtragem de cartéis buscam fornecer características melhores que a dependência de denúncias por parte dos consumidores insatisfeitos. Na última década, o tema se tornou o centro de pesquisas em Organização Industrial, com a evolução dos Sistemas de Defesa da Concorrência e dos métodos estatísticos e sistemas computacionais. As críticas a estes estudos devem-se a especificidades das metodologias, como alto custo para replicação; a dependência de informações privadas em geral indisponíveis para monitoramento contínuo; ou pela baixa efetividade do instrumento utilizado na identificação do cartel (Doane, *et al.* 2013; Harrington Jr., 2005; Porter, 2005; Perloff, *et al.* 2007). Destas críticas, três pontos têm sido citados como importantes elementos para um bom instrumento de identificação de conluio (Doane, *et al.* 2013; Harrington Jr., 2005): primeiro, as metodologias devem permitir a percepção do conluio apenas pela observância dos preços, quotas de mercado, ou outros dados relativamente de fácil acesso; segundo, as metodologias devem ser rotinizáveis de modo que possam ser repetidas sistematicamente com a entrada humana mínima; terceiro, deve ser custoso ao cartel superar a metodologia.

Estes pontos, segundo Doane, *et al.* (2013), têm como objetivo tornar as metodologias um objeto natural de verificação aos diversos mercados, mesmo que não haja previamente qualquer suspeita ou indício de colusão. A verificação passaria a ser sistemática e o instrumento torna-se, além de um filtro de cartéis, um “termômetro” de identificação de possíveis níveis concorrenciais ou colusivos. Esta sistematização reduziria o problema da dependência da denúncia e limitaria a investigação mais profunda onde ela é realmente necessária.

Uma das estratégias diante do problema de identificação do cartel e de especificação dos modelos seria a chamada eliminação por etapas consecutivas, sugerida por Harrington Jr. (2005). Para o autor, primeiro eliminar-se-iam os mercados em que os indícios não configuraram cartel (fase de filtragem). A sugestão para esta etapa é o uso de filtros de cartéis de fácil aplicação, extraindo os mercados cuja investigação é desnecessária. Na segunda etapa seriam estudados os mercados onde fora identificada a possibilidade da existência do cartel (fase de verificação). Neste caso as metodologias consistiriam em excluir a concorrência como possibilidade, identificando provas econômicas para a existência e estabilidade do cartel. Finalmente, com provas consistentes da existência do cartel, os resultados seriam agrupados de forma a permitir à acusação a abertura de processo administrativo (fase de acusação). Os custos advindos desta metodologia de ação seriam menores, ao mesmo tempo em que permitiria estudar amplamente todo um mercado. Esta abordagem também produziria um sistema de aprendizado ao modelo, pois quando identificado um novo cartel na acusação, os parâmetros deste cartel

seriam introduzidos na fase de filtragem, garantido aprendizagem da abordagem e redução do custo ao longo do tempo ao diminuir os erros de identificação.

Em virtude das considerações de Harrington Jr. (2005) e Doane, *et al.* (2013), é importante encontrar elementos nos mercados que possam ser testados com dados de com baixo custo para obtenção, como já mencionado anteriormente. Dentro os dados relativamente mais acessíveis estão os preços, em especial sua dinâmica ao longo do tempo. Mas, mesmo sendo relativamente acessível em relação a outras variáveis de mercado, o preço não é um dado simples de obtenção em alta frequência, apesar de sua disponibilidade ter se tornado maior em diferentes mercados com a evolução dos meios de comunicação. Dadas estas considerações, na próxima seção são apresentados estudos empíricos na identificação de cartel.

### 3.1 TRABALHOS TEÓRICOS

A evolução da literatura dos modelos de identificação de indícios de conluio começa principalmente no trabalho de Gallo (1977) que estruturou um algoritmo para identificar conluio em leilões de lances fechados, sendo o primeiro trabalho reconhecido como metodologia de filtragem de cartéis. Mas apenas na década seguinte, com o trabalho de Green e Porter (1984), os modelos teórico-empíricos começam a ganhar forma, com a incorporação na aplicação empírica de um modelo *a la* Cournot em um cartel de informação imperfeita, que escolhe produção *a priori*, e tem choques de demanda não observáveis. As empresas não observam o que cada firma produziu, e não sabem se as variações resultantes do preço são devido a choques de demanda ou desvios do cartel. Se o preço descer abaixo do nível esperado, então as firmas adotam a estratégia do tipo gatilho e escolhem a produção de Cournot. O teste consiste nos efeitos de uma redução do preço sobre a produção e a mudança na dinâmica destas séries após o choque.

Pelo resultado do modelo, Green e Porter (1984) argumentam que a variação de preço pode ser maior sob a colusão. O argumento dos autores é de que apesar de conluio não resultar em uma maior variação de preço dentro de qualquer regime, seja de colusão ou ainda de punição, considerar estes dois períodos de forma subsequente implica a identificação de fortes zonas de variação de preço dependendo da abrangência dos dados. Neste caso, o cartel não seria suficientemente estável tendo que recorridamente aplicar medidas punitivas para se manter estável. Isto indica que nem todos os instrumentos são universais. Bolotova, *et al.* (2008) corroboram com as divergências nestes pressupostos, e encontram uma variação de preço mais baixa em conluio para lisina<sup>11</sup>, mas uma variação de preço mais elevada para o ácido cítrico.

Athey *et al.* (2004) encontram resultados diferentes de Green e Poter (1984). Para os autores, quando as empresas são pacientes<sup>12</sup>, o equilíbrio de conluio é ter preços iguais e as quotas de mercado fixas ao longo do tempo, pois estes não respondem aos custos. Assim, os preços são estáveis em resposta a flutuações de custo na presença de conluio. Quando as empresas são moderadamente pacientes<sup>13</sup>, os preços são parcialmente rígidos e se comportam como uma função degrau de custos, i.e., podem ficar longos períodos sem ajuste para serem ajustados subitamente, o que também poderia caracterizar uma quebra estrutural.

Em um cartel onde os preços são definidos pela coordenação, apenas após a definição do novo patamar de preço é que serão feitos os ajustes em conjunto entre as firmas. Se a demanda das firmas e o lucro são afetados pela dinâmica da diferença de preços entre as concorrentes, em um mercado com colusão, os preços tendem a ser mais estáveis no curto período e se moverem conjuntamente numa estrutura de degrau para novos ajustes (Harrington Jr. e Chen, 2006; Athey e Bagwell, 2004). Abrantes-Metz, *et al.* (2006), estudando a variância nos preços de postos de gasolina como filtro para cartel, constataram que a variação do preço durante o conluio é distintamente menor em relação ao período

<sup>11</sup> A lisina é um aminoácido com papel importante no desenvolvimento ósseo, na formação de colágeno e outros tecidos conectivos. Seu principal uso é a nutrição animal em especial na avicultura.

<sup>12</sup> Tem uma taxa de desconto a ganhos futuros relativamente baixa.

<sup>13</sup> Tem uma taxa de desconto de ganhos futuros relativamente alta.

considerado concorrencial entre as firmas<sup>14</sup>. Segundo os autores, depois da descoberta do cartel e excluindo a transição de conluio para não-conluio, houve um aumento na variância dos preços.

A existência de assimetrias nas variações de preços relacionadas a variações de custo é outra hipótese relacionada aos mercados colusivos. Nesta metodologia, os preços podem responder de forma diferente a choques de custo positivos quando comparados com choques de custo negativos, ao mesmo tempo em que mantem variações similares de preços com os dos concorrentes, o que também seria uma forma de identificação de cartel (Athey e Bagwell, 2004; Bajari e Ye, 2003). Mas, mesmo havendo um consenso dentro da literatura sobre o paralelismo de preços em mercado colusivos, existe uma ambiguidade em sua interpretação. Isto porque o alinhamento pode derivar também de um esforço competitivo quando existe forte homogeneidade entre os produtos e os custos de fabricação, sendo este o caso do chamado alinhamento estrutural. Tal ambiguidade pode encobrir a ação dos cartéis, pela dificuldade de diferenciação entre alinhamento de preços estrutural e alinhamento derivado de conduta anticompetitivas. Harrington Jr. (2006) destaca que poucos trabalhos conseguiram chegar a alguma conclusão acerca do cartel usando modelos de assimetria. Ainda sim é importante que haja avanços nesta, visto que a ação coordenada de preços é um consenso na literatura e o principal pressuposto para o cartel.

De forma geral, a hipótese que permite indagar sobre a existência do cartel pela variação de preços é de que, ao terem baixa variância dos preços, as empresas coniventes tomam decisão conjunta se os preços responderam lentamente a variações de custo. As justificativas para isso derivam principalmente pelo medo da variação ser interpretada como desvio de conduta do cartel o que levaria a retaliação das concorrentes. Por outro lado, como o cartel é uma estrutura sujeita a ruptura e revisões periódicas, em alguns momentos às estabilidades de preço serão seguidas por períodos de forte turbulência devido a punições de desvio de conduta. A identificação da punição é uma prova mais condizente com a teoria do cartel do que o paralelismo de preços, isto porque, diversas podem ser as fontes de paralelismo, nem sempre justificadas pelo cartel. Por outro lado, a períodos de punição são condições necessárias para um cartel estável, pois, se não há medidas punitivas à trapaça, é provável que as firmas rompam o cartel ao longo do tempo (Harrington Jr. e Chen, 2006).

Harrington Jr. e Chen (2006) incluem a possibilidade de denúncia pelos consumidores, quando estes consideram anômalas as mudanças de preços sem estarem conscientes da possibilidade de conluio (denúncia é inconsciente). As variações de preços são consideradas anômalas quando elas rompem com os momentos retrospectos históricos curtos (memória limitada) sob a hipótese de que as funções de custos e preços das empresas são desconhecidos pelos consumidores. A denúncia dos consumidores ocorre na identificação de quebras na função de preços associados com a formação de cartel. O cartel incorpora em suas funções de lucro a probabilidade de denúncia pelos consumidores e, desta forma, quebras são menos prováveis, pois apesar do interesse no rápido ajuste de preços, o cartel deve fazê-lo gradualmente para minimizar a possibilidade de detecção do processo de maximização de lucro conjunto.

Rotemberg e Saloner (1986) em um trabalho seminal em modelagem de preços colusivos, no qual as empresas infratoras (sob conluio) definem preços e observam choques de demanda independentes no tempo, mostram que preços do cartel são definidos com o intuito de tornar inviável a saída, condicionado aos estados conhecidos da demanda presente e futura. A análise empírica se baseia no nível de preços, tendo como hipótese para o cartel que as variações de preços são anticíclicas. Se a suposição for de demanda atual alta em relação à demanda futura, a tentação de sair da colusão será maior, o que significa que os preços do cartel devem cair para deter desvios, ou o contrário, quando a demanda atual é baixa e a futura alta.

Publicações importantes mais recentes que construíram relações teóricas empíricas para identificação de cartel baseado em dinâmicas de preços são: Athey, *et al.* (2004), baseado em um modelo de Bertrand, identificam que empresas colusivas apresentam rigidez de preços a choques de custo devido ao medo de punição pelo cartel caso suas ações sejam interpretadas como desvios do cartel; Harrington Jr. e Chen (2006) mostram que, para empresas com custos marginais idênticos, sujeitos a choques estocásticos, em que compradores não sabem a função de preços de colusão, o preço tem variância inconstante ao longo do tempo, sendo mais sensível a alterações do custo na fase estacionária; e Marshall

---

<sup>14</sup> Período em que a hipótese de conluio foi excluída como alternativa.



*et al.* (2008), com base em um jogo de líder seguidor, mostram que no cartel as empresas seguidoras, após o anúncio de aumento de preços da líder, também aumentam seu preço proporcionalmente ampliando a frequência de variações positivas de preço ao longo do tempo.

As metodologias que analisam assimetrias na transmissão de preços são relativamente mais recentes na filtragem de ações anticompetitivas. Os modelos consistem em testar se os custos são igualmente repassados para os clientes tanto para aumento quanto para reduções (Chen, *et al.* 2005; Deltas, 2008; Bermingham e O'brien, 2010; Silva, *et al.* 2014). Estes trabalhos<sup>15</sup> partem do pressuposto que na concorrência, preços respondem igualmente a aumentos e reduções de custo, enquanto que em cartel, preços respondem apenas a aumentos nos custos, sendo rígidos para redução. Ray, *et al.* (2006) mostraram que a assimetria pode ser relacionada analiticamente com poder de monopólio. Contudo, os mesmos resultados podem ser aplicados para a análise de cartel com relaxamento de algumas hipóteses e considerando que as ações conjuntas das firmas levem ao lucro monopolista. Estas abstrações permitiriam utilizar a metodologias de assimetria como filtros de cartéis. Apesar de ter um respaldo teórico da assimetria com poder de mercado, as alegações da assimetria e colusão tem se fundamentado mais em constatações empíricas. Chen *et al.* (2005), Deltas (2008) e Clark e Houde (2014) analisando o mercado de gasolina, mostraram que na presença de acordos colusivos, ajustes de preços são assimétricos à choques de custo. Clark e Houde (2014), em especial, mostram que no cartel preços são mais assimétricos que em períodos concorrenciais.

Resumidamente, é possível separar os modelos teóricos e empíricos citados em diferentes metodologias para identificação de padrões de precificação para a hipótese da existência de cartel. Das abordagens relacionadas à cointegração de preços três abordagens podem ser apontadas como fontes de informações sobre comportamentos colusivos, em termos de estudos recentes, apresentadas no Quadro 1:

Quadro 1. Comportamentos de preços cointegrados relacionados à colusão

Característica	Referências
Não convergência de preços entre mercados de um mesmo produto, geograficamente separados ou de mercados similares caracterizados como concorrenciais.	Porter e Zona (1999); Bajari e Ye (2003).
Correlação entre os preços de concorrentes maiores que correlação de preços com fornecedoras, e/ou forte integração entre os preços e/ou margens brutas de empresas concorrentes; e/ou paralelismo de preços.	Marshall, Marx e Raiff (2008); Macleod (1985); Normann (2000), Bajari e Ye (2003); Blair e Romano (1989), Normann (2000).
Assimetria e não linearidade nas alterações entre preços do atacado e varejo para diferentes choques.	Ray et al.(2006), Bailey e Brorsen (1989), Borenstein et al. (1997), Balke et al. (1998), Brown e Yücel (2000), Bermingham e O'Brien (2010).

Fonte: Elaboração própria

Entre os trabalhos que buscam construir filtros de cartéis para o mercado de combustíveis no Brasil, merecem menção estão os trabalhos de Vasconcelos e Vasconcelos (2005, 2008, 2009), Freitas (2010), Fetter (2012) e Silva et al. (2014): Vasconcelos e Vasconcelos (2005) aplicam uma metodologia adaptada de Gülen (1996) para analisar a dinâmica histórica de preços no varejo de gasolina sob a hipótese de paralelismo como filtro para possíveis cartéis; Vasconcelos e Vasconcelos (2008) constroem indicadores de colusão a partir dos modelos de análise de variância, ARCH e GARCH, para o mercado de gasolina a varejo, considerando que maiores variações de preços são um filtro relevante para supostos períodos de conspiração. Os autores sugerem ainda o uso de metodologias que requeiram *inputs* de informações mínimas, como apenas o preço. Vasconcelos e Vasconcelos (2009) simulam dados de preços de varejo com o intuito de testar filtrar inconsistência no comportamento de agentes derivadas de comportamento colusivo. Os autores utilizam as estatísticas  $ddv$ <sup>16</sup> para captar estas anomalias como

<sup>15</sup> Ver em: Frey e Manera (2007) e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

<sup>16</sup> *Directed divergence statistic*:  $ddv(p, q) = 2 \sum_{i=1}^k p_i \ln \left( \frac{p_i}{q_i} \right)$ , em que p e q são as distribuições de preços das firmas 1 e 2.

sugestão de filtro de cartéis a partir de uma relação de longo prazo na dispersão de preços, para paralelismo e variabilidade intensa na combinação de preços.

Freitas (2010), através de uma metodologia empírica georreferenciada, construiu um filtro de detecção de indícios de cartel no mercado de gasolina a varejo, comparando com os filtros do SBDC, para uma análise do varejo de combustíveis em Porto Alegre. Os resultados mostraram maiores informações sobre os comportamentos das firmas, permitindo a indicação de cartéis locais não identificados pela metodologia SBDC. Os autores concluíram que o georreferenciamento pode ser um complemento importante aos modelos, visto que considerar exclusivamente agregados municipais pode levar a erros de considerar todo o mercado concorrencial quando existem cartéis que não incorporam todos os postos da cidade e funcionam apenas em pontos urbanos específicos.

Fetter (2012), a partir das hipóteses de marcadores de colusão sugeridas por Harrington Jr. (2005), buscou identificar padrões em séries de preços que poderiam aderir aos pressupostos de colusão. O autor utiliza um painel de dados dinâmico para dados mensais de gasolina em municípios do Brasil, analisando os resultados em comparação a 10 municípios com histórico de cartéis condenados pelo CADE. Os resultados foram parcialmente robustos com as proposições de Harrington Jr. (2005) para preços anticíclicos e menor dispersão dos preços, mas não houve indícios que corroborassem com a possibilidade de maior volatilidade sugerida pela guerra de preços.

Silva *et al.* (2014) analisaram o problema da assimetria nos preços da gasolina a varejo nos municípios brasileiros com dados semanais por meio de modelos Threshold, sobre o pressuposto de que a assimetria pode servir de filtro de possíveis ações anticompetitivas. Os resultados mostraram que em média 30% dos municípios do Brasil apresentam algum tipo de assimetria na dinâmica de preços, e que mesmo não sendo prova definitiva contra cartel poderia servir de filtro para análises mais profundas nestes municípios.

Além das relações de preço, existem outros filtros e testes baseados em como o comportamento de firmas colusivas influenciam cotas de mercado, receitas média e marginal, tamanho da empresa, e excesso de capacidade<sup>17</sup>. No entanto, nem sempre tais variáveis estarão disponíveis, dificultando o monitoramento por meio destas características. Adicionalmente, como o foco deste trabalho é o mercado de combustíveis no varejo, apenas as variáveis de preço na revenda, no atacado e de insumo estão disponíveis, o que será melhor explanado na seção seguinte.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 MODELOS DE COINTEGRAÇÃO

O processo de cointegração consiste em uma tendência aleatória comum entre duas séries não estacionárias, sendo o significado econômico desta dinâmica dado pelos componentes de curto e longo prazo. Os testes de cointegração por si só não poderiam servir como base exclusiva para compreender se o comportamento é ou não colusivo visto que o alinhamento de preços pode derivar de diversos fatores. A justificativa para o uso de tal metodologia se deve a proposição de Green e Porter (1984) de que os agentes em conluio têm períodos de transição entre ajustes alinhados e desalinhados devido à guerra de preços. Assim, ao invés de se aplicar os testes de cointegração sobre toda a série, eles serão aplicados no sistema *rolling window*<sup>18</sup>, para a partir da dispersão deles em períodos de cartel construir estatísticas de teste para conluios, que permitam testar as hipóteses:

- $H_0$  Os resultados do modelo são consistentes com dinâmica de preços concorrenciais;
- $H_1$  Os resultados do modelo não são consistentes com as dinâmicas concorrenciais.

O intervalo para análise do *rolling window* é de 50 períodos, que se justifica pela necessidade construir estatísticas com relação a um ano de informação, para que mudanças de longo prazo tenha

<sup>17</sup> Ver em: Compte, et al. 2002, Porter (1983), Harintong (2005), Osborne e Pitchik(1987), Compte, et al. 2002, Benoit e Krishna (1987); Davidson e Deneckere(1990).

<sup>18</sup> Um dos pressupostos dos modelos de série de tempo é estabilidade dos parâmetros do modelo ao longo do tempo. O sistema “Rolling Window” (rolamento de janela) permite a verificação da instabilidade destes parâmetros ao longo, ao produzir estatísticas para subperíodos analisados em intervalos pré-determinados.

efeitos minimizados nos testes de cointegração, e principalmente porque cartel ocorre no espaço tempo. Neste caso, é preciso identificar seus efeitos em curtos períodos, analisar séries longas podem indicar resultados globais que podem não captar movimentação de preço mais relevantes. Esta estratégia permitirá a construção de uma dispersão dos betas das equações ao longo do tempo, i.e., para cada  $t$  ( $t = [50, N]$ ) existirá um  $\beta$ , o que permite não só identificar o comportamento da firma em um dado período, mas inferir sobre mudanças comportamentais ao longo do tempo.

Para a análise empírica, serão utilizados os dados dos preços de gasolina ao consumidor ( $\bar{p}c$ ) e na distribuidora ( $\bar{p}d$ ), como apresentado na equação 1 para o teste de cointegração:

$$\bar{p}c_{h,t[n]} = \beta_{0,h,t[n]} + \beta_{1,h,t[n]} \bar{p}d_{h,t[n]} + \mu_{h,t[n]} \quad \text{Equação (1)}$$

( $\mu_t$ ) é o erro e ( $h$ ) diferencia cada um dos municípios utilizados  $t[n]$  é a função *rolling window* em que  $t[n] = (n, n+50]$ ,  $n=[1, N-50]$ ,  $n$  é o período inicial analisado, e  $N$  o total de períodos. Os testes de cointegração lineares consistem em testar a estacionariedade de  $\mu_{h,t[n]}$ , para estes teste podem ser citadas cinco abordagens diferentes Engle-Granger, Johansen, Boswijk, Banerjee e o Bayer-Hanck (ver: Bayer e Hanck, (2012), para mais detalhes). O teste Bayer-Hanck produz uma estatística conjunta para a hipótese nula de não-cointegração dos demais testes listados. Pela limitação do espaço neste artigo apenas os testes de cointegração Bayer-Hanck serão apresentados.

Existem também vários testes não-lineares de cointegração em relação aos univariados três podem ser citados o estimado a partir do teste Engle 3 Granger, o modelo baseado na abordagem Stock e Watson e o modelo de cointegração *Threshold* (TAR) e *Momentum Theshold* (MTAR) (Frey e Manera, 2007). Sobre o poder relativo destes testes nada ainda se pode afirmar. Pela flexibilidade do modelo e pelas orientações dos trabalhos de Frey e Manera (2007), Wane et al. (2004), Enders e Siklos (2001) optou-se pela abordagem TAR. Na abordagem TAR que consiste em testar se  $\phi_1 = \phi_2 = 0$  na seguinte equação:

$$\Delta\mu_{h,t[n]} = I_{h,t[n]} \phi_{1,h,t[n]} \mu_{h,t[n]-1} + (1 - I_{h,t[n]}) \phi_{2,h,t[n]} \mu_{h,t[n]-1} + \sum_{k=1}^{t[n]-1} \lambda_{h,k,t[n]} \Delta\mu_{h,t[n]-k} + \varepsilon_{h,t[n]} \quad \text{Equação (2)}$$

Em que  $\mu_{h,t[n]}$  são os resíduos da relação de longo prazo estabelecida na Equação 1;  $I$  assume uma função binária (0,1) segundo um parâmetro *threshold* ( $\tau$ ), em que os valores de  $I$  é um para valores assuma do  $\tau$  e 0 para os demais casos. Neste trabalho, adotou-se  $\tau = 0$ , sendo que o valor de  $\tau$  pode ser estimado junto com a equação. Mas dada a instabilidade esperada dos modelos, valores diferentes para  $\tau$  poderiam impedir a comparação dos parâmetros. Além disso, adotar o valor de  $\tau = 0$  permite que o vetor de cointegração coincida como um vetor de equilíbrio. Dessa forma, os parâmetros  $\phi_{1,h,t[n]}$  e  $\phi_{2,h,t[n]}$  mostram a velocidade de ajustamento dos choques para que o erro retorne a zero. Além disso, como os resíduos são estacionários em torno de zero, é esperado que o verdadeiro  $\tau$  seja próximo de desse valor. Para a identificação do modelo, é necessário que os resíduos  $\varepsilon_t$  sejam não serialmente correlacionados, por isso foram incluídas defasagens no modelo utilizando o critério BIC.

Havendo cointegração o teste de assimetria do modelo TAR consiste em testar os parâmetros  $\rho_{1,h,t[n]} = \rho_{2,h,t[n]}$  na equação 3:

$$\bar{\Delta p}c_{h,t[n]} = \rho_{1,h,t[n]} I_{h,t[n]} \mu_{h,t[n]-1} + \rho_{2,h,t[n]} (1 - I_{h,t[n]}) \mu_{h,t[n]-1} + \sum_{k=1}^{T-1} (\gamma_{1,k,t[n]} \bar{\Delta p}d_{h,t[n]-k} + \gamma_{2,k,t[n]} \bar{\Delta p}c_{h,t[n]-k}) + \varepsilon_{h,t[n]} \quad \text{Equação (3)}$$

Além dos testes de cointegração linear e não linear foi considerado também o problema da quebra estrutural em cointegração no modelo de Gregory e Hansen (1996) em que as equações são relativamente semelhantes às anteriormente apresentadas. Foi feita a inclusão de um fator binário para testar valores extremos de cada variável do modelo, parâmetro este estimado endogenamente no modelo. Vale observar que, neste trabalho são apresentados apenas parte dos resultados das quebras a 1% de significância em tendência e no vetor de correção. Sendo assim na próxima seção apresenta os dados testados.

## 4.2 FONTE E NATUREZA DOS DADOS

As séries de preços para a gasolina tanto no varejo como no atacado foram disponibilizadas diretamente pela ANP e representam os dados individuais para mais 11 mil postos em 555 municípios em todo o Brasil (10% do número de municípios). A pesquisa é feita semanalmente, por meio de visita pessoal (em geral nos primeiros três dias úteis de cada semana) aos locais selecionados para amostra (ANP, 2011). Apesar das séries de dados da ANP se iniciarem em Julho 2001, apenas em Maio de 2004 a ANP consolidou a pesquisa para os 555 municípios, de forma que nem todos os municípios tem dados disponibilizados entre 2001 e 2004.

As variáveis de preços da gasolina no posto e na distribuidora (relatado pelo posto) referem-se ao preço do da gasolina comum (tipo C) que contém em sua composição o álcool combustível. Entre os ganhos relativos de considerar o preço do produto no seu estado final de produção, em uma análise por município, tem-se principalmente a redução de erros por omissão de variável relevante. Como exemplo, relacionar o preço do petróleo, no mercado internacional, a gasolina no posto, e não considerar o álcool (que compõe 25% do mesmo). Além disso, a Petrobrás ou mesmo a extensão geográfica do país são fatores de impacto sobre o preço da gasolina. Para resolver parte destes problemas, as variáveis de identificação do modelo devem ser regionalmente localizadas (do mesmo município ou posto) o que engloba tanto aspectos regionais, como tributação, quanto à redução do impacto de fatores relevantes para diferentes precificações no país, como custo de transporte. Além disso, os modelos analisam curtos períodos, justamente para captar a instabilidade dos parâmetros, com variáveis em diferenças, o que minimiza o papel de modificações custos fixos<sup>19</sup>.

Os dados analisados serão apenas dos municípios que tiveram ou terão casos julgados pelo CADE (2015), os Processos Administrativos podem ser vistos no Anexo A. O próximo capítulo apresenta alguns resultados<sup>20</sup> para as cidades analisadas.

## 5 RESULTADOS

Os resultados dos mercados de combustíveis são bastantes distintos, mas com características similares. Antes de apresentar os resultados dos postos caracterizados por comportamento de cartel é preciso definir o comportamento concorrencial ideal. Neste caso foi simulado um serie de preços do varejo de combustíveis, a partir de estimações sobre a margem bruta aplicada na revenda do Brasil (considerado o mercado de São Paulo como mais próximo da concorrência devido ao numero de players no atacado e no varejo), associado a um choque normalmente distribuído nas séries de custo.

Os resultados dos modelos para o mercado concorrencial e o de São Paulo distintos, mas com algumas semelhanças. No caso de mercado concorrencial os testes de cointegração em geral foram quase sempre significativos para cointegração, a 5% de significância, e não houve identificação de quebras estruturais e assimetria em nível de cointegração a 1%. Para São Paulo, a cointegração foi forte em vários períodos, mas com muitos buracos a 5% de significância, e existiram algumas quebras e assimetrias em nível de cointegração a 1% ao longo do tempo. Os resultados não mostram indicações para comportamento colusivo, mas como esperado nenhum comportamento real será idêntico a um

<sup>19</sup>  $Preço_{venda} = bPreço_{custo} + Custo_{Fixo} \rightarrow \Delta Preço_{venda} = b\Delta Preço_{custo}$

<sup>20</sup> Os resultados completos dos modelos podem ser obtidos com os autores.

comportamento concorrencial ideal. Ambos os resultados servem para indicar maior ou menor proximidade com o mercado concorrencial em relação ao mercado colusivo.

Partindo dos resultados do mercado simulado e do mercado de São Paulo tem-se um a definição do parâmetro ideal de concorrência e de um parâmetro parcial de corte para mercado concorrencial. Os resultados gerais das cidades listadas no Anexo A, mostram uma diferenciação relativamente alta destes resultados iniciais. O Anexo B apresenta uma tabela resumo que mostra os resultados em médias dos valores estatísticos dos diferentes modelos comparados com o mercado concorrencial simulado. Nem todas as estatísticas mostram uma significativa diferenciação entre o mercado de São Paulo e os demais mercados, mas em relação ao mercado simulado os resultados mostram uma clara distinção sobre poder de mercado dos postos.

Analisando cada município é possível ver uma configuração diferente nos ajustes do preço ao longo dos processos julgados pelo CADE ou mesmo após a condenação. Na cidade de Bauru quebras estruturais a assimetria em nível de cointegração tiveram maior significância até 2007-2008, depois desta data, apesar de apresentar turbulência, esta é menos evidente nas estatísticas que nos primeiros anos. Como o processo contra os postos da cidade foi aberto em 2000 e condenado em 2013, o comportamento de cartel é mais marcante apenas até 2007 com uma forte quebra na dinâmica que permanece até 2014. Os resultados sugerem uma mudança do comportamento de cartel após 2007.

Os postos em Belo Horizonte foram condenados por cartel em 2003 em um processo aberto em 2000<sup>21</sup>. Para o período *ex ante* julgamento as estatísticas mostram uma elevada estatística de cointegração e pouca evidência de assimetria dos preços. A assimetria de preços é evidenciada após a condenação por um período de quase um ano, o que sugere uma mudança no comportamento das firmas. A partir de 2005 os perfis sugerem assimetrias em curtos períodos, em geral associadas a reduções de preços lentas, quando a choques negativos no atacado, e o contrário para choques positivos que são rapidamente absorvidos. Este resultado sugere a descontinuidade do cartel após a condenação, visto que há poucas evidências de medidas punitivas. E apesar das reduções de preço serem graduais em relação à redução de custo se comparados aos aumentos de custo repassados prontamente, este resultado pode ser derivado de uma baixa elasticidade de preço do produto associado a poder de mercado, este não necessariamente derivado de acordo colusivo.

O processo contra os postos de combustíveis em Blumenau foi aberto em 1999 com condenação em 2010, mesmo após a condenação não há evidências da dissolução do comportamento na série. Os resultados para os postos de Blumenau mostram um comportamento distante do concorrencial em todo período, as quebras estruturais e assimetrias em nível de cointegração, assim como a constante oscilação das estatísticas dos testes de cointegração sugerem que o cartel nunca teve fim neste mercado.

Em Brasília (DF), onde os postos foram condenada por cartel em 2004, em um processo aberto em 1994, os resultados dos modelos mostram uma fraca assimetria e significativa cointegração não-linear dos preços. Os resultados indicam assimetria a 5% de significância em 2004 e 2005-2006 e assimetria a 1% em 2007-2008, 2010, 2012 e 2014. Os testes de cointegração não-lineares foram mais efetivos em captar um comportamento cointegrado entre o atacado e o varejo, o que mostra que os preços do atacado ainda são decisivos para determinação dos preços neste mercado, mas de forma não-linear. Ou seja, os resultados indicam que as firmas ajustam mais prontamente a choques positivos que a choques negativos, sendo que estes últimos em vários pontos tiveram seus betas insignificantes, i.e. baixas no preço do atacado não foram repassadas ao comprador final em longos períodos. Os resultados gerais dos modelos sugerem a existência de poder de mercado nos ajustes de preços, onde firmas sustentam preços altos para manter lucros elevados. Conjuntamente, a identificação de possíveis medidas punitivas com quebras estruturais de regime nos modelos ECM e a falta de cointegração em vários períodos, mostra que o poder de mercado constituído neste mercado é possivelmente derivado de um conluio entre os agentes.

Os postos de gasolina em Campinas foram condenados por cartel em 2007 (processo aberto em 2001), período marcado por uma ruptura nas estatísticas do teste de assimetria. Durante o período de cartel, os dados mostraram cointegração dos preços pelo teste TAR que novamente diferem dos testes lineares que rejeitaram a cointegração ao longo da série. Foi identificada assimetria apenas após a

---

<sup>21</sup> Foram abertos dois processos sobre colusão no postos de Belo Horizonte sendo que um foi arquivado em 2008.

condenação, o que representa uma mudança de comportamento das firmas. Quebras estruturais foram mais frequentes até 2007 e após 2009-2010 associadas também a assimetrias nos ajustes de preço, o que pode revelar um comportamento de punição a quebra de cartel. Os resultados das estatísticas após 2007 sugerem que a condenação por cartel rompeu a dinâmica de definição dos preços entre os agentes, o que representa o fim do cartel neste mercado para este período. No entanto, as estatísticas após 2009 sugerem um novo paradigma no ajuste de preço, sendo necessária uma investigação mais aprofundada sobre a possibilidade de restabelecimento do cartel.

O relatório do julgamento de cartel em Caxias do Sul revelou que o cartel foi estável entre 2004 e 2006. Até 2007 os resultados sugerem a existência de poder de mercado com associadas com medidas punitivas frequentes devido a quebras estruturais na série. Após esta data as quebras estruturais em nível de cointegração são raras. Os resultados de assimetria sugerem um comportamento atípico a partir de 2010, durante este período os resultados demonstram certa coerência com comportamento concorrencial.

Em Florianópolis e Goiânia, por sua vez, os postos foram condenados por cartel em 2002, mas, infelizmente, não estão disponíveis observações suficientes anteriores a este período para indicar parâmetros do cartel. Os resultados de Florianópolis para os primeiros anos não sugerem cartel (ausência de assimetria, com valores de  $\rho$  próximos de zero), o que pode ter sido causado pela condenação do cartel associadas a investigação. Os resultados de Florianópolis modificam-se a partir de 2004 até 2010, onde as estatísticas de assimetria e de cointegração ficam flutuantes fora do nível de rejeição a maior parte do tempo. Apesar de não haver estatísticas anteriores a 2002 suficientes para inferência sobre o cartel, os resultados mostram um possível cartel entre 2004 e 2010 em Florianópolis com flutuações nas formulações de preços em 2006, 2007, 2008 a 2009, podendo ser resultado de medidas punitivas entre as coniventes, devido presença de quebras estruturais no mesmo período. Os resultados de Goiânia evidenciam uma possível continuidade do cartel até 2010, período em que há uma mudança do comportamento, com aumento de quebras estruturais e oscilação dos indicadores de assimetria e cointegração não-linear para maior frequência de cointegração linear, o que pode ser o enfraquecimento do cartel e do poder das medidas punitivas sobre sua manutenção.

Os postos do município de Lages foram condenados por cartel em 2003, resultando, nos primeiros anos, em elevada probabilidade de assimetria e cointegração dos preços. Apesar da condenação em 2003, o cartel pode ter durado até 2004 com possíveis recorrências ao comportamento colusivo até 2009, quando o comportamento dos preços volta a apresentar cointegração linear e ausência de quebras estruturais apesar da assimetria persistente.

Os resultados dos preços em Londrina e Manaus mostram quebras estruturais frequentes em nível de cointegração, oscilação nas estatísticas de cointegração e presença de assimetria em vários períodos. Londrina teve o processo aberto em 2007 e foi condenada 2013, enquanto Manaus teve o processo aberto em 1998 e foi condenada 2013. Os resultados mostram a possibilidade de ação de poder de mercado em todo período sugerindo nulidade nos efeitos da condenação e poder de mercado em todo período.

Os postos de gasolina em Recife foram condenados por cartel em 2004 (PA aberto em 1999) e tiveram um segundo processo que envolvia toda região metropolitana em 2002, mas arquivado em 2009. No período do primeiro processo as estatísticas mostravam significativa estatística de cointegração não-linear, com assimetria dos preços e ausência de cointegração linear dos preços no período. As diferenças de valores de  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são significativas (a 5%) durante o período do cartel e seguem até 2010. Os resultados mostram que apesar de sofrer uma turbulência logo após a condenação por cartel entre 2004 e 2005, as estatísticas de assimetria permanecem elevadas até 2010 indicando que os parâmetros estabelecidos para ajustes de preços durante o cartel se mantiveram após a condenação, incluindo o aumento de quebras estruturais significantes após 2006. Este resultado sugere a continuidade das dinâmicas de precificação do cartel após a condenação sua condenação ao longo da série.

Os postos de Ribeirão Preto foram envolvidos em um PA aberto em 2002 e arquivado em 2009. Os resultados dos modelos mostram uma mudança de comportamento entre a abertura do processo até a data de arquivamento. Contudo após o arquivamento os resultados sugerem uma retomada dos preços assimétrica com presença de quebras estruturais frequentes em nível de cointegração. Os resultados

sugerem tanto a existência do cartel, quanto uma retomada mais acentuada de sua organização após o arquivamento do processo.

As dinâmicas de preços dos postos no município de Salvador são distintas significativamente do que se espera de um mercado concorrencial. Períodos longos com estabilidade quase linear dos preços, seguido de quedas de preços associadas a aumento da variância e de quebras estruturais tanto em nível quanto tendência. Apesar do PA contra os postos de Salvador terem sido abertos em 1998 e arquivados em 2009, os resultados dos modelos são favoráveis a existência e manutenção do cartel em quase todo período analisado.

Santa Maria teve dois processos administrativos abertos contra os postos de gasolina em 2004 e 2009 julgados e condenados conjuntamente em 2010. Nas datas de abertura dos processos e nos julgamentos foi evidenciada a presença de assimetria com quebras estruturais ocorrendo principalmente até 2007. Os resultados sugerem o uso do poder de mercado até 2007, mas estes resultados são menos consistentes após esta data, sugerindo uma mudança de comportamento provavelmente derivada das investigações pela prática de cartel.

Os postos de São Luís tiveram um PA aberto quanto à formação de cartel em 2011, até a data de submissão deste trabalho o caso ainda não havia sido julgado. Os resultados de dos modelos para os preços nos postos de São Luís são relativamente semelhantes com o de Salvador, as séries são marcadas por períodos de linearidade quase estática dos preços, seguida por rupturas tanto em nível e tendência, como também na variância, sugerindo guerras de preços entre as firmas em curtos períodos, já que há uma fraca relação entre os preços do atacado e os preços do varejo nos testes de cointegração.

Os resultados dos modelos para os preços a varejo nos postos de Teresina mostram uma frequente presença de quebras estruturais em cointegração, associadas com assimetria e baixa cointegração principalmente até 2012 nas proximidades do julgamento em 2003. Como os PA contra cartel em postos do município foram abertos em 2000 e 2008 com a condenação em 2003. Os resultados sugerem que o PA levou ao fim do cartel antes da sua condenação, com uma forte mudança na dinâmica da série de preços após este período, tanto nos testes de cointegração quanto quebra estrutural e assimetria.

Os postos de gasolina e Vitória foram condenados pela prática de cartel em 2015, em um caso aberto em 2006. Segundo parecer do CADE (2015) há evidências de que o cartel se manteve estável entre 2006 e 2007, período com um pico de assimetria e presença de quebras estruturais em nível de cointegração. Os dados mostram uma mudança de comportamento após 2007, mas com eventual retomada ao longo do tempo até períodos pré-julgamento, mesmo que em menor significância. Pelos resultados pode se ver uma dissolução parcial do cartel entre 2007 e 2008, mas que não significou seu fim, já que os testes de assimetria e quebras estruturais foram frequentes após esta data.

## 6 CONCLUSÃO

Este estudo objetivou analisar o comportamento das firmas *ex ante* e *ex post* condenação por cartel a fim de construir parâmetros de testes para outros mercados colusivos. Optou-se primeiramente por usar as diferentes abordagens de testes de cointegração citados na literatura como elementos capazes de permitir a inferência sobre a existência de cartel. Os modelos foram associados com a abordagem *rolling window* que permite verificar a estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo. Foram construídas séries simuladas, além de analisado o mercado de gasolina em São Paulo, com fim de capturar as divergências entre os preços do cartel e os preços concorrenciais.

Nem todos os mercados analisados permitiram a construção de estatísticas relevantes, mas alguns resultados se mostraram relativamente próprios de comportamento colusivo, entre eles, a presença de quebras estruturais associadas com assimetrias de preço, e a existência de cointegração não-linear quando a linear é rejeitada. A assimetria de preços se mostrou em especial um marcador de mudança de paradigmas de ajustes de preço, i.e. guerra de preços, pois início e fim do cartel parecem ser captados por esta metodologia. Os testes de quebras estrutural em nível de cointegração foram significativamente relevantes para marcar comportamentos mais distantes do concorrencial. Mas testes mais profundos ainda

são necessários. Sugere-se o uso de outras abordagens econométricas para contrapor com os resultados estabelecidos neste trabalho.

A principal conclusão que deve ser ressaltada é que a condenação por cartel pelo CADE não foi suficiente para mudar o comportamento das firmas, e as mudanças de precificação em boa parte dos processos. As mudanças de preços para tendências concorrenciais existiram por fatores descolados temporalmente com a condenação por cartel em alguns mercados, apesar de a condenação ter efeito na maioria das séries. A principal justificativa que pode ser dada para estas mudanças posteriores à condenação está na mudança da estrutura do mercado, como aumento do número de *players*, aumento dos postos de bandeira branca ou crises econômicas capazes de afetar a elasticidade de preço do produto. Sugere-se um estado posto a posto associado com estudo dos *players* atacadistas, como possíveis determinantes de práticas de precificação nos postos.

## REFERÊNCIAS

- ABRANTES-METZ, R. M. *et al.* A variance screen for collusion. **International Journal of Industrial Organization**, v. 24, n. 3, p. 467-486, May 2006.
- AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEL (ANP). 2015. Disponível em <www.anp.gov.br>. Acesso em: 15/05/2011.
- ATHEY, S.; BAGWELL, K. Collusion with Persistent Cost Shocks, **Working Paper**. Columbia University, n.8, 2004.
- ATHEY, S.; BAGWELL, K.; SANCHIRICO, C. Collusion and Price Rigidity. **Review of Economic Studies**, n. 71, p. 317-349, 2004.
- BAILEY, D. V.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 14, n. 2, p. 246-252, 1989.
- BAJARI, P.; Ye, L. Deciding Between Competition and Collusion. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4 p. 971-989, 2003.
- BALKE, N. S., BROWN, S. P. A. AND YÜCEL, M. K. Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? **Economic Review**, Dallas, n. Q1 p. 2-11, 1998.
- BAYER, C.; HANCK, C.: Combining Non-Cointegration tests. **Journal of Time Séries Analysis**. v.34, n, 1, 2012.
- BLAIR, R. D.; ROMANO, R. E. Proof of nonparticipation in a price fixing conspiracy. **Review of Industrial Organization**, v. 4, n. 1, p. 101-117, 1989.
- BOLOTOVA, Y.; CONNOR, J. M.; MILLER, D. J. The impact of collusion on price behavior: Empirical results from two recent cases. **International Journal of Industrial Organization**, v. 26, n. 6, p. 1290-1307, Nov 2008.
- BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **Quarterly Journal of Economics**, Massachusetts, v. 112, n. 1, p. 305-339, 1997.
- BRASIL, EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA. **Balço Energético Nacional 2013**, Rio de Janeiro, 2013.
- BRASIL, LEI Nº 12.529, DE 30 DE NOVEMBRO DE 2011. Estrutura o Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência. Brasília, 2011. (DOU-1.11.2011)
- BROWN, S. P. A.; YÜCEL, M. K. Gasoline and crude oil prices: why the asymmetry? **Economic and Financial Review**, Dallas, n. Q3, p. 23-29, 2000. 7 p.
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, Vol. 59, pp.175-182, 1998.
- COMPTE, O.; JENNY, F.; REY, P. Capacity Constraints, Mergers and Collusion. **European Economic Review**, n.46, p. 1-29, 2002.
- CONNOR, J. M. Collusion and Price Dispersion. **Applied Economics Letters**, n. 12 v. 6, pp. 335-338, 2005.
- CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA (CADE). Processos administrativos por cartel abertos pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica, Brasília: 2015. Disponível em:



<<http://portal.mj.gov.br/senad/data/Pages/MJ34431BE8ITEMIDFAA7E815317F40FBA7BBFB53523D5716PTBRNN.htm>>.

CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA (CADE). Varejo de Gasolina. **Cardenos do Cade**, Departamento de Estudos Econômicos, Brasília, 2014.

COSAN. Relatório anual de vendas da empresa, 2015. Disponível em: <<http://cosan.com.br/pt-br>>.

DAVIDSON, C.; DENECKER, R. Excess Capacity and Collusion. **International Economic Review**, n.31 p. 521-541, 1990.

DICKEY, D.A; FULLER, W. A. Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of American Statistical Association**, n. 74, v. 366, pp.427-481, 1979.

DOANE, M. J. *et al.* Screening for Collusion as a Problem of Inference. 40. BLAIR, R. D. e SOKAL, D. D. **Oxford Handbook on International Antitrust Economics**. Oxford University press, 2013.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Princeton, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, Carolina do Norte, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error Correction: representation, estimation and testing, **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987.

FETTER, S.K. **Deteção de cartéis por marcadores de colusão**. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2012. p. 72.

FREITAS, T. A. **A defesa da concorrência no mercado varejista de combustíveis líquidos: teoria, evidências e o uso de filtros para detectar cartéis**. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2010.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic Surveys**, Oxford, v. 21, n. 2, pp. 349-415, 2007. 67 p.

GALLO, J. C. Computerized Approach to Detect Collusion. **The Sealed-Bid Market. Antitrust Bulletin**, v. 22, p. 27, 1977.

GREEN, E. J.; PORTER, R. H. Noncooperative collusion under imperfect price information. **Econometrica**, v. 52, n. 1, p. 87-100, 1984.

GREGORY, A.W.; HANSEN, B.E. Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. Programs Cointegration. Retrieved August 1, 2011

HARRINGTON Jr., J. E.; CHEN, J. Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection. **International Journal of Industrial Organization**, v. 24, n. 6, p. 1185-1212, Nov 2006.

HARRINGTON Jr., J.E. Detecting cartels. In: **Handbook in Antitrust Economics**, CIDADE: MIT Press, forthcoming, 2005.

HARRINGTON Jr., J.E. How Do Cartels Operate?. **Foundations and Trends in Microeconomics**, v. 2, n. 1 p. 1-105, 2006.

IPIRANGA. Relatório anual de vendas da empresa, 2015. Disponível em: <<http://www.ipiranga.com.br/>>.

LEVENSTEIN, M. SUSLOW, V. Y. Cartels and collusion: empirical evidence. IN: BLAIR , R.D.; SOKOL, D.D. (editors). **Oxford Handbook on International Antitrust Economics**, Oxford: Oxford University Press, 2013.

LEVENSTEIN, M.; SUSLOW, V. **Private international cartels and their effect on developing countries**. CIDADE University of Massachusetts, 2001.

MACLEOD W. B. A theory of conscious parallelism. **European Economic Review**, n.27, pp. 25-44, 1985.

MARSHALL, R. C.; MARX, L. M.; RAIFF, M. E. Cartel price announcements: the vitamins industry. **International Journal of Industrial Organization**, v. 26, n. 3, p. 762-802, 2008.

MARSHALL, R. C.; MEURER, M. J. Bidder collusion and antitrust law: refining the analysis of price fixing to account for the special features of auction markets. **Antitrust Law Journal**, v. 72, n. 1, p. 83-118, 2004.

MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 55, n. 3, pp. 581-611, 2004.

NORMANN, H.T. Conscious parallelism in asymmetric oligopoly. **Metroeconomica**, n. 51, v. 3, 2000.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT OECD - Global Fórum on Competition: roundtable on prosecuting cartel without direct evidence of agreement, **Working Paper**, 2006.

OSBORNE, M. J.; PITCHIK, C. Cartels, Profits, and Excess Capacit. **International Economic Review**, n.2, p. 413-428, 1987.

PERLOFF, J. M.; KARP, L. S.; GOLAN, A. **Estimating market power and strategies**. New York, NY: Cambridge University Press, 2007. xi, 340 p. ISBN 9780521804400.

PETROBRAS. Relatório anual de vendas da empresa, 2015. Disponível em: <<http://www.petrobras.com.br/>>.

PORTER, R. Detecting collusion. **Review of Industrial Organization**, v. 26, n. 2, p. 147-167, 2005.

PORTER, R.; ZONA, D. Ohio school milk markets: an analysis of bidding. **The RAND Journal of Economics**, n. 30, pp. 263-288, 1999.

RAGAZZO, C. E. J. e SILVA, R. M. da. Aspectos econômicos e jurídicos sobre cartéis na revenda de combustíveis: uma agenda para investigações. In: Secretaria de Acompanhamento Econômico SAE. **Documento de Trabalho** nº 40, 2006.

RAY, S. *et al.* Asymmetric wholesale pricing: theory and evidence. **Marketing Science**, Hanover, v. 25, n. 2, p. 131-154, 2006.

ROTEMBERG, J.; SALONER, G. A Supergame-theoretic model of price wars during booms. **The American Economic Review**, v. 76, p. 390-407, 1986.

SECRETARIA DE DIRETO ECONÔMICO (SDE): Combate a cartéis e programa de leniência. Texto Oficial do Ministério da Justiça SDE/DPE n. 01/2008, Brasília: 2013b. SECRETARIA DE DIRETO ECONÔMICO (SDE): Combate a cartéis na revenda de combustíveis. Texto Oficial do Ministério da Justiça SDE/DPE n. 04/2009, Brasília: 2013a. SILVA, A. S.; VASCONCELOS, C.R.F.; VASCONCELOS, S.P.; MATTOS, R.S.. Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in Brazil. **Energy Economics**, v. 43, p. 11-21, 2014.

SINDICOM SINDICATO DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE COMBUSTÍVEIS E LUBRIFICANTES (SINDICOM). 2015. Disponível em <<http://www.sindicom.com.br/>>. Acesso em: 15/07/2015.

UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.62, n. 1, p.103-117, 2008.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Análise do comportamento estratégico em preços no mercado de gasolina brasileiro: modelando volatilidade. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 207-222 setembro de 2008.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Ferramentas de detecção dos acordos em preços no mercado de gasolina a varejo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...**, Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Investigações e obtenção de provas de cartel: porque e como observar paralelismo de conduta. **Ensaios FEE**, v. 26, n. 2. 2005.

WANE, A., GILBERT, S., DIBOGLU, S., Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold models. **OpenSIUC**, Department of Economics Southern Illinois University, discussion papers 13, 2004.

ZIVOT, E.; ANDREWS, K. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, n. 10 v. 10, pp. 251-270, 1992.

### ANEXO A. Principais processos de cartéis no varejo de combustíveis julgados pelo CADE.

<i>Municípios</i>	<i>UF</i>	<i>Processo Administrativo</i>	<i>Envolvidos (condenados)</i>	<i>Início*</i>	<i>Julgado em</i>	<i>Características</i>
Bauru	SP	08012.004472/2000-12	(9 postos)	2000	2013	Coordenado por grupo de vendedores. Repressão para forçar a coação entre os demais agentes e instituições públicas. Efeitos, limitação da concorrência aumento dos preços.
Belo Horizonte	MG	08012.007515/2000-31	82%	2000	2003	O sindicato era o coordenador. Efeito: elevação da margem de preço.
Belo Horizonte	MG	08012.007273/2000-02	77 notificados	2000	2008	Acusação: Fixação de preço. <b>Arquivado</b> devido à prescrição.
Blumenau	SC	08012.005545/1999-16	49 postos	1999	2010	Acusação: Fixação de preço (coordenado pelo Sindicato). <b>Arquivado</b> devido à insuficiência de provas.
Brasília	DF	08000.024581/1994-77	95%	1994	2004	O sindicato era o coordenador. Efeito: homogeneidade comercial barreira a entrada por pressão política.
Campinas	SP	08012.002911/2001-33	60%	2001	2007	Os sindicatos eram os coordenadores. Ações: buscar concessões de operadores de cartão sobre os custos destes. (efeito sobre preço desconhecido)
Caxias do Sul	RS	08012.010215/2007-96	100%, 26 representados	2004	2013	Coordenado pelos líderes do mercado. Efeitos: elevação dos preços, divisão do mercado (grande compradores e licitações), ameaças para barrar novos entrantes, estável entre 2004 e 2006.
Florianópolis-RM	SC	08012.002299/2000-18	18 representados	2000	2002	O sindicato coordenava as ações, ameaças e punições. Mecanismo de controle guerra de preços. Efeito: elevação da margem de preço.
Goiânia	GO	08012.004712/2000-89	200 postos 85%	2000	2002	O sindicato era o articulador. Efeito: elevação da margem de preço.
Guaporé (sem dados)	RS	08012.005495/2002-14	(5 postos)	2002	2011	Coordenação conjunta entre cinco postos. Efeitos aumento da margem de preço com rodizio de preços para maquiagem conluio;
Lages	SC	08012.004036/2001-24	87% (8)	2001	2003	O sindicato era o coordenador. Efeito: elevação da margem de preço.
Londrina	PR	08012.001003/2000-41	90% (11 postos)	2000	2013	Coordenado pela associação de postos. Efeito: elevação da margem de preço em 90% dos postos.
Londrina RM	PR	08012.011668/2007-30	(12 postos)	2007	2013	Coordenação entre firmas. Efeito: elevação da margem de preço.
Manaus	AM	08012.002959/1998-11	50%	1998	2013	O sindicato era o coordenador. Efeito: elevação da margem de preço. 50% de adesão na cidade. Provas do CADE mostram fixação de preços em 2005
Recife	PE	08012.002748/2002-90	113 notificados	2002	2009	Acusação: Fixação de preço. <b>Arquivado</b> devido à prescrição.
Recife-RM	PE	08012.003208/1999-85	78%	1999	2004	O sindicato era o coordenador. Efeito: alinhamento de preços.
Ribeirão Preto	SP	08012.002748/2002-90	108 notificados	2002	2009	Acusação: Fixação de preço. <b>Arquivado</b> devido à prescrição.
Salvador	BA	08012.005140/1998-33	106 notificados	1998	2009	Acusação: Fixação de preço. <b>Arquivado</b> devido à insuficiência de provas.
Santa Maria	RS	08012.004573/2004-17 08012.007149/2009-39	(8 postos)	2004	2010	Oito postos coordenavam as praticas. Efeito: elevação da margem de preço.
São Luís RM	MA	08700.002821/2014-09	14 postos	2011	<b>Não</b>	Acusação: Fixação de preço. Processo ainda em aberto.
Teresina	PI	08012.007301/2000-38 08700.000547/2008-95	92% em 2000 e 84% em 2008	2000 e 2008	2013	O sindicato era o coordenador. Efeito: elevação da margem de preço e lucro. Reincidência levou a abertura de um novo processo dos mesmos envolvidos.
Vitoria RM	ES	08012.008847/2006-17	27 postos	2006	2015	Coordenação entre postos. Efeito: Fixação e coordenação de preços na região de 2006 a 2007.

Fonte: CADE (2015).

Nota: RM – região metropolitana. \* início do cartel considerado para efeitos do processo.

**ANEXO B. Valores médios dos resultados por município.**

Tabela de valores médios das estatísticas dos testes de cointegração

<i>Mercados</i>	<i>Média de Quebras em tendência</i>	<i>Média de quebras em tendência e regime</i>	<i>Média do teste de assimetria TAR</i>	<i>Média do teste de cointegração TAR</i>	<i>Média de <math>\rho_1</math></i>	<i>Média de <math>\rho_2</math></i>	<i>Média de desvio padrão de <math>\rho_1</math></i>	<i>Média de desvio padrão de <math>\rho_2</math></i>	<i>Teste F de Comparação</i>
<b>Concorrencial</b>	0.0000	0.0000	0.6416	21.2996	-1.0283	-1.0448	0.3444	0.4308	1.0000
<b>São Paulo SP</b>	0.0865	0.0179	2.6151	10.5186	-0.9662	-0.3336	0.1925	0.1007	0.0856
<b>Recife PE</b>	0.3942	0.2967	3.3166	10.3246	-0.7173	-0.0083	0.0519	0.1053	0.0751
<b>Goiânia GO</b>	0.4274	0.2761	1.6061	7.9129	-0.4216	-0.2233	0.0764	0.0993	0.0164
<b>Manaus AM</b>	0.4121	0.2747	2.4339	7.5019	-0.6347	-0.1013	0.0738	0.0853	0.0135
<b>São Luís MA</b>	0.4396	0.2830	4.0370	6.6105	-0.4694	0.0961	0.0586	0.0608	0.0098
<b>Caxias do Sul RS</b>	0.2514	0.1401	1.8395	6.9957	-0.5223	-0.1146	0.1110	0.0617	0.0086
<b>Salvador BA</b>	0.5538	0.3369	2.3781	6.5664	-0.3801	-0.0067	0.0765	0.0685	0.0058
<b>Ribeirão Preto SP</b>	0.5082	0.2788	1.9578	6.4467	-0.3185	-0.1816	0.0897	0.0644	0.0050
<b>Campinas SP</b>	0.3929	0.1909	1.3348	6.4214	-0.3465	-0.2111	0.1488	0.0953	0.0047
<b>Bauru SP</b>	0.3915	0.2239	2.0416	6.3273	-0.4345	-0.0212	0.0673	0.0736	0.0047
<b>Blumenau SC</b>	0.3352	0.1745	1.5708	6.1732	-0.4033	-0.2343	0.0579	0.0693	0.0040
<b>Brasília DF</b>	0.3489	0.1621	1.8843	6.0969	-0.3761	-0.1536	0.0758	0.1278	0.0037
<b>Santa Maria RS</b>	0.2541	0.1854	1.2811	5.6044	-0.3317	-0.2119	0.0856	0.0640	0.0021
<b>Belo Horizonte MG</b>	0.1525	0.0453	2.4087	5.3370	-0.4763	-0.0712	0.1528	0.0843	0.0021
<b>Lages SC</b>	0.4011	0.2569	1.9273	5.3621	-0.1963	-0.1318	0.0523	0.0380	0.0017
<b>Vitoria ES</b>	0.6662	0.4904	1.6545	5.3059	-0.3125	-0.1669	0.0606	0.0638	0.0014
<b>Florianópolis SC</b>	0.2637	0.1566	1.0482	5.2266	-0.3157	-0.1612	0.0938	0.0921	0.0013
<b>Teresina PI</b>	0.6593	0.4876	1.3073	5.2356	-0.3219	-0.1125	0.0631	0.0453	0.0012
<b>Londrina PR</b>	0.7126	0.4913	1.6496	4.4380	-0.1350	-0.0710	0.0599	0.0614	0.0004

Fonte: Elaboração própria.