

# Economic Analysis of Law Review

## Detecção de Indícios Econômicos de Cartel na Revenda de Gás Liquefeito de Petróleo (GLP), em Goiânia-GO

*Detection of Economic Indications of Cartel in the Resale of Liquefied Petroleum Gas (Lpg), in Goiânia-Go*

Rosângela Aparecida Soares Fernandes<sup>1</sup>  
Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP)

Leonardo Bispo de Jesus Junior<sup>2</sup>  
Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP)

### RESUMO

O objetivo deste artigo foi analisar os indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, de maio de 2004 a junho de 2020. Utilizou-se o filtro da Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP); a Correlação Local Gaussiana; um modelo de volatilidade de preços; e o Modelo de Correção de Erros (MCE). O resultado do filtro da ANP indicou existência de indícios econômicos de cartel. A correlação local sugeriu que essa hipótese foi aceita para pequenos intervalos de tempo. O modelo de volatilidade indicou aumento no preço médio de revenda de GLP, durante o período de conluio. Os resultados do MCE evidenciaram indícios econômicos de cartel, no curto prazo. A instabilidade dos cartéis pode justificar, pelo menos parcialmente, esses resultados, pois, alguns acordos prevalecem durante intervalos muito pequenos e, os que existem por períodos prolongados, geralmente, praticam guerra de preços como retaliação à não cooperação.

**Palavras-chave:** Cartel. Filtros econômicos. Gás Liquefeito de Petróleo. Goiânia.

**JEL:** L4; L40; e L41.

### ABSTRACT

*The objective of this article was to analyze the economic signs of cartel in the resale of LPG, in Goiânia-GO, from May 2004 to June 2020. The filter of the National Petroleum Agency (ANP) was used; the Local Gaussian Correlation method; the price volatility model, according to Bolotova, Connor e Miller (2008); and the Error Correction Model (ECM). The result of the ANP filter indicated that there are economic signs of cartel in this market. On the other hand, the local Gaussian correlation suggested that this hypothesis was accepted for small time intervals. The volatility model indicated that the average LPG resale price in Goiânia-GO increased during the collusion. However, the reduction in variance was not corroborated. The MCE results indicated evidence of economic signs of cartel, only in the short term. The instability of the cartels may explain, at least in part, these results. Some agreements can prevail for very short intervals, and those that exist for prolonged periods often engage in price warfare as retaliation for uncooperative behavior.*

**Keywords:** Cartel. Economic filters. Liquefied Petroleum Gas. Goiânia.

**R:** 11/09/23 **A:** 07/11/23 **P:** 31/12/23

<sup>1</sup> E-mail: rosangela.fernandes@ufop.edu.br

<sup>2</sup> E-mail: lbjunior@gmail.com

## 1. Introduction

Nas últimas décadas, a revenda de GLP tem sido alvo de denúncias e investigações sobre conduta cartelizada junto aos órgãos antitrustes brasileiro. As características desse setor<sup>3</sup>, bem como os eficientes mecanismos de monitoramento e punição de desvios de acordo, facilitam a formação de cartéis na revenda de GLP, em diferentes mercados relevantes geográficos.

No Brasil, este segmento é pulverizado, composto por milhares de revendedores, em sua maioria, de pequeno porte. Em 2020, por exemplo, haviam 61.610 mil revendedoras de GLP autorizadas atuando no país, abastecendo 91% das famílias brasileiras<sup>4</sup>.

Entretanto, embora seja nacionalmente atomizado, as investigações antitrustes, que envolvem o segmento revendedor de GLP, consideram como mercado relevante geográfico os municípios, reduzindo, consideravelmente, o número de agentes em atuação. Além disso, mesmo em cidades maiores, em que o número de empresas é expressivo, não há restrições para a possibilidade de adoção de cartel, pois, os revendedores podem contar com a influência de sindicatos e outros mecanismos de monitoramento e punição, para a formação e manutenção do acordo<sup>5</sup>.

O aumento abusivo nos preços de GLP afeta diretamente a sociedade. Portanto, tem sido objeto de monitoramento das autoridades de defesa da concorrência, em razão das implicações que esta prática tem sobre o bem-estar social.

O preço final do botijão é o somatório do valor de produção/importação, dos tributos e margens de lucratividade da distribuição e da revenda<sup>6</sup>. Portanto, reflete, em certo grau, a estrutura e a dinâmica competitiva de cada etapa da indústria de GLP no Brasil<sup>7</sup>.

Diante disso, o objetivo deste artigo foi analisar, a partir de filtros comportamentais, os indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020. Este mercado relevante foi alvo de investigação sobre infração à ordem econômica, no Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53<sup>8</sup>, que aponta o aumento paralelo de preços na revenda de GLP, em Goiânia-GO, sob a influência do Sindicato das Empresas

<sup>3</sup> O GLP é um produto homogêneo e essencial; a estrutura de custos das revendedoras é semelhante; existem barreiras à entrada de natureza regulatórias; os sindicatos e associações atuam ativamente no setor; e, existe publicidade dos preços praticados (CADE, 2020a).

<sup>4</sup> SINDICATO NACIONAL DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE GÁS LIQUEFEITO DE PETRÓLEO - SINDIGÁS. **Panorama do Setor de GLP em Movimento**. Jan. 2022 – 50ª. Edição. 25 p. Disponível em: [www.sindigas.org.br](http://www.sindigas.org.br).

<sup>5</sup> CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA - CADEa (2020). **Nota Técnica. No. 11/2020/CGAA6/SGA2/SG/CADE**. Disponível em: [https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md\\_pesq\\_documento\\_consulta\\_externa.php?DZ2uWeaYicbuRZEFhBt-n3BfPLlu9u7akQA8mpB9yN1lWPhRo24MqSh0sDmoAezND-RwbOr-PurOdKgS8CoDw0rDdgJsbpvD9SwrYXLNaQm6IbFYwwIdJhpXHZWzFp](https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md_pesq_documento_consulta_externa.php?DZ2uWeaYicbuRZEFhBt-n3BfPLlu9u7akQA8mpB9yN1lWPhRo24MqSh0sDmoAezND-RwbOr-PurOdKgS8CoDw0rDdgJsbpvD9SwrYXLNaQm6IbFYwwIdJhpXHZWzFp). Acesso em 10 de ago. 2022.

<sup>6</sup> Para mais informações sobre a cadeia produtiva de GLP no Brasil, ver Colomer e Versnersbach(2022), Colomer, Alves e Prado (2022), Lodi e Bicalho (2022).

<sup>7</sup> COLOMER, M., VERNERSBACH A. (2022). **Comportamento dos preços do GLP no Brasil: uma análise nacional e regional**. P. 185-216. In. PINTO JÚNIOR, H. Q; COLOMER. M.. Mercados de combustíveis e GLP, questões de regulação setorial e de concorrência. Rio de Janeiro: Sindigás, 2022. 364 p. PDF.

<sup>8</sup> CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA - CADEb (2020). **Processo Administrativo nº. 08012.008611/2007-53**. Disponível em: [https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md\\_pesq\\_processo\\_exibir.php?2pXoYgv29q86Rn-fAe4ZUaXIR3v7-gVxEWL1JeB-RtUgqOwvr6Zlwydl0lhRNSr2Q22lByVKByYDYwsa13\\_JxuF42flab85ZwhQ2EHH1\\_0ZuaVKeIjcPShl7YE7A7Lh..](https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md_pesq_processo_exibir.php?2pXoYgv29q86Rn-fAe4ZUaXIR3v7-gVxEWL1JeB-RtUgqOwvr6Zlwydl0lhRNSr2Q22lByVKByYDYwsa13_JxuF42flab85ZwhQ2EHH1_0ZuaVKeIjcPShl7YE7A7Lh..)

Revendedoras de Gás da Região Centro-Oeste (SINERGÁS)<sup>9</sup>. Conforme as informações reportadas no referido processo administrativo, as constantes sugestões de preços, realizadas pelo SINERGÁS, serviram como um referencial para os revendedores, impedindo a adoção de conduta competitiva, gerando perdas aos consumidores finais.

Mediante esse contexto, a investigação econômica sobre evidências de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, é de significativa relevância. Adicionalmente, embora a literatura nacional, sobre aplicações de filtros econômicos de cartel, para o mercado de combustíveis, seja ampla, até o momento presente, não se tem conhecimento sobre a existência de análises empíricas dessa natureza, com o enfoque para a revenda de GLP para este município. Em outros termos, ainda não há aplicações de filtros estatísticos envolvendo as investigações que abarcam o Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53.

Em síntese, a contribuição deste artigo para a literatura da área consiste na realização de uma análise sobre detecção de indícios econômicos de cartel em um mercado relevante, até então, não estudado. Espera-se que a aplicação dos filtros comportamentais, escolhidos para alcançar o objetivo proposto, possam trazer resultados eficientes, no sentido de detectar indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de análise.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na segunda, foi realizada uma breve revisão da literatura, destacando os trabalhos realizados para a revenda nacional de gasolina comum. Na terceira, são apresentados os procedimentos metodológicos. Na quarta, os resultados e discussões são descritos e, na quinta seção, as considerações finais.

## **2. Revisão de literatura com aplicações de filtros para detecção de indícios econômicos de cartel, no mercado brasileiro de combustíveis**

As investigações sobre conduta cartelizada têm sido uma das principais preocupações das autoridades de defesa da concorrência em todo o mundo. Diante disso, os instrumentos à disposição das agências antitrustes, para a detecção de cartéis, melhoraram, consideravelmente, nas últimas décadas, sendo o programa de leniência, uma das ferramentas mais relevantes.

A ilegalidade dos acordos os tornam altamente sigilosos, dificultando a tarefa de provar a sua existência. Assim, as análises econômicas e estatísticas, denominadas filtros econômicos de cartéis, tem sido utilizadas para monitorar alguns mercados com ambientes propícios ao conluio<sup>10</sup>.

Os filtros para detecção de indícios econômicos de cartéis visam identificar padrões anômalos ou pouco prováveis de ocorrer em um mercado em equilíbrio competitivo<sup>11</sup>. Suas aplicações permitem levantar comportamentos suspeitos de colusão, mas não fornecem evidências conclusivas a respeito do conluio. Porém, são úteis por produzir provas indiretas sobre o comportamento ilícito dos agentes, com o uso de dados econômicos, permitindo canalizar a atuação dos órgãos antitrustes em situações em que a ocorrência do cartel é provável<sup>12</sup>.

---

<sup>9</sup> Os associados ao referido sindicato correspondem a 90% do mercado revendedor de GLP.

<sup>10</sup> GALINDO, C.G. **Essays on cartels and competition policy**. 2018. 108p. Thesis. Doctor of Economics of the European University Institute, Department of Economics. 2018. Disponível em: <http://board.dklevine.com/archive/galindo-thesis.pdf>.

<sup>11</sup> ABRANTES-METZ, R. M; BAJARI, P. (2009). **Screen for Conspiracies and their Multiple Applications**, *Antitrust*, 24(1), 66-71.

<sup>12</sup> HARRINGTON, J.E. (2005). **Detecting cartels**. In: **Handbook in Antitrust Economics**, Cambridge: MIT Press, forthcoming, 2005

Existem dois tipos de filtros econômicos para detecção de cartéis, os estruturais e os comportamentais<sup>13</sup>. Os primeiros buscam identificar os setores com características consideradas propícias ao comportamento colusivo. Neste caso, os cartéis são prováveis de serem formados em mercados onde o número de empresas é relativamente pequeno, os produtos ofertados são homogêneos e a demanda é mais estável. Por outro lado, a abordagem comportamental envolve verificar os meios pelos quais as empresas coordenam o conluio e o resultado deste<sup>14</sup>

A literatura internacional sobre aplicações de metodologias estatísticas, denominadas filtros comportamentais, para detectar indícios econômicos de cartel, é ampla. De maneira geral, dentre os trabalhos mais citados, que envolvem essa temática, destacam-se: Bajari e Ye (2003), Athey *et al.* (2004), Harrington (2005), Connor (2005), Abrantes-Metz *et al.* (2006), Harrington e Chen (2006), Harrington (2006), Bolotova, Connor e Miller (2008), Jiménez e Perdiguero (2012), Doane *et al.* (2015).

No Brasil, as investigações a respeito de detecção de cartéis também vêm ganhando relevância, nos últimos anos. Em razão da representatividade do setor de combustíveis, no que tange às denúncias de cartéis junto ao CADE, bem como as características desse mercado, que viabilizam o comportamento colusivo, este, tem sido representativo não somente em relação às denúncias e investigações sobre conduta cartelizada, mas, também, em análises que envolvem a aplicação de filtros econômicos de cartéis.

Dentre os trabalhos sobre detecção de indícios econômicos de cartel, com aplicações para o mercado brasileiro de gasolina comum, citam-se os artigos de Vasconcelos e Vasconcelos (2005); Vasconcelos e Vasconcelos (2008); Albuquerque e Cuiabano (2015); Freitas, Gonçalves e Neto (2015); Silveira *et al.* (2021); Silveira *et al.* (2022); Ramalho e Ribeiro (2022), descritos no Quadro 1.

**Quadro 1:** Literatura sobre aplicações de filtros econômicos comportamentais para detecção de indícios de cartel no mercado brasileiro de gasolina comum

| Autor                            | Objetivo                                                                                                                                                                            | Metodologia                                                                      | Resultados                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                        |
|----------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Vasconcelos e Vasconcelos (2005) | Analisar a dinâmica histórica de preços, na revenda de gasolina comum, na região Metropolitana de Santa Catarina, sob a hipótese de paralelismo como filtro para possíveis cartéis. | Modelos de séries temporais, testes de Cointegração e de Causalidade de Granger. | O teste de cointegração, entre as séries de preços analisadas, sugeriu existência de relação de longo prazo entre elas. Segundo os autores, este resultado poderia indicar a existência de uma condição necessária para acordos tácitos de fixação de preços de cartel. Adicionalmente, apontaram algumas limitações na utilização dos testes para detectar cartéis. Concluíram que a identificação econométrica de paralelismo de preços não compõe prova definitiva de colusão. |

<sup>13</sup> Harrington (2006) faz uma crítica em relação aos filtros estruturais. Segundo o autor, estes apresentam elevada chance de concluir falsos positivos. Em outros termos, os indicadores podem sugerir que o conluio seja provável quando, na verdade, não existe cartel.

<sup>14</sup> HARRINGTON, J.E. (2005). **Detecting cartels**. In: **Handbook in Antitrust Economics**, Cambridge: MIT Press, forthcoming, 2005.

## Detecção de Indícios Econômicos de Cartel na Revenda de Gás Liquefeito de Petróleo (GLP), em Goiânia-GO

|                                  |                                                                                                                                                                                                                        |                                                                                                                                                                               |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                       |
|----------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Vasconcelos e Vasconcelos (2008) | Investigar a existência de colusão no mercado varejista de gasolina comum, em São Paulo-SP, Florianópolis-SC e Recife-PE, no período de janeiro de 2006 a dezembro deste ano.                                          | Modelos <i>ARCH</i> e <i>GARCH</i> , com a introdução de uma variável <i>dummy</i> , para o período de cartel, conforme modelo proposto por Bolotova, Connor e Miller (2008). | Os resultados confirmaram a hipótese de maiores preços durante o suposto período de conspiração, em São Paulo-SP e Recife-PE. Porém, a hipótese de menor variância foi confirmada somente em Recife-PE.                                                                                                                                                                                                                                                                                                                               |
| Albuquerque e Cuiabano (2015)    | Propor e aplicar um filtro econômico de cartel na revenda de combustíveis líquidos, em Recife-PE, para o ano de 2014.                                                                                                  | Correlação Global e Local Gaussiana (LGC).                                                                                                                                    | O resultado obtido, a partir da correlação Global, entre a margem de comercialização e o coeficiente de variação de preços, não permitiu aceitar a hipótese de indício econômico de cartel, em Recife-PE, para o ano de 2014. Por outro lado, a aplicação da correlação local Gaussiana identificou alguns pontos de correlação negativa forte, entre essas duas variáveis, sugerindo indícios econômicos de cartel em curtos períodos de tempo.                                                                                      |
| Freitas, Gonçalves e Neto (2015) | Analisar os indícios econômicos de cartel no mercado varejista de gasolina comum, em Porto Alegre-RS, no período de março de 2007 março de 2008.                                                                       | Filtro sugerido pelo Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC), com a incorporação de uma variável de localização espacial e filtro de georreferenciamento.         | Os resultados das aplicações dos dois filtros sugeriram que há indícios econômicos de cartéis nesse mercado relevante geográfico. Entretanto, o filtro georreferenciado evidenciou um melhor ajustamento sobre o comportamento dos revendedores, ao indicar indício de cartel, em áreas de maior densidade urbana do município.                                                                                                                                                                                                       |
| Silveira <i>et al.</i> (2021)    | Detectar o comportamento anticompetitivo no mercado revendedor de gasolina comum, em Brasília-DF, Goiânia-GO, Rio de Janeiro-RJ e São Paulo-SP, utilizando, como referência, o caso de Brasília-DF, julgado pelo CADE. | Modelo <i>Markov-Switching GARCH (MS-GARCH)</i> e abordagem de Correlação Gaussiana Local (LGC).                                                                              | Os resultados apontaram evidências de conluíus, em todas as cidades avaliadas. A partir dos resultados do modelo <i>MS-GARCH</i> , os autores concluíram que todas as cidades devem ser investigadas, pois há uma grande probabilidade de que tenham praticado cartel, entre 2014 e 2017. Embora a <i>LGC</i> tenha sugerido que os revendedores de gasolina em Brasília-DF, Goiânia-GO e Rio de Janeiro-RJ praticaram cartéis, as datas em que esses acordos colusivos teriam ocorrido divergiam dos resultados do <i>MS-GARCH</i> . |
| Silveira <i>et al.</i> (2022)    | Detectar e prever cartéis na revenda brasileira de gasolina comum e testar a eficiência dos filtros selecionados, no período de 2004 até o ano                                                                         | Técnicas de aprendizagem de máquinas e filtros estatísticos (desvio-padrão, coeficiente de                                                                                    | Considerando uma média de previsão geral, os modelos conseguiram prever cerca de 87% dos períodos de cartel. Os autores concluíram que,                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                               |

|                          |                                                                                                                                            |                                                                                                                                                                            |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                              |
|--------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
|                          | mais recente, conforme a disponibilidade de dados para cada município.                                                                     | variação de preços, assimetria e curtose).                                                                                                                                 | considerando as cidades analisadas, Belo Horizonte-MG, Brasília-DF, Caxias do Sul-RS e São Luís-MA, o Algoritmo <i>Random Forrest</i> apresentou, em média, uma pontuação de 95% de classificações corretas para os períodos de cartel e não cartel.                                                                                                                                                                                                                                         |
| Ramalho e Ribeiro (2022) | Avaliar a eficácia dos filtros, selecionados na literatura, para sete casos condenados de cartéis na revenda brasileira de gasolina comum. | Modelos <i>GARCH</i> e de Quebra Estrutural, filtros sugeridos pela ANP e pelo Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência e a Correlação Gaussiana Local ( <i>LGC</i> ). | Os resultados apontaram que, a minoria dos filtros detectaram indícios econômicos de cartel para uma pequena parcela dos casos. Os autores concluíram que, possivelmente, houve uma dificuldade de definir precisamente o período de cartel, pela autoridade de defesa da concorrência. Além disso, os filtros, supostamente, não captaram o comportamento dos agentes em conluio nestes mercados. Estes fatores podem justificar a rejeição de indícios de cartel para os casos condenados. |

**Fonte:** Elaborado pelos autores

Conforme já citado, existem diversos estudos sobre filtros comportamentais para detecção de indícios econômicos de cartel na revenda brasileira de gasolina comum. O Quadro 1 apresenta uma amostra desses trabalhos. Porém, ainda são escassas aplicações dessas metodologias, para os casos que envolvem o mercado de GLP no país, o que justifica o desenvolvimento desse estudo.

Para a realização deste artigo foram utilizadas referências teóricas que se baseiam nas seguintes hipóteses sobre indicativo de conluio: em cartéis bem sucedidos, a média de preço é relativamente mais elevada e a variância é menor, comparativamente ao período em que o conluio não ocorre; a correlação negativa entre a margem de comercialização e o coeficiente de variação de preços é evidência econômica de cartel; a assimetria de transmissão de preços positiva sugere que os revendedores, que atuam em um cartel, tendem a reagir, automaticamente, às elevações nos preços das distribuidoras, para manter as suas margens de lucros e informar a manutenção do acordo. Por outro lado, se os preços das distribuidoras caem, as revendedoras relutam em reduzir os seus preços, para evitar sinalizar que está ocorrendo um desvio de conduta.

### 3. Procedimentos Metodológicos.

#### 3.1. Filtro econômico proposto pela Agência Nacional de Petróleo (ANP)

Para analisar a existência de indícios econômicos de cartel no mercado de combustíveis, a ANP propôs um mecanismo, baseado na correlação entre a dispersão entre os preços em torno da média e a evolução da margem média bruta<sup>15</sup>. O mecanismo de filtragem consiste em mensurar e

<sup>15</sup> Neste artigo, ao invés de utilizar a margem bruta, foi calculada a margem relativa de comercialização, pois, conforme destacou Silva (2016), embora a metodologia sugerida pela ANP seja relevante para a identificação de cartéis, poderia ser aprimorada, a partir da utilização da margem relativa.

analisar o coeficiente de variação de preços e a margem relativa de comercialização e, na sequência, estimar a correlação entre ambos<sup>16</sup>.

A análise do coeficiente de variação de preços, para detecção de indícios econômicos de cartel, já havia sido proposta por Abrantes-Metz *et al.* (2006). Segundo estes autores, a ocorrência de cartéis é consistente com elevações nos preços e diminuição em sua variância. Portanto, o coeficiente de variação é a principal medida para a construção de sua proposta de filtragem econômica, definida pela razão entre o desvio-padrão e o preço médio.

Seguindo essa abordagem, a ANP sugere a mensuração do Coeficiente de Variação (CV), como primeiro passo para a construção do filtro econômico para detecção de indícios econômicos de cartel, a seguir:

$$CV_{it} = \frac{S_{rvi}}{Pmervi_t} \quad (1)$$

Em que  $S_{rvi}$  e  $Pmervi_i$  são o desvio-padrão e o preço médio do produto no mercado revendedor, em cada mercado relevante geográfico; e os índices  $i$  e  $t$  representam, respectivamente, o município e o período de tempo.

Quanto mais baixo e mais estável for o seu comportamento ao longo do tempo, há indícios de que os preços estejam alinhados. Entretanto, não se deve realizar interpretações a respeito de indícios econômicos de cartel baseadas somente no alinhamento de preços, pois, ao analisar mercados que oferecem produtos homogêneos, o alinhamento pode ser consistente tanto em equilíbrio colusivo quanto competitivo.

Diante disso, para separar as hipóteses de concorrência perfeita e cartel deve-se estimar a correlação entre a margem de revenda e a variância de preços, pois se esperam resultados opostos para cada uma das hipóteses<sup>17</sup>.

Mediante o exposto, a metodologia proposta pela ANP, apresentada em Pedra *et al.* (2010), sugere a estimação da correlação entre o coeficiente de variação de preços e a margem de comercialização.

A margem de comercialização relativa (Mgr) é calculada pela diferença entre o preço pago pelo consumidor ao revendedor ( $P_{rv}$ ) e o preço pago ao distribuidor ( $P_d$ ) em relação ao preço pago pelo consumidor ao revendedor ( $P_{rv}$ ):

$$Mgr_{it} = \frac{P_{rv_{it}} - P_{d_{it}}}{P_{rv_{it}}} \quad (2)$$

---

<sup>16</sup> PEDRA, D.P., BICALHO, L.M.N.O., VILELA, O. A., BARAN, P.H., PAIVA, R.M. **Metodologia adotada pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis para detecção de cartéis**. Disponível em: [https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/arquivos/Metodologia\\_adotada\\_pela\\_Agencia\\_Nacional\\_do\\_Petroleo\\_Gas\\_Natural\\_e\\_Biocombustiveis\\_para\\_deteccao\\_de\\_carteis.pdf](https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/arquivos/Metodologia_adotada_pela_Agencia_Nacional_do_Petroleo_Gas_Natural_e_Biocombustiveis_para_deteccao_de_carteis.pdf).

<sup>17</sup> AZEVEDO, P. F.; POLITI R. Na mesma língua: evidências em investigações de cartéis de postos de revenda de combustíveis. MATTOS, C. C. A. **A revolução do antitruste no Brasil; a teoria econômica aplicada a casos concretos 2**. São Paulo: Singular, 2008.

O acompanhamento da evolução das margens de comercialização oferece informações a respeito da magnitude das parcelas de cada setor do mercado. Nesse artigo, representa uma aproximação da lucratividade do segmento revendedor. Índícios de margens de comercialização altas ou crescentes demonstram ineficiência do mercado, a não ser que esta esteja associada à inclusão de novos serviços, que levariam a melhorias na qualidade final do produto. Portanto, no período do cartel, as margens devem ser não decrescentes.

A última etapa do filtro consiste na estimação de uma regressão entre a margem de comercialização na revenda e o coeficiente de variação dos preços. Neste artigo, também foi inserida uma variável *dummy*, que assumiu o valor 1, para o período de cartel e zero, para os demais, conforme proposto por Ramalho e Ribeiro (2022), equação (3). Segundo estes autores, a inclusão desta variável permite detectar a quebra estrutural, pois, a formação do acordo promove um aumento do preço e diminuição da sua variância:

$$Mgr_{it} = \beta_0 + \beta_1 CV_{it} + \varphi d_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$Mgr_t$  e  $CV_{it}$  foram definidos anteriormente;  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\varphi$  são os coeficientes a serem estimados,  $d_t$ , a variável *dummy* cartel, e,  $\varepsilon_t$  é o termo de erro aleatório.

A hipótese de indício econômico de cartel é consistente com  $\beta_1 < 0$  e estatisticamente significativo, pois, espera-se margens elevadas associadas a baixas dispersões de preços, de modo a observar que os revendedores obtêm maior lucratividade, no momento em que os preços estão mais alinhados.

### 3.2. Correlação local Gaussiana

Os cartéis são, por natureza, instáveis, pois, os participantes podem, a qualquer momento, quebrar o acordo, promovendo uma redução no seu tempo de vida. Portanto, o efeito da relação entre a margem de revenda e o coeficiente de variação dos preços podem ocorrer em períodos curtos, desaparecendo na aferição global.

Antes de estimar a correlação local, as séries analisadas devem passar pelo teste de raiz unitária<sup>18</sup> e um filtro *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA). Com os dados do coeficiente de variação de preços e a margem relativa da revenda filtrados, a correlação local entre essas variáveis é estimada. O filtro sugere que podem ocorrer mudanças nas correlações ao longo do tempo.

Como a correlação local de Gauss, proposta por Tjøstheim e Hufthammer (2013), permite estimar correlações em pequenos espaços de tempo, é importante realizar a sua estimativa a fim de detectar conspirações que ocorrem por um curto período. A medida de correlação local pode ser usada para identificar se há indícios econômicos de cartel, bem como os períodos em que a conduta pode ter ocorrido.

A correlação gaussiana local, proposta por Tjøstheim e Hufthammer (2013), considera qualquer variável aleatória  $(x_1, x_2)$ , com densidade bivariada definida por  $f(x)$  e localmente definida em uma vizinhança de  $x = (x_1, x_2)$ , seguindo uma distribuição normal bivariada para cada ponto observado de modo a minimizar a distância:

<sup>18</sup> Ramalho e Ribeiro (2022) sugerem o teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS), onde a hipótese nula é de que não existe raiz unitária.

$$\int K_b(v-x) \{ \psi(v, \theta(x)) - \log[\psi(v, \theta(x))] f(x) \}^2 dv \quad (4)$$

que é a distância de Kullback-Leibler entre  $f$  e  $\psi(\theta(x))$ , localmente ponderada.

$K_b(v-x) = (b_1 b_2)^{-1} K[b_1^{-1}(v_1 - x_1)] K[b_2^{-1}(v_2 - x_2)]$  em que  $b = (b_1, b_2)$  e  $\psi(v, \theta(x))$  é a distribuição normal bivariada com densidade local da forma:

$$\psi(v, \theta(x)) = \frac{1}{2\pi\sigma_1(x)\sigma_2(x)\sqrt{1-\rho(x)^2}} \exp\left[-\frac{z(x)}{2(1-\rho(x)^2)}\right] \quad (5)$$

com  $\theta(x) = (\mu_1(x), \mu_2(x), \sigma_1(x), \sigma_2(x), \rho(x))$ ,  $v = (v_1, v_2)$  e:

$$z(x) = \frac{(v_1 - \mu_1(x))^2}{\sigma_1(x)^2} - \frac{2\rho(x)(v_1 - \mu_1(x))(v_2 - \mu_2(x))}{\sigma_1(x)\sigma_2(x)} + \frac{(v_2 - \mu_2(x))^2}{\sigma_2(x)^2} \quad (6)$$

Empiricamente, o log-verossimilhança local é maximizado por:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(X_1, \dots, X_n; \theta_b(x)) &= n^{-1} \sum_{i=1}^n K_b(X_i - x) \log \psi(X_i, \theta_b(x)) \\ &\quad - \int K_b(v-x) \psi(v, \theta_b(x)) dv \end{aligned} \quad (7)$$

A partir deste estimador, cada ponto observado na amostra apresenta média local ( $\mu_k(x)$ ), variância local ( $\sigma_k(x)$ ) e correlação local ( $\rho(x)$ ) para  $k = 1, 2$ . O estimador proposto por Tjøstheim e Hufthammer (2013) pode ser utilizado como uma ferramenta para detecção de períodos em que a correlação entre a margem relativa na revenda e o coeficiente de variação de preços indica indícios econômicos de cartel. O método é aplicável para relações não lineares e não requer distribuição normal.

Quando o objetivo é investigar a possibilidade de formação de cartel, estima-se o parâmetro de correlação entre a margem de comercialização e o coeficiente de variação de preços e se realiza o seguinte teste de hipótese:

$$H_0: \rho \geq -\theta$$

$$H_1: \rho < -\theta$$

A hipótese nula indica que não há correlação entre a margem de comercialização e o coeficiente de variação de preços, já a hipótese alternativa sugere que existe correlação entre elas. O valor crítico de referência para o parâmetro, considerado como correlação forte, assume o valor  $\theta = 0,8$ . Se a correlação estimada for menor que o parâmetro de referência (0,8), a hipótese nula de que não existe correlação entre a margem de comercialização na revenda e o coeficiente de variação de preços é rejeitada. Caso contrário, não se rejeita a hipótese nula, sugerindo que não há indícios econômicos de cartel no mercado relevante em análise. Esse método, segue a mesma lógica daquele sugerido pela ANP, apresentado anteriormente, entretanto, define os valores de referência para análise do parâmetro estimado e propõe métodos para evitar a ocorrência dos Erros Tipo I (falso positivo) e Tipo II (falso negativo).

### 3.3. Modelo de volatilidade de preços *ARCH*, abordagem de Bolotova, Connor e Miller (2008)

Bolotova, Connor e Miller (2008) utilizaram os modelos de volatilidade de preços com a inclusão de uma variável *dummy*,<sup>19</sup> na equação da média e da variância, para testar se o preço médio praticado, durante a conspiração, é superior aos demais períodos e, se a sua variância, é menor do que nos demais períodos.

O *ARCH* permite modelar a variância condicional da série, simultaneamente, com a média (HAMILTON, 1994). Suponha que a variância condicional não seja constante, assim, para modelar a variância condicional, estima-se um processo *AR(m)*, usando o quadrado do resíduo estimado, equação (8):

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m \hat{u}_{t-m}^2 + v_t \quad (8)$$

Em que  $v_t$  é um novo “ruído branco”, com  $E(v_t) = 0$  e  $E(v_t, v_s) = \lambda^2$ , para todo  $t = s$  e 0, caso contrário.

A equação (8) é um processo Autoregressivo Condicional Heteroscedástico de ordem  $m$ , denotado por  $u_t \sim ARCH(m)$ . Assim, a projeção linear do erro ao quadrado da previsão de  $Y_t$ , a partir dos prévios  $q$  erros ao quadrado previstos, é definida por:

$$\hat{E}(\hat{u}_t^2 | u_{t-1}^2, u_{t-2}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 \dots + \alpha_q \hat{u}_{t-m}^2 + v_t \quad (9)$$

A especificação empírica do modelo de volatilidade *ARCH*, estimado neste artigo, segue a metodologia sugerida por Bolotova, Connor e Miller (2008), definida por:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m \hat{u}_{t-m}^2 + \theta d_t + v_t \quad (10)$$

Em que,  $\theta$  é o coeficiente da variável *dummy* cartel,  $d_t$ , estimado para as equações da média e da variância. Para a equação da média, é esperado que este coeficiente apresente valor positivo e estatisticamente significativo, sugerindo que, durante o período de cartel, houve um aumento no preço de GLP. Por outro lado, na equação da variância, um valor negativo e estatisticamente significativo, evidenciando diminuição na variabilidade dos preços.

### 3.4. Modelo de Correção de Erros (MCE) e o teste de Assimetria de Transmissão de Preços (ATP)

Neste artigo, para testar a existência de assimetria na transmissão de preços, entre a distribuição e a revenda de GLP, em Goiânia-GO, foi estimado um MCE. Na literatura sobre a ocorrência de ATP, entre os elos das cadeias produtivas, existem diferentes justificativas para fenômeno. Entretanto, a maioria dos trabalhos, com aplicações para os mercados de combustíveis, destacam o poder de mercado como possível causa de sua ocorrência. Além disso, associam a ATP positiva à hipótese de poder de mercado, sugerindo que, ajustes negativos são repassados lentamente ou em menor intensidade ao consumidor final quando comparados aos ajustes positivos.

<sup>19</sup> A variável *dummy* apresenta valor igual a um, no período de ocorrência de cartel, e zero, nos demais períodos, pré e pós-cartel.

Reajustes assimétricos de preços podem surgir de empresas oligopolistas, que se envolveram em uma conspiração tácita, para manter os lucros mais elevados<sup>20</sup>. Assim, os choques positivos nos preços das distribuidoras têm impacto mais expressivo sobre os preços das revendedoras do que os choques negativos. Ao verificar as elevações nos preços das distribuidoras, as revendedoras repassam esse aumento para os consumidores, para manter as suas margens de lucros. Por outro lado, há uma resistência, por parte das revendedoras, em repassar aos consumidores as reduções ocorridas nos preços das distribuidoras, para não sinalizar que está havendo um desvio de conduta, ou seja, um enfraquecimento do acordo.

Mediante o exposto, neste artigo, foi adotada a hipótese de que ATP positiva é um indício econômico de cartel no mercado revendedor de GLP, em Goiânia-GO. Entretanto, é importante destacar que, essa hipótese terá robustez se os resultados dos demais filtros aplicados indicarem indícios econômicos de cartel no mercado analisado.

A formalização da estimação do MCE requer a aplicação prévia dos testes de raiz unitária e de cointegração nas séries de preços em análise. Regressões que envolvem variáveis não estacionárias, frequentemente, geram resultados espúrios. Portanto, o primeiro passo para estimar o MCE e testar a ATP é identificar se as séries trabalhadas são estacionárias em nível ou em diferenças. Nesta etapa, o teste utilizado, para detectar a estacionariedade nas séries, foi o de Dickey-Fuller Aumentado (*ADF*).

Se os resultados dos testes de raiz unitária sugerirem que as séries de preços de GLP são integradas de mesma ordem, na sequência, é realizada a estimação do teste de cointegração para verificar se são cointegradas, ou seja, se os resíduos da relação, na equação (11), são estacionários.

$$P_{rv_t} = \beta_0 + \beta_1 P_{d_t} + \mu_t \quad (11)$$

Se o teste sugerir que as séries são cointegradas, a estimação do MCE é realizada. O modelo faz a correção entre a dinâmica de curto prazo e o comportamento de longo prazo, bem como o termo de correção de erro (ECT) – termos de erros defasados da equação, conforme sugerido em Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), equação (12).

$$\Delta P_{rv_t} = \alpha + \sum_{j=0}^{J^+} \beta_j^+ \Delta P_{d_{t-j}}^+ + \sum_{j=0}^{J^-} \beta_j^- \Delta P_{d_{t-j}}^- + \sum_{k=1}^{K^+} \gamma_k^+ \Delta P_{rv_{t-k}}^+ + \sum_{k=1}^{K^-} \gamma_k^- \Delta P_{rv_{t-k}}^- + \delta^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ + \delta^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^- + \mu_t \quad (12)$$

$P_{rv_t}$  é o logaritmo do preço médio na revenda em t;  $P_{d_t}$  é o logaritmo do preço médio da distribuidora;  $\Delta$  indica variação;  $\Delta P_{d_{t-j}}^+ = \max\{\Delta \ln P_{d_{t-j}}^+, 0\}$ ;  $\Delta P_{d_{t-j}}^- = \min\{\Delta \ln P_{d_{t-j}}^-, 0\}$ ;  $\Delta P_{rv_{t-k}}^+ = \max\{\Delta \ln P_{rv_{t-k}}^+, 0\}$  e  $\Delta P_{rv_{t-k}}^- = \min\{\Delta \ln P_{rv_{t-k}}^-, 0\}$ . É necessário dividir o ECT em

<sup>20</sup> BALKE, N. S., BROWN, S. P. A., & Yucel, M. K. (1998). **Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship?**. Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review, 11(First Quarter):2–11.; BROWN, S. P. A. AND YÜCEL, M. K. **Gasoline and crude oil prices: why the asymmetry?** Economic and Financial Review, Dallas, p. 23-29, 2000. 7 p.

componentes, positivo ( $\hat{\varepsilon}_{t-1}^+$ ) e negativo ( $\hat{\varepsilon}_{t-1}^-$ ), pois, os desvios positivos e negativos do equilíbrio de longo prazo permitem testar a ATP<sup>21</sup>.

Para verificar se a relação entre os preços é assimétrica ou não, foram testadas, a partir de um teste F, as seguintes hipóteses, equações (13) e (14), a seguir:

$$H_0: \sum_{j=0}^{J^+} \beta_j^+ = \sum_{j=0}^{J^-} \beta_j^- \quad (13)$$

Se a hipótese acima for rejeitada, existe Assimetria do Impacto Contemporâneo (AIC),  $\beta_j^+ \neq \beta_j^-$ , ou seja, assimetria de curto prazo. A ATP positiva de curto prazo ocorrerá quando:

$$\beta_j^+ > \beta_j^-.$$

A hipótese de Assimetria na Trajetória de Ajuste para o Equilíbrio (ATAE) é testada por:

$$H_0: \delta^+ = \delta^- \quad (14)$$

Se  $H_0$  rejeitada, existe Assimetria na Trajetória de Ajuste para o Equilíbrio (ATAE),  $\delta^+ \neq \delta^-$ , ou seja, assimetria de longo prazo. A ATP positiva de longo prazo ocorrerá quando  $\delta^+ > \delta^-$ .

### 3.5. Variáveis e fonte de dados.

Neste artigo foram utilizados os dados semanais dos preços de GLP, de distribuição e de revenda, bem como o desvio-padrão do preço da revenda, em Goiânia-GO, de maio de 2004 a junho de 2020. O período completo foi selecionado conforme a disponibilidade de dados. A respeito da delimitação temporal para a ocorrência do cartel, de novembro de 2005 a setembro de 2009, foi definido a partir das informações obtidas nos documentos do Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53. As séries foram extraídas do site da Agência Nacional de Petróleo (ANP), na seção de Levantamento de Preços. Os modelos econométricos e os testes estatísticos foram estimados pelos *Softwares Eviews*®7, *Stata*® 14 e *RStudio* 4.2.1

## 4. Resultados e discussões.

Recentemente, o setor de GLP vem sendo alvo de investigações sobre violações antitrustes, em especial, prática de conduta cartelizada. Embora no Brasil existam diversos estudos sobre detecção de indícios econômicos de cartel, para o setor de combustíveis, ainda há uma escassez de trabalhos dessa natureza, com enfoque para o mercado de GLP. Mediante o exposto, este artigo teve como objetivo investigar os indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020. A cidade foi escolhida para a realização desta análise, em razão da investigação que envolve o Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-

---

<sup>21</sup> MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. (2004). **Asymmetric price transmission: a survey**. Journal of Agricultural Economics, [s. l.], v. 55(3), p. 581-611.

53. Para alcançar esse objetivo, foram aplicadas quatro metodologias distintas e os resultados bem como as suas respectivas discussões são apresentados nas próximas seções.

#### **4.1. Evidências econômicas de cartel, a partir do filtro da ANP**

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados da aplicação do filtro econômico de cartel, sugerido pela ANP. Ramalho (2019) avaliou a eficácia das metodologias estatísticas, para a identificação de indícios de cartel, no mercado brasileiro de combustíveis, em sete casos já condenados pelo CADE. Para tal, aplicou os filtros econômicos sugeridos pela ANP e de Ragazzo e Silva (2006); a Metodologia de Dois Estágios; os modelos *ARIMA-GARCH*<sup>22</sup> e de Quebras Estruturais. Mediante os resultados obtidos, o autor concluiu que o filtro da ANP, com a introdução da variável *dummy*, foi o que apresentou os melhores resultados dentre as técnicas aplicadas. Portanto, espera-se que a aplicação deste filtro forneça resultados robustos a respeito de indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de análise.

É consenso na literatura da área de Economia Industrial que o primeiro passo para a realização de análises sobre atos de concentração e condutas anticompetitivas é a delimitação do mercado relevante de produto e geográfico<sup>23</sup>:

Para a aplicação do filtro da ANP, primeiramente, é necessário identificar o mercado relevante de produto e geográfico. Particularmente, no caso dos combustíveis, os mercados relevantes de produtos devem ser definidos de maneira separada, gasolina, óleo diesel, etanol hidratado, gás liquefeito de petróleo e gás natural veicular, em razão da baixa substituíbilidade entre eles, tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta. No que tange a dimensão geográfica, para o segmento revendedor, a delimitação deve abranger o município em análise<sup>24</sup>.

Mediante o exposto, o mercado relevante, de produto e geográfico foi definido, previamente, como a revenda de GLP, em Goiânia-GO, conforme as informações presentes na investigação do Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53. Segundo Pedra *et al.* (2010), nas etapas subsequentes, para identificação de indícios estritamente econômico de cartel, nos mercados de combustíveis, devem ser realizadas análises sobre o comportamento da dispersão entre os preços, evolução da margem de comercialização e, por último, a relação entre essas variáveis.

O Gráfico 1, a seguir, apresenta a evolução da margem de comercialização relativa e o coeficiente de variação de preços da revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020.

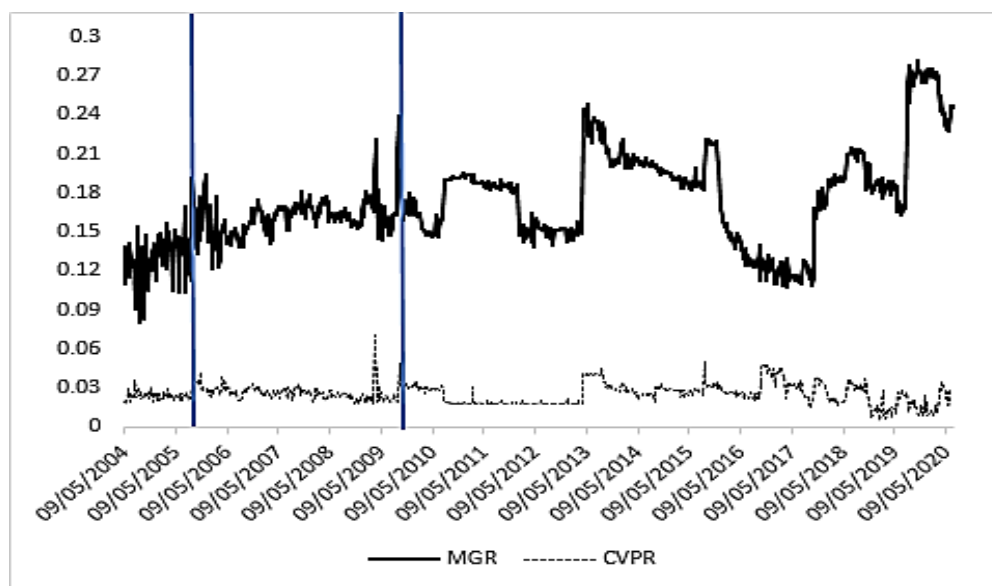
---

<sup>22</sup> Denominados modelos, *Autoregressive Integrated Moving Average* e *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*.

<sup>23</sup> O mercado relevante é o menor espaço econômico, composto por produtos e área geográfica, em que um suposto monopolista pode exercer o poder de mercado (CARLTON E PERLOFF, 2005). Em outros termos, é o menor grupo de produtos e área geográfica, em que os agentes podem colocar um preço acima do que prevaleceria em um mercado competitivo e obter lucro extraordinário.

<sup>24</sup> PEDRA, D.P., BICALHO, L.M.N.O., VILELA, O. A., BARAN, P.H., PAIVA, R.M. **Metodologia adotada pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis para detecção de cartéis**. Disponível em: [https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/arquivos/Metodologia\\_adotada\\_pela\\_Agencia\\_Nacional\\_do\\_Petroleo\\_Gas\\_Natural\\_e\\_Biocombustiveis\\_para\\_deteccao\\_de\\_carteis.pdf](https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/arquivos/Metodologia_adotada_pela_Agencia_Nacional_do_Petroleo_Gas_Natural_e_Biocombustiveis_para_deteccao_de_carteis.pdf). .

**Gráfico 1:** Margem de comercialização relativa e coeficiente de variação de preços da revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020



**Fonte:** Resultado da Pesquisa.

**Nota:** As linhas, em azul, representam o corte temporal do cartel, conforme as informações extraídas nos documentos do Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53. Em razão da escala gráfica foi utilizada a margem de comercialização na base decimal.

Verifica-se que, ao longo do período de análise, o coeficiente de variação de preços se manteve próximo de zero e, para o período de cartel, relativamente estável, sugerindo forte alinhamento de preços entre as revendedoras de GLP, em Goiânia-GO. De acordo com Pedra *et al.* (2010), quando os coeficientes de variação de preços forem menores ou iguais a 0,010, por um período de tempo significativo, há indicativo de que os preços estabelecidos estejam convergindo:

Entretanto, somente o alinhamento de preços não pode ser interpretado como indicio econômico de cartel. Conforme já citado, em mercados que comercializam um produto homogêneo, a estabilidade de preços é uma evidência de equilíbrio de mercado, seja em cartel ou concorrência perfeita, não apresentando informação sobre a probabilidade de ocorrência de uma conduta ilícita. Portanto, é necessário realizar análises adicionais para se obter conclusões mais robustas sobre os indícios econômicos de cartel<sup>25</sup>.

No que se refere ao comportamento da margem de comercialização relativa, esta se manteve em patamares relativamente elevados e, em especial, no período do cartel, não apresentou tendência decrescente. Os órgãos de defesa da concorrência no Brasil associam a hipótese de cartel a não redução da margem de revenda, sugerindo a capacidade de se sustentar e, eventualmente, aumentar os preços de revenda em relação aos preços pagos às distribuidoras<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> AZEVEDO, P. F.; POLITI R. Na mesma língua: evidências em investigações de cartéis de postos de revenda de combustíveis. MATTOS, C. C. A. **A revolução do antitruste no Brasil; a teoria econômica aplicada a casos concretos 2**. São Paulo: Singular, 2008.

<sup>26</sup> FERNANDES, R. A. S.; JACOB, K. G. **Análise da conduta das revendedoras de gasolina comum nas capitais da região Nordeste**. Revista Economia Ensaios, v. 31, n. 2, 27 out. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.14393/REE-v31n2a2017-6>.

A Tabela 1 apresenta os resultados da estimativa da última etapa do filtro econômico de cartel da ANP. Neste artigo, assim como em Ramalho e Ribeiro (2022), foi inserida uma variável *dummy* cartel para detectar a quebra estrutural, ocasionada pela conduta cartelizada, ou seja, um possível aumento do preço e/ou diminuição da sua variância.

**Tabela 1:** Resultado da estimativa da relação entre margem de comercialização e o coeficiente de variação de preço (CVPR), para a revenda de GLP, em Goiânia-GO

| Variável           | Coefficiente     | Desvio-Padrão | P-Valor |
|--------------------|------------------|---------------|---------|
| Constante          | 18,93147         | 0,446089      | 0,0000  |
| <i>Dummycartel</i> | -1,300560        | 0,292353      | 0,0000  |
| CVPR               | <b>-51,83519</b> | 16,81689      | 0,0021  |

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

**Nota:** \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%, respectivamente.

Os resultados evidenciaram que, todos os coeficientes estimados foram estatisticamente significativos, a um nível de 1% de significância. A hipótese de indício econômico de cartel não foi rejeitada, pois, existe uma correlação negativa entre a margem de comercialização relativa da revenda e o coeficiente de variação dos preços de GLP, em Goiânia-GO, para o período de análise. Esse resultado permite concluir que, ao manter os preços relativamente alinhados, as revendedoras de GLP conseguiram auferir uma maior lucratividade. Em outros termos, maiores margens de comercialização relativas ocorreram no momento em que houve uma diminuição na dispersão dos preços de GLP. Mediante este resultado, é possível concluir que há indício econômico de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período analisado.

#### 4.2. Análise da Correlação Local Gaussiana

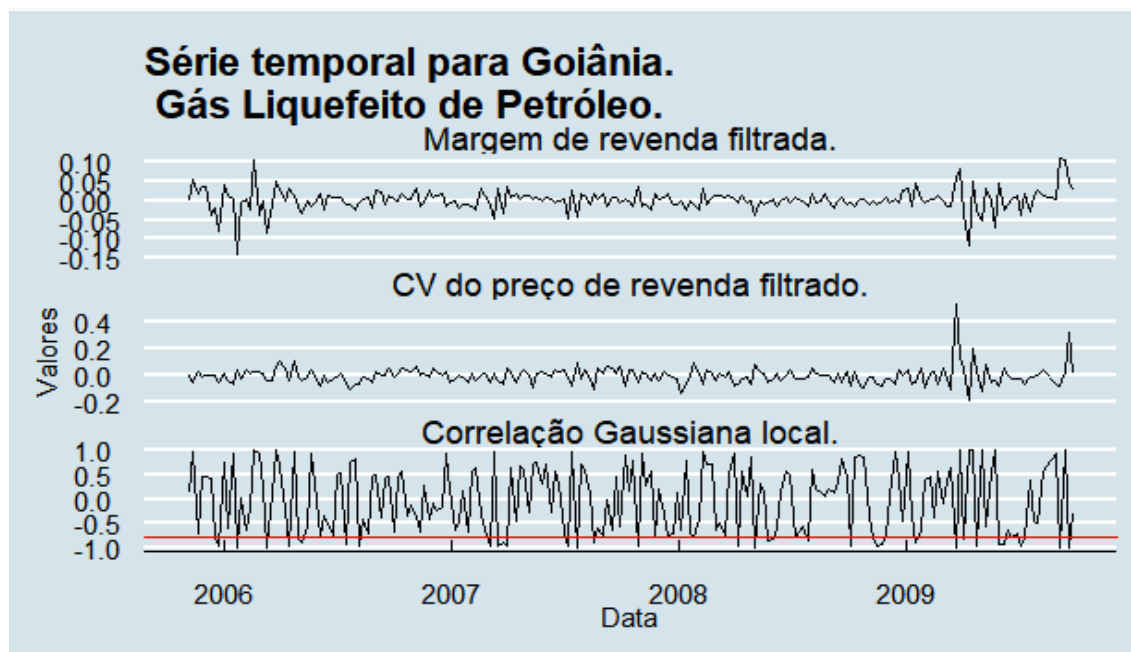
O resultado da estimação da correlação local Gaussiana, entre a margem de comercialização relativa e o coeficiente de variação de preço na revenda de GLP, em Goiânia-GO, é apresentado nesta seção. Este filtro foi utilizado de maneira complementar ao filtro sugerido pela ANP, pois, permite obter o efeito da correlação entre a margem relativa de comercialização e o coeficiente de variação de preços, em curtos intervalos de tempo. De acordo com Albuquerque e Cuiabano (2015), a correlação local pode ser utilizada não apenas para detectar se existe indícios econômicos de cartelização, mas, também, os períodos em que o cartel pode ter ocorrido.

Foram realizados os testes de *KPSS* de raiz unitária nas séries da margem relativa de comercialização e do coeficiente de variação de preço de GLP. Os resultados sugeriram que as séries foram estacionárias na primeira diferença, Tabela 1C, em anexo. Os resultados dos modelos *ARIMA*, selecionados para cada variável, estão reportados na Tabela 2C, também em anexo. Já os resultados do teste de *Kolmogorov-Smirnov* não constatou normalidade nos resíduos<sup>27</sup>. Entretanto, conforme citado na metodologia, o método não requer distribuição normal.

O Gráfico 1, a seguir, apresenta os resultados da correlação local, estimada entre os resíduos da Margem de Comercialização Relativa da Revenda e o Coeficiente de Variação de Preços de GLP, em Goiânia-GO, no período de cartel.

<sup>27</sup> Pino (2014) cita que a não normalidade pode ocorrer quando uma variável aleatória é definida pela razão de outras duas. Portanto, isso pode justificar os resultados obtidos para este teste, pois, as variáveis testadas são resultados da razão entre duas variáveis.

**Gráfico 1:** Correlação local entre os resíduos da Margem de Comercialização Relativa da Revenda e o Coeficiente de Variação de Preços de GLP, em Goiânia–GO



**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

**Nota:** A linha em vermelho representa a correlação de -0,8 entre margem de revenda e coeficiente de variação

Todos os pontos abaixo da linha vermelha evidenciam que a correlação local é fortemente negativa, em outros termos, sugerem que há indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia- GO. Conforme é possível verificar, embora os resultados apontem que, em alguns períodos, a correlação local tenha se revelado menor que -0,8, ou seja, indício econômico de cartel, esta não apresentou comportamento contínuo. Albuquerque e Cuiabano (2015); Ramalho e Ribeiro (2022), ao aplicarem o filtro de correlação local, para identificar indícios econômicos de cartel no mercado de gasolina comum, também encontraram correlação local forte, ou seja, menor que -0,8, em alguns períodos, porém, também de forma descontínua. Os resultados encontrados, a partir da aplicação da Correlação Local Gaussiana, permitiu constatar indícios econômicos de cartel em pequenos intervalos de tempo.

#### 4.3 Resultados da estimativa do modelo sugerido por Bolotova, Connor e Miller (2008)

Nesta seção são apresentados os resultados do modelo de volatilidade de preços, *ARCH*, estimado, com a inclusão da variável *dummy* cartel, para a revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020. A estimativa desse modelo tem como objetivo testar a hipótese de que os preços são comparativamente maiores e a variância menor, durante o cartel, ou seja, no período de novembro de 2005 a setembro de 2009.

Primeiramente, foi realizada uma transformação na série de preços da revenda de GLP, a partir da extração dos seus retornos ( $R_t$ ), dada pela logaritmização da diferença dos preços de uma semana anterior e os preços da semana posterior<sup>28</sup>, para obter estimativas consistentes do modelo *ARCH*. Na sequência, foi realizado o teste de raiz unitária de *ADF*. O resultado do teste sugeriu que a série de preço transformada foi estacionária, Tabelas 1A, em anexo. O resultado do teste *ARCH*, aplicado para verificar se a série de preço transformada é suscetível de ser estimada por

<sup>28</sup> Esta transformação é definida por  $R_t = \log \left( \frac{R_t}{R_{t-1}} \right)$ .

este modelo, sugeriu rejeição da hipótese nula. Portanto, a série possui evidência estatística de variância condicional, Tabelas 2A, também em anexo.

A Tabela 2, a seguir, apresenta os resultados do modelo de volatilidade de preço, *ARCH*, estimado para a revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020.

**Tabela 2:** Resultado do modelo de volatilidade estimado, para a média e a variância dos preços de GLP, na revenda, em Goiânia-GO, de maio de 2004 a junho de 2020

| <b>Revenda de GLP</b>     |                   |
|---------------------------|-------------------|
| Modelo Estimado           | ARCH              |
| Equação da Média          |                   |
| Intercepto                | -0,00002*         |
| Desvio-Padrão             | 0,00000           |
| AR(1)                     | -0,48154***       |
| Desvio-Padrão             | 0,00757           |
| <i>Dummy</i> Cartel       | <b>0,00068***</b> |
| Desvio-Padrão             | 0,00005           |
| Equação da Variância      |                   |
| Intercepto                | 0,00001***        |
| Desvio-Padrão             | 0,00000           |
| Resíduo (-1) <sup>2</sup> | 6,50153***        |
| Desvio-Padrão             | 0,08299           |
| <i>Dummy</i> Cartel       | <b>0,00000***</b> |
| Desvio-Padrão             | 0,00000           |

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

**Nota:** \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%, respectivamente

Os resultados evidenciaram que todos os coeficientes foram estatisticamente significativos. A variável *dummy* cartel, inserida na equação da média, foi positiva e estatisticamente significativa, sugerindo que a média do preço de revenda do GLP, em Goiânia-GO, foi relativamente maior, no período de cartel, do que a média do preço do GLP, no período sem colusão.

Nos documentos do Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53 há informações de que as revendedoras, influenciadas pelo Sindicato das Empresas Revendedoras de Gás, da EALR, V. 14, nº 3, p. 20-49, set-dez, 2023

Região Centro-Oeste (Sinergás), adotaram aumento paralelo nos preços de revenda de GLP, em Goiânia-GO. Especificamente, há comprovação de indução de práticas de fixação dos preços de revenda de GLP 13Kg e determinação de datas, bem como percentuais para reajustes futuros dos preços por parte deste sindicato.

Com relação às estimativas da equação da variância, o coeficiente estimado para a variável *dummy* não permitiu corroborar a hipótese de que, durante o período de cartel, ocorreu uma menor volatilidade dos preços de GLP, pois, o coeficiente estimado foi positivo e estatisticamente significativo, embora muito próximo de zero. Uma possível justificativa para este resultado pode estar associada a uma conduta de elevação da variabilidade dos preços de GLP, por parte das revendedoras, com o objetivo de falsear uma concorrência, para não serem descobertas.

Em razão da ilegalidade dos cartéis, os membros participantes do acordo não somente almejam elevar os preços e lucros, mas, também, desejam não ser detectados<sup>29</sup>. Por outro lado, variâncias elevadas e inconstantes ao longo do tempo podem estar relacionadas a cartéis com medidas punitivas<sup>30</sup>.

Mediante os resultados obtidos, é possível concluir que o modelo de volatilidade estimado, *ARCH*, com a inclusão da variável *dummy* cartel, foi eficiente no sentido de corroborar a hipótese de elevação do preço médio de revenda de GLP, em Goiânia-GO, durante o período de ocorrência do conluio, mas não permitiu constatar uma redução da variância. É importante ressaltar que, este último resultado, não necessariamente, representa ineficiência na metodologia aplicada para a identificação de indícios econômicos de cartel, nem mesmo ausência de comportamento cartelizado por parte das revendedoras de GLP, em Goiânia-GO

### 4.3 Evidências econômicas de cartel, a partir do MCE e teste de ATP

Conforme citado, a ocorrência de ATP, entre os elos das cadeias produtivas, pode ser justificada por diferentes fatores. Na literatura da área, vários autores argumentam que os reajustes assimétricos de preços podem surgir de empresas oligopolistas, que se envolveram em um cartel, para manter os lucros mais elevados. Partindo dessa fundamentação e, após a obtenção de resultados da aplicação dos demais filtros econômicos de cartel, que sugeriram evidências econômicas de cartel, evidências de ATP positiva serão interpretadas como indício econômico de cartel neste mercado<sup>31</sup>.

Os revendedores que atuam em um cartel tendem a reagir prontamente às elevações nos preços das distribuidoras, para manter as suas margens de lucros e informar a manutenção do acordo. Entretanto, se os preços das distribuidoras caem, as revendedoras relutam em reduzir os seus preços, para evitar sinalizar que está ocorrendo um desvio de conduta<sup>32</sup>.

Nesta seção são apresentados os resultados do MCE, estimado para testar se existe ATP positiva, da distribuição para a revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a

<sup>29</sup> HARRINGTON JR, J. E., & CHEN, J. (2006). **Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection.** *International Journal of Industrial Organization*, 24(6), p. 1185-1212.

<sup>30</sup> SILVA, A. S. **Filtros de cartéis baseados em dinâmica de preço: uma aplicação ao varejo de combustíveis do Brasil.** 2016. 225 f. (Doutorado). Universidade Federal de Juiz de Fora, 2016. Disponível em <<https://repositorio.ufjf.br/jspui/handle/ufjf/2257>>.

<sup>31</sup> A ideia por trás dessa premissa está em conformidade com o argumento apresentado por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004).

<sup>32</sup> MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, [s. l.], v. 55(3), p. 581-611.

junho de 2020. Especificamente, a ATP foi testada a partir da Assimetria de Impacto Contemporâneo (AIC) e da Assimetria na Trajetória de Equilíbrio (ATAE).

Para estimar o MCE foi necessário realizar, previamente, os testes de raiz unitária e de cointegração. Os resultados do teste de raiz unitária ADF, aplicado nas séries de preços de distribuição e de revenda de GLP, em Goiânia-GO, sugeriram que as séries não foram estacionárias em nível, mas na primeira diferença. Portanto, ambas integradas de primeira ordem  $I(1)$ , Tabela 1B, em anexo. A partir desse resultado, foi realizado o teste de Cointegração de Engle-Granger, entre as séries de preços de GLP, na distribuição e na revenda, para verificar se, no longo prazo, existe uma relação de equilíbrio entre elas, Tabela 2B, também em anexo. Os resultados sugeriram que, existe pelo menos um vetor de cointegração entre as séries analisadas.

Mediante estes resultados, o MCE foi estimado, Tabela 3. O número de defasagens das variáveis foi escolhido para minimizar o critério de *Schwarz*.

**Tabela 3:** Resultados do Modelo Correção de Erros e testes AIC e ATAE

| Variável            | Coefficiente                 | Desvio-Padrão | P-valor      |
|---------------------|------------------------------|---------------|--------------|
| Const.              | 0,02215***                   | 0,00352***    | 0,000        |
| $\Delta P_{dt}^+$   | <b>0,69353***</b>            | 0,30359       | <b>0,000</b> |
| $\Delta P_{dt}^-$   | <b>-0,02779<sup>ns</sup></b> | 0,38319       | <b>0,469</b> |
| $\Delta P_{dt-1}^+$ | 0,59257***                   | 0,09000       | 0,000        |
| -                   |                              |               |              |
| $\Delta P_{dt-2}^+$ | 0,16524***                   | 0,06081       | 0,007        |
| $\Delta P_{dt-2}^-$ | 0,09260*                     | 0,05433       | 0,089        |
| $\Delta P_{dt-3}^+$ | 0,08574 <sup>ns</sup>        | 0,06120       | 0,162        |
| $\Delta P_{dt-3}^-$ | -0,017309 <sup>ns</sup>      | 0,05336       | 0,746        |
| $\Delta P_{dt-4}^+$ | -0,04213 <sup>ns</sup>       | 0,04262       | 0,323        |
| $\Delta P_{dt-4}^-$ | -0,07183*                    | 0,03749       | 0,056        |
| $\Delta P_{rt-1}^+$ | -0,56841***                  | 0,04867       | 0,000        |
| $\Delta P_{rt-1}^-$ | -0,92010***                  | 0,10712       | 0,000        |
| $\Delta P_{rt-2}^+$ | 0,08444 <sup>ns</sup>        | 0,06391       | 0,187        |
| $\Delta P_{rt-2}^-$ | 0,27915**                    | 0,12353       | 0,024        |
| $\Delta P_{rt-3}^+$ | 0,05222 <sup>ns</sup>        | 0,06379       | 0,413        |
| $\Delta P_{rt-3}^-$ | -0,09468 <sup>ns</sup>       | 0,12181       | 0,437        |
| $\Delta P_{rt-4}^+$ | 0,03964 <sup>ns</sup>        | 0,04319       | 0,359        |
| $\Delta P_{rt-4}^-$ | 0,16638*                     | 0,08829       | 0,060        |

|                             |            |                |       |
|-----------------------------|------------|----------------|-------|
| $\hat{\varepsilon}_{t-1}^+$ | 0,51783*** | 0,05313        | 0,000 |
| $\hat{\varepsilon}_{t-1}^-$ | 0,51776*** | 0,00352        | 0,000 |
| Teste de hipótese de        |            |                |       |
| Assimetria                  |            | Conclusão      |       |
| $\beta_0^+ = \beta_0^-$     |            | Rejeita        |       |
| $\delta^+ = \delta^-$       |            | Não se rejeita |       |

Fonte: Resultado da Pesquisa.

Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%, respectivamente

Os resultados apresentados na Tabela 3, evidenciam que, a maioria das variáveis estimadas, foi estatisticamente significativa e apresentou o sinal esperado. O ajuste contemporâneo de choques positivos dos preços de GLP na distribuição foi maior do que quando o choque é negativo. Assim, o ajuste ocorre mais rápido ( $\beta_j^+ = 0,69353^{***}$ ) quando o choque é positivo, em outros termos, o revendedor repassa o aumento do custo rapidamente para os consumidores, enquanto o mesmo não ocorre em casos de choques negativos ( $\beta_j^- = -0,02779^{ns}$ ). O teste de AIC aplicado ( $\beta_j^+ = \beta_j^-$ ) não permitiu aceitar a hipótese de simetria, a um nível de 1% de significância, evidenciando, portanto, a existência de ATP positiva de impacto contemporâneo.

Mediante os resultados obtidos, que sugeriram a existência de AIC positiva, é possível concluir que, no curto prazo, os preços de GLP, na revenda em Goiânia-GO, reagem mais às elevações nos preços das distribuidoras do que às suas quedas. Além disso, considerando que os resultados dos filtros comportamentais de cartel aplicados sugeriram evidências econômicas de conduta colusiva, a hipótese de que, no curto prazo, ATP positiva seja um indício econômico de cartel não é rejeitada.

A respeito do resultado do teste da *ATAE*, a hipótese de simetria na trajetória de equilíbrio não foi rejeitada. Assim, no longo prazo, a ATP positiva não foi constatada, sugerindo que não há evidências econômicas de cartel no longo prazo. Esse resultado pode ser explicado, pelo menos em parte, pelo comportamento das empresas que fazem parte do acordo. Alguns cartéis podem prevalecer durante intervalos muito pequenos e, aqueles que existem por períodos prolongados, é comum haver condutas de guerra de preços, como retaliação ao comportamento não cooperativo<sup>33</sup>. Conforme Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), Em uma situação de punição, por exemplo, quando uma empresa acredita que seu concorrente não manterá o preço de conluio, este pode flutuar aleatoriamente entre os estados de alta e baixa, e, não necessariamente, conduzir a assimetria positiva ou negativa<sup>34</sup>.

Em síntese, é possível concluir que há indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no curto prazo. Este resultado é consistente com aquele obtido pela estimativa da correlação local Gaussiana, que, também, sugeriu evidência econômica de cartel em pequenos intervalos de tempo.

<sup>33</sup> AZEVEDO, P. F.; POLITI R. Na mesma língua: evidências em investigações de cartéis de postos de revenda de combustíveis. MATTOS, C. C. A. **A revolução do antitruste no Brasil; a teoria econômica aplicada a casos concretos 2**. São Paulo: Singular, 2008.

<sup>34</sup> MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, [s. l.], v. 55(3), p. 581-611.

## **5. Considerações Finais**

Nos últimos anos, o mercado de GLP tem sido alvo de denúncias e investigações sobre infrações antitrustes, em especial, de conduta cartelizada. Em Goiânia-GO, por exemplo, a revenda de GLP é citada no Processo Administrativo nº 08012.008611/2007-53, que aponta prática de aumento paralelo de preços de GLP, influenciada pelo sindicato da região Centro-Oeste, o SINERGÁS. É importante destacar que, os aumentos abusivos nos preços de GLP afetam, diretamente, os consumidores, portanto, reflete em perdas de bem-estar social.

Diante disso, o objetivo deste artigo foi analisar, a partir de filtros comportamentais, os indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de maio de 2004 a junho de 2020. Para tal, as referências teóricas que nortearam as análises deste artigo partem das seguintes hipóteses: em cartéis bem sucedidos, a média de preço é mais elevada e a variância é menor, em relação ao período em que o conluio não ocorre; a correlação negativa entre a margem de comercialização e o coeficiente de variação de preços é evidência econômica de cartel; a assimetria de transmissão de preços positiva sugere que os revendedores que atuam em um cartel tendem a reagir, automaticamente, às elevações nos preços das distribuidoras, para manter as suas margens de lucros e informar a manutenção do acordo. Por outro lado, se os preços das distribuidoras caem, as revendedoras relutam em reduzir os seus preços, para evitar sinalizar que está ocorrendo um desvio de conduta.

Para alcançar o objetivo proposto, foram utilizados o filtro da ANP; o método de Correlação Local Gaussiana; o modelo de volatilidade (*ARCH*); e, por último, um MCE. Uma variável *dummy* cartel foi inserida no filtro da ANP e no modelo *ARCH*. Esta variável assumiu valor igual a um, no período de cartel, ou seja, de novembro de 2005 a setembro de 2009, e, zero, para os demais períodos.

A partir da aplicação do filtro da ANP, não foi possível rejeitar a hipótese de indício econômico de cartel, pois, a correlação negativa e estatisticamente significativa encontrada é evidência de que, maiores margens de comercialização relativas ocorreram no momento em que houve uma diminuição na dispersão dos preços de GLP. A correlação local Gaussiana indicou correlação local forte, entre a margem e o coeficiente de variação de preço, em alguns períodos, porém, de forma não contínua. Este resultado permitiu concluir que, há indícios econômicos de cartel em pequenos intervalos de tempo.

O modelo de volatilidade de preços estimado foi eficiente no sentido de corroborar a hipótese de elevação do preço médio de revenda de GLP, em Goiânia-GO, durante o período de ocorrência do conluio, porém, a hipótese de redução da variância não foi aceita. Conforme mencionado, este último resultado, não necessariamente, indica ineficiência do modelo estimado, nem ausência de comportamento cartelizado por parte das revendedoras de GLP, em Goiânia-GO. Neste período, as revendedoras podem ter tentado falsear uma concorrência, para não serem descobertas, pois, variâncias elevadas e inconstantes ao longo do tempo podem estar relacionadas a cartéis com medidas punitivas.

A partir dos resultados do MCE estimado, foi constatada AIC positiva, o que permitiu concluir que, no curto prazo, as revendedoras de Goiânia-GO reagem mais às elevações nos preços das distribuidoras do que às suas quedas. Como a maioria dos filtros comportamentais sugeriram indícios econômicos de cartel, a ATP positiva foi interpretada como evidência econômica de conluio, no curto prazo. Este resultado é consistente com o encontrado pela estimativa da correlação local Gaussiana, que, também, sugeriu evidência econômica de cartel em pequenos intervalos de tempo. Por outro lado, a ATP positiva não foi constatada, no longo prazo. Esses resultados podem ser justificados, pelo menos em parte, pela própria instabilidade intrínseca dos

cartéis, dado que alguns acordos podem prevalecer durante intervalos muito pequenos e, os que existem por períodos prolongados, geralmente, podem praticar guerra de preços, como retaliação ao comportamento não cooperativo.

Em síntese, de modo geral, foi possível concluir, a partir das metodologias aplicadas, que, há indícios econômicos de cartel na revenda de GLP, em Goiânia-GO. Espera-se que os órgãos antitrustes estejam atentos às condutas das revendedoras de GLP que atuam em Goiânia-GO, pois, a adoção de preços abusivos de GLP afeta, diretamente, os consumidores, em razão da essencialidade do produto e baixa possibilidade de substituição do bem.

## **6. Referências**

Abrantes-Metz, R. M., Froeb, L. M., Geweke, J., & Taylor, C. T. (2006). A variance screen for collusion. *International Journal of Industrial Organization*, 24(3), 467-486.

Abrantes-Metz, R., P. Bajari (2009): “Screen for Conspiracies and their Multiple Applications,” *Antitrust*, 24, 66.

ALBUQUERQUE P.H.M., CUIABANO, S.M; (2015). Two stage screening for cartel detection. Conference: 9 TH Annual Competition Conference: Competition policy and enforcement in BRICS countries. At: Durban, South Africa.

Agência Nacional de Petróleo – ANP (2022). Série histórica do levantamento de preços. Disponível em: <https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrencia/precos/precos-revenda-e-de-distribuicao-combustiveis/serie-historica-do-levantamento-de-precos>. Acesso em: 08 de mar. 2022.

Athey, S., Bagwell, K., & Sanchirico, C. (2004). Collusion and price rigidity. *The Review of Economic Studies*, 71(2), 317-349

AZEVEDO, P. F.; POLITI R. Na mesma língua: evidências em investigações de cartéis de postos de revenda de combustíveis. MATTOS, C. C. A. A revolução do antitruste no Brasil; a teoria econômica aplicada a casos concretos 2. São Paulo: Singular, 2008.

Bajari, P., & Ye, L. (2003). Deciding between competition and collusion. *Review of Economics and statistics*, 85(4), 971-989.

Balke, N. S., Brown, S. P. A., & Yucel, M. K. (1998). Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 11(First Quarter):2–11.

BOLOTOVA, Y.; CONNOR, J.M.; MILLER, D.J. (2008) The impact of collusion on price behavior: empirical results from two recent cases. *International Journal of Industrial Organization*, 26, ed. 6, p. 1290 -1307.

BROWN, S. P. A. AND YÜCEL, M. K. Gasoline and crude oil prices: why the asymmetry? *Economic and Financial Review*, Dallas, p. 23-29, 2000. 7 p.

CARLTON, D. W.; PERLOFF, J. M. *Modern Industrial Organization*. 4<sup>a</sup>. ed. Londres: Pearson, 2005.

Connor, J. M. (2005). Collusion and price dispersion. *Applied Economics Letters*, 12(6), 335-338.

CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA - CADEa (2020). Nota Técnica. No. 11/2020/CGAA6/SGA2/SG/CADE. Disponível em: [https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md\\_pesq\\_documento\\_consulta\\_externa.php?DZ2uWeaYicbuRZEFhBt-n3BfPLlu9u7akQA8mpB9yNl1WPhRo24MqSh0sDmoAezND-RwbOr-PurOd-KgS8CoDw0rDdgjsbpvD9SwrYXLNaQm6IbFYwwIdJhpXHZWzFp](https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md_pesq_documento_consulta_externa.php?DZ2uWeaYicbuRZEFhBt-n3BfPLlu9u7akQA8mpB9yNl1WPhRo24MqSh0sDmoAezND-RwbOr-PurOd-KgS8CoDw0rDdgjsbpvD9SwrYXLNaQm6IbFYwwIdJhpXHZWzFp). Acesso em 10 de ago. 2022.

CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA - CADEb (2020). Processo Administrativo nº. 08012.008611/2007-53. Disponível em: [https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md\\_pesq\\_processo\\_exibir.php?2pXoYgv29q86Rn-fAe4ZUaXIR3v7-gVxEWL1JeB-RtUgqOwvr6Zlwydl0IhRNSr2Q22lByVKByYDYwsa13\\_JxuF42flab85ZwhQ2E-HH1\\_0ZuaVKe1jcPShl7YE7A7Lh](https://sei.cade.gov.br/sei/modulos/pesquisa/md_pesq_processo_exibir.php?2pXoYgv29q86Rn-fAe4ZUaXIR3v7-gVxEWL1JeB-RtUgqOwvr6Zlwydl0IhRNSr2Q22lByVKByYDYwsa13_JxuF42flab85ZwhQ2E-HH1_0ZuaVKe1jcPShl7YE7A7Lh). Acesso em 12 de set. 2022.

COLOMER, M., ALVES, C.C.P., PRADO, L. C. D. Mercado de distribuição de GLP no Brasil em perspectiva: uma análise da estrutura dos mercados relevantes. p. 14 -39. In. PINTO JÚNIOR, H. Q; COLOMER. M.. *Mercados de combustíveis e GLP, questões de regulação setorial e de concorrência*. Rio de Janeiro: Sindigás, 2022. 364 p. PDF.

COLOMER, M., Vernersbach A. (2022). Comportamento dos preços do GLP no Brasil: uma análise nacional e regional. P. 185-216. In. PINTO JÚNIOR, H. Q; COLOMER. M.. *Mercados de combustíveis e GLP, questões de regulação setorial e de concorrência*. Rio de Janeiro: Sindigás, 2022. 364 p. PDF.

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.

ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. **Econometrica**, 55:251-276, 1987.

FERNANDES, R. A. S.; JACOB, K. G.. Análise da conduta das revendedoras de gasolina comum nas capitais da região Nordeste. Revista Economia Ensaios, v. 31, n. 2, 27 out. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.14393/REE-v31n2a2017-6>. Acesso em: 13 de out. 2022.

FREITAS, T. A.; GONÇALVES, G.A.; NETO, G. B.. Filtro georreferenciado para detecção de indícios de cartel no mercado varejista de gasolina comum no município de Porto Alegre. Economic Analysis of Law Review. V. 6, n. 1. P 55-71, Jan – Jun 2015.

GALINDO, C.G . **Essays on cartels and competition policy**. 2018. 108p. Thesis. Doctor of Economics of the European University Institute, Departament of Economics. 2018. Disponível em: <http://board.dklevine.com/archive/galindo-thesis.pdf>. Acesso em 20 set. 2022.

Hamilton, J. Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994.

Harrington, J. E. (2006). Behavioral screening and the detection of cartels. European competition law annual, 51-68.

Harrington Jr, J. E.; Chen, J. (2006). Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection. International Journal of Industrial Organization, 24(6), 1185-1212.

HARRINGTON, J.E. (2005) Detecting cartels. In: Handbook in Antitrust Economics, Cambridge: MIT Press, forthcoming, 2005.

Jiménez, J. L., & Perdiguero, J. (2012). Does rigidity of prices hide collusion?. review of industrial organization, 41(3), 223-248.

LODI, C. F., BICALHO, L. N.. Padrão de concorrência e estruturas dos mercados regionais de GLP. p. 114 -136. In. PINTO JÚNIOR, H. Q; COLOMER. M.. Mercados de combustíveis e GLP, questões de regulação setorial e de concorrência. Rio de Janeiro: Sindigás, 2022. 364 p. PDF.

MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, [s. l.], v. 55, n. 3, p. 581-611, Nov. 2004.

PEDRA, D.P., BICALHO, L.M.N.O., VILELA, O. A., BARAN, P.H., PAIVA, R.M. Metodologia adotada pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis para detecção de cartéis. Disponível em: [https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/arquivos/Metodologia adotada pela Agencia Nacional do Petroleo Gas Natural e Biocombustiveis para deteccao de carteis.pdf](https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/arquivos/Metodologia%20adotada%20pela%20Agencia%20Nacional%20do%20Petroleo%20Gas%20Natural%20e%20Biocombustiveis%20para%20deteccao%20de%20carteis.pdf). Acesso em: 13 de out. 2022.

PINO, F. A.. **A questão da não-normalidade: uma revisão**. Revista de Economia Agrícola., São Paulo, v.61, n. 2, p. 17-33, jul./dez. 2014.

Ragazzo, C. E. J., & Silva, R. D. (2006). Aspectos econômicos e jurídicos sobre cartéis na revenda de combustíveis: uma agenda para investigações. SEAE/MF. Documento de Trabalho, (40).

RAMALHO, M. H. M.. Avaliação dos filtros econômicos em detectar cartéis: uma análise aplicada ao setor de combustíveis no Brasil. 2019. 204f (Mestrado). Universidade Federal do Rio de Janeiro, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2019. Disponível em <https://www.ie.ufrj.br/images/IE/PPGE/disserta%C3%A7%C3%B5es/2019/Matheus%20Humberto%20Migliori%20%20Ramalho.pdf>. Acesso em: 04 de jul. 2022.

RAMALHO, M. H. M.; RIBEIRO, E. P. Ex-post evaluation of mean-variance cartel filters. *Revista de Economia Contemporânea*. V. 26, p. 1-23, 2022.

SILVA, A. S. Filtros de cartéis baseados em dinâmica de preço: uma aplicação ao varejo de combustíveis do Brasil. 2016. 225 f. (Doutorado). Universidade Federal de Juiz de Fora, 2016. Disponível em <https://repositorio.ufjf.br/jspui/handle/ufjf/2257>. Acesso em 13 de ago. 2022.

Silveira, D.; Vasconcelos, S.; BOGOSSIAN, P., NETO, J. Cartel Screening in the Brazilian Fuel Retail Market. *Revista Economia da ANPEC*. v. 22, p. 53- 70, 2021.

Silveira, D.; Vasconcelos, S.; Resende, M.; CAJUEIRO, D. O.. Won't get fooled again: A supervised machine learning approach for screening gasoline cartels. *Energy Economics*. vol. 105, January 2022, 105711.

sindicato Nacional das Empresas Distribuidoras de Gás Liquefeito de Petróleo - SINDIGÁS. Panorama do Setor de GLP em Movimento. Jan. 2022 – 50ª. Edição. 25 p. Disponível em: [www.sindigas.org.br](http://www.sindigas.org.br). Acesso em 22 de ago. 2022.

Tjøstheim, D., and K. O. Hufthammer (2013): "Local Gaussian correlation: A new measure of dependence," *Journal of Econometrics*, 172(1), 33–48.

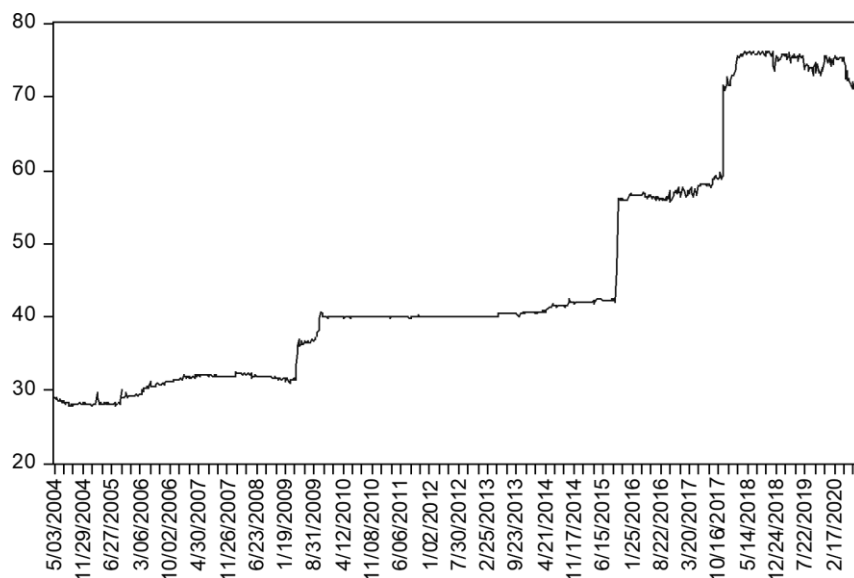
UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 1, p. 103-117, 2008.

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 set de 2008.

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

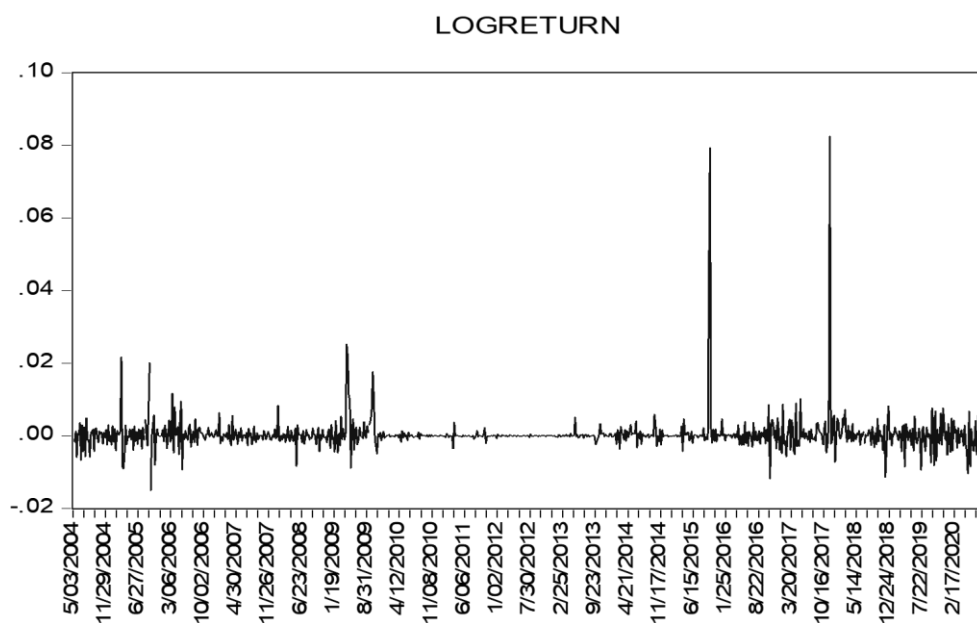
## ANEXO A

**Gráfico 1A** – Evolução da série de preço médio praticado na revenda de GLP, em Goiânia-GO, no período de 09/05/2004 a 28/06/2020



Fonte: Resultado da Pesquisa.

**Gráfico 2A** – Evolução da diferenciação do logaritmo da série de preço médio praticado na revenda de GLP (Logreturn), em Goiânia, no período de 09/05/2004 a 28/06/2020



Resultado da Pesquisa

**Tabela 1A** - Teste de raiz unitária (ADF) na série da revenda de GLP (Logreturn), Goiânia-GO

| Variável     | Estatística do Teste | Probabilidade |
|--------------|----------------------|---------------|
| Logretun (R) | -25,72918            | 0,00000       |

Fonte: Resultado da Pesquisa.

**Tabela 2A** – Teste de Heterocedasticidade (Efeito ARCH) na série da revenda de GLP (Logreturn), Goiânia-GO

| Variável     | Estatística do Teste | Probabilidade |
|--------------|----------------------|---------------|
| Logretun (R) | 14,23145             | 0,00002       |

**Fonte:** Resultado da Pesquisa.

## ANEXO B

**Tabela 1B** - Teste de raiz unitária nas séries de preços, na revenda e distribuição de GLP, em Goiânia-GO

| Variável    | Estatística do Teste | Probabilidade |
|-------------|----------------------|---------------|
| Pr          | 0,212214             | 0,9733        |
| $\Delta$ Pr | -27,13014            | 0,0000        |
| Pd          | -0,290711            | 0,9237        |
| $\Delta$ Pd | -35,13478            | 0,0000        |

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

**Tabela 2B** - Teste de Cointegração de Engel-Granger entre as séries de preços na revenda e distribuição de GLP, em Goiânia-GO

| Variável | Estatística Tau | Probabilidade | Estatística Z | Probabilidade |
|----------|-----------------|---------------|---------------|---------------|
| PR       | -37,12090*      | 0,0000        | -1036,643     | 0,0001        |
| PD       | -29,93778       | 0,0000        | -864,1424     | 0,0001        |

**Fonte:** Resultado da pesquisa.

**Nota:** Significativo a 1%.

## ANEXO C

**Tabela 1C** – Resultados do teste de KPSS de raiz unitária

| Variável      | Estatística          | P-valor |
|---------------|----------------------|---------|
| MGR           | 1,2034***            | 0,0100  |
| CVPR          | 1,076***             | 0,0100  |
| $\Delta$ MGR  | 0,0882 <sup>ns</sup> | 0,1000  |
| $\Delta$ CVPR | 0,0421 <sup>ns</sup> | 0,1000  |

**Fonte:** Resultado da Pesquisa.**Nota:** \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%, respectivamente.**Tabela 2 C** –Seleção do Modelo ARIMA, para cada uma das variáveis em análise

| Município | Variável | ARIMA   |
|-----------|----------|---------|
| GO        |          |         |
|           | MGR      | (1,1,1) |
|           | CVPR     | (1,1,1) |

**Fonte:** Resultado da Pesquisa.**Tabela 3 C** –Resultados do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov

| Variável | Estatística | P-valor |
|----------|-------------|---------|
| MGR      | 0,1155***   | 0,0000  |
| CVPR     | 0,1162***   | 0,0000  |

**Fonte:** Resultado da Pesquisa.**Nota:** \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%, respectivamente.