


TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE PREÇOS DA GASOLINA: ANÁLISE DAS MAIORES CIDADES DO RIO GRANDE DO SUL NO PERÍODO DE 2005 A 2018¹

ASYMMETRIC PRICE TRANSMISSION OF GASOLINE: ANALYSIS OF
THE LARGEST CITIES IN RIO GRANDE DO SUL FROM 2005 TO 2018

Ronaldo Torres

Doutorando do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Escola Superior
de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ), Universidade de São Paulo (USP)

 orcid.org/0000-0002-5295-7969


Reisoli Bender Filho

Doutor em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa (UFV),
Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

 orcid.org/0000-0002-1019-4414

Mateus Machado de Pereira

Doutor em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa (UFV)
Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

 orcid.org/0000-0002-1019-4414

¹ Os autores agradecem ao (a) parecerista anônimo (a) pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

RESUMO

O trabalho investigou a presença de transmissão assimétrica de preços da gasolina às cidades de grande porte do Rio Grande do Sul. Utilizou-se os preços praticados no atacado (distribuidores) e no varejo (postos de combustíveis), entre 2005 e 2018, a partir da aplicação de um modelo de correção de erros (MCE). Os resultados apontaram parcialmente que, a curto prazo, há assimetria de preços do atacado para o varejo; conquanto, a longo prazo, os repasses das variações dos preços foram maiores para as variações positivas do que para variações negativas.

Palavras-chave: Transmissão assimétrica de preços; Gasolina; Modelo de Correção de Erros; Cidades do Rio Grande do Sul.

ABSTRACT

This work seeks to investigate the presence of asymmetric transmission of gasoline prices to large cities in Rio Grande do Sul, using prices in wholesale (distributors) and retail (gas stations), between 2005 and 2018. Methodologically, the error correction model (MCE) was used, which made it possible to partially point out the existence of price asymmetry from wholesale to retail in the short term and for the long term in which the pass-through of price variations is greater for positive variations than for negative variations.

Keywords: Asymmetric price transmission; Gasoline; Error Correction Model; Cities of Rio Grande do Sul.

Classificação JEL: C32; D82.

INTRODUÇÃO

A assimetria de informação caracteriza-se como uma das falhas presentes na estrutura dos mercados, com implicações sobre o funcionamento e a relação entre os agentes, que resulta em ineficiências e perdas de bem-estar. No caso do mercado de combustíveis, esse problema pode se manifestar quando o agente comercializador, por possuir mais informações, obtém ganhos em detrimento do consumidor. Isso ocorre quando os postos repassam aos consumidores os aumentos dos preços dos combustíveis com maior intensidade/velocidade que se comparado com o repasse das reduções. Na literatura essa discussão é constante, com o desenvolvimento de diversos trabalhos analisando o comportamento assimétrico dos preços em resposta à alteração nos preços dos insumos, destacam-se os de trabalhos de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) e Frey e Manera (2007).

A transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva é uma das

situações que afeta mais diretamente os consumidores, seja porque a redução de preço propicia um aumento no bem-estar dos consumidores, seja porque o aumento do preço gera uma redução do bem-estar. Essas situações impactam de forma diferente na percepção do consumidor quanto as decisões do comerciante, dado que os primeiros percebem que só há repasse das variações positivas dos preços, o que se configuraria como uma forma de transmissão assimétrica de preços.

Os produtos como a gasolina, que têm uma participação expressiva na renda dos consumidores, são os que mais causam reação quando ocorrem variações positivas de preço; além disso, o combustível é um bem de difícil substituição, dado que é usado tanto como insumo no processo de produção quanto como produto final.

Em 2016, a Petrobras passou a utilizar uma nova política de preços, que se baseou no Preço de Paridade de Importação (PPI), com o objetivo de alinhar os preços dos combustíveis no mercado interno com os preços internacionais. A PPI considera as cotações do petróleo e dos derivados no mercado internacional, além de outros fatores como o câmbio e os custos de transporte, para calcular os preços de venda dos combustíveis no Brasil (PETROBRAS, 2016). Logo, mudanças na oferta e na demanda, flutuações cambiais, alterações nas políticas governamentais e outros fatores podem ter afetado os preços dos combustíveis, sendo relevante avaliar como a transmissão dos preços ocorreu no mercado interno, sobretudo porque posterior a esse período ocorreu um aumento na volatilidade dos preços dos combustíveis.

No estado do Rio Grande do Sul, que é um dos principais consumidores de gasolina, o consumo foi de aproximadamente 3,5 bilhões de litros em 2018. Levando em consideração o preço médio da gasolina para o período, o gasto com esse combustível foi em torno de R\$15,59 bilhões, correspondendo a 3,5% do PIB. Em relação as margens de comercialização, os postos de combustíveis tiveram margens de comercialização de 0,407 centavos por litro de gasolina no período analisado no estado sulista, de acordo com dados da Agência Nacional do Petróleo (ANP).

A partir desse contexto, o objetivo principal deste trabalho consistiu em avaliar como ocorreu a transmissão dos preços da gasolina entre os segmentos de atacado e varejo das maiores cidades do estado do Rio

Grande do Sul, no período entre janeiro de 2005 a dezembro de 2018. Adicionalmente, pretendeu-se investigar a relação de cointegração entre os preços praticados pelos distribuidores (atacado) e pelos postos de combustíveis (varejo), com o propósito de testar a hipótese de transmissão assimétrica de preços da gasolina do atacado para o varejo.

Em termos metodológicos, o estudo caracterizou-se como quantitativo, com o suporte de modelos econométricos de séries temporais para avaliar a transmissão assimétrica de preços de forma vertical. Nesse sentido, foi implementado um modelo de correção de erros (MCE) com a finalidade de mensurar o processo de transmissão de preços no mercado da gasolina do atacado para o varejo, tanto para curto prazo quanto para longo prazo.

Vários trabalhos têm se dedicado a analisar a transmissão de preços para diversos produtos de diferentes mercados, com a finalidade de estudar como as estruturas de mercado repassam as variações de preços. Entre os trabalhos, cabe ressaltar os realizados por Uchôa (2008), que estudou o repasse do valor da gasolina à cidade de Salvador, encontrando evidências de transmissão assimétrica; destacam-se também os trabalhos de Salvini (2016), que estudou a estrutura de mercado de combustíveis, da gasolina e do etanol para o estado de São Paulo, igualmente obtendo evidências da presença de transmissão assimétrica nos preços dos combustíveis. Nessa linha de análise, para o Rio Grande do Sul não se encontrou nenhum trabalho com esse objeto de estudo.

O preço da gasolina no estado do Rio Grande do Sul foi o terceiro mais elevado do país no ano de 2018, enquanto no estado limítrofe, Santa Catarina, que possui características semelhantes em relação a produção e distribuição, o preço foi expressivamente inferior. De acordo com o Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ) (2018), essa diferença se deve, principalmente, às questões tributárias relacionadas as alíquotas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Conquanto esse aspecto seja fundamental, faz-se necessário ampliar a análise sobre esse distanciamento dos preços, indagando se o resultado decorre também de outros fatores como a assimetria dos preços entre os agentes do mercado.

O trabalho está dividido em cinco seções além desta introdução.

A primeira discorre acerca da assimetria informacional em conceitos teóricos; a segunda, acerca da revisão de literatura, abordando a literatura sobre assimetria na transmissão de preços no mercado de combustíveis. A terceira seção apresenta a metodologia, com detalhamento do modelo empírico e da fonte de dados. A quarta discute os resultados, sendo analisado o mercado de gasolina e a assimetria de preços. E na última seção, delinham-se as principais conclusões.

ASSIMETRIA INFORMACIONAL

Falhas de mercado são situações em que a alocação dos bens não ocorre de maneira eficiente, levando a uma redução de bem-estar social. Isso se deve geralmente a estruturas de mercado em que empresas são capazes de definir um preço a um produto e, a partir da busca e do interesse individual, os resultados de mercado são ineficientes. Considerando que os agentes possuem poder de mercado, a elevação dos preços leva ao alcance de maiores margens de lucro, provocando ineficiência devido à concorrência imperfeita, a qual pode assumir diferentes formas, como monopólio e o oligopólio, de acordo com Mota (2004).

A racionalidade limitada dos agentes abre possibilidade para a introdução do comportamento oportunista, o que igualmente gera falha ao mercado. Segundo Silva e Brito (2013), a escolha racional não pode ser realizada, dado que os indivíduos não têm acesso a todas as informações e nem mecanismos e habilidades computacionais para avaliar as informações. Da mesma forma ocorre com a existência do custo à obtenção de informação, situação que pressupõe que os indivíduos empregarão em suas decisões a racionalidade limitada ou semiforte.

Dessa forma, o agente comercializador, sabendo que os indivíduos têm, na maioria das vezes, racionalidade limitada, pode se beneficiar com o aumento de suas margens de lucro sem que tenha uma redução do número de indivíduos consumidores. Por sua vez, em um mercado competitivo, o grande número de empresas compradoras e vendedoras garante que nenhum comprador ou vendedor em particular tenha capacidade de influenciar o preço. Já os mercados mais concentrados, com alto custo para a entrada, tendem a apresentar estruturas com concentração de mercado.

Em termos gerais, a assimetria ocorre quando há diferenças na intensidade das variações de preços dos produtos em relação às variações nos preços dos insumos, sejam elas positivas ou negativas, enquanto sua ocorrência se dá quando os bens passam por cadeias de beneficiamento/distribuição. Nesses termos, o tempo de reação – duração das flutuações e a velocidade de ajuste até o nível de equilíbrio – consiste no objeto do estudo das transmissões dos preços, conforme discutido por Frey e Manera (2007).

De acordo com Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), a assimetria pode ser classificada a partir de três critérios. O primeiro aborda a magnitude e a velocidade da transmissão do preço, no qual a magnitude é uma alteração no preço de atacado que leva a uma alteração no preço do varejo em menor magnitude, situação que é caracterizada em apenas uma direção dos preços, sendo ela no aumento ou na redução. Já para a velocidade, a alteração do preço não se dá de forma instantânea, levando a uma distorção na margem do varejista. A redução do valor do atacado só é repassada pelo varejo após uma certa defasagem no tempo e, em um período seguinte, torna-se equivalente a redução anterior à variação no preço do varejo, tornando-se igual à do atacado.

Em termos de definição, o segundo critério enfatiza a direção da assimetria. Caso a assimetria ocorra de forma que o preço praticado no varejo seja maior em magnitude e velocidade do que os aumentos dos preços no atacado comparativamente com as reduções desses preços, denomina-se assimetria positiva, sendo essa situação aquela mais prejudicial para o consumidor. Por sua vez, no caso de as variações no preço do varejo responderem em maior magnitude e velocidade para diminuições nos preços do atacado do que os aumentos desses preços, denomina-se assimetria negativa.

E o terceiro critério analisa como a assimetria afeta a transmissão de preços, considerando se ela ocorre de forma vertical ou de forma espacial. A primeira está relacionada a uma mesma cadeia de produção, enquanto na segunda as implicações dar-se-iam em mais de um setor, podendo ser representadas pela diferença de reajustes de preços em um determinado mercado de uma região. Nessa última, as variações de preços em um mercado localizado podem influenciar nos preços de regiões vizinhas.

REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção apresenta os principais estudos sobre transmissão assimétrica, considerando os mercados de derivados do petróleo e etanol, como também outros mercados que foram investigados utilizando a mesma abordagem. Entre os trabalhos, cita-se o de Uchôa (2008) que examinou a transmissão de preços da gasolina à cidade de Salvador, no período de maio de 2004 a junho de 2016, a partir de um modelo de correção de erros. Foi constatada a presença de transmissão assimétrica para os preços da gasolina à maioria dos postos de gasolina da capital baiana, o que permite concluir que os postos auferem lucros acima das margens normais para um setor com repasses simétricos, traduzindo-se em perda de eficiência para o mercado e perda do bem-estar do consumidor.

Já Canêdo-Pinheiro (2012) estudou a transmissão de preços do mercado de óleo diesel do atacado para o varejo no Brasil, no período de janeiro de 1999 a março de 2010. À análise foi empregado um modelo de correção de erros, sendo obtidos resultados que apontaram para a presença de assimetria de preços; a partir disso, para o período de 2010, estimou-se uma perda de eficiência para o mercado de óleo diesel estimada em R\$2,1 bilhões.

Na mesma linha, Salvini (2016) abordou a transmissão de preços para os mercados de etanol e de gasolina no estado de São Paulo, no período de fevereiro de 2002 a fevereiro de 2013, com a aplicação de um modelo de correção de erros. Os resultados evidenciaram a presença de assimetria para ambos os combustíveis no curto prazo, chegando a conclusão de que as variações do preço nos distribuidores não são repassadas de forma igual pelos postos de combustíveis; porém, não foi constatado o mesmo para o longo prazo.

Ainda de acordo com Salvini (2016), um possível fator gerador de assimetria de curto prazo é a percepção de que os consumidores, diante de qualquer informação relacionada ao aumento de preços no mercado nacional de combustíveis, antecipam o consumo como forma de proteção frente as variações dos preços nos postos de combustíveis. Contudo, essa expansão do nível de consumo leva ao esgotamento dos estoques, obrigando os proprietários a elevar o preço do combustível como meio de

conter a demanda.

Em um estudo mais recente, Salton e Mattos (2018) analisaram a assimetria de transmissão de preços para o mercado de etanol nas cidades brasileiras entre maio de 2004 e setembro de 2017. Buscou-se identificar a presença de assimetria tanto do varejo para o atacado (*upstream*) quanto do atacado para o varejo (*downstream*), utilizando um modelo de correção de erros aplicado individualmente para cada cidade. Os resultados indicaram que a presença de assimetria em magnitude para o modelo *upstream* correspondeu a 9,2% das cidades analisadas, enquanto para o modelo *downstream* a assimetria ocorreu em 36,7% das cidades analisadas.

Além disso, para Salton e Mattos (2018), a presença da assimetria seria justificada por meio dos efeitos de escala dos postos de combustíveis, dado que a compra realizada por eles, junto aos distribuidores, para a renovação de seus estoques, ocorreria em momentos de preços mais baixos nos distribuidores. Esses ganhos não seriam repassados pelos postos de combustíveis ao consumidor final, o que potencializaria a margem de lucro dos postos de combustíveis.

Fernandes e Jacob (2017), em análise para a região Nordeste a partir do cálculo de índices concorrenciais de preços, encontraram resultados que indicaram não haver concorrência entre as revendedoras, e que as margens de comercialização estariam associadas a uma menor variância, indicando que os postos estariam adotando uma conduta uniforme. Logo, a concorrência entre os postos não é intensa, o que levaria a aumentos dos preços para obter margens de lucro relativamente altas.

Para o mercado internacional, os estudos seguem a mesma tendência ao apontar a ocorrência de falhas de mercado, as quais levam a situação de repasses assimétricos entre vendedores e consumidores de combustíveis, como exposto por Borenstein, Cameron e Gilbert (2015), os quais avaliam os repasses dos preços do petróleo bruto à gasolina nos Estados Unidos. Os resultados indicaram assimetria significativa na resposta dos preços da gasolina às mudanças nos preços do petróleo bruto, levando a aumentos maiores e mais rápidos do que reduções nos preços.

Contudo, a transmissão assimétrica dos preços encontra evidências também em outros produtos, que é o caso das *commodities* trigo, milho e soja estudados por Balcombe, Bailey e Brooks (2007), do leite (longa vida

e pasteurizado) analisado por Azevedo e Politi (2008) e da carne bovina, mercado que foi estudado por Persona, Figueredo e Aguiar (2019). Esses estudos buscaram identificar a presença de assimetria dos repasses entre os mercados, como também entre os agentes de cada mercado.

Em termos metodológicos, verifica-se a aplicação de distintas metodologias para a avaliação da transmissão assimétrica nos mercados, contudo predominou o emprego da modelagem de correção de erros (ECM). Quanto aos resultados, de maneira ampla, foram encontradas evidências em direção a assimetria nos repasses, seja de forma total ou parcial. Considerou-se que o objetivo, em geral, buscava avaliar a hipótese de que os preços não são transmitidos de forma simétrica, situação observada quando os preços sobem mais rapidamente em resposta ao aumento nos custos, porém caem em velocidade inferior em resposta a uma diminuição nos custos.

METODOLOGIA

Com a estratégia metodológica, pretendeu-se verificar se ocorrem transmissões assimétricas do atacado para o varejo, chamado na literatura de *downstream*, como exposto pela Equação em (1), segundo Frey e Manera (2005). Operacionalmente, o que se avaliou é se a transmissão se dá de forma assimétrica do atacado, representado pelos distribuidores de combustíveis, para os varejistas, que são representados pelos postos de combustíveis.

$$(1) \quad \Delta P_{i,t}^V = \beta_h \Delta P_{i,t-1}^V + \sum_{l=0}^{l+} \alpha_l^+ \Delta P_{i,t-j}^{A+} + \sum_{l=0}^{l-} \alpha_l^- \Delta P_{i,t-j}^{A-} + \lambda^+ ECT_{t-j}^+ + \lambda^- ECT_{t-j}^- + \mu_{i,t}, \forall i$$

As definições e as descrições das variáveis do modelo proposto encontram-se expostas no Quadro 1.

Quadro 1 – Descrição e definição das variáveis do modelo

Variável	Descrição
$\Delta P_{i,t}^V$	Representa a diferença da variável preço praticado no varejo.
$\Delta P_{i,t-1}^V$	Representa um termo defasado da diferença do preço praticado no varejo
$\Delta P_{i,t-j}^{A+}$	É um vetor construído a partir da aplicação da diferença do preço do atacado, em que os valores positivos são conservados e os valores negativos são substituídos pelo número zero.
$\Delta P_{i,t-j}^{A-}$	É um vetor construído a partir da aplicação da diferença do preço do atacado, em que os valores negativos são conservados e os valores positivos são substituídos pelo número zero.
ECT_{t-j}^+	É um vetor construído com a Equação (3), em que se conserva os valores positivos e os valores negativos são substituídos pelo número zero.
ECT_{t-j}^-	É um vetor construído com a Equação (3), em que se conserva os valores negativos e os valores positivos são substituídos pelo número zero.

Fonte: elaboração dos autores.

Para a construção dos vetores de correção de erros (*ECTs*) incluídos na Equação em (1), é estimada a regressão exposta em (2).

$$(2) \quad P_t^V = \beta_1 + \beta_2 P_t^A + \mu_t$$

No modelo, P_t^V refere-se ao preço da gasolina no varejo no tempo t , e P_t^A refere-se ao preço da gasolina no atacado no tempo t ; β_1 e β_2 são os parâmetros estimados e μ_t é o termo de erro que assume média zero e variância σ^2 .

Os resíduos gerados a partir da Equação em (2) são obtidos pela definição em (3).

$$(3) \quad \mu_t = P_t^V - \beta_1 - \beta_2 P_t^A$$

A partir dessas estimativas, as variáveis ECT_{t-j}^+ e ECT_{t-j}^- resultam da diferenciação da série de resíduos, os quais são posteriormente separados em dois vetores. Para o ECT_{t-j}^+ , mantêm-se as variações positivas e as variações negativas são substituídas por zero, enquanto para o ECT_{t-j}^- , são conservadas as variações negativas e as variações positivas são substituídas por zero.

Todavia, para avaliar a presença de transmissão assimétrica, utiliza-se o teste F , sendo testada a hipótese nula relacionada aos coeficientes estimados às diferenças no atacado e no varejo, expressas por:

- $H_0: \alpha_l^+ = \alpha_l^-$, que permite verificar a existência de assimetrias pelos termos defasados “assimetria de curto prazo”, sendo que isso se dá pela rejeição da hipótese nula; esse teste tem por objetivo verificar se os reajustes de preços da gasolina no varejo respondem da mesma forma às variações positivas ou negativas dos preços no atacado.
- $H_0: \lambda^+ = \lambda^-$, que permite verificar se a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio é igual. A rejeição da hipótese nula confirma a ocorrência de assimetria na velocidade de ajustamento aos preços relativos de equilíbrio; a partir dessa hipótese, pode ser avaliada a assimetria de longo prazo.

À obtenção do mecanismo de correção de erros, fez-se necessário a utilização de testes e confirmações de que séries atendem certos pressupostos. A realização de testes de quebra estrutural tem grande importância, de acordo com Maddala e Kim (1998), pois a presença de quebra estrutural pode gerar viés nos testes de cointegração, assim como os testes de raiz unitária podem perder poder de análise.

Para esta finalidade, utilizou-se o teste de quebra estrutural múltipla, cujo objetivo é verificar se os coeficientes apresentam estabilidade ao decorrer do tempo. Ele se baseia na aplicação do teste t de *Harvey–Collier*, que tem como hipótese nula a estabilidade dos parâmetros, resultado que

aponta para um processo sem quebras estruturais, de acordo Greene (2003). De outro lado, a presença de uma quebra estrutural na série torna inviável a estimativa de um modelo que enumere resultados com confiabilidade; portanto, a detecção de quebra estrutural da série leva a exclusão da unidade analisada, no caso, a cidade.

Na etapa seguinte, verificou-se a ordem de integração das séries de preços da gasolina no varejo e no atacado. Para a confirmação de cointegração de *Engle-Granger*, é necessário que as séries sejam não estacionárias (ou possuam raiz unitária) em nível para que possa haver relação de longo prazo, como também se faz necessário que as séries apresentem a mesma ordem de integração. Posteriormente, estima-se uma regressão entre as respectivas variáveis, obtém-se os resíduos e aplica-se o teste *Dickey-Fuller Aumentado*; caso os resíduos sejam estacionários, confirma-se a hipótese de cointegração, conforme Engle e Granger (1987).

Portanto, para verificar se o modelo proposto possui relação de longo prazo entre o preço do atacado para o preço do varejo, é necessário o atendimento da condição de cointegração. Como é inviável a aplicação do mecanismo de correção de erros para o caso de as variáveis não apresentarem cointegração, são excluídas da análise as cidades que não apresentarem cointegração entre os preços.

Dados esses requisitos, as séries que apresentarem Estacionariedade em nível ou ordens diferentes são descartadas da análise. Para verificar a Estacionariedade das séries foram aplicados os testes de raiz unitária de *Phillips-Perron* e de *KPSS*, ambos aplicados com e sem tendência determinística linear.

O primeiro tem como hipótese nula que o processo possui a raiz unitária “processo não é estacionário”; há nesse teste uma vantagem entre os demais pelo fato de fazer uma correção não-paramétrica na estatística *t*, transformando o teste robusto à autocorrelação não especificada e à heterocedasticidade no processo de perturbação da equação do teste, de acordo Davidson e MacKinnon (2004). Já o segundo apresenta a hipótese nula diferente, dado seu propósito de testar a variância e ter na hipótese nula que a variância é nula, implicando em um processo estacionário. Complementando, de acordo com Vatto (2014), esse teste tem maior poder que os demais quando são tratados em questão das séries que apresentam

quebras estruturais.

Para analisar a robustez dos resultados, são aplicados testes de diagnóstico. À heterocedasticidade aplicou-se o teste *Breusch-Pagan-Godfrey*, cuja hipótese nula evidencia a igualdade de variâncias. Para a presença de autocorrelação, aplicou-se o teste de *Ljung-Box*, cuja hipótese nula é ausência de correlação serial. No caso em que esses problemas são observados, para a correção, usa-se da inferência robusta de *Newey-West*, que propõe um estimador geral da matriz variância-covariância dos estimadores dos coeficientes dos regressores, sendo consistente mesmo com a presença de autocorrelação e heterocedasticidade com padrões desconhecidos (GREENE, 2003).

Os dados da comercialização de gasolina para o estado do Rio Grande do Sul foram obtidos junto ao site da ANP (2019), sendo coletados os preços praticados pelos distribuidores de gasolina, denominados de “preço de atacado” e, pelos postos de gasolina, denominados de “preço do varejo”. Também foi coletada a margem de comercialização por parte do varejista, a qual foi denominada de “margem”.

Os dados compreendem ao período de janeiro de 2005 a dezembro de 2018 e possuem frequência mensal, extensão temporal que totalizou 168 observações. Ainda, os referidos dados correspondem as médias dos preços praticados individualmente para cada cidade, e as variáveis em relação ao preço da gasolina estão mensuradas em R\$/litro.

Especificamente, as variáveis utilizadas representam os preços no varejo e no atacado. Os primeiros correspondem aos preços praticados pelos postos de gasolina no mercado varejista e incluem o valor do combustível, impostos, margem de lucro do posto e outros custos associados à venda do produto, como transporte e armazenamento. Já os segundos referem-se aos preços cobrados pelas distribuidoras para os postos de gasolina que compram grandes volumes de combustível, e nele incluem o custo do produto, os impostos e outros custos associados à venda e à distribuição do combustível.

Quanto as unidades de análise, foram coletados os dados referentes as cidades do estado do Rio Grande do Sul que apresentaram população igual ou superior a 100.000 habitantes, segundo a Fundação de Economia e Estatística FEE (2019). Esse limite restringiu a amostra a 20 cidades, sendo

elas: Porto Alegre, Caxias do Sul, Canoas, Pelotas, Santa Maria, Gravataí, Viamão, Novo Hamburgo, São Leopoldo, Rio Grande, Alvorada, Passo Fundo, Sapucaia do Sul, Cachoeirinha, Santa Cruz do Sul, Uruguaiana, Bagé, Bento Gonçalves, Erechim e Guaíba. Essa restrição das cidades de grande porte se deve ao fato de que a coleta dos preços para as demais cidades do estado apresenta alto grau de observações faltantes ao longo da série, fato esse que não ocorreu para a amostra de cidades analisada.

RESULTADOS

O processo de validação do modelo inicia-se com a aplicação do teste de quebra estrutural e dos testes de raiz unitária, complementados pelos testes do cointegração *Engle-Granger*. Ainda, foram realizados os testes de diagnóstico com a finalidade de verificar se há a presença de autocorrelação e de heterocedasticidade. A partir dessas definições, estimaram-se os modelos para verificar a presença ou não de assimetria na transmissão de preços no mercado de gasolina nas maiores cidades do Rio Grande do Sul.

O teste de quebra estrutural múltipla verifica se os coeficientes são estáveis ao longo do tempo. A presença desse tipo de problema leva a um viés na aplicação dos testes de cointegração e dos testes de raiz unitária, de acordo com Maddala e Kim (1998). Seguindo esse argumento, aplicou-se o teste *t* de *Harvey-Collier* com o intuito de identificar possíveis quebras estruturais. Analisando os resultados, verifica-se que, de forma geral, as séries não apresentaram quebras estruturais, sendo exceção a série de preços do atacado para a cidade de Bento Gonçalves, que indicou a presença de quebra estrutural a 1% de significância, o que determinou a sua exclusão da análise (Tabela 1). Ressalta-se que, para a etapa seguinte, só foram incluídas as séries que não apresentaram quebra estrutural.

Tabela 1 – Resultados do teste de quebra estrutural múltipla às séries de preços e às cidades analisadas.

Cidades	Preço no varejo	Preço no atacado
Alvorada	0,9538**	0,8565*
Bagé	0,4527	0,8060
Bento Gonçalves	0,5921	1,2641***
Cachoeirinha	0,9588**	0,6423
Canoas	0,9333*	0,6764
Caxias do Sul	0,4275	0,4715
Erechim	0,6282	0,5627
Gravataí	0,8585*	0,9766**
Guaíba	0,6851	1,0435**
Novo Hamburgo	1,0955**	0,7284
Passo Fundo	0,5238	0,8367
Pelotas	0,3981	0,4516
Porto Alegre	0,8425	0,5524
Rio Grande	0,5291	1,0216**
Santa Cruz do Sul	0,6767	0,5925
Santa Maria	0,6198	0,5587
São Leopoldo	0,9882**	0,7195
Sapucaia do Sul	0,9614**	0,7313
Uruguaiana	0,5351	0,6806
Viamão	0,6930	0,6297

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: o teste de quebra estrutural *Harvey-Collier* tem como hipótese nula a ausência (não presença) de quebra estrutural, enquanto a hipótese alternativa aponta à presença de quebra estrutural. Os valores críticos para o teste são: 1% de significância 1,1430, 5% de significância 0,9479 e 10% de significância 0,850. ***, ** e * indicam a rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para avaliar a Estacionariedade das séries, foram empregados dois testes, sendo eles: *Phillips-Perron* e *KPSS*. Ambos foram aplicados com e sem a inclusão de tendência determinística. Como se trata de duas séries para cada cidade, os resultados foram separados nas Tabelas 2 e 3, sendo que na Tabela 2 apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária referentes aos preços praticados no varejo, e na Tabela 3 os resultados para

os preços praticados no atacado.

Os resultados indicam que, em nível, a variável preço praticado no varejo apontou a presença de raiz unitária para todas as cidades, considerando os testes de *Phillips-Perron* e de *KPSS*, tanto com a inclusão da tendência determinística ou sem a tendência. Porém, com a aplicação da primeira diferença, para ambos os testes, observa-se que a variável se torna estacionária, sendo ela integrada de ordem um I (1).

Tabela 2 – Resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preço no varejo

Cidades	Em nível				Em primeira diferença	
	<i>PP</i>	<i>PP+-trend</i>	<i>KPSS</i>	<i>KPSS+-trend</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>
Alvorada	-0,216	-2,158	6,52***	1,57***	-13,499***	0,132
Bagé	0,249	-1,524	6,62***	1,81***	-11,725***	0,222
Cachoeirinha	-0,263	-2,197	6,49***	1,6**	-13,836***	0,124
Canoas	-0,216	-1,96	6,19***	1,61***	-12,478***	0,154
Caxias do Sul	0,134	-1,67	6,54***	1,63***	-11,995***	0,197
Erechim	-0,368	-2,072	6,6***	1,62***	-11,206***	0,122
Gravataí	-1,995	-2,084	6,38***	1,61***	-12,121***	0,149
Guaíba	-0,022	-1,964	6,48***	1,49***	-11,870***	0,178
Novo Hamburgo	-0,597	-2,327	6,18***	1,43***	-11,427***	0,109
Passo Fundo	-0,164	-1,971	6,7***	1,62***	-11,133***	0,154
Pelotas	-0,179	-1,915	6,54***	1,65***	-11,079***	0,159
Porto Alegre	-0,147	-1,99	6,41***	1,63***	-12,524***	0,156
Rio Grande	-0,227	-1,952	6,54***	1,67***	-11,495***	0,145
Santa Cruz do Sul	0,026	-1,867	6,56***	1,62***	-13,323***	0,164
Santa Maria	-0,082	-1,88	6,53***	1,61***	-11,317***	0,164
São Leopoldo	-0,397	-2,104	6,29***	1,53***	-12,177***	0,12
Sapucaia do Sul	-0,422	-2,219	6,41***	1,53***	-11,450***	0,123
Uruguaiana	-0,128	-1,75	6,54***	1,73***	-11,211***	0,155
Viamão	-0,046	-1,888	6,44***	1,61***	-11,668***	0,179

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A hipótese nula a ser testada por *Phillips-Perron* (*PP*) é a presença de uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária; os valores críticos para o teste *Phillips-Perron* com constata, constante e tendência a 1% de significância são -3,488 e -4,018, respectivamente. Os valores críticos a 5% de significância são -2,886 e -3,441, e

os valores a 10% de significância são -2,576 e -3,141, considerando que a hipótese nula no teste *KPSS* indica que a série é estacionária, enquanto a hipótese alternativa aponta para presença de uma raiz unitária, em que os valores críticos para o teste *KPSS* com constata, constante e tendência a 1% de significância 0,739 e 0,216. Os valores a 5% de significância são 0,463 e 0,146, e para o nível de 10% de significância são 0,347 e 0,119. Os números de defasagens foram escolhidos pelo critério *Bayesian Information Criterion* (BIC). ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em análise similar, verifica-se que a variável preço praticado atacado apresenta raiz unitária em nível, para todas as cidades, quando aplicados os testes de *Phillips-Perron* e de *KPSS*, tanto com a inclusão quanto sem a inclusão da tendência determinística. Entretanto, com a aplicação da primeira diferença, ambos os testes indicaram que a variável preço no atacado se tornou estacionária; dessa forma, a variável possui ordem de integração um I (1).

Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preço no atacado

Cidades	Em nível				Em primeira diferença	
	<i>PP</i>	<i>PP+-trend</i>	<i>KPSS</i>	<i>KPSS+-trend</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>
Alvorada	-0,113	-1,916	6,32***	1,56***	-14,460***	0,137
Bagé	-0,102	-1,835	6,36***	1,71***	-13,965***	0,142
Cachoeirinha	-0,47	-2,173	6,27***	1,57***	-12,306***	0,11
Canoas	-0,288	-1,943	6,08***	1,54***	-12,381***	0,143
Caxias do Sul	-0,147	-1,826	6,36***	1,65***	-10,608***	0,175
Erechim	-0,037	-1,716	6,32***	1,65***	-10,880***	0,191
Gravataí	-2,168	-2,031	6,15***	1,58***	-12,843***	0,182
Guaíba	-0,867	-2,779	4,2***	0,99***	-15,932***	0,0706
Novo Hamburgo	-0,554	-2,28	6,19***	1,49***	-11,842***	0,111
Passo Fundo	-0,961	-3,163*	4,39***	1,1***	-17,982***	0,0612
Pelotas	-0,014	-1,74	6,33***	1,67***	-10,376***	0,202
Porto Alegre	-0,178	-1,872	6,33***	1,63***	-11,616***	0,16
Rio Grande	-0,98	-2,927	3,11***	1,08***	-13,717***	0,0779
Santa Cruz do Sul	0,072	-1,707	6,37***	1,64***	-11,830***	0,196
Santa Maria	-0,088	-1,822	6,38***	1,63***	-11,191***	0,175

Cidades	Em nível				Em primeira diferença	
	PP	PP+- trend	KPSS	KPSS+- -trend	PP	KPSS
Santa Cruz do Sul						
Santa Maria						
São Leopoldo	-0,776	-2,757	4,19***	1,08***	-18,192***	0,0857
Sapucaia do Sul	-0,654	-2,378	6,36***	1,53***	-12,207***	0,092
Uruguaiana	-0,538	-2,316	6,49***	1,64***	-14,783***	0,0842
Viamão	-0,209	-1,965	6,35***	1,65***	-13,753***	0,134

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A hipótese nula a ser testada por *Phillips-Perron* (PP) é a presença de uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Os valores críticos para o teste *Phillips-Perron* com constata, constante e tendência a 1% de significância são -3,488 e -4,018, respectivamente. Os valores críticos a 5% de significância são -2,886 e -3,441, e os valores a 10% de significância são -2,576 e -3,141, considerando que a hipótese nula no teste KPSS indica que a série é estacionária, enquanto a hipótese alternativa aponta para presença de uma raiz unitária, em que os valores críticos para o teste KPSS com constata, constante e tendência a 1% de significância 0,739 e 0,216. Os valores a 5% de significância são 0,463 e 0,146, e para o nível de 10% de significância são 0,347 e 0,119, os números de defasagens foram escolhidos pelo critério *Bayesian Information Criterion* (BIC). Os símbolos de ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Após a identificação da ordem de integração das séries, aplicou-se o teste de cointegração. A indicação de relacionamento de longo prazo entre as séries é um dos argumentos que possibilitam que se possa construir o mecanismo de correção de erros. Por sua vez, a não ocorrência de cointegração supõe que as diferenças no modelo de transmissão de preços, entre os choques positivos e negativos, seriam permanentes e os preços no atacado e no varejo poderiam se distanciar, conforme Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004). Os resultados indicam que, para todas as cidades, as séries foram cointegradas, exceto a cidade de Erechim, pelo

teste de *Engle-Granger* (Tabela 4). Dessa forma, essa cidade foi excluída da análise de aplicação do mecanismo de correção de erros.

Seguindo o processo de ajuste dos modelos, foram aplicados os testes de diagnóstico. A presença de autocorrelação faz com que a variância dos estimadores fique indeterminada, o que leva a redução de eficiência entre os estimadores. Já a heterocedasticidade é causada pelas diferentes variâncias no decorrer da série temporal, situação que também implica na redução de eficiência dos estimadores (GREENE, 2003).

A correlação serial, considerando a aplicação do teste *Ljung-Box* (Tabela 4), foi verificada para a maior parte das cidades, a exceção de Caxias do Sul, Gravataí, Pelotas, Porto Alegre e Santa Maria. À heterocedasticidade, aplicou-se o teste de *Breusch-Pagan*, cujos resultados indicaram que, das 18 cidades analisadas, sete apresentam desigualdade de variâncias, as quais são: Alvorada, Cachoeirinha, Gravataí, Santa Cruz do Sul, Sapucaia do Sul e Uruguaiana; quanto às demais, não se verificou o problema (Tabela 4). Decorrente dessas situações, quando identificados ambos os problemas, utilizou-se a correção pelo uso do estimador de *Newey-West*.

Tabela 4 – Resultados dos testes de cointegração, autocorrelação e de heterocedasticidade

Cidades	<i>Engle-Granger</i>	<i>Ljung-Box</i>	<i>Breusch-Pagan</i>
Alvorada	-7,909***	11,18***	45,94***
Bagé	-5,484***	59,59***	1,2
Cachoeirinha	-7,659***	23,95***	131,08***
Canoas	-7,164***	11,47***	0,04
Caxias do Sul	-4,420***	2,54	0,32
Erechim	-3,000	-	-
Gravataí	-7,160***	1,78	2,30***
Guaíba	-7,797***	20,00***	0,3
Novo Hamburgo	-7,173***	44,69***	2,05
Passo Fundo	-7,628***	40,17***	0,33
Pelotas	-3,152*	0,05	0,7
Porto Alegre	-7,879***	1,29	0
Rio Grande	-6,665***	40,25***	2,48
Santa Cruz do Sul	-3,979***	22,55***	15,09***
Santa Maria	-4,110***	0,61	0,64

São Leopoldo	-7,648***	32,46***	4,48**
Sapucaia do Sul	-7,184***	29,31***	3,05*
Uruguaiana	-7,740***	37,20***	82,68***
Viamão	-6,475***	54,28***	0,01

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O teste de *Engle Granger* tem como hipótese nula a não cointegração dos processos, enquanto a sua hipótese alternativa é a cointegração dos processos. ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Para o teste de autocorrelação de *Ljung-Box*, a hipótese nula representa que os resíduos são identicamente distribuídos “sem a presença de autocorrelação”, já a hipótese alternativa aponta para os resíduos não serem identicamente distribuídos “presença de autocorrelação”. Já para o teste *Breusch-Pagan*, a hipótese nula indica que a variância é homocedástica, e a hipótese alternativa indica que a variância é heterocedástica. ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Após analisadas as propriedades e corrigidos os problemas das séries de preços das cidades do estado do Rio Grande do Sul, estimou-se o mecanismo de correção de erros para aquelas que atenderam aos critérios estabelecidos, as quais totalizaram 18. Ressaltando que o objetivo principal foi a verificação de como se dá a transmissão dos preços do atacado para o varejo, e se a assimetria é de repasse, quando ocorre por velocidade, a curto prazo, ou quando ocorre por magnitude alongo prazo. Os resultados da estimativa do mecanismo de correção de erros podem ser visualizados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados da transmissão de preços para as cidades analisadas.

Cidades	$\Delta P_{i,t}^V$	α_l^+	α_l^-	$\alpha_l^+ = \alpha_l^-$	λ^+	λ^-	$\lambda^+ = \lambda^-$
Alvorada	-0,129	0,182**	0,128**	3,77*	0,474**	0,473**	0,00
Bagé	0,033	0,121	0,076*	2,01	-0,349	-0,106	0,37
Cachoeirinha	-0,11	0,222**	0,146**	4,40**	0,542*	0,695**	0,11
Canoas	-0,044	0,165*	0,109*	3,07*	0,071	0,790***	4,17**
Caxias do Sul	-0,013	0,214***	0,122***	10,41***	0,543	0,372	0,05
Gravataí	0,020	0,156***	0,097***	7,78***	0,483	0,461**	0,00
Guaíba	0,005	0,105	0,085*	1,16	0,430**	0,064	3,27*
Novo Hamburgo	0,024	0,132**	0,091**	4,57**	0,739***	0,213	1,05

Passo Fundo	0,029	0,171*	0,129*	2,87*	0,148*	-0,021	3,08*
Pelotas	0,114	0,263***	0,149***	11,74***	1,662***	-0,224	4,69**
Porto Alegre	-0,029	0,204***	0,123***	9,43***	1,543	0,628	2,66
Rio Grande	0,066	0,043	0,038	1,94	0,219**	0,06*	3,04*
Santa Cruz do Sul	0,007	0,180	0,103	2,60	1,002***	0,766	0,12

Cidades	$\Delta P_{i,t}^V$	α_i^+	α_i^-	$\alpha_i^+ = \alpha_i^-$	λ^+	λ^-	$\lambda^+ = \lambda^-$
(em continuação)							
Santa Maria	-0,009	0,222***	0,125***	10,47***	0,854	-0,21	1,30
São Leopoldo	-0,060	0,194**	0,147**	3,78*	0,207*	0,061	0,40
Sapucaia do Sul	-0,003	0,167**	0,116**	3,43*	0,386**	0,252	0,10
Uruguaiana	0,037	0,116	0,081	1,60	0,558***	-0,005	29,11*
Viamão	-0,042	0,233***	0,149***	12,71*	0,385	0,211	0,29

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A hipótese nula aponta transmissão simétrica dos preços, enquanto a hipótese alternativa aponta para a transmissão assimétrica de preços. ***, ** e * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Constatou-se a presença de transmissão assimétrica dos preços da gasolina no curto prazo para 72,22% das cidades analisadas, ao passo que somente as cidades de Bagé, Guaíba, Rio Grande, Santa Cruz do Sul e Uruguaiana apresentaram transmissão simétrica de preços. Esse resultado permite sugerir que, para a maioria das cidades analisadas, as variações dos preços da gasolina nos distribuidores de combustíveis são seguidas de um reajuste de diferente magnitude nos postos de combustíveis.

Quanto a assimetria de curto prazo, medidos por λ , os resultados podem estar relacionados com a capacidade de estocagem de combustível pelos postos de combustíveis; assim, em caso de queda do preço nas distribuidoras, os postos vendem os estoques, sem que haja reajuste nos preços. A assimetria também pode ser justificada pelo fato de que os postos renovam seus estoques quando o nível de preços é considerado baixo no atacado, prática essa que potencializa os efeitos de escala, conforme discutem Salton e Mattos (2018). A Figura 1 apresenta a distribuição

geográfica das cidades quanto a transmissão de preços no curto prazo.

Figura 1 – Cidades que apresentaram transmissão simétrica e assimétrica de curto prazo

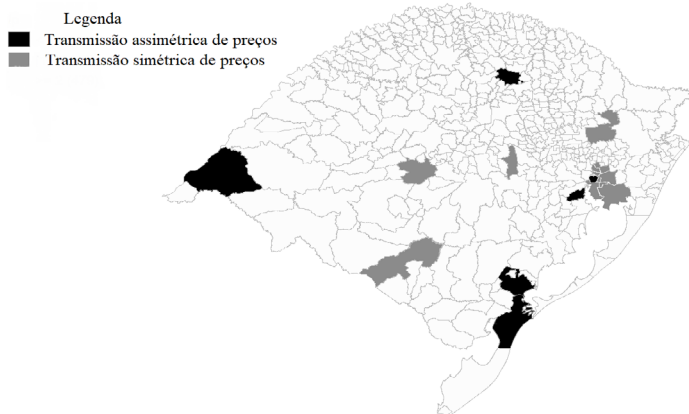


Fonte: Resultados da pesquisa.

Quando se analisa a magnitude, medida por β , os resultados apontam para a transmissão assimétrica de longo prazo em cerca de 33,33% das cidades estudadas, caso de Canoas, Guaíba, Passo Fundo, Pelotas, Rio Grande e Uruguaiiana (Figura 2). Essa evidência sugere que, no longo prazo, o reajuste do preço da gasolina praticado pelos distribuidores não é o mesmo que o reajuste praticado nos postos de combustíveis.

Uma das possíveis justificativas para a presença de assimetria de longo prazo para essas cidades seria que os postos estariam enfrentando prejuízos nos momentos de elevação dos preços no atacado; de modo a compensar estes prejuízos, não estariam repassando as variações negativas do preço do atacado, aumentando sua margem de lucro como forma de recuperar os prejuízos dos períodos anteriores, situação já discutida por Daroit (2019).

Figura 2 – Cidades que apresentaram transmissão simétrica e assimétrica de longo prazo



Fonte: Resultados da pesquisa.

Os coeficientes também identificam que os repasses das variações são maiores para as variações positivas do que para as variações negativas, ocorrendo tanto para o curto prazo quanto para o longo prazo. Esse resultado evidencia a tendência dos postos de combustíveis de repassarem as elevações dos preços dos combustíveis com maior intensidade do que de repassarem as reduções. O problema de ocorrer diferença na intensidade das variações de preços dos produtos em relação às variações positivas e negativas, está associado ao argumento discutido por Frey e Manera (2007), de que os consumidores estão em desvantagem em relação ao poder de mercado dos postos de combustíveis.

Para que o repasse dos preços por parte dos postos ocorra com maior intensidade, deve-se supor que os postos de combustíveis tenham certo poder de mercado, e o repasse seria instrumento para o alcance de maiores margens de comercialização. Isso concorda com os resultados de Fernandes e Jacob (2017), que dizem que a concorrência entre os postos não é intensa, tendo condições de mercado que facilitam o aumento dos preços para obtenção de margens de lucro relativamente elevadas.

Em termos de distribuição, o estado do Rio Grande do Sul possui duas refinarias e isso caracteriza a estrutura de oferta e algumas particularidades do mercado. Uma delas está localizada na cidade de Canoas, na região

metropolitana de Porto Alegre, e é responsável por grande parte do fornecimento de gasolina do estado. Embora geograficamente próxima a refinaria, Canoas apresentou todos os tipos de transmissão assimétrica dos preços do combustível. A outra refinaria está localizada na cidade de Rio Grande, que apresentou a assimetria de longo prazo na transmissão dos preços.

Isso sugere que os custos de transporte, reconhecidamente como um dos fatores que levam a possíveis atrasos no reajuste no preço, tendem a não demonstrar relevância no processo de repasse das mudanças de preço, visto que as cidades próximas da região de refinamento da gasolina apresentaram mais casos de assimetria se comparadas às cidades mais distantes geograficamente.

CONCLUSÕES

O trabalho analisou o comportamento da transmissão de preços da gasolina nas cidades de grande porte do estado do Rio Grande do Sul, no período de 2005 a 2018, com o propósito de encontrar possíveis assimetrias nos ajustes dos preços. Metodologicamente, foi aplicado um modelo de correção de erros (MCE) que possibilitou testar a existência de assimetria de preços do atacado para o varejo.

Os resultados apontam que, para o curto prazo, 72,22% das cidades analisadas apresentaram algum tipo de transmissão assimétrica dos preços, enquanto para o longo prazo foram 33,33% das cidades analisadas que apresentaram transmissão assimétrica. Essas evidências permitem concluir que a transmissão assimétrica de preços da gasolina tende a ser característica desse mercado. Foi encontrada uma exceção nas cidades de Bagé e Santa Cruz do Sul, que não apresentaram nenhum tipo de transmissão assimétrica nos reajustes dos preços do combustível. Isso indica que as maiores cidades do Rio Grande do Sul apresentam estrutura de mercado imperfeita, caracterizadas, em alguma medida, por problemas informacionais nos repasses das variações dos preços da gasolina, aspecto que determina prejuízos aos consumidores de tal combustível.

Os resultados corroboram com as evidências de transmissão assimétrica de preços dos combustíveis, sendo a assimetria de curto prazo

encontrada na maioria das cidades, a qual está relacionada a problemas que envolvem a capacidade de estoques dos postos, que não permitem o repasse das variações no curto prazo. Já no longo prazo, confirmou-se assimetria em cerca de 33,33% das cidades analisadas. Ainda, tanto no curto prazo quanto no longo prazo, obteve-se que os repasses das variações são maiores para as variações positivas do que os coeficientes das variações negativas.

Ainda foi evidenciado que o fato de as refinarias se encontrarem geograficamente próximas ao local de distribuição, não limitou a ocorrência de transmissões assimétricas de preços da gasolina, não sendo, assim, um fator determinante para a transmissão simétrica de preços. Tanto a cidade de Canoas, onde se encontra a refinaria Alberto Pasqualini, como a cidade de Rio Grande, onde se localiza a refinaria Petróleo Rio-grandense, apresentaram mais assimetrias na transmissão dos preços, sugerindo que os custos de transporte não são determinantes para os reajustes distintos dos preços nas cidades do Rio Grande do Sul.

Conquanto os resultados tenham demonstrado importantes características da forma de transmissão de preços da gasolina entre distribuidoras e postos, nas principais cidades do Rio Grande do Sul, eles ainda são limitados para a completa compreensão do funcionamento desse mercado. Esse aspecto abre espaço para novos trabalhos que venham a avaliar esses mercados por meio de suas margens de comercialização com a intenção de identificar padrões na alteração dos preços.

REFERÊNCIAS

ANP. **Anuário Estatístico Brasileiro do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis 2018**. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Rio de Janeiro. 2018.

AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite, **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 767–802, 2008.

BALCOMBE, K., BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. **American**

Journal of Agricultural Economics, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

BOREINSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? **Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 1, p. 305-339, 1997.

CANÊDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: O caso do óleo diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 66, p. 469-490, OUT./DEZ. 2012. ISSN 4.

DAROIT, F. Valor do litro da gasolina chega a variar mais de R\$ 0,70 na Região Metropolitana. **Gauchazh**, 2019. Disponível em: < <https://gauchazh.clicrbs.com.br/porto-alegre/noticia/2019/07/valor-do-litro-da-gasolina-chega-a-variatar-mais-de-r-070-na-regiao-metropolitana-cjy6a4a7e02bj01msv6i76um4.html> >. Acesso em: 15 outubro 2019.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. **Econometric Theory and Methods**. New York: Oxford University Press, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, march 1987. ISSN 2.

ESTATÍSTICA, F. D. E. E. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser. **Fundação de Economia e Estatística**, 2019. Disponível em: <<https://www.fee.rs.gov.br/>>. Acesso em: 20 AGOSTO 2019.

FAZENDÁRIA, C. N. D. P. CONFAZ. **CONFAZ**, 2018. Disponível em: <<https://www.confaz.fazenda.gov.br/>>. Acesso em: 22 outubro 2019.

FERNANDES, R. A. S.; JACOB, K. G. Análise da conduta das revendedoras de gasolina comum nas capitais da região Nordeste. **Economia-Ensaios**, V.31, p. 137-154, Jan./Jun. 2017.

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

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New York : Pearson Education, 2003.

MADDALA, G. S.; KIM, I.-M. **Unit roots, co integration, and structural change**. Cambridge University. New York, p. 387-418. 1998.

MEYER, J.; CRAMON TAUBADEL, S. V. Asymmetric Price Transmission: A Survey. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, p. 581-611, setembro 2004. ISSN 3.

MOTTA, Massimo. **Competition policy: theory and practice**. Cambridge university press, 2004.

PERSONA, H. L.; FIGUEIREDO, A. M.; AGUIAR, D. R. D. Análise de assimetria na transmissão de preços por meio de modelos VEC: aplicação à cadeia produtiva de carne bovina. **Economia Aplicada**, v. 23, n. 4, p. 5-26, 2019. DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea131211>

PETROBRAS. Adotamos nova política de preços de diesel e gasolina. [S.l.], 16 Out. 2016. Disponível em: <<https://petrobras.com.br/fatos-e-dados/adotamos-nova-politica-de-precos-de-diesel-e-gasolina.html>.> Acesso em: 23 mar. 2023.

SALVINI, R. R. **Investigando a assimetria na transmissão dos preços dos combustíveis no Estado de São Paulo**. 2016. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

SALTON, A.; MATTOS, L. B. D. **Transmissão assimétrica de preços no mercado brasileiro de etanol**. XVI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos. Caruaru: [s.n.]. 2018.

SILVA, A. A. D.; BRITO, E. P. Z. Incerteza, racionalidade limitada e comportamento oportunista: um estudo na indústria brasileira. **Revista de Administração Mackenzie**, SÃO PAULO, v. 14, p. 176-201, JAN./FEV. 2013. ISSN 1.

UCHÔA, C. F. A. Poder de mercado e transmissão assimétrica nos preços da gasolina em Salvador/BA. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 47, p. 137-151, out./dez 2016. ISSN 4.

VATTO, T. V. **Medidas de memória longa em séries**. Universidade de Brasília. Brasília , p. 43-60. 2014.