

**INVESTIGANDO A ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DOS
COMBUSTÍVEIS NO ESTADO DE SÃO PAULO****Roberta Rodrigues Salvini¹, Heloisa Lee Burnquist², Rafael Lopes Jacomini³.**¹ Mestra em Economia Aplicada pela Esalq-USP; salvini.roberta@gmail.com² Professora do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq-USP;
hlburnqu@usp.br³ Doutorando do programa de Economia Aplicada da Esalq-USP; rafalljacomini@gmail.com

Resumo - Este trabalho busca apurar a existência de assimetria na transmissão dos preços dos combustíveis no atacado para o varejo no Estado de São Paulo. Desde a introdução dos veículos *flex-fuel* no mercado brasileiro em 2003, o consumidor pode optar por abastecer com a gasolina comum ou com o etanol hidratado, sendo a sua escolha influenciada pelas variações na relação dos preços desses combustíveis, o que evidencia a importância de um estudo para entender o comportamento desses preços. Para tal, médias mensais dos preços da gasolina comum e do etanol hidratado nos níveis de distribuição e revenda, referentes ao estado paulista, para o período de novembro de 2002 a abril de 2015 foram consideradas na condução da análise empírica, que compreende a estimação de Modelos de Correção de Erros. Os resultados indicam a presença de assimetria na transmissão dos preços de ambos os combustíveis do atacado para o varejo, contudo esta se manifesta somente no curto prazo. Ademais, constata-se no mercado de combustíveis a assimetria positiva, de modo que no curto prazo aumentos nos preços no atacado elevam com maior intensidade os preços ao consumidor, em comparação a decréscimos nos preços ao consumidor provocados por choques negativos nos preços de distribuição. Tal assimetria pode proceder de uma combinação entre as reações dos consumidores às futuras oscilações nos preços e a gestão de estoques por parte dos postos de combustíveis.

Palavras-chave: Preços do etanol hidratado; Preços da gasolina comum; Assimetria; Modelo de Correção de Erros

Área do Conhecimento: Ciências Sociais Aplicadas – Economia.

1 INTRODUÇÃO

O principal objetivo deste trabalho é investigar a existência de assimetria na transmissão de preços das distribuidoras para o varejo no mercado paulista de combustíveis, considerando especificamente a gasolina comum e o etanol hidratado. A análise é voltada para o Estado de São Paulo, que representa uma parcela significativa do consumo destes combustíveis no país, e compreende o período de 2002 a 2015.

Até o começo da década de 1990, cabia ao Estado coordenar as atividades de comercialização dos combustíveis no Brasil. A partir de então, inicia-se no país um processo de transição de um regime baseado na intervenção estatal para uma economia de mercado, com gradativa liberalização dos preços desses combustíveis. Para viabilizar essa transição, era preciso garantir maior competição entre os agentes ligados à distribuição e revenda desses produtos, e ao mesmo tempo, assegurar o abastecimento em todo o território nacional. Essa ação de desregulamentação de preços dos combustíveis foi concluída em janeiro de 2002, com a substituição da Parcela de Preço Específica (PPE) pela Contribuição por Intervenção no Domínio Econômico (CIDE) e a liberação dos preços nas refinarias e centrais produtoras.

Logo a seguir, foram introduzidos no mercado brasileiro os carros *flex-fuel*, dando a opção aos consumidores de abastecerem seus veículos com a gasolina e/ou o etanol hidratado, conforme o preço relativo dessas alternativas no mercado. Antes de 2003, ano em que esses automóveis começaram a ser comercializados no Brasil, o modo como o cliente poderia responder a uma elevação nos preços desses combustíveis consistia na redução do uso de seus veículos. Na medida em que não adotava outras formas de transporte, esperava-se que o consumidor preservasse seus padrões de compra do produto, mesmo que parcialmente, de acordo com seus hábitos e costumes. Logo, restava ao consumidor assimilar os aumentos nos preços do combustível em seu orçamento (AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP, 2014).

Contudo, a adoção dos carros biocombustíveis possibilitou a substituição entre a gasolina comum e o etanol hidratado pelos consumidores, que fazem sua escolha com base em suas preferências pessoais e na relação de preços entre os dois combustíveis. Dada a diferença que estes apresentam com relação ao seu poder calorífico, o consumo de etanol hidratado torna-se economicamente vantajoso quando o preço deste for de até 70% do preço da gasolina. No entanto, o motorista pode fugir a essa regra de preços, e continuar abastecendo com o combustível de sua preferência, mesmo que esse seja o de maior preço (ANP, 2014).

A despeito das escolhas de cada cliente por um determinado combustível, em detrimento de outro, a percepção de que os preços ditados na bomba sobem rapidamente após elevações nos preços de produção e distribuição, porém se reduzem paulatinamente depois de decréscimos nos preços nos elos anteriores da cadeia, é comum para a maioria dos consumidores. Esse fenômeno é referido como um processo de ajustamento assimétrico, no qual as transmissões ao longo das margens de produção e distribuição podem diferir, conforme os preços aumentem ou diminuam.

Entre as consequências desse ajuste assimétrico dos preços está a alteração na distribuição de bem-estar entre os agentes envolvidos, considerando que um determinado grupo não se beneficia de uma redução de preços (na posição de compradores), tampouco de aumento (no caso de vendedores), que aconteceriam mais cedo e/ou seriam de magnitude maior sob condições de simetria. Mais do que isso, pode provocar perdas de bem-estar líquidas associadas a esta situação (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004). Uma das causas relacionadas com maior frequência a tais perdas consiste no poder de mercado que os postos de combustíveis, como segmento varejista, poderiam exercer. Existem alguns fatos que contribuem para tais especulações.

De acordo com o Conselho Administrativo de Defesa Econômica – CADE (2014), em seu Relatório de Gestão do Exercício de 2013, nove casos de formação de cartel no mercado de combustíveis foram condenados ao longo do referido ano. Esses cartéis foram identificados em Caxias do Sul e Santa Maria, no Estado do Rio Grande do Sul; em Londrina, no Paraná; em Teresina, no Piauí; em Manaus, no Estado do Amazonas, e em Bauru, no Estado de São Paulo. Por fim, as multas aplicadas a postos, associações, sindicatos e pessoas físicas nestes casos somaram R\$150 milhões. O relatório também apresenta estimativas realizadas a partir de estudo econômico elaborado pelo Ministério Público Estadual do Rio Grande do Sul, que sugerem dano ao consumidor de aproximadamente R\$5,00 para cada carro popular com tanque de 40 litros abastecido, em decorrência do cartel verificado em Caxias do Sul.

Isto caracteriza a importância de um estudo para averiguar se ocorrem ajustes assimétricos dos preços no mercado de combustíveis, de modo que os consumidores tomem ciência do fundamento real que define o movimento ascendente dos preços. A presente pesquisa busca identificar uma possível assimetria na transmissão dos preços das distribuidoras para os postos de combustíveis, tendo como objeto produtos como a gasolina comum e o etanol hidratado, no Estado de São Paulo. Para este fim, faz-se uso de Modelos de Correção de Erros (ECM¹), abordagem frequentemente utilizada nas análises relacionadas a esse tema.

Este estudo busca contribuir para a literatura nacional relacionada à apuração de ajustes assimétricos dos preços no mercado de combustíveis, dada a escassez de trabalhos referentes a esse tema no país. Efetua-se uma análise com preços a nível estadual, para não incorrer no erro de agregação das diferenças dos mercados regionais brasileiros, que pode distorcer a interpretação dos resultados. Além disso, utiliza-se a metodologia ECM, abordagem pouco usada por trabalhos anteriores para o Brasil, através da qual se torna possível um exame mais detalhado das assimetrias de curto prazo e de longo prazo. A investigação voltada a dois produtos distintos permite inferir se o comportamento assimétrico advém de especificidades da cadeia de determinado combustível, ou se é comum ao mercado paulista de combustíveis. Ademais, a pesquisa direcionada ao etanol hidratado visa atenuar a escassez na literatura mundial de trabalhos relativos aos biocombustíveis. Ainda, acredita-se que uma análise dessa natureza dê suporte para a intervenção de órgãos públicos responsáveis visando corrigir prováveis falhas de mercado, caso a assimetria seja confirmada.

2 AS DIFERENTES CLASSIFICAÇÕES E CAUSAS DA ASSIMETRIA

Para uma melhor compreensão da análise a ser realizada neste trabalho, torna-se interessante apresentar as diferentes classificações para a assimetria presente na transmissão de preços. A princípio, Peltzman (2000) adota a categorização da assimetria em positiva ou negativa. Considerando as variáveis examinadas no presente estudo, se o preço no varejo (P^v) responde com maior intensidade a um aumento no preço de atacado (P^a) que a um decréscimo, nesta variável, de

¹ Do inglês “Error Correction Model”.

mesma magnitude, admitindo que a reação de P^v é sempre no mesmo sentido da variação de P^a , identifica-se a assimetria positiva. No entanto, se a resposta de P^v for mais intensa dada uma redução em P^a , do que em caso de acréscimo nesta variável, tem-se a assimetria negativa.

Segundo Meyer e von Cramon-Taubadel (2004), outros dois critérios podem ser adotados para caracterizar a assimetria. Um deles relaciona-se a discriminação da assimetria presente na velocidade e/ou na magnitude da transmissão de preços. A assimetria relacionada à velocidade ocorre quando um aumento em P^a leva um tempo distinto para ser completamente transmitido para P^v , se comparado ao repasse de um decréscimo em P^a de mesmo montante. Já a assimetria de magnitude ocorre quando o repasse de elevações em P^a difere em grandeza da transmissão de reduções nesta variável para P^v , o que provoca uma transferência permanente de recursos entre os agentes envolvidos (compradores e vendedores), cuja dimensão depende das variações no preço e do volume das transações envolvidas. Uma combinação desses dois tipos de assimetria na transmissão de preços também pode sobrevir.

Destaca-se que a metodologia empregada neste trabalho (abordagem de cointegração seguida pelo Modelo de Correção de Erros) permite somente avaliar a assimetria na velocidade da transmissão de preços, e não na magnitude. A assimetria na magnitude implica uma diferença permanente entre as reações no varejo a choques positivos e negativos nos preços de atacado. Logo, os preços de atacado e de varejo irão se distanciar com o passar do tempo, não podendo, assim, guardar uma relação de equilíbrio no longo prazo, ou seja, os preços não serão cointegrados.

Por último, é preciso distinguir se a assimetria incide sobre a transmissão de preços em um contexto vertical ou espacial. Constata-se a assimetria na transmissão de preços espacial quando as variações positivas nos preços de um determinado produto em uma região têm um impacto diferenciado das variações negativas sobre o preço deste produto em outra localidade. Contudo, neste trabalho, a investigação volta-se à assimetria vertical, ou seja, a análise da transmissão de preços ao longo de diferentes níveis de uma cadeia de comercialização.

No tocante às justificativas para o comportamento assimétrico dos preços dos combustíveis, algumas possibilidades foram consideradas por estudos anteriores. Dentre elas, a de maior apelo consiste no poder de mercado exercido por postos de combustíveis ao nível de varejo (BORENSTEIN et al., 1997; DELTAS, 2008; VERLINDA, 2008; SILVA et al., 2010; SANTOS, 2012; entre outros). Tal ocorrência usualmente implicaria na existência de assimetria positiva na transmissão de variações nos preços de atacado para os preços ao consumidor. Todavia, outras causas devem ser analisadas, para evitar equívocos advindos de uma generalização excessiva.

Assim, outra justificativa para a incidência de assimetria seria o elevado custo de pesquisas quanto a preços pelo consumidor (JOHNSON, 2002). Aparentemente, o consumidor racional abastece seu veículo em postos de combustíveis que estejam localizados próximos à própria residência, ou ao seu trabalho, ou no caminho percorrido de um ao outro. Há ainda consumidores que demonstram fidelidade a um determinado posto, abastecendo sempre no mesmo estabelecimento. Dessa forma, pesquisar por um menor preço do combustível tem um custo para o consumidor, representado pelo tempo gasto em pesquisa e pelas despesas envolvidas. Esse custo de pesquisa gera um poder de mercado temporário para os postos de combustíveis, uma vez que o consumidor só é levado a realizar a pesquisa quando tem a percepção de que as perdas envolvidas com um aumento dos preços superam os custos de procurar por um combustível mais barato. Conscientes disso, os varejistas podem postergar o processo de assimilação das variações negativas nos preços de atacado, reproduzindo a assimetria.

Ainda, uma combinação entre as reações do consumidor às futuras oscilações nos preços, com a gestão de estoques por parte dos postos de combustíveis, pode resultar em comportamento assimétrico dos preços. Se o consumidor tem a percepção de que o preço do combustível irá subir, ele procura se antecipar a esse movimento ascendente dos preços, adquirindo mais combustível do que o habitual. Essa expansão da demanda acelera o esgotamento dos estoques dos postos de combustíveis, fazendo com que os varejistas levem um tempo menor para adquirir novamente o produto das distribuidoras, assimilando com maior rapidez as variações positivas nos preços de atacado. Contudo, quando percebem que haverá um decréscimo nos preços, os agentes retornam ao nível de consumo regular. Por conseguinte, os estoques perdem por mais tempo, e os varejistas dispõem de um período de tempo maior para voltar a adquirir o combustível das distribuidoras com o preço mais baixo.

A próxima seção descreve o Modelo de Correção de Erros elaborado para clarificar o mecanismo de transmissão de preços no estágio de distribuição dos combustíveis, o que auxilia a compreensão dos termos anteriormente apresentados.

3 METODOLOGIA

A modelagem econométrica clássica foi desenvolvida sob o pressuposto de estacionariedade das séries temporais em análise. Uma série é dita estacionária quando apresenta média e variância constantes, e a autocovariância não depende do tempo, mas apenas da distância temporal entre as observações (BUENO, 2008). Caso as estimativas sejam realizadas com base em séries não estacionárias, as estimativas obtidas não serão confiáveis, podendo representar relações espúrias.

Assim, considera-se que uma variável possui raiz unitária, ou em outras palavras, que é integrada de ordem 1 (denotada por $I(1)$), quando precisa ser diferenciada para se tornar estacionária. Contudo, há a possibilidade de duas ou mais séries não estacionárias estarem conectadas por uma combinação, de modo que elas sigam um percurso bastante próximo no decorrer do tempo, guardando uma relação de equilíbrio de longo prazo. Nesta situação, diferenciar as séries para torná-las estacionárias não será um procedimento apropriado para estimação.

Se as variáveis de interesse são $I(1)$, elas podem formar uma combinação linear que seja estacionária, ou $I(0)$. Tendo em conta as seguintes variáveis $I(1)$: P_t^v , o preço do combustível no varejo (postos de combustíveis) no período t , e P_t^a , seu preço no atacado (distribuidoras) em t . Estabelecendo-se, a princípio, a seguinte relação entre as variáveis em nível:

$$P_t^v = \beta_1 + \beta_2 P_t^a + \mu_t \quad (1)$$

A partir de então, testes são realizados para verificar se os resíduos da relação na expressão (1), μ_t , são estacionários. Sendo este o caso, diz-se que as séries em questão são cointegradas, e a expressão (1) representa uma estimativa da relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

A seguir, um Modelo de Correção de Erros (ECM) pode ser estimado, de forma a evidenciar o mecanismo de transmissão dos preços do combustível no atacado para os respectivos preços no varejo. Antes, é preciso estimar o termo de correção de erro, que corresponde aos resíduos defasados da estimativa da expressão (1). Ele representa os desvios da relação de longo prazo entre as variáveis consideradas, e sua inclusão no Modelo de Correção de Erros permite que P_t^v não somente responda a alterações em P_t^a , mas possibilita a correção de eventuais desvios do equilíbrio de longo prazo que podem ter permanecido ao longo de períodos anteriores. Portanto, pode-se representar a estimativa do termo de correção de erro da seguinte forma:

$$\hat{\mu}_t = P_t^v - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 P_t^a \quad (2)$$

Na relação expressa em (2), o acento circunflexo denota parâmetros estimados. Logo, se as variáveis em estudo são integradas de primeira ordem - $I(1)$, β_1 e β_2 podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários, propiciando a substituição no ECM do termo de correção de erro desconhecido pelo correspondente estimado e conhecido, $\hat{\mu}_t$ (ENGLE; GRANGER, 1987).

O Modelo de Correção de Erros, em sua especificação estendida para o caso de ajustamento assimétrico, pode ser expresso como segue (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004; GRASSO; MANERA, 2007):

$$\Delta P_t^v = \alpha + \sum_{j=0}^{J+} \gamma_j^+ \Delta P_{t-j}^{a+} + \sum_{j=0}^{J-} \gamma_j^- \Delta P_{t-j}^{a-} + \sum_{k=1}^{K+} \lambda_k^+ \Delta P_{t-k}^{v+} + \sum_{k=1}^{K-} \lambda_k^- \Delta P_{t-k}^{v-} + \theta^+ \hat{\mu}_{t-1}^+ + \theta^- \hat{\mu}_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que Δ indica o operador de primeira diferença, e ε_t é o termo de erro.

Esta expressão inclui as primeiras diferenças das variáveis preço decompostas em valores positivos e negativos: $\Delta P_{t-j}^{a+} = P_{t-j}^a - P_{t-j-1}^a > 0$, e zero caso contrário; $\Delta P_{t-j}^{a-} = P_{t-j}^a - P_{t-j-1}^a < 0$, e zero caso contrário; $\Delta P_{t-k}^{v+} = P_{t-k}^v - P_{t-k-1}^v > 0$, e zero caso contrário; $\Delta P_{t-k}^{v-} = P_{t-k}^v - P_{t-k-1}^v < 0$, e zero caso contrário. O mesmo ocorre com o termo de correção de erro: $\hat{\mu}_t^+$ será igual a $\hat{\mu}_t$ se $\hat{\mu}_t > 0$, e zero se $\hat{\mu}_t \leq 0$, enquanto $\hat{\mu}_t^-$ será igual a $\hat{\mu}_t$ se $\hat{\mu}_t < 0$, e zero se $\hat{\mu}_t \geq 0$.

Para averiguar se a relação entre os preços é assimétrica ou não, algumas hipóteses devem ser testadas. Por meio de um teste F, avalia-se a hipótese nula relacionada aos coeficientes

estimados para as diferenças dos preços no atacado: $H_0: \sum_{j=0}^J \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^J \gamma_j^-$. Se esta hipótese for rejeitada, confirma-se a assimetria de curto prazo. Outra hipótese a ser analisada é a que considera a igualdade entre os coeficientes estimados para os termos de correção de erro: $H_0: \theta^+ = \theta^-$. Caso esta hipótese seja rejeitada, tem-se uma indicação de assimetria de longo prazo.

Para alcançar o objetivo proposto, são utilizadas séries de preços nominais, de frequência mensal, em nível de distribuição e varejo (postos de combustíveis), referentes ao Estado de São Paulo. As séries se estendem de novembro de 2002 a abril de 2015. Esses dados são coletados e divulgados pela AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS - ANP. Para efetuar as estimações, foram empregados os softwares EViews 6.0 e Stata 11.0.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para averiguar a ordem de integração das séries de preços do etanol hidratado, foram empregados três tipos de testes de raiz unitária. O teste Dickey-Fuller Generalised Least Squares (DF-GLS), proposto por Elliott *et al.* (1996), e o teste Phillips-Perron (PP), estruturado em Phillips e Perron (1988) adotam como hipótese nula a presença de uma raiz unitária, contra a hipótese alternativa de estacionariedade da série. No teste KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992), a hipótese nula é de inexistência de raiz unitária, ou seja, a variável é estacionária, sendo utilizado para confirmação dos resultados anteriores.

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para os preços do etanol hidratado, tomando-se as variáveis em nível e também em primeira diferença. As estatísticas dos testes sugerem que ambas as séries são não estacionárias em nível. Apenas os testes PP e KPSS, implementados com constante e tendência, exibem resultados divergentes. No entanto, todas as versões do teste DF-GLS indicam a presença de uma raiz unitária nas variáveis em nível. Considerando os preços em primeira diferença, os resultados confirmam a estacionariedade das séries. Portanto, pode-se concluir que as séries de interesse são integradas de ordem um.

Tabela 1 – Resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preços do etanol hidratado

	Variável em Nível			Variável em Primeira Diferença		
	nenhum	constante	constante e tendência	nenhum	constante	constante e tendência
Preço no atacado						
DF-GLS	-	-0,149 (7)	-1,962 (10)	-	-1,837 (13)	-8,284*** (0)
PP	0,117 (3)	-1,563 (0)	-3,506** (1)	-8,260*** (5)	-8,145*** (6)	-8,109*** (6)
KPSS	-	1,300*** (9)	0,103 (8)	-	0,023 (3)	0,021 (3)
Preço no varejo						
DF-GLS	-	0,044 (7)	-1,867 (9)	-	-8,278*** (0)	-8,291*** (0)
PP	0,323 (4)	-1,612 (3)	-3,698** (2)	-7,716*** (8)	-7,690*** (9)	-7,651*** (9)
KPSS	-	1,362*** (9)	0,109 (8)	-	0,033 (4)	0,021 (4)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses o número de defasagens incluídas (para o DF-GLS), ou o tamanho da janela escolhida (para o Phillips-Perron e o KPSS). Os símbolos *** e ** indicam rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de significância, respectivamente.

Uma vez que as séries de preços do etanol hidratado são integradas de primeira ordem, o procedimento de Johansen (1988) é utilizado para verificar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços nos níveis de atacado e varejo. Inicialmente, um modelo de vetores autorregressivos (VAR) foi estimado a partir das duas séries de preços em nível, e os critérios de informação de razão de máxima verossimilhança modificado (LR), erro de predição final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) foram usados para a definição do número ótimo de defasagens. Como não houve unanimidade entre os critérios quanto à ordem ideal de defasagem, foi escolhida a menor, indicada pelo critério de informação de Schwarz, que corresponde a três defasagens no VAR e, por conseguinte, duas defasagens para o procedimento de Johansen. Optou-se pela inclusão de constante e tendência na relação cointegrante, e pela omissão da tendência no vetor autorregressivo.

Os resultados do teste do traço e do máximo autovalor para o mercado de etanol hidratado são descritos na Tabela 2. Ambos os testes indicam a presença de um vetor de cointegração entre os preços. Logo, as variáveis são cointegradas, e sua relação pode ser mensurada através de um Modelo de Correção de Erros.

Tabela 2 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o mercado de etanol hidratado

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos (5%)	p-valor
Nula	Alternativa			
Teste do traço				
$r = 0$	$r > 0$	36,187	25,872	0,002
$r \leq 1$	$r > 1$	9,907	12,518	0,131
Teste de máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 1$	26,281	19,387	0,004
$r = 1$	$r = 2$	9,907	12,518	0,131

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: r é o rank de cointegração. Valores críticos obtidos em Mackinnon *et al.* (1999).

Tabela 3 – Resultados do Modelo de Correção de Erros para o etanol hidratado

	Coefficiente estimado	Estatística t
α	-0,005	-1,36
γ_0^+	1,016	28,37 ***
γ_1^+	0,161	1,25
γ_2^+	0,624	5,05 ***
γ_0^-	0,859	25,99 ***
γ_1^-	-0,219	-2,19 **
γ_2^-	0,152	1,60
λ_1^+	-0,167	-1,47
λ_2^+	-0,531	-4,84 ***
λ_1^-	0,372	3,55 ***
λ_2^-	-0,214	-2,19 **
θ^+	-0,166	-1,90 *
θ^-	-0,129	-1,38
R^2 ajustado	0,959	
p-valor (LM_2)	0,102	
p-valor (LM_4)	0,204	
p-valor (LM_6)	0,366	
p-valor (Q_6)	0,791	
p-valor (Q_{12})	0,686	
p-valor (Q_{18})	0,379	
Resultados dos testes de simetria de longo prazo e de curto prazo		
Longo prazo ($\theta^+ = \theta^-$)	$F(1, 134) = 0,07$ p-valor (0,796)	
Curto prazo ($\sum_{j=0}^2 \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^2 \gamma_j^-$)	$F(1, 134) = 17,77$ p-valor (0,000)***	
Regressão de Cointegração		
	Coefficiente estimado	Estatística t
β_1	0,150	12,99***
β_2	1,080	118,10***

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: Os símbolos ***, ** e * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Isto posto, a Tabela 3 mostra as estimativas do Modelo de Correção de Erros conforme a Equação 3, o que possibilita a análise da assimetria na transmissão dos preços do etanol hidratado no atacado para os respectivos preços no varejo. O número de defasagens das variáveis explicativas foi selecionado de forma a minimizar o critério de informação de Akaike. Com relação à regressão de cointegração, os coeficientes estimados são estatisticamente significativos. O aumento (redução) de R\$ 1,00 no preço médio de atacado provoca uma elevação (decréscimo) de R\$ 1,08 no preço médio

de varejo. Portanto, no longo prazo, um choque nos preços nas distribuidoras tem um impacto proporcionalmente maior sobre os preços ao consumidor.

No que se refere ao Modelo de Correção de Erros, os coeficientes estimados mostram-se condizentes com o esperado, e são em sua maioria significativos. Tanto o teste LM como as estatísticas Q de Ljung-Box indicam ausência de autocorrelação dos resíduos.

Através da Tabela 3, pode-se observar que o ajuste contemporâneo de variações positivas nos preços do etanol hidratado no atacado ($\gamma_0^+ = 1,016$) é maior do que quando a variação é negativa ($\gamma_0^- = 0,859$). Após dois meses, o repasse acumulado de choques positivos nos preços das distribuidoras ($\sum_{j=0}^2 \gamma_j^+ = 1,801$) é superior ao de choques negativos ($\sum_{j=0}^2 \gamma_j^- = 0,792$). Essa diferença é confirmada pelo teste de simetria, que atesta a transmissão de preços assimétrica no curto prazo.

Os coeficientes dos termos de correção de erro, por sua vez, apresentam o sinal negativo esperado. Isso porque quando os preços estão acima (abaixo) do equilíbrio, espera-se que eles decresçam (aumentem) (WELDESENBET, 2013). Desvios positivos do equilíbrio de longo prazo seriam reparados mais rapidamente ($\theta^+ = -0,166$) do que os desvios negativos ($\theta^- = -0,129$). Contudo, enquanto o coeficiente ligado ao termo de correção de erro positivo é estatisticamente significativo ao nível de 10%, o coeficiente do termo de correção de erro negativo não demonstra significância estatística. Como a hipótese nula de que os coeficientes dos termos de correção de erro positivo e negativo são iguais não pode ser rejeitada, tem-se simetria na transmissão de preços no longo prazo.

Logo, os resultados indicam a existência de assimetria na transmissão de preços do etanol hidratado no atacado para o varejo no Estado de São Paulo no curto prazo, sendo a assimetria positiva, ou seja, no curto prazo os preços no varejo reagem com maior intensidade ao aumento nos preços no atacado do que a uma diminuição nesta variável de mesmo montante (PELTZMAN, 2000).

Evidências semelhantes foram encontradas por Santos (2012), que verificou que varejistas de diversas cidades de São Paulo conseguiam repassar aos consumidores os acréscimos nos preços de distribuição do etanol hidratado mais rapidamente do que os decréscimos. Por conseguinte, esse ajuste assimétrico entre os preços acarreta uma redistribuição de bem-estar entre os agentes envolvidos, na qual os consumidores se veem prejudicados, já que não podem se beneficiar plenamente de reduções nos preços de revenda.

Assim como para o etanol hidratado, testes de raiz unitária foram realizados (DF-GLS, Phillips-Perron e KPSS) para verificar a ordem de integração das séries de preços da gasolina comum. Os resultados são ilustrados na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preços da gasolina comum

	Variável em Nível			Variável em Primeira Diferença		
	nenhum	constante	constante e tendência	nenhum	constante	constante e tendência
Preço no atacado						
DF-GLS	-	1,286	-2,384	-	-8,400***	-8,470***
		(3)	(2)		(0)	(0)
PP	1,990	-0,481	-2,291	-7,817***	-7,941***	-7,899***
	(5)	(4)	(3)	(10)	(11)	(12)
KPSS	-	1,247***	0,127	-	0,101	0,084
		(10)	(9)		(5)	(5)
Preço no varejo						
DF-GLS	-	1,082	-2,567	-	-9,139***	-9,212***
		(1)	(2)		(0)	(0)
PP	2,188	-0,149	-2,204	-8,759***	-8,867***	-8,847***
	(4)	(4)	(2)	(6)	(9)	(9)
KPSS	-	1,311***	0,124	-	0,096	0,070
		(10)	(9)		(4)	(4)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses o número de defasagens incluídas (para o DF-GLS), ou o tamanho da janela escolhida (para o Phillips-Perron e o KPSS). Os símbolos *** e ** indicam rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de significância, respectivamente.

Os resultados sugerem a presença de uma raiz unitária nas séries de preços em nível. A única exceção é o teste KPSS com constante e tendência, onde não há a rejeição da hipótese nula de que as séries (tanto do atacado como do varejo) são estacionárias. Analisando as variáveis em primeira diferença, os testes atestam a estacionariedade das mesmas. Portanto, depreende-se que as séries em estudo são integradas de ordem um.

Em seguida, o procedimento de Johansen (1988) é empregado para avaliar se as séries de preços da gasolina comum no atacado e no varejo são cointegradas. Não havendo concordância

entre os critérios quanto à ordem ideal de defasagem, adotou-se a menor, indicada pelo critério de informação de Schwarz, que equivale a duas defasagens no VAR, e consequentemente, uma defasagem para o procedimento de Johansen. Optou-se pela inclusão de constante na relação cointegrante e no vetor autorregressivo.

Tanto o teste do traço, como o do máximo autovalor, indicam a presença de um vetor de cointegração entre os preços, conforme pode ser visto na Tabela 5. Conclui-se que as variáveis são cointegradas, o que possibilita estimar um Modelo de Correção de Erros.

Tabela 5 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o mercado de gasolina comum

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos (5%)	p-valor
Nula	Alternativa			
Teste do traço				
$r = 0$	$r > 0$	19,661	15,495	0,011
$r \leq 1$	$r > 1$	0,009	3,841	0,925
Teste de máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 1$	19,652	14,265	0,006
$r = 1$	$r = 2$	0,009	3,841	0,925

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: r é o rank de cointegração. Valores críticos obtidos em Mackinnon *et al.* (1999).

Tabela 6 – Resultados do Modelo de Correção de Erros para a gasolina comum

	Coeficiente estimado	Estatística t
α	0,001	0,58
γ_0^+	1,177	35,79 ***
γ_1^+	0,342	2,89 ***
γ_0^-	0,606	10,18 ***
γ_1^-	-0,306	-2,40 **
λ_1^+	-0,435	-4,36 ***
λ_2^+	-0,069	-2,09 **
λ_1^-	0,547	3,33 ***
θ^+	-0,129	-1,91 *
θ^-	-0,012	-0,25
R^2 ajustado	0,929	
p-valor (LM_2)	0,819	
p-valor (LM_4)	0,804	
p-valor (LM_6)	0,888	
p-valor (Q_6)	0,975	
p-valor (Q_{12})	0,909	
p-valor (Q_{18})	0,954	
Resultados dos testes de simetria de longo prazo e de curto prazo		
Longo prazo ($\theta^+ = \theta^-$)	$F(1, 137) = 1,46$ p-valor (0,229)	
Curto prazo ($\sum_{j=0}^1 \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^1 \gamma_j^-$)	$F(1, 137) = 31,33$ p-valor (0,000)***	
Regressão de Cointegração		
	Coeficiente estimado	Estatística t
β_1	-0,198	-8,02***
β_2	1,244	107,73***

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: Os símbolos ***, ** e * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados do Modelo de Correção de Erros, o qual evidencia a reação dos preços da gasolina comum no varejo a choques ocorridos nos preços no atacado, são apresentados na Tabela 6. O número de defasagens das variáveis explicativas foi escolhido de maneira a minimizar o critério de informação de Akaike. Os coeficientes estimados são em sua maioria significativos.

No tocante à regressão de cointegração, os coeficientes estimados também são significativos. De acordo com os valores obtidos, um acréscimo (redução) de R\$ 1,00 no preço médio de atacado ocasiona uma elevação (decréscimo) de R\$ 1,24 no preço médio de varejo. Dessa forma, choques

nos preços de distribuição têm um impacto proporcionalmente maior sobre os preços de revenda no longo prazo.

Com relação à transmissão de preços no curto prazo, percebe-se que o ajuste contemporâneo de variações positivas nos preços da gasolina comum nas distribuidoras ($\gamma_0^+ = 1,177$) é maior do que em caso de variação negativa ($\gamma_0^- = 0,606$). Depois de um mês, observa-se que o repasse acumulado de choques positivos nos preços do atacado ($\sum_{j=0}^1 \gamma_j^+ = 1,519$) é maior do que o de choques negativos ($\sum_{j=0}^1 \gamma_j^- = 0,300$). Ademais, quanto ao teste de significância, a hipótese nula de transmissão de preços simétrica no curto prazo é rejeitada.

Considerando os termos de correção de erro, seus coeficientes estimados exibem o sinal negativo esperado. Todavia, somente o coeficiente relacionado ao termo de correção de erro positivo é significativo, ao nível de 10%. Sobre os valores reportados, desvios positivos do equilíbrio de longo prazo seriam restaurados mais rapidamente ($\theta^+ = -0,129$) do que os desvios negativos ($\theta^- = -0,012$). Contudo, pelo teste de simetria de longo prazo, a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes dos termos de correção de erro ($\theta^+ = \theta^-$) não é rejeitada.

Portanto, a transmissão de preços assimétrica no curto prazo é confirmada para o estágio de distribuição da gasolina comum no Estado de São Paulo. Além disso, foi constatada assimetria positiva, de modo que no curto prazo, os preços da gasolina comum no varejo respondem mais intensamente a um aumento nos preços no atacado do que a uma redução nos mesmos.

Resultados similares foram encontrados por Resende e Alves (2012) para o mercado de gasolina de Belo Horizonte (MG). Segundo os autores, os ajustes de preços assimétricos prevaleceriam no estágio de distribuição desse combustível.

Sendo assim, as evidências apresentadas neste trabalho dão embasamento para que os órgãos públicos responsáveis possam investigar a fundo as reais causas desse comportamento assimétrico dos preços, e a partir de então, tomar as medidas cabíveis no sentido de corrigir possíveis falhas de mercado.

5 CONCLUSÃO

No presente trabalho, buscou-se analisar o mecanismo de transmissão de preços no estágio de distribuição dos combustíveis automotivos – gasolina comum e etanol hidratado – no Estado de São Paulo, com o propósito de identificar a existência de assimetria nos ajustes de preços. Com essa finalidade, Modelos de Correção de Erros foram estimados a partir de séries de preços mensais da gasolina comum e do etanol hidratado, nos níveis de atacado e varejo, referentes ao Estado paulista no período de 2002 a 2015.

Os resultados obtidos para o etanol hidratado e para a gasolina comum foram bastante similares. Com base nos coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erros, constatou-se que o repasse de variações positivas nos preços dos combustíveis no atacado é superior ao de variações negativas no curto prazo. Com relação aos testes de simetria realizados, estes confirmaram a transmissão de preços assimétrica do atacado para o varejo no curto prazo; no entanto este quadro não se repetiu no longo prazo.

Embora a abordagem empregada não permita identificar o que estaria causando este comportamento assimétrico dos preços, algumas explicações plausíveis podem ser sugeridas. Assim, a justificativa que parece se adequar melhor aos resultados obtidos é a de que os consumidores, ao se anteciparem às elevações no preço de um combustível, aumentam seu nível de consumo, expandindo a demanda pelo produto, o que precipita o esgotamento dos estoques dos postos. Desse modo, ocorre redução no intervalo de tempo para que os varejistas voltem a adquirir o combustível das distribuidoras, o que acelera o reajuste ascendente dos preços da mercadoria na bomba. Por vezes, essa expansão da demanda ocasionaria uma elevação nos preços ao consumidor em proporções maiores a dos preços nas distribuidoras. Contudo, quando há a perspectiva de redução nos preços, retoma-se o nível de consumo habitual, estendendo a duração dos estoques dos postos de combustíveis, e consequentemente, retardando a assimilação das variações negativas nos preços de atacado pelos preços de varejo.

Entre as outras possíveis explicações para a assimetria constatada, está o poder de mercado que os varejistas da região poderiam exercer. Assim sendo, em caso de elevação nos preços dos combustíveis no atacado, os varejistas logo repassariam esse aumento para o consumidor final. Todavia, se ocorresse redução nos preços de venda pelo atacado, a transmissão desta para os preços de revenda poderia ser distribuída ao longo de alguns meses, o que garantiria aos postos de combustíveis uma margem de lucro maior no curto prazo. Além disso, tem-se o elevado custo de pesquisas quanto a preços pelo consumidor. Assim, os varejistas poderiam estar repassando as variações nos preços do atacado para os preços de revenda de maneira assimétrica

no curto prazo, considerando que neste intervalo de tempo o consumidor não é levado a efetuar uma pesquisa, o que não aconteceria, caso a assimetria se estendesse no longo prazo. O emprego de ambas as justificativas de maneira mais acertada, no entanto, exige uma análise com séries de preços mais desagregadas e o uso de outras variáveis, como o grau de exposição dos preços praticados pelos varejistas em seus estabelecimentos, ou a localização dos mesmos (cidades ou rodovias), dados de mais difícil acesso.

A utilização de carros com a tecnologia *flex-fuel* – que possibilita a substituição entre a gasolina e o etanol hidratado, de acordo com a relação de preços entre os dois produtos – parece não se constituir, ainda, em uma alternativa totalmente eficiente para reduzir as perdas relacionadas às flutuações dos preços dos combustíveis. Como a transmissão de preços é assimétrica no estágio de distribuição da gasolina comum e do etanol hidratado, a substituição de determinado combustível por outro não evita que o consumidor incorra em algum prejuízo advindo da assimetria positiva.

Portanto, mesmo sem poder afirmar qual circunstância realmente estaria originando a assimetria na transmissão dos preços, as evidências encontradas devem se prestar ao monitoramento do funcionamento desses mercados, visando o combate a práticas comerciais anticompetitivas.

6 REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. **Boletim Anual de Preços**. 2014. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/?pg=76204&m=&t1=&t2=&t3=&t4=&ar=&ps=&1441631751515>>. Acesso em: 07 set. 2015.

_____. **Série Histórica do Levantamento de Preços e de Margens de Comercialização de Combustíveis**. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/?pg=74311&m=&t1=&t2=&t3=&t4=&ar=&ps=&1443383969196>>. Acesso em: 16 jun. 2015.

BORENSTEIN, S.; CAMERON, A. C.; GILBERT, R. Do Gasoline Prices respond asymmetrically to Crude Oil Price Changes? **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, p. 305-339, 1997. Disponível em: <<http://qje.oxfordjournals.org/content/112/1/305.full.pdf>>. Acesso em: 21 jul. 2015.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 320 p.

CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA. **Relatório de Gestão do Exercício de 2013**. 2014. Disponível em: <http://www.cade.gov.br/upload/Relatorio_de_Gestao_de_2013_Cade_v1.pdf>. Acesso em: 09 set. 2015.

DELTAS, G. Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 56, n. 3, p. 613-628, Set. 2008.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, Nova Iorque, v. 64, n. 4, p. 813-836, Jul. 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Nova Iorque, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

GRASSO, M.; MANERA, M. Asymmetric error correction models for the oil-gasoline price relationship. **Energy Policy**, Amsterdã, v. 35, n. 1, p. 156-177, Jan. 2007.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHNSON, R. N. Search Costs, Lags and Prices at the Pump. **Review of Industrial Organization**, Heidelberg, v. 20, n. 1, p. 33-50, Fev. 2002.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 54, p. 159-178, 1992.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, Danvers, v. 14, p. 563-577, 1999.

MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric Price Transmission: A Survey. **Journal of Agricultural Economics**, Banbury, v. 55, n. 3, p. 581-611, Nov. 2004.

PELTZMAN, S. Prices Rise Faster than they fall. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 108, n. 3, p. 466-502, Jun. 2000.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, Oxford, v. 75, n. 2, p. 335-346, Jun. 1988.

RESENDE, M.; ALVES, M. B. **Asymmetric Price Transmission in Local Fuel Markets in Brasil: an Empirical Study**. 2012. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/pesquisa/publicacoes/discussao/2012/IE_Resende_Alves_2012_TD005.pdf>. Acesso em: 24 jun. 2015.

SANTOS, J. Z. **Poder de mercado no varejo de etanol no Estado de São Paulo**. 2012. 85 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2012.

SILVA, C. C.; MUNIZ, L. M.; SILVA, N. G. A.; ALMEIDA, R. S.; FIGUEIREDO, N. R. M. Investigando a Assimetria e Hysteresis nos Preços dos Combustíveis no Mercado Brasileiro: Uma abordagem através dos Modelos Threshold e Arfima. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande (MS). **Anais...** Piracicaba: SOBER, 2010. p. 1-21.

VERLINDA, J. A. Do rockets rise faster and feathers fall slower in an atmosphere of local market power? Evidence from the retail gasoline market. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 56, n. 3, p. 581-612, Set. 2008.

WELDESENBET, T. Asymmetric price transmission in the Slovak liquid milk market. **Agricultural Economics**, Praga, v. 59, n. 11, p. 512–524, 2013.