

Transmissão assimétrica de preços: o caso do Mercado de etanol para municípios selecionados do Paraná**Asymmetric transmission of prices: the case of the ethanol market for selected municipalities of Paraná**

Recebimento dos originais: 02/05/2018

Aceitação para publicação: 08/06/2018

Lucca Simeoni Pavan

Doutorando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR)

Instituição: Universidade Federal do Paraná (UFPR), campus Jardim Botânico

Endereço: Avenida Prof. Lothário Meissner, 632, Jardim Botânico – PR, Brasil

E-mail: lucca.pavan@ufpr.br/warrenjax@gmail.com

Alessandro Garcia Bernardelli

Mestre em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM)

Instituição: Universidade Estadual de Maringá, campus Sede

Endereço: Av. Colombo, 5790 - Zona 7 – PR, Brasil

E-mail: alessandroagb@hotmail.com

RESUMO

Este estudo analisa a transmissão de preços no mercado do etanol em municípios paranaenses selecionados. A análise desagregada em cidades e a relação dos ajustamentos de preços do etanol no varejo (postos) em decorrência de variação de preços por atacado (distribuidor). Assim, o objetivo geral deste trabalho foi analisar a dinâmica de preços entre distribuidoras e postos de combustíveis no Paraná, utilizando dados mensais para 31 cidades do Estado, referentes ao período entre maio de 2004 e dezembro de 2011. Utilizou-se para tal objetivo a metodologia de cointegração com ajustamento threshold. Concluiu-se que há evidências estatísticas de cointegração das séries de preços do etanol no atacado e no varejo para todos os municípios com relação ao modelo TAR, exceto os municípios de Arapongas e Cascavel. Todos os municípios apresentaram cointegração para o modelo MTAR, exceto Cascavel. Constatou-se também evidências de presença de assimetria na transmissão de preços do atacado para o varejo nos municípios de Almirante Tamandaré, Assis Chateaubriand, Campo Largo e São José dos Pinhais pelo modelo TAR, enquanto nenhum município apresentou assimetria pelo modelo MTAR.

Palavras-chave: Cointegração; assimetria; preços; etanol.

ABSTRACT

This study analyzes the transmission of market prices of ethanol in selected cities of Paraná. Disaggregated data on cities and the relationship of adjustments in retail prices of ethanol due to variation in wholesale prices. The objective of this paper was to analyze the dynamics of prices between distributors and gas stations in Parana, using monthly data for 31 cities, for the period 2004

to 2011. Was used for this purpose the methodology of cointegration with threshold adjustment. It was concluded that there is statistical evidence of cointegration of the series of ethanol prices in the wholesale and retail for all cities with respect to the TAR model, except the cities of Cascavel and Araçongas. All cities submitted to the cointegration model MTAR except Cascavel. It was also evidence of the presence of asymmetry in price transmission from wholesale to retail in Almirante Tamandaré, Assis Chateaubriand, Campo Largo and Pinhais the TAR model, while no asymmetry introduced by the model cities MTAR.

Keyword: Cointegration; asymmetry; price; ethanol.

1 INTRODUÇÃO

A partir de 1993, o mercado de combustíveis brasileiro passou por grandes transformações, dentre elas podemos destacar: privatização de várias empresas estatais, liberação do setor com o fim do monopólio da Petrobras, liberação parcial dos preços para distribuição e revenda, criação da agência reguladora do setor, a ANP (Agência Nacional do Petróleo) e finalmente a liberação total dos preços em todos os estágios da cadeia produtiva (NUNES; GOMES, 2005).

Uma característica normalmente investigada no setor de combustíveis a varejo é a existência de ajustamentos assimétricos de preços entre vendedores e revendedores, que podem se apresentar de várias formas e ter diferentes razões para ocorrerem, não sendo somente atribuível à existência de acordos tácitos ou secretos de preços.

Diversos estudos tratam da assimetria de preços da gasolina e do óleo diesel tais como: Canêdo-Pinheiro (2011); Fornazier (2009); Gamarra (2006); Mattos (2011), mas ainda faltam estudos sobre a transmissão de preços do etanol da distribuidora para o varejo justificando a importância deste estudo.

Este estudo apresentou como objetivo geral analisar a dinâmica de preços entre distribuidoras e postos de gasolina no Paraná enfocando o mercado de etanol e especificamente analisou a transmissão assimétrica de preços no mercado de etanol paranaense e os ajustamentos de preços de etanol no varejo (postos) em decorrência de variação de preços por atacado (distribuidor). O trabalho ainda teve como objetivo verificar se há indícios de falhas de mercado na formação de preços para o etanol.

Para a análise empírica de existência de assimetria de preços, foram utilizados modelos não lineares de séries de tempo através da abordagem de cointegração com ajustamento *threshold*, como desenvolvido por Enders e Siklos (2001).

A série de preços para o etanol é disponibilizada pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) e retratam o preço médio do etanol para municípios selecionados do Paraná. Os dados foram obtidos de forma a manter as séries de dados mensais completas para o

período de setembro de 2009 a dezembro de 2011. As variáveis utilizadas do banco de dados foram o preço médio do etanol na distribuidora e o preço médio do etanol no varejo contemplando os municípios selecionados.

O presente trabalho está dividido em seis seções. A primeira consiste nesta breve introdução, em seguida apresenta-se uma revisão de literatura sobre assimetria de preços no mercado de combustíveis em geral. A terceira seção detalha a metodologia utilizada e fonte de dados. A quarta seção analisa os resultados encontrados e a quinta as principais conclusões. Por último estão listadas as referências utilizadas neste estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A partir de 1993, o mercado de combustíveis brasileiro passou por grandes transformações, dentre elas podemos destacar: privatização de várias empresas estatais, liberação do setor com o fim do monopólio da Petrobras, liberação parcial dos preços para distribuição e revenda, criação da agência reguladora do setor, a ANP (Agência Nacional do Petróleo) e finalmente a liberação total dos preços em todos os estágios da cadeia produtiva (NUNES; GOMES, 2005).

Após a flexibilização da entrada de empresas no setor petroquímico ocorreu um aumento significativo do número de distribuidoras, o qual não resultou em uma concorrência significativa. A resposta está na concentração do mercado, isto porque o controle do mercado permaneceu com as cinco grandes distribuidoras (BR Distribuidora, Ipiranga, Shell, Esso e Texaco). E para garantir condições comerciais semelhantes para as distribuidoras emergentes a ANP estabeleceu um sistema de quotas. Entretanto, o aumento no número de distribuidoras levou a maior incidência de casos relacionados à adulteração de combustíveis e sonegação de impostos. Ainda, houve um crescimento da participação dos postos com bandeira branca, isto é, sem vínculo contratual permanente com as distribuidoras (NUNES e GOMES, 2005).

Com relação ao varejo, acompanhando a tendência mundial, o mercado brasileiro de combustíveis é relativamente fragmentado, mas tem uma forte tendência a coordenação na fixação de preços entre muitos agentes, apresentando indícios de atitudes ilícitas, como a formação de cartéis.

Uma característica normalmente investigada no setor de combustíveis a varejo é a existência de ajustamentos assimétricos de preços entre vendedores e revendedores, que podem se apresentar de várias formas e ter diferentes razões para ocorrerem, não sendo somente atribuível à existência de cartéis ou conluíus, que marcam o preço acima do nível concorrencial, explorando a classe consumidora e absorvendo parte de seu excedente do consumidor..

Uma importante característica que ajuda a descrever a operação global do mercado é a transmissão vertical de choques entre os vários níveis de mercado. Como o preço é um mecanismo primário em que inúmeros níveis de mercado estão unidos, a extensão e a velocidade em que os choques são transmitidos entre os preços para produtores, atacadistas e varejistas é um importante fator que reflete as ações dos participantes nos diferentes níveis de mercado como foi salientado por Goodwin e Harper (2000).

Dentre os fatores que merecem destaque na análise de preços está a Transmissão Assimétrica de Preços (APT), que pode ser entendida como uma divergência de ajustamento dos preços de um mercado entre redução e aumento de preços. Para Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) este tipo de manifestação não deriva necessariamente de uma deficiência do mercado. Mas pode apresentar origens diversas e são classificadas de acordo com três critérios: assimetria vertical ou espacial; velocidade e magnitude da assimetria e se a assimetria é positiva ou negativa.

Ainda segundo os autores a APT vertical é identificada pela forma como os preços de um determinado mercado final reagem a um aumento ou redução de preços de seus insumos. Por exemplo, um aumento no preço do petróleo bruto pode ser repassado rapidamente para o preço da gasolina comum nos postos, enquanto, uma redução no preço do petróleo bruto tem seu repasse lento para os preços da gasolina nos postos.

Segundo Uchôa (2006) os desvios da trajetória de equilíbrio mostraram ajustar-se mais rapidamente para discrepâncias negativas do que para as positivas, ou seja, os preços da gasolina, quando estão acima do equilíbrio, tendem a permanecer em média um período de tempo de cerca de dezoito vezes maior do que quando estão abaixo deste.

Ainda segundo o autor do ponto de vista da teoria econômica este fenômeno pode ser interpretado de várias maneiras. Dentre estas destacam-se, pelo lado da oferta, o fato de que isso ocorre em face da existência de poder do mercado. A existência de um conluio para manter as margens de lucro elevadas contribuiria para a assimetria nos preços da gasolina uma vez que, diante do conhecimento imperfeito sobre os preços que seus concorrentes estão pagando as distribuidoras, a firma seria mais relutante em baixar seu preço de revenda para evitar uma sinalização de que estaria tentando burlar o acordo.

Já pelo lado da demanda, os custos de transação seriam responsáveis por fornecer um poder provisório de mercado aos postos de revenda e, portanto, uma resposta assimétrica às mudanças nos preços. Neste caso, a assimetria estaria atrelada a existência de um monopólio local que cada posto de gasolina teria, limitado pela capacidade de procura do consumidor.

A assimetria espacial ou APT espacial é descrita como a diferença entre ajustes positivos e negativos de um determinado mercado ou região a choques do mesmo mercado em uma região

vizinha. A APT espacial pode ser exemplificada pela divergência de ajustes entre reduções e aumentos dos preços nos postos de gasolina do Rio de Janeiro, quando há alterações nos preços da mesma nos postos de São Paulo. (RAPSOMANIKIS; KARFAKIS, 2007).

Alves e Lima (2010), analisaram a integração espacial dos mercados de etanol(anidro e hidratado) no Brasil, considerando a presença de efeitos *thresholds*, que representam os custos de transação. Para tanto, utilizou-se como base a teoria sobre integração de mercados espacialmente separados e a modelagem auto-regressiva com *threshold*(TAR). Foram utilizadas séries de preços diárias de etanol anidro e hidratado nas regiões de Alagoas, Araçatuba (SP), Ribeirão Preto (SP), Paulínia (SP) e Maringá (PR), no período de maio de 2003 a dezembro de 2008.

Os resultados encontrados pelos autores mostram que Ribeirão Preto foi o mercado central, tanto para etanol anidro como para o hidratado. Além disso, foi confirmada a presença de significativos custos de transação para todos os pares de mercados analisados. Os mercados de Ribeirão Preto e Alagoas apresentaram o menor grau de integração dentre os mercados analisados para os dois produtos, em razão da maior quantidade de dias necessários para que os desvios do equilíbrio sejam eliminados. Concluindo que os mercados mais próximos a Ribeirão Preto tendem a possuir menor custo de transação e maior grau de integração, enquanto o inverso ocorre para mercados mais distantes, considerando o período analisado na pesquisa.

Por sua vez, a assimetria de magnitude é definida como a divergência da magnitude da reação dos ajustes dos preços finais em resposta a um aumento ou redução dos preços a que são derivados. Já a assimetria de velocidade refere-se a tempos de resposta diferentes para ajustes positivos e negativos. Tanto a assimetria de magnitude quanto a de velocidade podem estar conciliadas, ou seja, ambas podem ocorrer simultaneamente.

Para Canêdo-Pinheiro (2011), que investigou a assimetria na transmissão de preços do óleo diesel, os resultados apontam que de fato há assimetria e que ela se manifesta no curto e no longo prazo. Enquanto os aumentos nos preços no atacado são repassados quase que totalmente no mesmo mês do choque, as reduções são repassadas de modo bem mais lento. Para um aumento de 1% no preço nas refinarias ou distribuidores, o impacto contemporâneo no varejo é de 0,922% em caso de choques positivos e 0,365% em caso de choques negativos. Somente a partir do 13º mês a diferença entre o impacto acumulado de choques positivos e negativos passa a ser significativamente nula do ponto de vista estatístico.

Por último, a assimetria positiva e negativa, é derivada das assimetrias de velocidade e magnitude, que demonstra qual situação (redução ou aumento) tem resposta mais direta do preço final a variações do preço do insumo. Se aumentos no preço do insumo têm resposta direta e completa no preço final, enquanto reduções são repassados com *gaps* de velocidade e/ou

magnitude, o resultado é uma assimetria positiva. No entanto, se reduções no preço do insumo tem resposta direta e completa no preço final, enquanto aumentos são repassados com *gaps*, o resultado é uma assimetria negativa. (PELTZMAN, 2000).

Mattos et al (2011), encontraram evidências estatísticas de cointegração entre as séries de preços de gasolina a varejo e atacado. Esta análise desagregada traz evidências de qual é o padrão para os ajustamentos dos preços no mercado de gasolina a varejo decorrente de choques advindos dos distribuidores, é simétrico.

Ainda segundo os autores as regiões Sudeste, Centro Oeste e Norte apresentaram uma maior proporção de municípios com transmissão simétrica, com destaque para a região Sudeste. Porém, a região Nordeste apresentou uma inversão na proporção de cidades que apresentaram assimetria. Este resultado pode significar maiores problemas com relação ao setor varejista da região Nordeste indicando que este mercado pode apresentar falhas como à formação de cartéis, uma vez que esta parece ser a hipótese predominante quanto às falhas no mercado de gasolina no Brasil.

Gamarra (2009) buscou analisar a existência de transmissão de preços entre o etanol e a gasolina desde o lançamento dos automóveis *flex-fuel* em 2003, apesar dos preços do etanol e da gasolina terem apresentado um comportamento estocástico, a distância entre as duas séries é estacionária. Portanto, o autor conclui que existe a transmissão de preços do mercado da gasolina para o do etanol, transmissão esta em que um acréscimo no preço da gasolina de 1% será transmitido com uma intensidade de 2,74% sobre o preço do etanol.

A determinação do preço, no caso do etanol, depende dos objetivos que a cadeia sucroalcooleira possui ao estabelecer suas ações, sendo o comportamento do consumidor, nível de concorrência, intervenções governamentais, poder de negociação com os fornecedores, aspectos de transmissão de preços, a oferta e demanda internacional, entre outros, elementos que definem a determinação do preço do álcool combustível. O fato de conhecer como os preços se inter-relacionam, no mercado brasileiro, é importante para a definição de políticas setoriais ou para a tomada de decisões sobre produção e comercialização (GAMARRA, 2009).

Os preços do etanol são formados pela oferta e demanda do mercado, tendo como referencial o preço da gasolina. Para Mattoso (2008), a diferença dos preços de ambos combustíveis é referente à taxa tributária. Em 2005 a tributação média no Brasil para a gasolina ficou em torno de 47% do preço ao consumidor final enquanto que no álcool hidratado a tributação foi de 28% do preço final na bomba.

Segundo Fornazier et al. (2009) apesar de haver uma concentração de tal indústria no estado de São Paulo, se analisadas isoladamente estas parecem estar numa condição de baixa concentração. Porém, ao se fazer uma análise em função das aquisições de usinas pelos grupos empresariais

existentes neste mercado, o que parece estar acontecendo são movimentos como a criação de *holdings* e *tradings* e até mesmo aquisições como tentativas de conseguir maior poder de mercado em função da atratividade do setor.

As usinas são responsáveis pelos fluxos de produção e armazenagem do etanol; as distribuidoras assumem maiores responsabilidades pelos fluxos de armazenagem, pedidos e pagamento, financiamento, promoção e serviços; e os postos revendedores, por sua vez, pelos fluxos de serviços e promoção. (LOPES, SILVA, CONEJERO, 2010).

Este estudo analisa a transmissão assimétrica de preços no mercado de etanol paranaense e os ajustamentos de preços de etanol no varejo (postos) em decorrência de variação de preços por atacado (distribuidor). Utilização de referencial teórico sobre transmissão de preços (APT) e sobre os mercados de combustíveis (gasolina e etanol) e modelos TAR e MTAR.

3 METODOLOGIA

3.1 MODELO ESTIMADO

Para a análise empírica de existência de assimetria de preços, foram utilizados modelos não lineares de séries de tempo através da abordagem de cointegração com ajustamento *threshold*, como desenvolvido por Enders e Siklos (2001). Inicialmente, partindo da constatação de que as variáveis envolvidas são I(1), estabeleceu-se a seguinte relação de longo prazo:

$$\rho mc_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \rho md_{i,t} + \mu_{i,t}(1)$$

onde ρmc é o preço do etanol a varejo e ρmd o preço do etanol pelo distribuidor; $(\mu_{i,t})$ é o resíduo da regressão do modelo explicitado na equação (1) e o subscrito i indica cada um dos municípios utilizados.

Após feita a regressão por Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) obteve-se os resíduos estimados da equação (1), os desvios do equilíbrio são modelados por um processo autorregressivo *threshold* chamado teste de cointegração *threshold*- TAR ou *momentum threshold*- MTAR que consiste em regredir a diferença de tais resíduos gerados em relação às variáveis *threshold*. As variáveis *threshold* foram geradas pelos resíduos defasados da equação (1), considerando o valor *threshold*, neste caso, igual a zero, $\tau = 0$. O mesmo procedimento também foi adotado para o MTAR, usando a diferenças dos resíduos defasadas. Assim, o teste se baseia em estimar as equações (2) e (3) para o modelo TAR e MTAR, respectivamente:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t(2)$$

$$\Delta\mu_t = M_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - M_t)\rho_2\mu_{t-1} + \eta_t(3)$$

onde I e M são respectivamente os processos TAR e MTAR definidos por:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{se } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{se } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5)$$

e τ é o valor limiar (*threshold*).

Conforme Campenhout (2007), a estimação de modelo auto-regressivo com *threshold* tem sido comumente utilizado em estudos de integração de mercados. De acordo com Tsay (1998), os *thresholds* são funções dos custos de transação, taxa de juros, risco econômico etc. Em Alves e Lima (2010), os *thresholds* representaram os custos de transação entre as regiões produtoras de etanol do Brasil.

No que se refere a mercados integrados, o modelo TAR descreve o ajustamento de diferenciais de preço entre dois mercados no tempo. Sendo que este processo de ajustamento pode sofrer mudança caso o diferencial de preços esteja abaixo ou acima do *threshold* (CAMPENHOUT, 2007). Assim, os efeitos *threshold* em séries não estacionárias de preços pressupõem que existe uma relação não-linear de equilíbrio de longo prazo entre os preços.

Para a identificação do modelo é necessário que os resíduos das equações (2) e (3), ε_t e η_t , sejam não correlacionados. Para isto, foram realizados testes de correlação para cada um dos modelos. Os que apresentaram correlação serial nos resíduos foram ajustados por meio de defasagens da variável dependente, sendo que foram utilizados os critérios AIC e BIC para a identificação do número de defasagens. Havendo conflito entre os critérios AIC e BIC, a escolha foi pelo modelo com menor número de defasagens.

Depois de identificado o modelo mais adequado, os testes estatísticos de cointegração para os modelos TAR e MTAR consistem em testar a hipótese nula: $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Os valores críticos padrão para as estatísticas t e F para testar a hipótese nula ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) não se aplicam adequadamente nos modelos TAR e MTAR. Para aumentar o poder dos testes, Enders e Siklos (2001) propõem a construção de valores críticos para ambos os testes, em um contexto multivariado que, segundo os autores, aumenta o poder dos testes e os tornam tão eficazes quanto os testes padrões de cointegração. Os autores destacam, no entanto, que, mesmo em um contexto multivariado, o teste t ainda é um teste fraco nos modelos assimétricos de cointegração, dando

destaque a um maior poder relativo do teste F, onde suas hipóteses devem ser tomadas prioritariamente em relação ao teste *t*. Por esta razão, optou-se apenas pelo uso do teste F para análise de cointegração.

Tabela 1: Valores Críticos de F

| NC | 1 LAG | | 2 LAG | | 3 LAG | | 4 LAG | |
|--------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | TAR | MTAR | TAR | MTAR | TAR | MTAR | TAR | MTAR |
| 90.00% | 6.01 | 7.01 | 5.85 | 6.85 | 5.82 | 6.77 | 5.69 | 6.60 |
| 95.00% | 7.07 | 8.20 | 6.89 | 7.97 | 6.83 | 7.90 | 6.71 | 7.73 |
| 99.00% | 9.53 | 10.81 | 9.17 | 10.44 | 9.14 | 10.40 | 9.06 | 10.20 |

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Wane *et al.* (2004)

Existindo um vetor de cointegração, o Modelo de Correção de Erro - MCE pode ser utilizado para capturar a dinâmica de ajustamento do preço do etanol a varejo em resposta à mudança nos preços por atacado. Assim, o MCE para o TAR e MTAR é descrito pelas equações (6) e (7), respectivamente:

$$\Delta \rho mc_{it} = I_t \rho_{1,i} \mu_{it-1} + (1 - I_t) \rho_{2,i} \mu_{it-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta \rho md_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta \rho mc_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta \rho mc_{it} = M_t \rho_{1,i} \mu_{it-1} + (1 - M_t) \rho_{2,i} \mu_{it-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta \rho md_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta \rho mc_{i,t-1} + \eta_t \quad (7)$$

De forma diferente do teste *threshold* de cointegração, para o teste de assimetria, cuja hipótese nula é $\rho_1 = \rho_2$, utilizou-se os valores críticos da estatística F padrão.

3.2 FONTE E NATUREZA DOS DADOS

Os dados foram coletados no *website* da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) e retratam o preço médio do etanol para municípios selecionados do Paraná. Os dados foram obtidos de forma a manter as séries de dados mensais para o período de maio de 2004 a dezembro de 2011, totalizando 92 observações para cada município. As variáveis utilizadas do banco de dados foram o preço médio do etanol na distribuidora e o preço médio do etanol no varejo contemplando os municípios selecionados.

São pesquisados pela ANP 31 municípios do Estado do Paraná, são eles: Almirante Tamandaré, Apucarana, Arapongas, Araucária, Assis Chateaubriand, Cambé, Campo Largo, Campo Mourão, Cascavel, Castro, Cianorte, Colombo, Cornélio Procópio, Curitiba, Foz do Iguaçu, Francisco Beltrão, Guarapuava, Laranjeiras do Sul, Londrina, Marechal Cândido Rondon, Maringá,

Paranaguá, Paranaíba, Pato Branco, Pinhais, Ponta Grossa, Santo Antonio da Platina, São José dos Pinhais, Toledo, Umuarama e União da Vitória.

No quadro 1 abaixo apresenta-se a lista dos municípios pesquisados.

Quadro 1. Relação de municípios analisados

| Município | | |
|---------------------|-------------------------|--------------------------|
| Almirante Tamandaré | | |
| Apucarana | Colombo | Paranaguá |
| Arapongas | Cornélio Procópio | Paranaíba |
| Araucária | Curitiba | Pato Branco |
| Assis Chateaubriand | Foz do Iguaçu | Pinhais |
| Cambe | Francisco Beltrão | Ponta Grossa |
| Campo Largo | Guarapuava | Santo Antonio da Platina |
| Campo Mourão | Laranjeiras do Sul | São Jose dos Pinhais |
| Cascavel | Londrina | Toledo |
| Castro | Marechal Candido Rondon | Umuarama |
| Cianorte | Maringá | União da Vitoria |

Fonte: elaboração própria.

As séries de algumas cidades observadas não estavam completas, tais como: Almirante Tamandaré, Apucarana, Arapongas, Campo Largo, Campo Mourão, Castro, Cianorte, Cornélio Procópio, Francisco Beltrão, Guarapuava, Laranjeiras do Sul, Marechal Cândido Rondon, Paranaguá, Pato Branco, Pinhais, Ponta Grossa, Santo Antonio da Platina, Toledo, Umuarama e União da Vitória.

Para suprir esta deficiência da amostra, as séries incompletas foram reformuladas através da interpolação linear dos dados. A interpolação linear consiste no método que se utiliza de uma função linear para representar, por aproximação, uma suposta função, que originalmente representaria as imagens de um intervalo descontínuo, por exemplo, uma série de dados incompleta. Porém, as séries para Campo Mourão, Castro, Cianorte, Laranjeiras do Sul, Marechal Cândido Rondon e União da Vitória foram retiradas, pois mesmo com a interpolação não foi possível completar as séries.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para aplicação do teste *threshold* de cointegração, primeiramente foram feitos os testes de estacionariedade nas séries para identificar a ordem de integração das mesmas, já que nos modelos há a necessidade de que as séries sejam I (1). Existemos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (Generalized Least Squares), Phillips-Perron (PP), NG-Perron e o KPSS3. Neste trabalho foram considerados prioritariamente os resultados para os testes DF-GLS, dado que,

segundo Elliott *et al.*(1996), o teste DF-GLS, uma versão mais consistente do DF, tem maior poder que o ADF. As séries de preços para todos os municípios cointegram para o modelo TAR e para o modelo MTAR, com exceção dos municípios de Arapongas, que não cointegra pelo modelo TAR e Cascavel, que não cointegra para ambos os modelos TAR e MTAR, conforme o quadro 2 a seguir.

Quadro 2. Municípios que cointegram.

| Município | TAR | MTAR |
|-------------------------|-----|------|
| Almirante Tamandaré | sim | sim |
| Apucarana | sim | sim |
| Arapongas | não | sim |
| Araucária | sim | sim |
| Assis Chateaubriand | sim | sim |
| Cambe | sim | sim |
| Campo Largo | sim | sim |
| Cascavel | não | não |
| Colombo | sim | sim |
| Cornélio Procópio | sim | sim |
| Curitiba | sim | sim |
| Foz do Iguaçu | sim | sim |
| Francisco Beltrão | sim | sim |
| Guarapuava | sim | sim |
| Londrina | sim | sim |
| Maringá | sim | sim |
| Paranaguá | sim | sim |
| Paranavaí | sim | sim |
| Pato Branco | sim | sim |
| Pinhais | sim | sim |
| Ponta Grossa | sim | sim |
| SantoAntônio da Platina | sim | sim |
| São José dos Pinhais | sim | sim |
| Toledo | sim | sim |
| Umuarama | sim | sim |

Fonte: elaboração própria.

Nota-se que utilizando o modelo MTAR para esta amostra, apenas o município de Cascavel não cointegra e com relação ao modelo TAR apenas Arapongas e Cascavel não cointegram. Depois de proceder o teste de cointegração, o passo seguinte constitui em testar, apenas para os municípios que cointegram, a assimetria através dos modelos TAR e MTAR. O teste de assimetria, cuja hipótese nula é $\rho_1 = \rho_2$.

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Segundo Gujarati (2006), antes de se fazerem os testes formais, recomenda-se traçar as séries temporais em estudo na forma de gráfico. Assim, se tem uma idéia inicial da provável natureza da série temporal. É possível notar que, no período em estudo os preços cresceram, isto é,

apresentaram um a tendência para cima sugerindo talvez, que a média dos preços, tanto na distribuidora quanto ao consumidor, mudaram, o que representa que existe a possibilidade de que as séries sejam não-estacionárias.

Os gráficos ainda indicam que os preços seguem um comportamento similar entre os municípios, tanto em nível quanto em diferença. Este primeiro grupo de gráficos representam respectivamente as cidades de : (a) Curitiba, (b) Londrina, (c) Maringá, (d) Foz do Iguaçu, todas elas de certa forma apresentam um comportamento parecido em suas séries de preços, tanto em nível quanto em diferença. Apenas os gráficos para as maiores cidades são apresentados por motivo de espaço.

Partindo da análise gráfica, seguiu-se para os teste de estacionariedade e cointegração das séries, já que os modelos TAR e MTAR pressupõe que as variáveis sejam $I(1)$, e cointegradas. Tais testes estão referidos no Quadro 2 .Na próxima seção são apresentados os resultados estimados para os dois modelos em questão.

4.2 RESULTADOS DO MODELO TAR E MTAR

Seguindo as etapas listadas nas seções 3.1 e 3.2, antes de testar a assimetria, investigou-se se as séries de preços a varejo e por atacado cointegram. Para o teste de cointegração, cuja hipótese nula é de $\rho_1 = \rho_2 = 0$, os resultados evidenciaram que todos os municípios cointegraram para o modelo TAR e para o modelo MTAR. Com exceção dos municípios, de Arapongas que não cointegra pelo modelo TAR e Cascavel que não cointegra para ambos modelos, TAR e MTAR. Para os municípios em que não há evidência estatística de cointegração entre preços atacado e varejo, não é possível estabelecer, por esta abordagem, a análise de assimetria de preços.

Depois de proceder ao teste de cointegração, o passo seguinte consistiu em testar, apenas para os municípios que cointegraram, a assimetria através do modelo de correção de erros TAR e MTAR. Assim, o teste de assimetria, cuja hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$, evidenciou que dentre todas as séries de municípios em que há cointegração entre preços por atacado e varejo de etanol para o modelo TAR, 4 municípios (Almirante Tamandaré, Assis Chateaubriand, Campo Largo e São José dos Pinhais) apresentaram ajustamentos assimétricos dos preços no modelo ECM TAR a 5% de significância.



Figura 1. Comportamento do preço mensais do etanol de maio de 2004 a dezembro de 2011 para Curitiba, Londrina, Maringá e Foz do Iguaçu.

Fonte: Elaboração própria.

De forma semelhante, observou-se ajustamentos assimétricos apenas para o município de Cascavel no modelo ECM MTAR (com pelo menos 5% de significância. Estes resultados de rejeição da hipótese nula estão reportados nas Tabelas 1 e 2.

Esta tabela demonstra os municípios que possuem assimetria nas suas séries de preços para o modelo TAR, nenhum dos municípios apresentaram assimetria pelo modelo MTAR. Portanto, evidencia que estas cidades tem uma probabilidade maior de apresentar algum tipo de falhas de mercado na determinação do preço do etanol.

No Quadro 3 a seguir estão listadas as cidades que possuem simetria em suas séries de preços, pois estes não rejeitaram a hipótese nula de $\rho_1 = \rho_2$, ao nível de significância de pelo menos 5%.

Tabela1. Municípios com assimetria de preços modelo ECM TAR

| Município | Defasagem | $\rho_1^{(+)}$ | $\rho_2^{(-)}$ | N | Prob. de Assimetria | Teste de |
|----------------------|-----------|----------------|----------------|----|---------------------|----------|
| Almirante Tamandaré | 0 | -0.97 | -0.006 | 91 | 0.022 | |
| Assis Chateaubriand | 4 | 0.091 | -0.665 | 87 | 0.04 | |
| Campo Largo | 4 | -0.451 | 1.04 | 87 | 0.043 | |
| São Jose dos Pinhais | 1 | 0.308 | -1.24 | 90 | 0.035 | |

Fonte: Elaboração própria.

Este resultado mostra a relação dos municípios que aparentam não possuir falhas de mercado na formação de seus preços para o etanol. Pois o ajuste de preços entre a distribuidora e o posto é simétrico. A grande maioria dos municípios apresentaram simetria em seus preços para ambos os modelos, ECM TAR e ECM MTAR, o que reforça a evidência de concorrência na formação de preços do etanol para estas cidades.

Quadro 3. Municípios que apresentam simetria nos preços.

| Municípios com resultados simétricos | |
|--------------------------------------|--------------------------|
| TAR | MTAR |
| Apucarana | Almirante Tamandaré |
| Araucária | Apucarana |
| Cambe | Araucária |
| Colombo | Assis Chateaubriand |
| Cornélio Procópio | Cambe |
| Curitiba | Campo Largo |
| Foz do Iguaçu | Colombo |
| Francisco Beltrão | Cornélio Procópio |
| Guarapuava | Curitiba |
| Londrina | Foz do Iguaçu |
| Maringá | Francisco Beltrão |
| Paranaguá | Guarapuava |
| Paranavaí | Londrina |
| Pato Branco | Maringá |
| Pinhais | Paranaguá |
| Ponta Grossa | Paranavaí |
| Santo Antônio da Platina | Pato Branco |
| Toledo | Pinhais |
| Umuarama | Ponta Grossa |
| | Santo Antônio da Platina |
| | São José dos Pinhais |
| | Toledo |
| | Umuarama |

Fonte: Elaboração própria

5 CONCLUSÕES

Este estudo apresentou como objetivo geral analisar a dinâmica de preços entre distribuidoras e postos de gasolina no Paraná enfocando o mercado de etanol e especificamente analisou a transmissão assimétrica de preços no mercado de etanol paranaense e os ajustamentos de preços de etanol no varejo (postos) em decorrência de variação de preços por atacado (distribuidor). O trabalho ainda teve como objetivo verificar se há indícios de falhas de mercado na formação de preços para o etanol.

A principal conclusão é que há evidências estatísticas de cointegração das séries de preços do etanol no atacado e no varejo, sendo que todos os municípios cointegraram para o modelo TAR, com exceção de Arapongas e Cascavel. E para o modelo MTAR todos os municípios apresentaram cointegração exceto o município de Cascavel.

Com relação a presença de assimetria na transmissão de preços do atacado para o varejo os municípios de Almirante Tamandaré, Assis Chateaubriand, Campo Largo e São José dos Pinhais indicaram assimetria pelo modelo TAR, enquanto nenhum dos municípios apresentaram assimetria pelo modelo MTAR.

Estes resultados podem indicar que os municípios com assimetria possuem evidências de falhas de mercado para a formação de preços do etanol, e portanto, seus preços para o etanol no varejo parecem ser determinados de forma não concorrencial. Tal fato prejudica os consumidores, pois um preço acima do nível concorrencial gera uma diminuição do bem estar da economia por meio de uma perda de peso morto. Além disso, os consumidores são prejudicados em detrimento dos vendedores de etanol nas cidades que apresentaram assimetria. Isto ocorre pois, ao marcarem o preço do etanol acima do nível competitivo, os vendedores de combustíveis extraem para si parte do excedente do consumidor.

No que tange a presença de simetria nos preços em estudo, todos os municípios apresentaram simetria pelo modelo TAR, com exceção dos municípios de Almirante Tamandaré, Assis Chateaubriand, Campo Largo e São José dos Pinhais. E pelo modelo MTAR, todos os municípios analisados que cointegraram apresentaram simetria na transmissão de preços. Sugerindo que talvez os preços nestas localidades sejam formados de forma concorrencial. Para avanços no estudo de assimetria de preços do etanol, sugere-se novas pesquisas que contemplem a velocidade e magnitude da transmissão de preços, bem como aspectos espaciais, seja para o estado do Paraná, para o Regiões do Brasil ou o país como um todo.

REFERÊNCIAS

Agência nacional de petróleo gás natural e biocombustível (ANP). 2011. Disponível em <www.anp.gov.br>. Acesso em: 15/01/2012

Alves, j. S. ; lima, r. C. . **Integração de mercados espacialmente separados de etanol no Brasil: uma análise considerando efeitos *threshold***.In: vi encontro de economia baiana, 2010, salvador. Anais VI encontro de economia Baiana, 2010. v. 1. p. 1-22.

CAMPENHOUT, B.V. Modelling trends in food market integration: method and an application to Tanzanian maize markets. **FoodPolicy**, v. 32, p. 112-127, 2007.

CANÊDO-PINHEIRO, Mauricio. **Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis**.In: encontro nacional de economia (ANPEC), 2011, Foz do Iguaçu. P. 1 - 15.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Princeton, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996. Disponível em http://www.econ.upf.edu/~mayoral/timeseries_bgse11/elliottetal.pdf. Acesso em: 31/01/2012

ENDERS, W. **Applied Econometrics Time Series**. 2. ed. Massachusetts: Willey, 2004.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, Carolina do Norte, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001. Disponível em <http://www.jstor.org/stable/10.2307/1392161>. Acesso em: 31/01/2012

FORNAZIER, Armando et al. A estrutura do mercado de etanol combustível no estado de São Paulo. In: Sociedade Brasileira De Economia, Administração E Sociologia Rural, 47., 2009, Porto alegre. **Anais...**Porto Alegre: SOBER, 2009. p. 1 - 11.

GAMARRA, J.E.T.; **Transmissão de Preços entre o Mercado do Etanol e a Gasolina desde o Lançamento dos Carros *Flex-Fuel*, no Mercado Brasileiro**. Dissertação (Pós-Graduação Em Agronegócios). Centro de Estudos e Pesquisas em Agronegócios –CEPAN. Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS, Porto Alegre, RS, 2006.

GUJARATI, DamodarN..**Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006.

GOODWIN, B. K.; HARPER, D. C. Price transmission, *Threshold* behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Nashville, v. 32, n. 3. p. 543–553.2000.

LOPES, Maíra Bacha; SILVA, Andrea Lago da; CONEJERO, Marco Antonio. Fluxos e poder nos canais de distribuição de etanol carburante: um estudo qualitativo no estado de São Paulo. **Revista de Administração da USP**, São Paulo, v. 45, n. 4, p.356-372, dez. 2010.

MATTOS, Rogerio et al. Transmissão assimétrica de preços: o caso do mercado de gasolina a varejo nos municípios do brasil. *In: Encontro Nacional De Economia, Foz do Iguaçu. Anais...* (ANPEC), 2011, Foz do Iguaçu. P. 1 - 20.

MATTOSO, E. S. **Estratégias de Atuação das Empresas de Etanol no Brasil**.Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – FGV/RJ. Rio de Janeiro, 2008.

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

NUNES, C.; GOMES, C. Aspectos concorrenciais do varejo de combustíveis no Brasil. *In: Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005. 19 p. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A108.pdf>>. Acessoem: 18/12/2011

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000. Disponível em < <http://www.jstor.org/stable/3038267>>. Acessoem: 12/01/2012

RAPSOMANIKIS, G.; KARFAKIS, P. Margins across time and space: *threshold* cointegration and spatial pricing applications to commodity markets in Tanzania. *In: The Workshop On Staple Food Trade And Market Policy Options For Promoting Development In Eastern And Southern Africa*, 2007, Roma. **Anais...** Roma: FAO, 2007. Disponível em < www.fao.org/es/esc/foodpriceswing/papers/MarginsAcross.pdf>. Acessoem: 15/01/2012

TSAY, R. S. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, p. 1188–1202, 1998.

WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. Critical values of the empirical *F distribution* for *threshold* autoregressive and momentum threshold models. **OpenSIUC**, Department of Economics Southern Illinois University, Illinois, n. 13 (discussion papers), 2004. 18 p. Disponível em <http://opensiuc.lib.siu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1022&context=econ_dp>. Acesso em: 30/01/2012

UCHÔA, C. F. A. **Investigando a dinâmica da assimetria nos preços da gasolina Brasileira: uma abordagem de séries temporais**. 2006. 60 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal da Bahia, Bahia, 2006.