



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

# TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE BIOETANOL ENTRE ALAGOAS E PERNAMBUCO: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO<sup>1</sup>

*Bruno Ferreira Frascaroli<sup>2</sup>*

*Patrícia Soares de Araújo Carvalho<sup>3</sup>*

**Resumo:** No presente estudo foi analisada a transmissão de preço do bioetanol anidro e hidratado nos estados de Alagoas e Pernambuco, considerando a existência de custos de transação. O objetivo foi captar e observar o funcionamento da Lei do Preço Único (LPU). Para alcançá-lo, foram utilizadas séries de preços do bioetanol anidro e hidratado para os estados supracitados, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2013. Foi feita análise de estatística descritiva dos dados, estimados testes estatísticos de raízes unitárias, testes de cointegração de Johansen (1988) e o Teste de Hansen e Seo (2002) para verificar se a cointegração entre esses mercados tem componentes lineares ou não lineares. Optou-se, com base nos testes, estimar modelos de Vetores de Correção de Erro. Os resultados mostram que as séries do diferencial de preços do bioetanol anidro e hidratado têm elevado grau de cointegração entre os estados de Alagoas e Pernambuco, com efeitos de curto e longo prazo. Isso sugere não ocorrerem arbitragens significativas nos preços transacionados, conseqüentemente, possíveis custos de transação têm efeitos reduzidos sobre a dinâmica de transmissão de preços entre esses mercados.

**Palavras-chaves:** Transmissão de Preços, Bioetanol, Custos de Transação.

1 Recebido em: 14/03/2016; Aceito em: 25/10/2016.

2 Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco. Professor Adjunto III do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba. E-mail: frascaroli.b@gmail.com

3 Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE/ Universidade Federal da Paraíba. Professora do IFPB. E-mail: patricia.araujo@ifpb.edu.br

**Abstract:** In the present study we analyzed the transmission of price of anhydrous and hydrous bioethanol in the states of Alagoas and Pernambuco, considering the existence of transaction costs. The goal was to capture and observe the process of the Law of One Price (LOP). To reach this, we used time series of prices of anhydrous and hydrous ethanol of mentioned states, from January 2003 to December 2013. Descriptive statistical analysis of the data was performed, there were estimated statistical unit root tests, cointegration tests of Johansen (1988) and the Hansen and Seotest (2002) to verify if the cointegration between those markets has linear or nonlinear elements. After the tests, we estimated the model *Vector Error-Correction*. The results show that the series of the price differential of anhydrous ethanol and hydrous ethanol have a high degree of cointegration between the states of Alagoas and Pernambuco, with effects in short and long term. This fact suggests that are non significant arbitrages in prices transactions, therefore, possible transaction costs has reduced effects in the transmission price dynamics between those markets.

**Keywords:** Price Transmission, Bioethanol, Transaction Costs.

**Classificação JEL:** G13, C58, Q17.

## 1. Introdução

A economia brasileira é fortemente influenciada pelo agronegócio, especialmente na geração de empregos, na participação do PIB, nas exportações de *commodities* e nos resultados da Balança Comercial do Brasil. O agronegócio abrange deste a produção e distribuição de suprimentos agrícolas, passando pelas operações de produção nas unidades agrícolas, armazenamento, processamento e distribuição dos produtos agrícolas, até chegar ao consumo final. Ele é dividido, segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) (2006), em cinco mercados: suprimentos, produção, processamento, distribuição e consumo final.

De acordo com o Ministério de Minas e Energia (MME, 2008), o Brasil tem cerca de 100 milhões de hectares de terra arável distantes dos biomas naturais, como a Amazônia, aproximadamente 13% de toda a água doce do planeta, clima diversificado, chuvas regulares, energia solar abundante,

além de dominar muitos aspectos tecnológicos utilizados no campo. Conjuntamente, estes fatores fazem do agronegócio brasileiro um setor moderno, eficiente e competitivo no cenário internacional.

O processo de modernização da agricultura brasileira se expandiu a partir da década de 1960, principalmente nas regiões Sul e Sudeste. Inicialmente, o processo de modernização do campo se deu também em função da demanda externa por produtos agrícolas, mas, a partir de meados da década de 1970, o processo foi se ampliando com o desenvolvimento das indústrias voltadas para atender as demandas do setor agropecuário, como, por exemplo, maquinário, defensivos e adubos.

Entre as diversas culturas propensas ao agronegócio, a produção sucroalcooleira com a finalidade de produzir o bioetanol, doravante denominado apenas de etanol, pode ser considerada um dos principais produtos agrícolas do Brasil. Dados de 2008 mostram que a produção sucroalcooleira está distribuída por sete milhões de hectares no Brasil, com 50% desta matéria-prima para a produção de etanol e o restante para de açúcar. Salienta-se que esta área compreende apenas 1% do total utilizado para plantio no Brasil (MME, 2008).

De acordo com o Terceiro Levantamento<sup>4</sup> da Safra 2013/2014 para a cana-de-açúcar, publicado pela Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o Brasil produziu 659.850,1 mil toneladas de cana-de-açúcar na Safra 2013/2014. Desta produção, a região nordeste contribuiu com 53.995,5 mil toneladas, com destaque para os estados de Alagoas e Pernambuco, que foram utilizados nesta pesquisa e são os maiores produtores. Juntos, produziram o equivalente a 814.401,9 mil litros de etanol: 457.395,5 mil de etanol anidro e 357.006,4 mil de etanol hidratado.

Em relação à capacidade de refinamento, ao final de 2014, o parque de refino brasileiro passou a contar com 17 refinarias após o início

<sup>4</sup> A Conab publica quatro levantamentos anuais sobre o segmento sucroalcooleiro, com dados sobre área, produtividade, colheita e as alterações na estimativa da safra de cana-de-açúcar e dos produtos dela originados, com o objetivo de orientar melhor o planejamento do plantio para o próximo exercício.

da operação da Refinaria do Nordeste – Rnest, com capacidade para processar 2,4 milhões de barris por dia, valor 6,8% maior que em 2013. A importância do segmento sucroalcooleiro pode ser atribuída também às múltiplas utilizações da cana. Ela pode ser empregada para fornecer forragem para alimentação animal, como matéria-prima para a fabricação de açúcar, rapadura, aguardente, etanol anidro, utilizado na mistura com a gasolina, etanol hidratado, vendido nos postos de combustíveis e usado nos veículos flex, ou para geração de eletricidade, pela queima do bagaço, subproduto da produção do álcool e açúcar.

A inserção do etanol brasileiro na economia mundial confere ao preço do produto grande dependência em relação ao mercado externo, sendo sua *commodity* negociada principalmente na *Chicago Board of Trade* (CBOT), localizada nos Estados Unidos. Salienta-se que o Brasil ocupa o primeiro lugar no ranking dos países exportadores de etanol (MAPA, 2010). Assim, a maior parte dos impactos das expectativas e das movimentações do mercado é refletida na CBOT, que passa a exercer um importante papel referencial de preços para todo o mercado mundial.

Em conformidade com Martins (2009), as *commodities* são mercadorias padronizadas e de baixo valor agregado, produzidas por diferentes produtores e comercializadas em escala global, cujas oferta e demanda, no curto prazo, são praticamente inelásticas. Outra característica importante das *commodities*, segundo o supracitado autor, é que seus preços são determinados pelo mercado e por isso ocorrem muitas flutuações de preços, principalmente por causa de fatores climáticos e aspectos mercadológicos e conjunturais.

Por ser uma *commodity* agrícola produzida em quase a totalidade do território brasileiro, os estudos que envolvem a transmissão de preços, em especial no mercado do etanol, investigam a aplicação da Lei do Preço Único-LPU. Neste sentido, sabe-se que existem várias pesquisas empíricas que investigaram a transmissão de preços no mercado brasileiro do etanol, como, por exemplo, Rapsomanikis e Hallam (2006), Gamarra (2009), Alves e Lima (2010) e Tonin, Tonin e Pavan (2012), entre outros.

A LPU postula que, na ausência de custos de transação, os preços de produtos homogêneos tendem a convergir. De maneira simples, a LPU entende que, em regime de livre concorrência e na ausência de custos de transporte e barreiras ao comércio, bens homogêneos, cotados em termos da mesma moeda, apresentarão um preço único para todos os mercados em que forem negociados (MUNDLACK e LARSON, 1992; FACKLER e GOODWIN, 2000).

Desta forma, se o preço em um mercado for mais elevado que nos demais, existe uma oportunidade de arbitragem, isto é, uma oportunidade instantânea de lucro, comprando-se o bem no mercado mais barato e vendendo-o no mercado em que o preço seja mais elevado (TONIN, TONIN e PAVAN, 2012). Por outro lado, caso existam custos de transação, os agentes só arbitrarão se os ganhos obtidos forem maiores que os custos. Assim, quanto maior for o custo de transação entre dois mercados, menor será a dependência entre seus preços.

No mercado do etanol, espera-se, portanto, um elevado nível de correlação entre os preços praticados no mercado doméstico. Vale salientar que estes custos, quando muito elevados, podem prejudicar a comercialização do bem, ao inviabilizar os incentivos de lucro econômico. Nesse contexto, metodologias que forneçam informações sobre a magnitude destes custos, com base em séries de preços, podem ser muito úteis na tomada de decisões no mercado.

Em linha com Rapsomanikis e Hallam (2006), a hipótese adotada nesta pesquisa é de que variações positivas ou negativas nos preços do mercado de um dos estados analisados devem ser transmitidas aos preços praticados no mercado do outro estado, caracterizando uma relação de longo prazo. O presente trabalho busca analisar a transmissão de preço do etanol anidro e hidratado entre os Estados de Alagoas e Pernambuco, considerando a existência de custos de transação no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2013. Com o objetivo de verificar o comportamento de longo prazo entre séries de preços, foram aplicados testes de estacionariedade, raiz unitária e cointegração para as séries de preços cotados nos mercados.

Além dos testes supracitados, foram feitos os testes de Hansen e Seo (2002) para analisar a significância estatística do efeito *threshold*, que permite verificar a relação existente entre os preços no curto e no longo prazo para avaliar a possível existência de custos de transação. Assim, caso haja evidências desses custos, serão estimados os modelos *Threshold Error Correction Model* (TVEC).

Este estudo está estruturado em sete seções. Além desta introdução, na segunda seção, são descritas as relações entre o agronegócio brasileiro e o mercado de etanol. A seguir, na seção três, são apresentadas a integração de mercado, a Lei do Preço Único e algumas evidências empíricas sobre transmissões de preços neste mercado. Na seção quatro, são elencados os procedimentos metodológicos e a descrição dos dados e do planejamento amostra. Na quinta seção, os resultados obtidos são analisados e discutidos e, na última seção, são apresentadas as considerações finais.

## **2. O agronegócio brasileiro e o mercado do bioetanol**

A partir século XX ocorreu o fortalecimento do agronegócio brasileiro, com a criação do Ministério da Agricultura em 1909. Neste período, surgiram as primeiras fazendas experimentais e instituições direcionadas à pesquisa e ao desenvolvimento de produtos agropecuários. Posteriormente, na década de 1940, o processo de industrialização e urbanização contribuiu para o surgimento de áreas destinadas à produção de matérias-primas industriais, de produtos hortifrutigranjeiros e à pecuária leiteira em regiões de planaltos (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – MDIC, 2003).

As primeiras usinas sucroalcooleiras surgiram no Brasil com o objetivo de produzir açúcar, alterando esta realidade a partir da década de 1970, quando, impulsionadas pelo Programa Nacional do Álcool - Proálcool, novas unidades produtoras surgiam. Segundo o Ministério de Minas e Energia (MME, 2008), o Proálcool, criado em 1975 pelo governo brasileiro, tinha como objetivo estimular a produção do álcool (etanol)

em substituição aos combustíveis derivados do petróleo. Este programa oferecia incentivos fiscais e empréstimos bancários com juros subsidiados para os produtores de cana-de-açúcar e para as indústrias automobilísticas produzirem carros movidos a álcool.

Misturas de combustíveis com alto teor de etanol (E100)<sup>5</sup> foram promovidas no Brasil durante os últimos 35 anos, justificadas por objetivos de segurança energética, desenvolvimento rural e, mais recentemente, como ferramenta para reduzir a intensidade de carbono nos transportes. Entre os anos 1970 e 1990, o desafio era garantir abastecimento suficiente de etanol para veículos brasileiros movidos com este combustível (HIRA e OLIVEIRA, 2009). Até a década de 1990, além da continuidade dos incentivos dados pelo Proálcool, a produção do etanol recebia subsídios do Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA). Estas políticas estatais subsidiárias foram revertidas no início dos anos 1990 com a extinção do IAA e assim o setor foi desregulamentado, passando a ser regido pelas forças do mercado (ALVES e LIMA, 2010).

No final dos anos 1990, ocorre uma mudança institucional importante no que tange à gestão da política energética no Brasil, a criação da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), em 1997, pela lei n.º 9.478. Com suas atividades iniciadas em 14 de janeiro de 1998, ela é o órgão regulador das atividades que agregam as indústrias de petróleo e gás natural e de biocombustíveis no Brasil. Vinculada ao MME, é a autarquia federal responsável pela execução da política nacional para o setor.

A partir dos anos 2000, alguns eventos podem ser considerados favoráveis à ampliação da produção do etanol. Entre eles, podem ser citados: o aumento nas vendas de automóveis *flexfuel* a partir de 2003 (PACINI e SILVEIRA, 2011a), favorecendo a produção do etanol hidratado; a preocupação com questões ambientais, uma vez que o

---

5 A inserção do etanol em combustível é descrito pela letra 'E' seguindo da percentagem de etanol na mistura. No Brasil, os veículos movidos a etanol hidratado são conhecidos como E100; já os veículos 'flex' utilizam 25% de etanol e assim são denominados de E25.



etanol é considerado energia renovável, sendo um produto substituto da energia gerada por combustíveis fósseis; e o aumento de 20 para 25% da participação do etanol anidro na gasolina após o ano de 2013 e, posteriormente, para 27% desde março de 2015 (MME, 2015).

Internamente, os veículos *flexfuel* compõem quase 50% da frota brasileira (UFRJ, 2012). Isso permite aos consumidores escolher entre etanol e gasolina, dependendo da economia oferecida por cada combustível. As evidências mostram que os consumidores escolhem o seu combustível considerando principalmente preço e quilometragem rendida (FREITAS e KANEKO, 2011; SALVO e HUSE, 2011). Embora outros fatores possam desempenhar algum papel, como a consciência ambiental, impacto de combustíveis sobre a manutenção, desempenho e depreciação do automóvel, estes fatores parecem ter menor importância (PACINI e SILVEIRA, 2011b; COLLANTES, 2010).

O problema enfrentado pelos atores envolvidos na cadeia produtiva do etanol consiste numa forma de manter a atratividade de seu preço. Desta forma, os esforços se concentraram em duas frentes: a primeira tomou forma de política industrial e de inovação, que busca impulsionar o progresso tecnológico e a redução de custos ao longo de todo o ciclo de vida da produção de etanol (PACINI e STRAPASSON, 2012); a segunda era enfrentar a configuração de regulação para garantir que o etanol pudesse competir com a gasolina em um ambiente de preços voláteis (GIZ, 2012; PACINI e SILVEIRA, 2011a). Estes dois desafios – reduzir custos e enfrentar a configuração de regulação – têm sido os aspectos fundamentais na determinação do preço (atratividade) do etanol para os consumidores e, conseqüentemente, para sua sustentação econômica como combustível.

Em se tratando do etanol oriundo da cana-de-açúcar, uma característica interessante do setor sucroalcooleiro brasileiro é que a maioria das unidades produtoras fabrica açúcar e etanol, direcionando, assim, a safra da cana para o produto que apresente melhor preço (ALVES e LIMA, 2010). Neste sentido, além dos desafios listados, como reduzir custos e

enfrentar a configuração de regulação, o setor sucroalcooleiro enfrenta o problema de equilibrar a produção entre combustíveis e alimentos (UNICDATA, 2016).

Logo, a produção brasileira de etanol de cana-de-açúcar pode estar sujeita a flutuações em virtude de os preços elevados do açúcar no mercado internacional gerarem maior produção de açúcar, em detrimento do etanol (ANP, 2012). Transformações recentes que levaram ao surgimento do etanol de segunda geração, também chamado de etanol celulósico, por ser produzido do bagaço da cana, cuja produção ainda é pequena, podem mudar esse equilíbrio. A Figura 1 mostra as variações do preço médio do açúcar e do etanol no mercado internacional nos últimos anos.

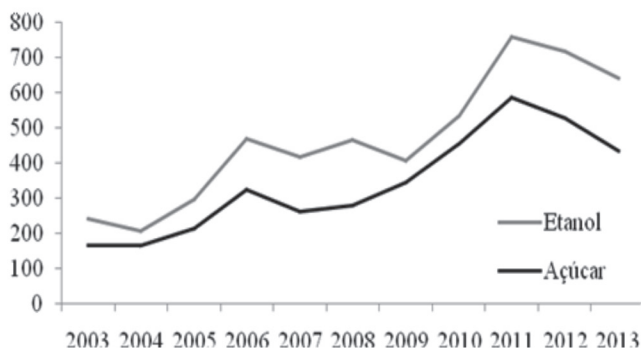


Figura 1 – Variação percentual do preço internacional médio do etanol (US\$/m<sup>3</sup>) e do açúcar (US\$/t) brasileiro exportado (2003 a 2013)

Fonte: Elaboração própria tendo como base dados do MAPA (2014).

A Figura 1 mostra que a variação percentual do preço internacional das *commodities* açúcar e etanol vêm apresentando comportamento crescente nos seus preços médios entre os anos de 2004 e 2011. No primeiro caso, sobretudo, em função das políticas de sustentabilidade energética na União Europeia, destino de quase 30% da produção brasileira de etanol (MAPA, 2010), e das elevadas demandas da China que, à época, crescia

em média 10% ao ano (ANP, 2013). No segundo caso, a redução no preço médio em 2012 e 2013 está relacionada, entre outros fatores, com as exportações de etanol para os EUA, com a política adotada para este combustível naquele país (MME, 2008), com o encerramento da moagem da safra 2011/2012 antes do período habitual e com o maior tempo de desenvolvimento dos canaviais na safra 2012/2013.

Ao elencar os fatores que podem influenciar a demanda e as flutuações de preços do etanol, alguns têm papel de destaque, caso do aumento na demanda por energia e, conseqüentemente, da busca por fontes alternativas para combater os efeitos das alterações climáticas. Este tipo de preocupação está relacionado com o crescimento econômico dos países em desenvolvimento, que são intensivos no uso de energia, e também com a melhoria dos padrões de vida nesses países. A China, por exemplo, tornou-se o maior consumidor de energia do mundo em 2010, com sua participação no consumo global de energia primária passando de 8% em 1990 para 20% em 2010 (ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS - UNCTAD, 2013).

A demanda dos países em desenvolvimento, liderados por China e Índia, tem impulsionado os mercados globais de energia ao longo da última década. Embora sejam esperadas melhorias na eficiência energética para contribuir para um declínio contínuo no consumo de energia por país ou região, a crescente demanda por energia em países em desenvolvimento com rápido crescimento econômico irá persistir ao longo das próximas décadas, conquanto em ritmo mais lento do que nos últimos dez anos (FAO, 2012).

Segundo a UNCTAD (2013), é importante ressaltar o papel dos governos que podem tomar medidas orçamentárias discricionárias, incluindo o aumento da demanda por bens de consumo duráveis, por exemplo, pelas transferências fiscais específicas, tais como reduções de impostos sobre determinado bem de consumo. Uma vasta gama de países desenvolvidos, bem como alguns países em desenvolvimento, como a China, por

exemplo, impulsionaram as vendas de carros novos por meio de esquemas chamados *cash-for-clunkers* em 2008-2009. Dado que esses sistemas geralmente visam a substituir carros antigos, que são mais poluentes e menos eficientes em termos energéticos, por novos, também ajudam a atingir metas ambientais.

### 3. Integração de mercados, lei do preço único e evidências empíricas no mercado de bioetanol

Segundo Meyer (2004), a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Neste contexto, a integração de mercado vem sendo utilizada para medir a eficiência de mercado, em que um nível alto de integração de mercado possibilita maior transmissão de preços, ou seja, maior adaptabilidade dos preços considerando choques de oferta e de demanda e, assim, produtores são encorajados a se especializar de acordo com as vantagens comparativas da região (ALVES e LIMA, 2010).

Por sua vez, Fackler e Goodwin (2001) estabeleceram, com base num choque hipotético ( $\varepsilon_A$ ), o conceito de integração de mercado como uma medida do grau com que choques de oferta (demanda) de uma dada região são transmitidos para outras. Assim, a transmissão de preço da região 'A' para a região 'B' ( $R_{A,B}$ ), associada ao choque hipotético ( $\varepsilon_A$ ) é dada por:

$$R_{A,B} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (1)$$

onde  $\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}$  a variação infinitesimal no preço do bem na região 'B' decorrente de um choque econômico na região 'A', e  $\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}$  é a variação infinitesimal no preço do bem na região 'A' decorrente de um choque econômico nessa mesma região.

Se a razão da transmissão de preço ( $R_{A,B}$ ) associada ao choque ( $\varepsilon_A$ ) for igual à unidade, tem-se um mercado perfeitamente integrado. Neste contexto, a transmissão de preços está associada à teoria da Lei do Preço Único (LPU). Esta Lei se apoia na lógica de inexistência de oportunidades de arbitragem de longo prazo. Mais precisamente, refere-se à circunstância na qual bens homogêneos são comercializados pelo mesmo preço, ainda que em localizações diferentes. Entretanto, devem-se considerar os preços em mesma moeda, na ausência de custos de transporte e barreiras ao comércio, e em mercados de livre concorrência (SOUSA e CAMPOS, 2008).

Sob as condições supracitadas, *ceteris paribus*, inexistindo custos de transação, o preço de um determinado bem sempre convergirá para o preço dos bens homogêneos entre si comercializados nos demais mercados, quaisquer que sejam os mercados em que forem comercializados. Logo, se o preço em um mercado estiver maior que nos demais, existe uma oportunidade instantânea de arbitragem, que consistirá em comprar o bem no mercado com menor preço e vendê-lo no mercado cujo preço estiver maior.

À medida que esta operação de arbitragem se repete, os preços de todos os mercados tendem a convergir para um único valor, exatamente como o descrito pelo processo de *tâtonnement*<sup>6</sup>. Na existência de custos de transação, esta lógica se altera. Neste caso, os agentes só farão a operação de arbitragem se a receita obtida for maior que o custo. Assim, quanto maior for o custo de transação entre dois mercados, maior será a independência entre o preço realizado em ambos.

Os primeiros estudos que trataram da integração de mercado analisaram os preços utilizando métodos de correlações simples. Após avanços metodológicos e a detecção de variáveis não estacionárias<sup>7</sup> que inviabilizam o uso do modelo de regressão linear para determinar a relação entre as variáveis, a técnica da cointegração surgiu como um procedimento recomendável para lidar com este tipo de limitação

---

6 Ver Walras (1874).

metodológica. O entendimento é que se duas séries temporais não estacionárias, mas integradas de mesma ordem, são cointegradas, então existirá uma combinação entre elas, que é estacionária. Assim, o estudo de cointegração possibilita investigar a aplicação da Lei do Preço, que admite ausência de oportunidades de arbitragem de longo prazo entre diferentes localidades.

Tonin, Tonin e Pavan (2012) analisaram o comportamento dos preços futuros do etanol hidratado na BM & FBovespa e dos preços do mercado *spot* de Paulínia/SP, buscando identificar a existência de um processo de transmissão assimétrico entre os preços praticados nesses mercados. Estes autores, utilizando os modelos TAR e M-TAR, por meio de uma abordagem de cointegração com ajustamento *threshold* para o período de 01 de julho de 2010 a 30 de setembro de 2012, revelaram que os preços do mercado *spot* de Paulínia/SP têm um processo de transmissão assimétrico para os preços do primeiro vencimento do contrato futuro de etanol hidratado na BM & FBovespa no curto prazo, mas tendem a ser mitigados no longo prazo.

Alves e Lima (2010) analisaram com o modelo TAR<sup>8</sup> a integração espacial dos mercados de etanol no Brasil, considerando a presença de custos de transação. Utilizando as 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, eles concluíram que os mercados mais próximos a Ribeirão Preto tendem a ter menor custo de transação e maior grau de integração, acontecendo o inverso para mercados mais distantes.

Com o objetivo de verificar se existe transmissão de preços entre o

---

7 A aplicação do método de regressão linear em séries de tempo nãoestacionárias pode causar problemas de regressão espúria. Um modo de resolver o problema de regressões espúrias e assim tornar as séries estacionárias é por meio da diferenciação. Ao adotar este procedimento, corre-se o risco de perder a determinação do relacionamento de longo prazo das séries.

8 Ver Goodwin e Piggot (2001), Sephton (2003) e Meyer (2004) para detalhes de estudos que utilizam modelos de cointegração *threshold* para transmissão de preços no mercado de commodities. Goodwin, Piggot (2001) e Sephton (2003) estudaram os mercados do milho e da soja entre diferentes cidades norte-americanas; Meyer (2004) analisou o mercado suíno europeu.

etanol e a gasolina desde o lançamento dos veículos *flex-fuel*, Gamarra (2009) utilizou os testes de cointegração, o de Termo de Correção de Erro (TCE). Os resultados encontrados revelaram que, no longo prazo, os mercados do etanol e da gasolina estão integrados, e que um incremento de 1% no preço da gasolina é responsável por um incremento de 2,74% no preço do etanol.

Observa-se que estudos sobre transmissão de preços se aplicam a mercados que sejam fortemente cointegrados, entretanto, não necessitando ser necessariamente linear. Se houver uma transmissão não linear, talvez seja possível identificar um parâmetro *threshold* usando o modelo introduzido no trabalho seminal de Balke e Fomby (1997). Este modelo também é utilizado para modelar e explicar a transmissão de preços entre diferentes mercados. Ainda são poucos os estudos aplicados aos dados brasileiros sobre transmissão de preços com cointegração do tipo *threshold*.

Alguns estudos, como de Silva, Frascaroli e Sobel (2013), encontraram significativa correlação positiva entre parâmetros *threshold* e custo de transporte, o que pode ser muito útil nas tomadas de decisões quanto à arbitragem de preços. Além disso, eventualmente, variações de preços demoram mais a serem transmitidas dependendo dos regimes estimados pelo modelo.

Neste contexto, a estratégia do presente estudo para ilustrar o funcionamento da LPU será utilizar modelos de correção de erros para tentar capturar o efeito dos custos de transação, pois, como foi sublinhado por Goodwin e Piggott (2001), testes de integração de mercados que ignoram a existência dos custos de transação podem provocar interpretações errôneas. É nesta direção que Rapsomanikis e Hallam (2006) estimam para o Brasil o ajuste dinâmico entre os preços de açúcar, etanol e gasolina, tendo concluído que o etanol e a gasolina têm uma relação não linear de cointegração, ao passo que o etanol e o açúcar têm uma relação linear de cointegração.

## 4. Procedimentos metodológicos

O objetivo desta seção é apresentar os procedimentos envolvidos na estratégia empírica adotada neste estudo para estimar a cointegração de preços e sua relação com a Lei do Preço Único. Inicialmente é apresentado o modelo *Vector Error-Correction* (VEC) e em seguida, o modelo *Threshold Error Correction Model* (TVEC), que foram utilizados para estimar a transmissão de preços do etanol entre os Estados de Alagoas e Pernambuco.

### 4.1 Cointegração com modelos *Vector Error-Correction* (VEC) e *Threshold Error Correction Model* (TVEC)

O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987) e, desde então, tem sido amplamente utilizado em análises de séries temporais. Ele se refere à existência de um relacionamento de longo prazo entre as variáveis econômicas. Em outras palavras, duas ou mais variáveis são cointegradas quando existe uma combinação linear entre elas que seja estacionária, embora as variáveis não o sejam individualmente. Estatisticamente, uma série temporal é estacionária quando sua média, variância e covariância não variam no tempo.

Diante disso, o primeiro procedimento realizado neste trabalho, visando a analisar a transmissão de preços do mercado de etanol entre Alagoas e Pernambuco, foi verificar a estacionariedade ou a presença de raiz unitária nas séries de preços, isto é, verificar a ordem de integração de cada variável individualmente. Para obter informação sobre a possível presença de raiz unitária, foram aplicados, tanto em nível como em primeira diferença, os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o Phillips-Perron (PP) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Assim, foi possível um diagnóstico que minimizasse as dúvidas quanto a esta importante condição das séries de tempo utilizadas.

Após a verificação da estacionariedade das variáveis, foi estimado o teste



de cointegração de Johansen (1988)<sup>9</sup>, que tem como objetivo identificar presença de vetores de cointegração entre as variáveis. Na presença de cointegração entre as variáveis, o modelo de correção de erros utilizado foi o Vetor de Correção de Erros (VEC)<sup>10</sup>, tal como especificado pela equação (2), tendo por base Silva, Frascaroli e Sobel (2013):

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (2)$$

em que  $\Pi z_{t-k}$  é o vetor de erros; é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis estocásticas que deve ser testado por cointegração;  $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ ;  $\Gamma_i$  é a matriz que contém os coeficientes que medem a velocidade de ajustamento do modelo no curto prazo  $\Pi$  é a matriz dos coeficientes que medem o ajustamento de longo prazo;  $D_t$  é um vetor de variáveis determinísticas tais como constante, tendência linear e *dummies* sazonais ou de intervenção e;  $u_t \sim N(0, \Omega)$ .

A principal vantagem da equação (2) está relacionada à incorporação de informações tanto de curto prazo quanto de longo prazo, via ajustes na variação em . A matriz  $\Pi$  pode ser definida da seguinte forma:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3)$$

em que  $\alpha$  representa a matriz com indicadores da velocidade de ajustamento dos parâmetros de curto prazo;  $\beta$ , a matriz de coeficiente de cointegração de longo prazo entre as variáveis; e  $\beta' Z_{t-k}$ , implícito em (3), representa as  $(n - 1)$  relações de cointegração.

Krishnakumar e David Neto (2009) destacaram que o VEC se torna importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica dos processos estocásticos de curto prazo e os de longo prazo. Assim, os modelos de correção de erros pretendem fornecer um caminho para

<sup>9</sup> O teste de Johansen foi mais bem desenvolvido por Johansen e Juselius em 1990, apresentando como principal vantagem, comparando com os testes de cointegração de Engle-Granger e de Phillips-Ouliaris, a determinação do número de vetores de cointegração existentes entre as variáveis (MARGARIDO, 2004).

<sup>10</sup> O VEC é uma versão completa do VAR (representado por  $z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_{k-1} \Delta z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$ ).

combinar as vantagens de modelar processos estocásticos, tanto em nível quanto em diferenças. Em um modelo de correção de erros, tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo quanto de longo prazo são modelados simultaneamente.

O terceiro procedimento efetuado em relação ao diagnóstico dos processos estocásticos foi verificar qual o melhor modelo a ser adotado para as séries de preços. Para tanto, aplicou-se, para os pares de séries de preços de etanol, o teste de Hansen e Seo (2002). Assim, foi possível testar a linearidade da cointegração e verificar a existência ou não de regimes que identifiquem a presença de custos de transação em (2). A hipótese nula é a de que a cointegração é linear contra uma hipótese alternativa de não linearidade com *threshold* com dois regimes.

O efeito *threshold* foi incorporado aos modelos de correção de erros vetorial (VEC), dando origem ao modelo *Threshold Error Correction Model* (TVEC). Balke e Fomby (1997) foram pioneiros no estudo da cointegração com *threshold*, no entanto, para análises empíricas de integração de mercados, a pesquisa de Goodwin e Holt (1999) foi uma das primeiras a utilizar a técnica de cointegração com *threshold*.

A aplicação do modelo TVEC nos estudos sobre integração de mercados baseia-se na estrutura autorregressiva do processo de ajustamento dos preços entre os mercados, incorporando não linearidades justificadas pela presença dos custos de transação. O modelo TVEC assume que, no longo prazo, as séries analisadas têm uma relação de equilíbrio, mesmo que não sejam estacionárias. Quando ocorre cointegração entre os preços, ela pode ser representada em termos de um TVEC com dois regimes, tal como especificado pela equação (4), tendo por base Silva, Frascaroli e Sobel (2013):

$$\Delta P_t = \begin{cases} \mu^{(1)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(1)} Z_{t-1} + v_t^{(1)}, & \text{se } Z_{t-1} \leq \gamma_1 \\ \mu^{(2)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(2)} Z_{t-1} + v_t^{(2)}, & \text{se } Z_{t-1} > \gamma_1 \end{cases} \quad (4)$$

em que  $P_t$  é o vetor dos algoritmos naturais dos preços em cada um dos dois mercados;  $\Delta$  é o operador da primeira diferença;  $\mu^{(1)}$  são vetores coluna ( $2 \times 1$ ) de termos constantes;  $\Gamma_i^{(1)}$  ( $i=1,2,\dots$ ) são matrizes ( $2 \times 2$ ) de parâmetros;  $\alpha^{(1)}$  são vetores coluna ( $2 \times 1$ ) dos coeficientes de ajustamento;  $Z_{t-1}$  são os desvios da relação de longo prazo entre os pares de preços, defasados em um período, utilizados como termo de correção de erro;  $v_t^{(1)}$  e  $v_t^{(2)}$  são os vetores coluna ( $2 \times 1$ ) do termo de erro;  $k$  indica o número de defasagens do vetor  $P_t$ ;  $i=1$  indica o regime de ajustamento de preços; e  $\gamma_1$  é o parâmetro *threshold* que delimita os regimes de ajustamento.

No modelo TVEC, a extensão em que desvios do equilíbrio de longo prazo são responsáveis por ajustamento de preços depende da magnitude de tal desvio. Logo, o processo de ajustamento pode ser diferente, caso o desvio esteja acima ou abaixo de um valor específico, ou seja, de um limiar (*threshold*).

Desta forma, o regime 1 evidencia como ocorre o processo de ajustamento dos preços no período  $t$ , quando o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo no período ( $t-1$ ) em valor absoluto é igual ou inferior ao parâmetro  $\gamma$ . Desta forma, nesse regime, em função dos custos de transação, os preços não respondem a desvios do equilíbrio de longo prazo, mas às variações de curto prazo, ou seja, através das variáveis defasadas.

No regime 2, tem-se como se dá o processo de ajustamento dos preços no período  $t$ , quando o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, no período ( $t-1$ ), em valor absoluto, for superior ao parâmetro  $\gamma$ . Neste regime, tanto as variáveis defasadas de curto prazo, quanto os desvios do equilíbrio de longo prazo afetam a formação dos preços. Este processo de ajustamento de preços é ilustrado na Figura 2.

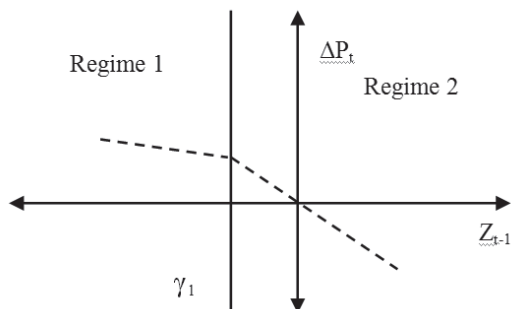


Figura 2 – Impacto do termo de correção de erro (TCE) sobre o ajustamento de preços para o modelo com dois parâmetros *threshold*

Fonte: Elaborada com base em Mattos *et al.* (2010).

Nesta etapa, estima-se o parâmetro *threshold* que vai determinar os limiares entre os regimes de ajustamentos de preços. Após determinar o parâmetro *threshold*, testa-se sua significância estatística. Entre as vantagens do modelo TVEC, há o fato de não serem necessárias uma prévia identificação da relação de causalidade entre os preços nos diferentes mercados e a possibilidade de identificação da trajetória temporal do processo de transmissão de preços, portanto, da integração dos mercados. Para detectar uma possível não linearidade do modelo TVEC com dois regimes, foi utilizado o teste de Hansen e Seo (2002).

Basicamente, o supracitado teste assume como hipótese nula  $H_0$  a cointegração linear do tipo presente nos modelos VECM, e hipótese alternativa  $H_1$  a cointegração do tipo TVEC de dois regimes. A restrição assumida na hipótese nula é equivalente a reescrever (4) de tal forma que  $\Gamma_i^{(1)} = \Gamma_i^{(2)}$ .

Para obtenção da estatística do teste, é utilizado o teste LM por duas razões: a factibilidade de implantação e o custo computacional compatível da técnica de *bootstrap* presente no teste. Além da precisão descrita pelos criadores do teste, diante da presença de propriedades assintóticas de

distribuições de variáveis amostrais, o modelo representado pela equação (4) permite que todos os coeficientes, com exceção do vetor cointegrante  $\beta$ , dado pelo TCE,  $v_{t-1} = z_{1,t-1} - \beta_1 z_{2,t-1} - \beta_0 - \beta_2 t$ , se alternem entre estes dois regimes. Mais detalhadamente, o teste consiste em analisar o resultado da seguinte função de máxima verossimilhança:

$$L(\alpha_1', \Gamma_1', \beta_1, \Sigma, \lambda) = -\frac{n}{2} \log|\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n v_t (\alpha_1', \Gamma_1', \beta_1, \Sigma, \lambda)' \sum_{t=1}^n v_t^{-1} (\alpha_1', \Gamma_1', \beta_1, \Sigma, \lambda) \quad (5)$$

Assim, um regressor obtido por *bootstrap* pode ser usado para calcular os valores críticos de primeira ordem e para os *p*-valores numa distribuição assintótica, levando a uma correta inferência estatística sobre o fenômeno analisado.

#### 4.2 Descrição dos dados e planejamento amostral

As séries de preços utilizadas nessa pesquisa foram coletadas no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), da Escola Superior Luiz de Queiroz, da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), para o etanol anidro e hidratado nos estados de Alagoas e Pernambuco. Os dados de preço do etanol foram obtidos com periodicidade mensal de janeiro de 2003 a dezembro de 2013. O período de análise foi escolhido de acordo com disponibilidade de dados para os mercados analisados. As variáveis consideradas neste trabalho estão descritas na Tabela 1.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas nos modelos

Modelos	Descrição
PEAAL	Preço do Etanol Anidro em Alagoas
PEAPE	Preço do Etanol Anidro em Pernambuco
PEHAL	Preço do Etanol Hidratado em Alagoas
PEHPE	Preço do Etanol Hidratado em Pernambuco

Fonte: Elaboração própria.

Para mais informações sobre a série, são apresentadas as estatísticas descritivas na Tabela 2.

Tabela 2 – Estatística descritiva dos dados mensais no período de 2003 – 2013

Variável	Média	Mínimo	Máximo	Variância	Desvio Padrão
PEAAL	0,5076132	0,1812	0,9978	0,0452543	0,2127305
PEAPE	0,5058667	0,1782	0,9794	0,0448263	0,2117223
PEHAL	0,4387333	0,1611	0,9025	0,0313766	0,1771345
PEHPE	0,4375484	0,1526	0,8849	0,0314724	0,1774047

Nota: 1) PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco. 2) Todos os preços estão em nível e estão dispostos em US\$/litro.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da CEPEA/ESALQ.

Pela análise estatística, é importante destacar que os preços do etanol anidro, bem como do hidratado, têm valores muito próximos nos estados de Alagoas e Pernambuco, sinalizando, assim, para um alto nível de integração entre estes estados. Relata-se que assim como em diversas pesquisas utilizando dados temporais de preços, trabalhou-se com seus logaritmos. A seguir, as trajetórias dos preços analisados são exibidas na Figura 3.

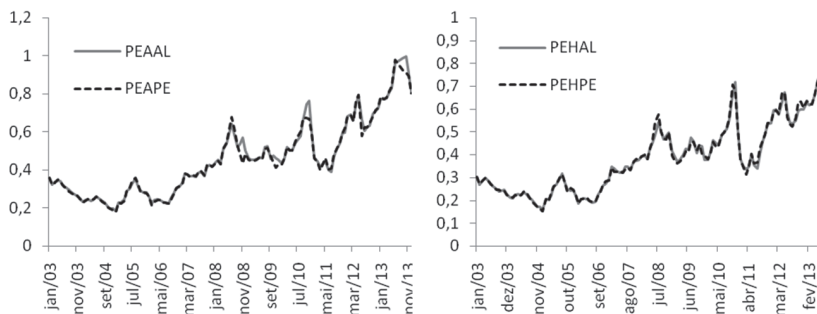


Figura 3 – Preços mensais em US\$ do etanol anidro e hidratado, respectivamente, nos estados de Alagoas e Pernambuco, de janeiro de 2003 a dezembro de 2013

Nota: PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do CEPEA.

Pelo exame visual das séries utilizadas, é possível verificar aumento dos preços, seguido por uma queda no final do período estudado. Talvez esse fato tenha sido causado também por variações na produção de etanol anidro e hidratado na região nordeste entre 2004 e 2013. Segundo dados da ANP (2014), esta região que produzia 1.675,49 milhares de metros cúbicos em 2004, teve seu ápice em 2008, com 2.371,62 milhares de metros cúbicos, com queda registrada a partir desse período, chegando a 1.703,67 em 2013.

## 6. Resultados

O primeiro passo no sentido de analisar a transmissão de preço do etanol entre os estados de Alagoas e Pernambuco, considerando a presença de custos de transação, consistiu na estimação de testes para verificar a viabilidade de estimar modelos VEC e TVEC. Sendo assim, antes

de fazer as estimações, foram feitos testes preliminares sobre as séries de preços do etanol anidro e hidratado, com o objetivo de verificar presença de estacionariedade. Os instrumentos convencionalmente utilizados para essa averiguação são os testes da presença de raiz unitária *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP). Para captar a estacionariedade, foi utilizado o teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS).

Tabela 3– Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade

Variáveis	Em nível			Em 1ª Diferença		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
PEAAL	-3,859**	-18,8443	4,603**	-5,4933**	-113,6655**	0,0759
PEAPE	-3,816**	-20,4601	4,6174**	-5,571**	-135,0643**	0,0745
PEHAL	-3,7489**	-21,3222**	4,5352**	-5,6611**	-107,9586**	0,0557
PEHPE	-3,5292**	-22,2972**	4,5326**	-5,6227**	-119,0686**	0,0538
PEAALPEAPE	-5,5526**	-84,3499**	0,1076	-8,0682**	-142,8557**	0,0088
PEHALPEHPE	-5,2615**	-119,323**	0,2044	-8,0997**	-180,6552**	0,0109

Nota: 1) PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco.

2) Todos os preços estão em logaritmo natural. 3) \*\*Rejeita a Hipótese nula em 5%.

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do CEPEA/ESALQ.

Como mostra a Tabela 3, percebe-se que, para as séries em nível, o teste ADF e o PP rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária, com exceção do teste PP para o etanol anidro, que rejeita a hipótese a 10% de significância estatística. O teste de estacionariedade KPSS revelou que tanto as séries de preço do etanol anidro quanto do hidratado são não estacionárias. No entanto, quando observado o resultado deste teste para o diferencial do logaritmo dos preços entre os dois estados, percebe-se estacionariedade. Desta forma, nas estimações dos modelos, foram utilizadas séries em primeira diferença. Em seguida, procedeu-se à realização dos testes, que indicaram a não existência de raiz unitária ADF, PP e KPSS.

Em termos técnicos, pelos resultados, foi possível identificar que as variáveis em primeira diferença são integradas de ordem 1 [I(1)]. Uma vez que as séries de preços apresentaram comportamento de estacionariedade



na primeira diferença, o procedimento seguinte foi aplicar o teste de cointegração de Johansen. Os resultados estão descritos na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados do teste da raiz máxima de Cointegração de Johansen (1988)

<b>Localidades</b>	<b><math>r \leq 1</math></b>	<b><math>r = 0</math></b>
PEAAL - PEAPE	1,93	59,59
PEHAL - PEHPE	2,65	50,22
<b>Valores Críticos</b>		
1%	11,65	19,19
5%	8,18	14,90
10%	6,50	12,91

Nota: PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco.

Fonte: Elaboração dos autores tendo por base os dados do CEPEA/ESALQ.

O teste de Johansen (1988) estima os vetores de cointegração por meio do método de máxima verossimilhança, permitindo testar sua presença. Como a estatística calculada do teste excedeu os valores críticos na hipótese nula em que  $r = 0$ , isso significa dizer que estas hipóteses foram rejeitadas a 1% de nível de significância. O mesmo não se verifica com a hipótese nula de  $r \leq 1$ , indicando presença de um vetor de cointegração, justificando, assim, a utilização de modelos de correção de erros (VEC ou TVEC). Desta forma, prosseguiu-se com o teste de Hansen e Seo (2002) para verificar qual o melhor modelo a ser adotado para as séries de preços estudadas.

O teste de Hansen e Seo (2002), disposto na Tabela 5, foi utilizado para verificar a hipótese nula de que a cointegração seja linear, contra uma hipótese alternativa de cointegração *threshold* (TVEC) com dois regimes.

Tabela 5 – Teste de Hansen e Seo (2002) para o diferencial dos preços logaritimizados

Localidades	Estatística de teste	p-valor
PEAAL - PEAPE	8,028121	0,731
PEHAL - PEHPE	7,453681	0,873

Nota: PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco.

Fonte: Elaboração dos autores tendo como base os dados do CEPEA/ESALQ

Os resultados do teste de Hansen e Seo (2002) apontaram para a não rejeição da hipótese nula de que a cointegração seja linear para todos os pares das séries de preços logaritimizados do etanol anidro e hidratado entre Alagoas e Pernambuco. Desta forma, conclui-se que o modelo VEC é mais adequado do que os modelos *threshold*. Após detectar a linearidade das variáveis, foi utilizado o modelo VEC para captar a cointegração de preços do etanol anidro e hidratado entre os estados de Alagoas e Pernambuco. Os resultados obtidos estão descritos na Tabela 6.

Tabela 6 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do VEC

Localidades	Coefficientes de ajustes de curto prazo ( $\alpha$ )	Erro Padrão	Coefficientes de ajustes de longo prazo ( $\beta$ )	Erro Padrão
PEAAL - PEAPE	-0,5816	0,1819	0,1021	0,2015
PEHAL - PEHPE	-0,4564	0,2881	0,2965	0,3185

Nota: PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco.

Fonte: Elaboração dos autores tendo como base os dados do CEPEA/ESALQ.

Os resultados apresentados na Tabela 6 mostram que as séries do diferencial dos preços logaritimizados do etanol anidro e hidratado têm um elevado grau de cointegração, estando presente em  $\alpha$  (curto prazo) e em  $\beta$  (longo prazo). Em relação aos parâmetros de curto prazo (desvios negativos), os resultados do modelo VEC mostram que o valor de  $\alpha$  para o preço do etanol são -0,5816 (anidro) e -0,4564 (hidratado).

Esses valores indicam que alterações nos preços do etanol anidro e hidratado são rapidamente transmitidas entre os estados de Alagoas e Pernambuco, com valores relativamente próximos entre os dois tipos de etanol. Os sinais negativos mostram que as pressões sobre os preços estimadas são no sentido contrário aos movimentos nos preços, indicando que ele têm forte convergência, possivelmente, entre outros fatores, em função de os estados estudados serem vizinhos e próximos, ligados pela rodovia BR101.

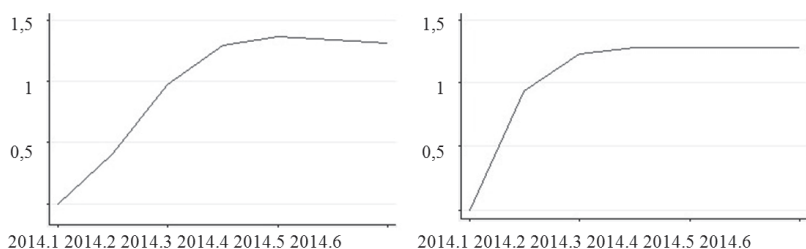


Figura 4 – Função de impulso resposta a um choque positivo de um desvio padrão nos preços praticados em Pernambuco para o etanol anidro e hidratado, seis períodos à frente, respectivamente

Nota: PEAAL é o preço do etanol anidro em Alagoas; PEAPE é o preço do etanol anidro em Pernambuco; PEHAL é o preço do etanol hidratado em Alagoas; e PEHPE é o preço do etanol hidratado em Pernambuco.

Fonte: Elaboração própria tendo como base os dados do CEPEA.

Na Figura 4, tem-se a função de impulso resposta a um choque positivo de um desvio padrão nos preços praticados em Pernambuco para o etanol anidro e hidratado, seis períodos à frente, respectivamente. Nela percebe-se que choques positivos nos preços praticados em Pernambuco para ambos os tipos de etanol são precedidos por uma elevação nos preços praticados em Alagoas seis meses à frente, perdendo força e convergindo logo após os seis meses analisados à frente.

Ao comparar os resultados produzidos no presente trabalho com os produzidos em pesquisas reportadas, como, por exemplo, por Alves e Lima (2010) e Tonin, Tonin e Pavan (2012), verificam-se algumas semelhanças e diferenças. Em Alves e Lima (2010), que também estimam as relações entre as séries de preços de etanol anidro e hidratado para regiões próximas, existe tendência para baixo custo de transação e maior grau de integração. Logo, os resultados produzidos por uma relação de cointegração linear, dado o fato de os estados estudados serem próximos geograficamente, estão em linha com o estudo citado.

Por outro lado, no longo prazo, verifica-se nível maior de integração, especialmente no etanol hidratado. Diferentemente dos resultados encontrados para o longo prazo em trabalhos de Tonin, Tonin e Pavan (2012), os preços spot do etanol hidratado em Paulínia/SP têm um pequeno processo de transmissão para os preços dos contratos futuros na BM & F Bovespa.

A sugestão analítica dos autores repousa em três fatores: o primeiro é que nos estados estudados esses preços estão menos sujeitos a oscilações presentes nos mercados financeiros; o segundo se dá pelos custos associados à longa distância entre os estados estudados e o eixo Rio-São Paulo, grande centro consumidor de bens e serviços no país, em função dos custos de transporte associados a um único modal, o rodoviário; em terceiro lugar, relata-se que, em termos da evolução das vendas pelas distribuidoras de etanol entre as regiões entre 2004 e 2013, o nordeste é a segunda região com menor aumento registrado no período, ficando à frente apenas da região Norte (ANP, 2014).

## **7. Considerações finais**

Este trabalho se propôs a analisar as transmissões de preços no mercado de etanol entre os estados de Alagoas e Pernambuco, considerando a presença de custos de transação, utilizando dados de preços logaritmizados do etanol anidro e hidratado com periodicidade mensal, de janeiro de

2003 a dezembro de 2013. Destaca-se que os supracitados estados, além de serem consumidores de etanol, também são produtores desse tipo de combustível, tendo em vista o aumento da capacidade instalada para o refinamento adquirida pelos referidos estados nos últimos anos, a exemplo da Refinaria do Nordeste, fazendo com que Pernambuco figure como o segundo estado maior produtor do Nordeste, com 20 usinas produzindo etanol (MAPA, 2010).

Para verificar o comportamento de longo prazo entre as séries de preços do etanol anidro e hidratado, foram aplicados testes de estacionariedade, raiz unitária e cointegração. Após a realização do teste de Hansen e Seo (2002), que sinalizou para a não rejeição da hipótese nula de que a cointegração seja linear, desconsiderou-se a modelagem utilizando o Modelo TVEC (Vetor de Correção de Erros com *Threshold*). Para analisar as elasticidades de transmissões de preços, foi estimado o modelo de correção de erros vetorial (VEC), que permitiu verificar a relação existente entre o curto e o longo prazo entre as séries de preços.

Os resultados encontrados sugerem que, no longo prazo, as séries do diferencial de preços do etanol anidro e hidratado têm elevado grau de cointegração, corroborando a hipótese do modelo da Lei do Preço Único nesses mercados. Contudo, verificou-se também que barreiras de transação, quando muito elevadas, podem prejudicar a comercialização do bem, ao inviabilizar operações lucrativas entre agentes potenciais em mercados distintos. Nesse contexto, metodologias que forneçam informações sobre a magnitude destes custos, considerando as séries de preços, podem ser muito úteis na tomada de decisões dos agentes.

Em resumo, possivelmente, os preços praticados na região estudada são determinados mais fortemente por fatores locais e endêmicos que afetam tanto o lado da oferta, quanto o lado da demanda desses mercados. Porém, é necessário estudar como cada fator afeta essas relações entre transmissões de preços e cointegração entre eles, principalmente aqueles que fizeram a produção atingir o máximo em 2008 e retroceder nos anos subsequentes.

As motivações para políticas de produção e uso de biocombustíveis no mundo focam na segurança energética, redução do uso de derivados de petróleo e, conseqüentemente, dos impactos ambientais decorrentes do uso de combustíveis, pela mitigação de emissões de gases de efeito estufa (GEEs). Sendo assim, entende-se que é fundamental que sejam fortalecidas medidas para aumentar a produção de etanol no nordeste do Brasil, sobretudo na região do extremo leste estudada.

Nascem daí duas possibilidades, estudar em nível microeconômico os fatores que levaram às transmissões analisadas, possivelmente utilizando uma análise empírica com dados desagregados da ANP, estimando efeitos fixos e aleatórios para saber se se trata de mercados homogêneos entre si, ou se os fatores erráticos temporais, como clima, sazonalidades etc., afetam mais essas transmissões. Ou, por outro lado, empregar outros modelos de séries de tempo para verificar as referidas transmissões nos extremos das caudas das distribuições de preços, ou sob a presença de heterocedasticidade, usando os estimadores quantílicos desenvolvidos por Koenker e Basset (1978), ou, respectivamente, obtendo a matriz de quase correlações entre os preços praticados considerando os modelos DCC-MGARCH, descritos em Engle (2002).

## **Referências**

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO – ANP. **Boletim Anual de Preços 2012: preços do petróleo, gás natural e combustíveis nos mercados nacional e internacional**. Rio de Janeiro: ANP, 2012.

\_\_\_\_\_. **Boletim Anual de Preços 2013: preços do petróleo, gás natural e combustíveis nos mercados nacional e internacional**. Rio de Janeiro: ANP, 2013.

\_\_\_\_\_. **Anuário estatístico brasileiro do petróleo, gás natural e biocombustíveis**. Rio de Janeiro: ANP, 2014.

ALVES, J. S.; LIMA, R. C. Integração espacial dos mercados de etanol no Brasil: uma análise através do modelo autorregressivo com *threshold*. **Anais do Fórum BNB de Desenvolvimento**, XV Encontro Regional de Economia, 2010.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.

BLOCK, A.; CORONEL, D.; VELOSO G. Análise da transmissão de preços no setor sucroalcooleiro brasileiro, 2008.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO– CONAB. **Acompanhamento de safra brasileira: cana-de-açúcar**. Terceiro levantamento, agosto/2013. Brasília: CONAB, 2013.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Indicadores de preços: etanol**, 2013.

COLLANTES, G. **Do green tech policies need to pass the consumer test?** The case of ethanol fuel. *Energy Economics* v. 32, issue 6, pp. 1235-1244, 2010.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. **Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing**. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F. **Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models**. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 20 n. 3, p. 339-350, 2002.

FACKLER, P.; GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **The state of food and agriculture: investing in agriculture for a better future.** Roma, Itália, FAO, 2012.

FREITAS, L. C.; KANEKO, S. **Ethanol demand under the flex-fuel technology regime in Brazil.** Energy Economics n. 33, v. 6. pp. 1146-1154, 2011.

GAMARRA, J. E. T. **Transmissão de preços entre os mercados do etanol e da gasolina desde o lançamento dos carros *flex-fuel*, no mercado brasileiro.** 2009, 145f. Dissertação (Mestrado em Agronegócio). UFRGS, Porto Alegre, 2009.

GIZ. **International fuel prices 2011.** Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit (GIZ), 2012.

GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. **Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector.** American Journal of Agricultural Economics, n. 81, p. 630-637, 1999.

GOODWIN, B.; PIGGOT, N. **Spatial market integration in the presence of threshold effects.** Amer. J. Agr. Econ. 83(2) , May 2001, p. 302–317.

HANSEN, B.; SEO, B. **Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models.** Journal of Econometrics, Amsterdam, v. 110, n. 9, p. 293-318, 2002.

HIRA, A., OLIVEIRA, L. G. **No substitute for oil? How Brazil developed its ethanol industry.** Energy Policy 37, Issue 6, 2450–2456, 2009.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics, University of Oxford, v. 52 (2), p. 169-210, 1990.



KOENKER, R.; BASSETT, G. **Regression quantiles**. *Econometrica*, n. 46, p. 33–50, 1978.

KRISHNAKUMAR, J.; DAVID NETO. **Estimation and testing for the cointegration rank in a threshold cointegrated system**. Research Papers by the Department of Economics, University of Geneva 2009.

MARGARIDO, M. A. Teste de cointegração de Johansen utilizando o SAS®. *Agricultura*. SP, v. 51, nº. 1, p. 87-101, 2004.

MARTINS, T. M. **Ciclos e previsão cíclica dos preços das commodities: um modelo de indicador antecedente para a commodity açúcar**. 2009, 175 f. Tese (Doutorado em Administração). USP, São Paulo, 2009.

MATTOS, L.; LIRIO, V.; LIMA, J.; CAMPOS, A. **Modelos de cointegração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil**. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. v.48, n.4, p. 597-617, 2010.

MINISTÉRIODAAGRICULTURA, PECUÁRIAEABASTECIMENTO–MAPA. **Projeções do agronegócio mundial e Brasil 2006/2007 a 2017/18**. Brasília, 2006.

\_\_\_\_\_. Secretaria de Política Agrícola. Agricultura Brasileira em Números. Disponível em: [http://www.agricultura.gov.br/arq\\_editor/file/Sala%20de%20Imprensa/Publica%C3%A7%C3%B5es/graficos\\_portugues\\_corrigido2.pdf](http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/Sala%20de%20Imprensa/Publica%C3%A7%C3%B5es/graficos_portugues_corrigido2.pdf). Acesso em 20set. 2016.

\_\_\_\_\_. **Estatísticas**. Disponível em <<http://www.agricultura.gov.br/desenvolvimento-sustentavel/agroenergia/estatistica>>. Acesso em 11 ago., 2015.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA – MME. **Perspectivas para o etanol no Brasil. Cadernos de Energia EPE**, EPE-DPG-RE, n. 016, 2008.

\_\_\_\_\_. Boletim do Departamento de Combustíveis Renováveis, n. 85 – fev., 2015.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR–MDIC. **O setor de agronegócio no Brasil** - Histórico e Evolução do Agronegócio Brasileiro. Rede Nacional de Informações sobre o Investimento (RENAI), 2003. Disponível em <[http://www.mdic.gov.br/sistemas\\_web/renai/public/arquivo/arq1273158100.pdf](http://www.mdic.gov.br/sistemas_web/renai/public/arquivo/arq1273158100.pdf)>. Acesso em 11 set. 2015.

MEYER, J. **Measuring market integration in the presence of transaction costs** - a threshold vector error correction approach. *Agricultural Economics*, n. 31, p. 327-334, 2004.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v.6, n.3, p. 399-422, 1992.

PACINI, H., SILVEIRA, S. **Ethanol or gasoline?** Consumer choice in the face of different fuel pricing systems in Brazil and Sweden. *Biofuels* v. 1, n. 5. p. 685-695, 2011a.

\_\_\_\_\_. **Consumer choice between ethanol and gasoline:** lessons from Brazil and Sweden. *Energy Policy* n. 39, v. 11, p. 6936-6942, 2011b.

PACINI, H., STRAPASSON, A. **Innovation subject to sustainability:** the European policy on biofuels and its effects on innovation in the Brazilian bioethanol industry. *Journal of Contemporary European Research*, n. 8, v. 3, pp 367-397, 2012.

RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D. **Threshold cointegration in the sugar-ethanol-oil price system in Brazil:** evidence from nonlinear vector error correction models. Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação –FAO. Commodity and trade policy research working paper n. 22, 2006.

SEPHTON, P. S. **Spatial market arbitrage and threshold cointegration.** American Journal of Agricultural Economics, n. 85, v. 4, p. 1042-1046, 2003.

SALVO, A.; Huse, C. **Consumer choice between gasoline and sugarcane ethanol.** Social Science Research Network, 2011.

SILVA, M. M.; FRASCAROLI, B. F.; SOBEL, T. F. **Transmissão de preços e custos de transação no mercado de soja mato-grossense: uma abordagem por modelos *threshold*.** Revista de Economia e Agronegócio, n. 11 v.2, p. 185-210, 2013.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A.C. **Transmissão de preços no mercado brasileiro de soja.** Anais do XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Viçosa, 2008.

TONI, J. R., TONI, J. M. e PAVAN, L. S. **Assimetria na transmissão de preços do etanol hidratado Paulínia/SP para o contrato BM&F: uma aplicação dos modelos TAR.** In: 2ª Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de *Commodities* da BM & FBOVESPA, 2012, São Paulo. 2ª Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de *Commodities* da BM&FBOVESPA, 2012.

UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA-DE-AÇÚCAR – UNICA. **Dados estatísticos ao produtor**, 2016. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/preco-ao-produtor.php?idMn=42&tipoHistorico=7>> Acesso em 20 de set. de 2016.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, **Trade and Development Report.** New York/ Geneva, 2013.

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO – UFRJ. **Compilation on Brazilian fleet composition, by type of fuel.** Energy Economics Group., 2012.

WALRAS, L. **Éléments d'économie politique pure, ou théorie de la richesse sociale.** Lausanne, Paris, 1874.