

TRANSMISSÃO DE PREÇOS NOS MERCADOS DE AÇÚCAR E ETANOL LOCALIZADOS NO CENTRO-SUL E NORDESTE DO BRASIL: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DO MODELO AUTORREGRESSIVO COM *THRESHOLD* (TAR)

Janaina da Silva Alves (PPECO/UFRN)
Ricardo Chaves Lima (UFPE)

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a transmissão de preços nos mercados de açúcar e etanol localizados no Centro-Sul e Nordeste do Brasil, considerando a presença de custos de transação. Para tanto, foi utilizado o instrumental teórico sobre integração espacial de mercados, Lei do Preço Único e arbitragem espacial. Foram utilizadas séries de preços diárias de açúcar, etanol anidro e hidratado nas regiões de Alagoas, Pernambuco, Araçatuba (SP), Ribeirão Preto (SP), Paulínia (SP), Triângulo Mineiro (MG) e Maringá (PR), no período de maio de 2003 a dezembro de 2008. A metodologia utilizada baseia-se no modelo autorregressivo com *threshold* (TAR). Os resultados preliminares mostram que Ribeirão Preto foi o mercado central para os três produtos estudados. Além disso, foi confirmada a presença de significativos custos de transação para todos os pares de mercados analisados. Verificou-se que os mercados de Ribeirão Preto e Alagoas apresentaram o menor grau de integração dentre os mercados analisados para os três produtos, devido à maior quantidade de dias necessária para que os desvios do equilíbrio sejam eliminados. Portanto, chega-se à conclusão de que os mercados mais próximos a Ribeirão Preto tendem a possuir menor custo de transação e maior grau de integração, enquanto que ocorre o inverso para mercados mais distantes deste, considerando o período analisado nesta pesquisa.

Palavras-chaves: Transmissão de preços. Açúcar e Etanol. Custos de transação. Brasil

Abstract

The aim of this paper is to analyze price transmission in the sugar and ethanol markets located in South-Central and Northeastern Brazil in the presence of transaction costs. For this, was used the theoretical framework about Market Integration, Law of One Price and Spatial Arbitrage. The daily data base included time series of sugar cane, anhydrous and hydrated ethanol from selected regions of Alagoas, Pernambuco, Araçatuba (SP), Ribeirão Preto (SP), Paulínia (SP), Triângulo Mineiro (MG) and Maringá (PR) from May 2003 to December 2008. The methodology used Threshold Autoregression (TAR) models. The first results showed that Ribeirão Preto was the central market for all products studied. The results confirm the presence of transaction costs for all markets pairs analyzed. It was found that Ribeirão Preto and Alagoas markets had the lowest degree of integration among the markets analyzed for the two products due to the higher number of days required for deviations from equilibrium to be eliminated. Therefore, we conclude that the markets closer to Ribeirão Preto tend to have lower transaction costs and greater integration, while the opposite occurs for distant markets from Ribeirão Preto in the period of this study.

Key Words: Price transmission. Sugar and Ethanol. Transaction costs. Brazil

Classificação *JEL*: Q13, C32

1 INTRODUÇÃO

A integração de mercados espacialmente separados se refere à análise de como a informação contida nos preços das *commodities* é transmitida de uma região para outra. Conforme Meyer (2004), a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Por isso, quanto maior o grau de integração de mercado, maior a transmissão de preços, encorajando produtores a se especializarem de acordo com as vantagens comparativas da região (GONZÁLEZ-RIVERA E HELFAND, 2001b).

Nesse contexto, as relações entre mercados localizados em distintas regiões são frequentemente relacionadas na literatura à integração de mercados espacialmente separados. Diz-se que um mercado é integrado se este é composto por um conjunto de regiões que comercializam um mesmo produto e possuem a mesma informação de longo prazo.

A integração de mercados espacialmente separados, que mede o quanto choques de demanda e oferta em uma determinada região são transmitidos à outra, tem se desenvolvido recentemente no sentido de incluir em sua análise os custos de transação entre as regiões. No caso de mercados agrícolas, os custos de transação inter-regionais são comumente elevados, pois, em geral, trata-se de produtos volumosos, perecíveis e com áreas de produção e de consumo localizadas em regiões diferentes, de acordo com Sexton, Kling e Carman (1991).

Alguns estudos, tais como Goodwin e Piggott (2001), González-Rivera e Helfand (2001b), Barret (2001), Campenhout (2007) e Mattos (2008), argumentam que a presença de custos de transação dificulta a integração de mercado, pois estes afetam o fluxo de bens e informação entre as regiões, podendo retardar o processo de desenvolvimento. Os custos de transação são definidos como custos que os agentes enfrentam quando recorrem ao mercado, ou seja, são os custos de negociar, redigir e garantir o cumprimento de um determinado contrato (FIANI, 2002). A definição de custos de transação abrange também os custos de transferência, custos de transporte e os custos de oportunidade, conforme González-Rivera e Helfand (2001b).

A existência de custos de transação resulta em falha de mercado, pois implica que a informação com relação ao preço não é perfeita. Como as decisões de compra e venda feitas pelos agentes são baseadas no diferencial de preços entre mercados e no custo real com que se defrontam, este diferencial de preços tem de ser positivo e suficiente para garantir o lucro do arbitrador (MALTSOGLU E TANYERI-ABUR, 2005).

Este estudo de integração de mercado e de custos de transação será aplicado ao setor sucroalcooleiro do Brasil devido a sua importância no cenário econômico nacional, pois contribui tanto para a produção de alimentos como para a matriz energética, e pela possibilidade de elevados custos de transação entre as principais regiões produtoras.

A produção brasileira de açúcar e etanol é realizada em mercados espacialmente separados, localizados principalmente nos estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Alagoas, Pernambuco e Paraíba. Conforme dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, em 2008 o segmento da agroindústria canieira no Brasil contava com 396 unidades produtoras de açúcar e etanol em atividade, sendo 315 na região Centro-Sul e 81 unidades no Norte-Nordeste (BRASIL, 2008).

De acordo com Albanez, Bonízio e Ribeiro (2008), o custo de produção de açúcar, em 2004 no Nordeste, foi de 150 dólares por tonelada e, em São Paulo, esse custo foi de 130 dólares por tonelada. O custo de produção do etanol anidro, em 2004, foi de 0,18 dólares por litro na região Norte-Nordeste e de 0,15 dólares por litro na região Centro-Sul.

O diferencial de custo de produção entre as principais regiões produtoras de açúcar e etanol no Brasil pode ser explicado pelas diferentes condições edafoclimáticas, que são mais favoráveis à região Centro-Sul. Ademais, outros fatores como infra-estrutura (sistemas de transporte e comunicação) e carga tributária (como o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços - ICMS), podem influenciar os custos de transação entre diferentes regiões do setor sucroalcooleiro.

Dessa forma, o objetivo deste artigo é analisar a transmissão de preços nos mercados de açúcar e etanol localizados no Centro-Sul e Nordeste do Brasil, considerando a presença de custos de transação. O trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 tem-se uma revisão da literatura sobre integração de mercados espacialmente separados e custos de transação. A seção 3 aborda alguns aspectos da produção de açúcar e etanol no Brasil, a seção 4 traz os procedimentos metodológicos da pesquisa, a seção 5 mostra os resultados obtidos e na seção 6 é apresentada a conclusão do trabalho.

2 INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS E CUSTOS DE TRANSAÇÃO

A interdependência entre mercados localizados em regiões distintas, no que se refere ao fluxo de bens, informação e preços, está relacionada na literatura ao estudo da integração de mercado. Para Meyer (2004), a integração de mercado é definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Dessa forma, a integração espacial de mercado mede a intensidade em que choques de demanda e oferta em uma determinada região são transmitidos à outra (FACKLER E GOODWIN, 2000).

Estudos recentes¹ têm argumentado que a presença de custos de transação dificulta a integração de mercado, pois estes afetam o fluxo de bens e informação entre as regiões, podendo assim retardar o processo de desenvolvimento. De acordo com Fiani (2002), custos de transação são aqueles que os agentes enfrentam quando recorrem ao mercado, ou seja, são os custos de negociar, redigir e garantir o cumprimento de um contrato.

Mattos (2008) ressalta que na literatura sobre integração de mercados não há uma terminologia uniforme para se referir aos custos de transacionar determinada mercadoria entre diferentes regiões. Alguns trabalhos utilizam termos como custo de transferência e custo de transporte, no entanto aqui serão considerados os custos de transação, pois abrangem os custos de transferência, de transporte e de oportunidade, de acordo com González-Rivera e Helfand (2001b).

De acordo com Tsay (1998), pequenos diferenciais nos preços podem existir devido à presença de fatores, tais como custos de transação, desencorajando os agentes a arbitragem. Ou seja, as oportunidades de arbitragem ocorrem somente quando as diferenças nos preços são substanciais e o lucro potencial excede os custos de transação. Desse modo, custos de transação elevados, dentre outras imperfeições de mercado, frequentemente causam fraca transmissão de preços entre mercados espacialmente separados e desvios da Lei do Preço Único - LPU (BALCOME, BAILEY E BROOKS, 2007).

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) mostram as condições de arbitragem espacial, levando em consideração os custos de transação. Dessa forma, são considerados dois mercados espacialmente separados, A e B , que comercializam uma determinada *commodity*. Sejam o custo de transação do mercado A para o mercado B , no tempo t dado por $T_t^{A,B}$ e os preços correntes em cada mercado dados por P_t^A e P_t^B .

¹ Dentre estes trabalhos, estão os de Goodwin e Piggott (2001), González-Rivera e Helfand (2001b), Barret (2001), Campenhout (2007) e Mattos (2008).

A primeira condição implica que a arbitragem está presente e o comércio ocorre de A para B² quando $P_t^A + T_t^{A,B} \leq P_t^B$. Se $P_t^A + T_t^{A,B} > P_t^B$, não há oportunidade lucrativa de arbitragem entre os dois mercados e o comércio é interrompido. Porém, quando $P_t^A + T_t^{A,B} \geq P_t^B$ os mercados A e B podem ser integrados desde que $P_t^A + T_t^{A,B} < P_t^B$ no longo prazo, devido à ausência de comércio ou se há falhas de comercialização por conta da abundância relativa de bens em cada mercado. Portanto, estas condições de arbitragem mostram que pode ou não haver transmissão de preços entre mercados espacialmente separados, dependendo da magnitude dos custos de transação.

Na literatura sobre custos de transação e integração de mercados, a relação preestabelecida é de que quanto menor for o custo de transação, maior será o grau de integração entre mercados espacialmente separados³. Segundo Barret (2001) a minimização dos custos de transação entre mercados está relacionada à questão do bem-estar social. Conforme este mesmo autor, os custos de transação são elevados no comércio agrícola internacional, impedindo que haja especialização das regiões de acordo com as vantagens comparativas.

2.1 Revisão da literatura sobre Integração de Mercado e Custos de Transação

Para verificar a integração entre mercados espacialmente separados, a literatura sobre o tema tem apresentado avanços na metodologia empregada, que vão desde modelos mais simples que estudam a correlação entre preços a modelos mais sofisticados que procuram incluir os custos de transação na análise.

Segundo Goodwin e Piggot (2001), os testes para examinar integração de mercados usualmente consideram a extensão em que choques são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Para Goodwin e Holt (1999) o preço é o mecanismo primário pelo qual vários níveis de mercado estão conectados.

Federico (2007) afirma que um mercado é integrado se os preços de duas ou mais regiões são co-integrados. Conforme Asche, Bremnes e Wessells (1999), os testes de co-integração para verificar integração de mercado mostram se existe uma relação linear estatisticamente significativa entre diferentes séries de preços no longo prazo. Asche, Gordon e Hannesson (2004) argumentam que os modelos de co-integração são uma extensão natural dos métodos tradicionais de causalidade e não uma abordagem alternativa.

No entanto, conforme Barret (1996) e Barret (2001) a co-integração não é condição necessária nem suficiente para integração de mercado. Segundo este autor, dois mercados podem ser integrados e não terem seus preços co-integrados devido a não-estacionariedade dos custos de transação.

Goodwin e Piggott (2001) afirmam que os testes de co-integração para verificar integração de mercado têm sido criticados pelo fato de ignorarem os custos de transação. Outra crítica aos modelos tradicionais de co-integração é que eles assumem uma relação linear entre preços que é inconsistente com comércio descontínuo, de acordo com Balcome, Bailey e Brooks (2007).

Este estudo de integração espacial dos mercados de açúcar e etanol se baseará em modelos auto-regressivos com *threshold* (*Threshold Autoregressive - TAR*), pois de acordo com Goodwin e Piggot (2001), estes modelos possuem a vantagem de considerar custos de

² Para ilustrar o fluxo de comércio do mercado B para o mercado A, deve-se modificar os índices sobrescritos, de forma que a primeira condição de arbitragem se tornará: $P_t^B + T_t^{B,A} \leq P_t^A$ (BALCOME, BAILEY E BROOKS, 2007).

³ Como pode ser visto em Gonzáles-Rivera e Helfand (2001b), Amaral, Neves e Moraes (2003) e Maltsoğlu e Tanyeri-Abur (2005).

transação não observados, que por sua vez, podem exercer importante influência no equilíbrio das relações de preços entre mercados espacialmente separados.

Dentre os trabalhos que utilizam modelos com *threshold* pode-se citar, Goodwin e Piggot (2001), Sephton (2003) e Meyer (2004). De acordo com Goodwin e Piggot (2001), os *thresholds* estimados são análogos aos custos de transação e são consistentes com a expectativa de que quanto maior a distância entre os mercados, maiores são os *thresholds*. Dessa forma, os modelos TAR são utilizados quando os custos de transação não são observados e quando seguem uma estrutura que apresenta comportamento não linear.

Goodwin e Piggot (2001) utilizam dados de preços diários do milho e da soja em quatro importantes mercados da Carolina do Norte, nos Estados Unidos. Os mercados para o milho são as cidades de Williamson, Candor, Coefield e Kinston e para a soja são as cidades de Fayetteville, Raleigh, Greenville e Kinston. Os autores analisam os pares de mercado, comparando os preços de cada um com o mercado principal de cada produto, sendo o período de estudo de 02 de janeiro de 1992 a 04 de março de 1999.

Os resultados encontrados por Goodwin e Piggot (2001) mostram que a evidência de equilíbrio de longo prazo entre os pares de preço é forte, no entanto, há uma fraca evidência de *linkages* de preços do milho entre as cidades de Kinston e Williamson. Os resultados mostram que a maioria dos casos estudados possui mercados integrados. A análise confirma significantes efeitos *threshold* e sugere que sua presença pode influenciar significativamente os *linkages* de preço.

Portanto, o *threshold* estimado para diferencial de preço do milho entre Candor e Williamson é de 0,0493, indicando que os preços têm de ser ao menos 4,9% diferentes para exceder a banda neutra causada pelos custos de transação, ajustando-se ao equilíbrio em 25 dias. Da mesma forma, os resultados encontrados também mostram que o diferencial de preços para a soja entre Greenville e Fayetteville deverá ser ao menos 3,8% para exceder a banda neutra, ou seja, para que haja transmissão de preços entre as regiões.

Segundo Sephton (2003), o trabalho de Goodwin e Piggott (2001) encontra o resultado de que os preços de mercado do milho e da soja na Carolina do Norte podem divergir persistentemente. Dessa forma, Sephton (2003) estende a análise de Goodwin e Piggott (2001)⁴ ao utilizar uma abordagem multivariada, baseada em Hansen e Seo (2002) para o modelo de co-integração com *threshold*. Seus resultados sugerem que desvios da Lei do Preço Único não persistem indefinidamente.

Meyer (2004) estuda a integração do mercado europeu de suínos e utiliza o modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC). Seus resultados sugerem que existem significativos custos de transação entre os mercados analisados (Alemanha e Holanda) e não considerar estes custos pode fornecer resultados viesados. O autor estima que o parâmetro *threshold* é igual a 0,095, onde o regime 1 é definido pelos preços semanais cujos desvios absolutos do equilíbrio de longo prazo estão abaixo de 9,5% e o regime 2 contém as observações cujos desvios do equilíbrio de longo prazo estão acima de 9,5%. A interpretação dada é que choques de preços inferiores a 9,5% do preço médio do produto não são transmitidos entre os mercados da Alemanha e Holanda.

Contribuições mais recentes na literatura de integração de mercado para o caso do Brasil são realizadas por Balcome, Bailey e Brooks (2007), Mattos (2008) e Mattos et al. (2009). Os primeiros estudam a transmissão de preços entre Estados Unidos, Argentina e Brasil, para os mercados do trigo, milho e soja, e utilizam modelos de co-integração com *threshold*. Estes autores utilizam dados mensais de preços do trigo, milho e soja no Brasil, EUA e Argentina.

⁴ Sephton (2003) utilizou os mesmos dados que Goodwin e Piggott (2001).

Mattos (2008) estudou os efeitos dos custos de transação na integração espacial do mercado brasileiro de carne de frango inteiro resfriado, no período de janeiro de 1998 a junho de 2007. O autor investigou a dinâmica espacial e temporal de transmissão de preços entre os mercados; a presença de assimetrias e descontinuidades no processo de transmissão de preços, bem como as diferenças entre os custos de transação existentes nos mercados analisados.

Mattos et al. (2009) estudam a integração espacial do mercado do boi gordo entre Minas Gerais e São Paulo e também utilizam o modelo de correção de erro com *threshold* (TVEC) para incluir o efeito dos custos de transação. Seus resultados mostram que os custos de transação entre esses mercados são significativos. Além disso, choques de preços inferiores a 10% do preço médio do boi gordo não são transmitidos entre os mercados.

Portanto, estas contribuições recentes sobre integração de mercado têm incorporado em suas análises a influência dos custos de transação. No presente artigo será analisada a integração de mercado no setor sucroalcooleiro do Brasil, visto que este setor encontra-se em mercados espacialmente separados e, além disso, será considerada a presença de custos de transação.

3 PRODUÇÃO DE AÇÚCAR E ETANOL EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS NO BRASIL

A produção brasileira de açúcar e etanol é realizada em mercados espacialmente separados, localizados principalmente nos estados de Alagoas, Pernambuco e Paraíba, no Nordeste; e São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, que fazem parte da região Centro-Sul do Brasil. Conforme Santos, Santos e Vidal (2007), estas duas regiões canavieiras apresentam diferenças edafoclimáticas, tecnológicas, culturais e econômicas, no entanto, a diferença de competitividade é extensiva a cada estado do país. De acordo com Volpato (2007), a produção nas duas regiões é essencial, pois as safras ocorrem em períodos distintos, garantindo a produção de açúcar e álcool o ano inteiro. Segundo a mesma autora, esta é uma das vantagens competitivas do setor sucroalcooleiro do Brasil.

Conforme Santos, Santos e Vidal (2007), Santos, Santos e Vidal (2006) e Vidal, Santos e Santos (2006), o crescimento da produção na Zona da Mata nordestina depende do aumento dos níveis de produtividade por meio da ampliação da área irrigada e do aumento do rendimento industrial. Estes autores ainda consideram a possibilidade de ampliação da fronteira da cana-de-açúcar no Nordeste para os estados do Maranhão e Piauí.

Vian (2003) afirma que, a partir da implantação do Proálcool na primeira metade da década de 1970, houve uma expansão geográfica da produção de cana-de-açúcar e álcool no Brasil, passando a se desenvolver no Noroeste e Oeste de São Paulo⁵, na região Centro-Oeste (em Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul), no Triângulo Mineiro e no estado do Paraná. Na década de 1990, estas regiões passaram a produzir açúcar e a exportar por novas rotas de transporte⁶. Esta expansão da cultura canavieira para outras regiões deu início a um processo de diminuição da concentração econômica e financeira do setor sucroalcooleiro no Brasil.

O Proálcool propiciou a expansão da produção sucroalcooleira no estado do Paraná, assim como aconteceu em outros estados do Brasil (CARVALHEIRO, 2005). Porém, de acordo com Rissardi Júnior e Shikida (2007), não era objetivo do Proálcool transformar o

⁵ No Noroeste de São Paulo destaca-se Ribeirão Preto e no oeste paulista tem-se Araçatuba como produtores de açúcar e álcool.

⁶ Essas novas rotas eram as hidrovias do Paraná-Paraguai, Madeira e Tietê (VIAN, 2003).

Paraná em uma monocultura da cana-de-açúcar, pois devido às razões edafoclimáticas a atividade canavieira ocupa pouco mais de 2% das terras disponíveis para agricultura e está concentrada na faixa norte deste estado. Apesar desse fato, o setor sucroalcooleiro no Paraná atualmente se constitui um dos pilares de sua economia.

Conforme Campos Filho e Santos (2009), em meados da década de 1990, grandes grupos sucroalcooleiros do Nordeste expandiram suas atividades para a região do Triângulo Mineiro, no estado de Minas Gerais. Estes grupos foram atraídos por condições mais favoráveis em relação ao clima e ao solo, além da proximidade com São Paulo. Outros grupos de origem paulista também têm se instalado nesta região, com o intuito de expandir suas atividades para fora do estado de São Paulo. Segundo os mesmos autores, o Triângulo Mineiro é responsável por 70% da colheita de cana-de-açúcar em Minas Gerais.

No estado de Goiás, as atividades canavieiras e sucroalcooleiras foram introduzidas por migrantes paulistas, que encontraram nesta região condições edafoclimáticas propícias para o cultivo da cana-de-açúcar e um ambiente econômico estimulador a mudanças tecnológicas. A expansão da lavoura canavieira e intensificação da produção de álcool em Goiás também se deram em meados da década de 1970, estimulados pelo Proálcool. Na década de 1990, o estado de Goiás teve uma expressiva modernização tecnológica nos segmentos agrícola e industrial, refletindo diretamente no aumento de produtividade no setor (FERREIRA, 2009).

A expansão do setor sucroalcooleiro para diversos estados do país gera a necessidade de mais investimentos em infraestrutura para escoamento da produção de açúcar e álcool tanto para o mercado interno como para o mercado externo. Ademais, torna-se também necessária a equalização da tributação entre os estados produtores de açúcar e álcool, para que se amplie a participação de mercado de cada estado, principalmente para o álcool combustível (CAMPOS FILHO e SANTOS, 2009).

4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

4.1 Modelo Autorregressivo com *Threshold* (TAR)

De acordo com Campenhout (2007), o modelo autorregressivo com *threshold* tem sido amplamente utilizado em estudos de integração de mercado. Segundo Tsay (1998), os *thresholds* são funções dos custos de transação, taxa de juros, risco econômico etc. Na aplicação desta pesquisa, os *thresholds* irão representar os custos de transação entre as regiões produtoras de açúcar e etanol do Brasil.

No contexto de 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.

Conforme Enders (2004), uma especificação geral do modelo TAR pode ser descrita tal como em (1), cujos regimes são separados por um processo AR(p). Seja o comportamento da seqüência P_t dado pelo modelo TAR com dois regimes:

$$P_t = \begin{cases} a_{10} + a_{11}P_{t-1} + \dots + a_{1p}P_{t-n} + \varepsilon_{1t} & \text{se } P_{t-d} > \theta \\ a_{20} + a_{21}P_{t-1} + \dots + a_{2r}P_{t-n} + \varepsilon_{2t} & \text{se } P_{t-d} \leq \theta \end{cases} \quad (1)$$

Onde: θ é o parâmetro que representa o *threshold* e descreve regimes alternativos; os coeficientes a representam o grau de persistência auto-regressivo para cada regime; ε_{1t} e

ε_{2t} são os termos de erro; P_{t-d} é a variável de *threshold* e; d é o parâmetro de defasagem (*delay parameter*) no ajustamento de P_t .

De um lado do *threshold*, a seqüência de preços P_t é dirigida por um processo auto-regressivo (regime 1) e, do outro lado deste valor, tem-se um processo auto-regressivo diferente (regime 2), como se pode ver em (15). Embora P_t seja linear em cada regime, a possibilidade de mudança de regime significa que toda a seqüência P_t é não-linear.

Se o *threshold* é conhecido, a estimação do modelo TAR dada por (1) é relativamente simples, através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Nesse caso, separam-se as observações em que P_{t-d} está acima do *threshold* e as que estão abaixo do mesmo e estima-se cada segmento da equação (1). Para determinar as defasagens (p e r), pode-se utilizar o teste t , teste F ou os critérios Akaike (AIC) e/ou Schwarz (SBC).

Contudo, frequentemente o valor do *threshold* não é conhecido, que é o caso da presente pesquisa. Para estimar o *threshold*, Chan (1993) mostra que o método dos mínimos quadrados produz estimativas consistentes. De acordo com Enders (2004), se o *threshold* (θ) é significativo, este deve estar entre os valores mínimos e máximos das séries de preço.

O parâmetro θ deve estar dentro do intervalo que contém 80% das observações intermediárias e cada ponto no intervalo é um potencial *threshold*. Por exemplo, se a primeira observação de P_t encontra-se dentro da banda intermediária, então considera-se que $\theta = P_1$ e estima-se a equação (1). Se a segunda observação não cai dentro da banda, então não é necessário estimar essa equação e prossegue-se estimando a equação (1) para cada observação que se encontra dentro do intervalo. Depois de estimadas todas as equações, verifica-se qual delas apresenta a menor soma dos quadrados dos resíduos, sendo esta a que possui a estimativa consistente do *threshold*.

Para aplicação do modelo TAR à análise de integração de mercados espacialmente separados⁷, considere que o diferencial de preços entre dois mercados no tempo t é dado por: $d_t = p_t - p_{c,t}$, onde p_t é o preço no mercado que está sendo investigado e $p_{c,t}$ é o preço no mercado central, ou de referência. Para estimar como o diferencial de preços no tempo t responde à diferenciais de preço no período anterior, então $\Delta d_t = \rho d_{t-1} + \varepsilon_t$, onde, $\Delta d_t = d_t - d_{t-1}$; $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ e ρ é a velocidade de ajustamento. Porém, para incorporar o efeito *threshold* nesse modelo, que é função dos custos de transação, tem-se o modelo TAR simétrico⁸, conforme equação (2):

$$\Delta d_t = \begin{cases} \rho_{out} d_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } d_{t-1} < -\theta & \text{(Regime externo)} \\ \rho_{in} d_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } -\theta \leq d_{t-1} \leq \theta & \text{(Regime interno)} \\ \rho_{out} d_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } d_{t-1} > \theta & \text{(Regime externo)} \end{cases} \quad (2)$$

No modelo TAR proposto acima, é necessário estimar dois parâmetros de ajustamento, onde um está dentro (ρ_{in}) da banda formada pelo *threshold* (θ) e o outro está fora desta banda (ρ_{out}). De acordo com Campenhout (2007), a teoria sobre integração de mercados prediz que dentro da banda formada pelos custos de transação (regime interno), não há nenhum ajustamento devido a choques de preços.

O modelo TAR também pode ser aplicado para os resíduos da relação de co-integração, de forma que:

⁷ Ver Campenhout (2007).

⁸ O Modelo TAR simétrico é aquele que estima apenas um *threshold*, tal como pode ser visto nos trabalhos de Meyer (2004) e Campenhout (2007).

$$\Delta \varepsilon_t = \begin{cases} \rho_{in} \varepsilon_{t-1} + v_t, & \text{se } |\varepsilon_{t-1}| \leq \theta \\ \rho_{out} \varepsilon_{t-1} + v_t, & \text{se } |\varepsilon_{t-1}| > \theta \end{cases} \quad (3)$$

Onde a primeira equação do modelo TAR é o regime interno, cujos desvios absolutos são menores que o *threshold* e a segunda equação é o regime externo, cujos desvios absolutos excedem o *threshold*. Segundo Goodwin e Piggott (2001), o modelo TAR para o diferencial de preços e para os resíduos da relação de co-integração produzem resultados semelhantes das estimativas.

Além de considerar o custo de transação na análise, nos modelos TAR pode-se também analisar a velocidade de ajustamento aos desvios das condições de equilíbrio. Para análise da velocidade de ajustamento, alguns trabalhos como Mattos (2008), Campenhout (2007), Lo e Zivot (2001) e Goodwin e Piggott (2001) utilizam o cálculo da meia-vida. A meia-vida representa o período de tempo requerido para que ½ dos desvios do equilíbrio sejam eliminados (GOODWIN e PIGGOTT, 2001). Em outras palavras, segundo Campenhout (2007), a meia-vida (h) é o tempo necessário para um dado choque retornar à metade de seu valor inicial, ou seja, é a solução para h em: $d_{t+h} = \frac{d_t}{2}$, onde d_t é o diferencial de preços entre mercados espacialmente separados.

Para calcular o valor de h , o coeficiente de interesse é aquele que mede a velocidade de ajustamento, que nos modelos AR(1) é dado por ρ e nos modelos TAR, são eles: ρ_{in} e ρ_{out} , conforme equações (2) e (3). Dessa maneira, o cálculo da meia-vida é dado pelas expressões (4) e (5):

$$h = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1 + \rho)} \quad (4)$$

$$h_{TAR} = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1 + \rho_{in} + \rho_{out})} \quad (5)$$

Onde a primeira equação se refere ao cálculo da meia-vida para um modelo AR(1) e a segunda ao modelo TAR, conforme Goodwin e Piggott (2001).

Os ajustamentos mais rápidos são esperados para o modelo TAR, pois este diferencia choques que estão acima e abaixo de certo limite (*threshold*). Dessa forma, quando o diferencial de preços (ou o desvio da relação de equilíbrio) supera os custos de transação, há oportunidade de ganhos no mercado através da arbitragem espacial. Porém, quando os choques são inferiores ao *threshold*, não há oportunidades lucrativas de arbitragem e assim, o ajustamento de preços deve ser mais lento, ou pode não ocorrer. Os modelos AR, por sua vez, não fazem essa diferenciação entre choques de magnitude maior e menor, de forma que os mesmos são eliminados independentemente de a arbitragem espacial ser ou não viável.

4.2 Testes para detectar efeitos *threshold*

O modelo autorregressivo com *threshold* (TAR) constitui-se em um dos modelos não lineares disponíveis na literatura. Assim, neste trabalho serão utilizados dois testes para detectar não linearidade, são eles os testes de Tsay (1989) e de Hansen (1997).

O teste de Tsay baseia-se em uma autoregressão “ordenada” (*arranged autoregression*) e estimação recursiva (TSAY, 2005). A hipótese nula desse teste é de que a variável em questão segue um modelo linear AR(p) e, conseqüentemente, a hipótese alternativa refere-se ao modelo TAR.

Dado um modelo TAR, o procedimento de Tsay consiste em ordenar as observações da variável de *threshold* de forma crescente, e então estimar a autorregressão ordenada. Esse ordenamento dos dados faz com que o modelo TAR seja apresentado em termos da variável de *threshold* ao invés do tempo.

Para $k = 2$ regimes e um *threshold* θ , o modelo TAR $(2;p,d)$ com n observações, apresentará a seguinte estatística de teste:

$$\hat{F}(p,d) = \frac{(\sum \hat{e}_t^2 - \sum \hat{\eta}_t^2)/(p+1)}{\sum \hat{\eta}_t^2/(n-d-b-p-h)} \quad (6)$$

Onde: $\sum \hat{e}_t^2$ e $\sum \hat{\eta}_t^2$ são as somas dos quadrados dos resíduos de mínimos quadrados da autoregressão “ordenada”; k é o número de regimes do modelo TAR; p é a ordem do modelo; d é o *delay parameter*; $h = \max\{1, p+1-d\}$ e b é o número de observações que iniciam as auto-regressões recursivas.

Assintoticamente, a estatística $\hat{F}(p,d)$ definida em (6), segue aproximadamente uma distribuição F com $p+1$ e $n-d-b-p-h$ graus de liberdade. Além disso, $(p+1)\hat{F}(p,d)$ é assintoticamente uma distribuição *qui-quadrado* com $p+1$ graus de liberdade.

O teste de Tsay (1989) também é conhecido como teste *TAR-F* e sua importância prática é detectar se o modelo TAR é mais adequado em relação ao modelo AR. Além disso, este teste possui a vantagem de testar a não-linearidade sem que seja necessário o conhecimento prévio do *threshold* (θ) e do número de regimes do modelo.

Quanto ao teste de Hansen (1997), este também se refere a um teste F cuja hipótese nula é que o modelo segue um processo AR, ou seja, linearidade, e a hipótese alternativa é que o modelo segue um processo TAR.

O procedimento de Hansen pode ser descrito como se segue. Seja μ_t o conjunto de números aleatórios, considera-se μ_t como uma variável dependente, que será regredida (por MQO) contra os valores da variável de *threshold*. Desta forma, se obterá a estimativa de σ_2^2 , que será chamada de σ_2^{*2} . Para cada valor potencial do *threshold*, estima-se a regressão na forma: $\mu_t = \alpha I_t P_{t-1} + \beta (1-I_t) P_{t-1}$ e utiliza-se a regressão que apresentar o melhor ajuste, cuja variância dos resíduos será chamada de σ_1^{*2} . Utilizando as variâncias σ_1^{*2} e σ_2^{*2} , calcula-se o teste F^* , conforme (7).

$$F^* = n \left(\frac{\sigma_2^{*2} - \sigma_1^{*2}}{\sigma_1^{*2}} \right) \quad (7)$$

Tal processo é repetido n vezes⁹ para obter a distribuição F^* . Se o valor de F exceder o percentil 95 para F^* , então rejeita-se a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 5%. Hansen (1996) mostra que este procedimento produz uma distribuição assintoticamente correta para esta classe de modelos. De acordo com Sephton (2003), o teste de Hansen ainda possui a vantagem de considerar erros heteroscedásticos, pois isto pode ter impacto significativo na inferência.

⁹ O número de réplicas pode ser em torno de 1000, conforme Hansen (1997).

4.3 Fonte dos dados e descrição das variáveis

O presente trabalho utiliza dados referentes aos preços diários dos principais mercados de açúcar, etanol anidro e etanol hidratado no Brasil. Os preços do açúcar são analisados nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Maringá (PR), Pernambuco (PE), Ribeirão Preto (SP) e Triângulo Mineiro (MG). As séries de preços do açúcar para cada mercado referem-se ao açúcar tipo cristal, medida em Reais por saca de 50Kg (R\$/50Kg), incluso o valor dos impostos (PIS/PASEP, COFINS e ICMS) e sem o custo do frete. Os valores se referem a negociações entre usinas e compradores, isto é, trata-se de preço ao produtor.

Os preços do etanol anidro são analisados nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Paulínia (SP), Maringá (PR) e Ribeirão Preto (SP). Na série de preços do etanol anidro, está incluído o valor do PIS/PASEP e COFINS, não incluindo custo do frete. Para o etanol hidratado, os preços foram cotados em Alagoas (AL), Paulínia (SP), Maringá (PR) e Ribeirão Preto (SP) e não foi considerado o valor dos impostos. As unidades de medida para o etanol anidro e hidratado estão em Reais por litro (R\$/l) e os preços provêm de negociações entre a usina (ou destilaria) e a distribuidora de combustível (preço ao produtor).

As séries de preço foram obtidas junto à consultoria de agronegócios, Safras e Mercado, e são todas referentes ao mercado interno. Segundo esta empresa, os preços são coletados junto a corretoras e *traders* de mercado no país. A análise compreende o período de 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008, resultando em uma amostra de 1404 observações para os casos do açúcar e etanol anidro. Em relação ao etanol hidratado, a periodicidade diária abrange 20 de julho de 2005 a 31 de dezembro de 2008, ou seja, 850 observações. Vale salientar que o período foi escolhido de acordo com disponibilidade de dados de açúcar e etanol para os mercados analisados. As variáveis que serão analisadas neste trabalho foram definidas conforme tabela 1.

Tabela 1 - Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
PACAL _t	Preço do açúcar cristal em Alagoas
PACAR _t	Preço do açúcar cristal em Araçatuba
PACMR _t	Preço do açúcar cristal em Maringá
PACPE _t	Preço do açúcar cristal em Pernambuco
PACRP _t	Preço do açúcar cristal em Ribeirão Preto
PACTM _t	Preço do açúcar cristal no Triângulo Mineiro
PEAAL _t	Preço do etanol anidro em Alagoas
PEAAR _t	Preço do etanol anidro em Araçatuba
PEAMR _t	Preço do etanol anidro em Maringá
PEAPL _t	Preço do etanol anidro em Paulínia
PEARP _t	Preço do etanol anidro em Ribeirão Preto
PEHAL _t	Preço do etanol hidratado em Alagoas
PEHMR _t	Preço do etanol hidratado em Maringá
PEHPL _t	Preço do etanol hidratado em Paulínia
PEHRP _t	Preço do etanol hidratado em Ribeirão Preto.

Nota: Todos os preços estão em logaritmo natural.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A partir das séries de preços em logaritmo para o açúcar, etanol anidro e etanol hidratado, realizou-se o teste para examinar a presença de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença. Estes resultados estão nas tabelas A.1, A.2 e A.3 do Apêndice A. Através do teste de Dikey-Fuller aumentado (ADF), foi possível identificar a presença de raiz unitária em todas as séries de preço de açúcar, etanol anidro e etanol hidratado. Em todos os casos das séries em nível, a hipótese nula de presença de raiz unitária não foi rejeitada ao nível de significância de 1%, considerando a especificação da equação do teste ADF apenas com constante. Porém, para as séries diferenciadas, rejeitou-se a hipótese de raiz unitária a 1% de significância, com a especificação da equação do teste ADF sem tendência e sem constante. Portanto, todas as séries são integradas de primeira ordem, I(1). Para a escolha do número de defasagens presentes nos modelos, foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e o teste Ljung-Box (LB).

Foi utilizado o procedimento de Johansen para determinar o mercado central para cada produto analisado, que, de acordo com Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), pode ser feito através do teste de exogeneidade fraca, conforme tabelas A.4, A.5 e A.6 do Apêndice A. Segundo Enders (2004), em um sistema cointegrado, uma variável é fracamente exógena se não responde aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. Intuitivamente, no teste de Johansen, todas as variáveis são tratadas como endógenas, de modo que torna-se necessário determinar qual das séries de preço analisadas pode ser considerada exógena em relação às demais, sendo este o mercado central.

O teste de exogeneidade fraca é realizado a partir do teste de razão de verossimilhança (teste LR), cuja hipótese nula é que a variável é exogenamente fraca e segue uma distribuição χ^2 com r graus de liberdade, onde r é o número de vetores de cointegração. De acordo com este teste, o mercado de Ribeirão Preto para o açúcar, etanol anidro e etanol hidratado foi considerado fracamente exógeno, se constituindo, portanto, no mercado central. Portanto, a partir deste resultado foram formados os pares de mercados (mercado central e mercado secundário) para o açúcar, etanol anidro e etanol hidratado.

5.1 Integração dos mercados de açúcar no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-regressivo com *Threshold* (TAR)

Para investigar a integração dos mercados de açúcar no Brasil, considerando o possível efeito dos custos de transação, foi estimado um modelo autorregressivo com *threshold* (TAR) para os resíduos da relação de cointegração¹⁰, conforme equação (3), cujos resultados estão na tabela 2. Para fins de comparação, também são apresentados os resultados da estimação do modelo autorregressivo (AR) para os mercados de açúcar.

Foram estimados os coeficientes dos resíduos da relação de cointegração defasados em um período (ou coeficiente de velocidade de ajustamento) e suas respectivas meias-vidas tanto para o modelo AR como TAR. Considerando o modelo linear AR(1), os parâmetros estimados foram todos estatisticamente significativos a 1% e 5%. As maiores meias-vidas são observadas em Maringá, Pernambuco e Alagoas, indicando que são necessários 37, 36 e 35 dias, respectivamente, para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo sejam eliminados. O mercado de Pernambuco é o mais distante do mercado central, Ribeirão Preto, seguido de Alagoas e Maringá, justificando a necessidade de mais dias para que os preços se ajustem aos desequilíbrios de longo prazo.

Os resultados da estimação do modelo TAR mostram que o maior *threshold* estimado foi com relação ao par Alagoas/Ribeirão Preto, de 0,1672, significando que apenas os choques superiores a 16,72% do preço médio do açúcar, em Alagoas, serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.

¹⁰ Foi realizado o teste de cointegração de Johansen, cujo resultado é que os mercados analisados para o açúcar, etanol anidro e hidratado são cointegrados.

Tabela 2 - Modelo Autorregressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de cointegração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes – açúcar

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR						Teste F de Tsay	Teste de Hansen
	ρ	Meia-vida (h)	Threshold θ	$\rho_{(in)}$	n	$\rho_{(out)}$	n	Meia-vida (h_{TAR})		
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0195** [0,0248]	35	0,1672	0,0041 ^{NS} [0,5247]	1254	-0,0452*** [0,0071]	149	17	28,5329*** [0,0000]	203,352*** [0,0000]
Araçatuba-Ribeirão Preto	-0,3312*** [0,0000]	2	0,0145	-0,1264*** [0,0011]	1275	-0,4053*** [0,0000]	128	1	484,6456*** [0,0000]	361,933*** [0,0000]
Maringá-Ribeirão Preto	-0,0185** [0,0169]	37	0,0437	-0,0613*** [0,0053]	862	-0,0170** [0,0343]	541	9	7,07791*** [0,0000]	238,322*** [0,0000]
Pernambuco-Ribeirão Preto	-0,0191** [0,0178]	36	0,0146	-0,5472** [0,0216]	152	-0,0187** [0,0203]	1251	1	14,3942*** [0,0000]	262,682*** [0,0000]
Triângulo Mineiro -Ribeirão Preto	-0,1618*** [0,0000]	4	0,0417	-0,0661*** [0,0003]	1265	-0,2572*** [0,0000]	138	2	1566,776*** [0,0000]	1108,384*** [0,0000]

Fonte: Resultados da pesquisa.

- Observações:
- Os resíduos da relação de cointegração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).
 - $\rho_{(in)}$ e $\rho_{(out)}$ são os parâmetros autorregressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;
 - O teste de Tsay segue distribuição F (2, 1399). No caso de Maringá, segue distribuição F (3, 1396);
 - O teste de Hansen está baseado em Hansen (1997) e seu respectivo *p-value* é calculado por *Bootstrap*, com 1000 replicações;
 - Os valores entre colchetes referem-se ao *p-value*;f) *** significativo a 1%; **significativo a 5%; * significativo a 10%; ^{NS} não significativo.

Da mesma forma, pode-se dizer que choques inferiores a 16,72% do preço médio do açúcar em Alagoas não serão transmitidos do mercado central para o mercado secundário. Como o preço médio da saca de 50kg de açúcar, em Alagoas, foi cotada em R\$ 37,26, de acordo com o *threshold* estimado, tem-se que os choques inferiores a R\$ 6,22/saca 50kg não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.

O menor *threshold* estimado foi verificado no par de mercados Araçatuba/Ribeirão Preto, cujo valor foi de 0,0145, implicando que choques superiores a 1,45% do preço médio do açúcar em Araçatuba sejam transmitidos de Ribeirão Preto para Araçatuba. Os *thresholds* estimados dos pares Alagoas/Ribeirão Preto e Araçatuba/Ribeirão Preto corroboram com a relação de que mercados mais distantes estão associados a custos de transação mais elevados e mercados mais próximos estão associados a menores custos de transação (GOODWIN E PIGGOTT, 2001).

De acordo com a tabela 2, foram realizados os testes de Tsay (1989) e de Hansen (1997) para detectar a presença de não linearidades provenientes de efeitos *thresholds*. Segundo o teste de Tsay, a hipótese nula de linearidade é rejeitada ao nível de significância de 1% para todos os pares de mercados de etanol anidro. Esse resultado sugere que o comportamento do *threshold* caracteriza *linkages* de preços entre os mercados espacialmente separados de etanol anidro.

O teste de Hansen foi calculado também para testar a presença de efeito *threshold* e, de acordo com a tabela 2, a hipótese nula de linearidade é rejeitada para todos os pares de mercados de açúcar. Assim, conforme o teste de Hansen, pode-se confirmar que existe efeito *threshold* significativo nestes pares de mercado.

5.2 Integração dos mercados de etanol anidro no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-regressivo com *Threshold* (TAR)

A fim de incluir o efeito dos custos de transação entre os pares de mercados de etanol anidro, foi estimado o modelo TAR. Para fins de comparação com o modelo TAR, a tabela 3 também apresenta estimações do modelo autorregressivo linear (AR), ambos para os resíduos da relação de cointegração.

Considerando o modelo linear AR(1), os parâmetros estimados foram todos estatisticamente significativos a 1% e 5%. As maiores meias-vidas são observadas nos pares Maringá/Ribeirão Preto e Alagoas/Ribeirão Preto, indicando que são necessários 28 e 20 dias, respectivamente, para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo sejam eliminados. O mercado de Alagoas é o mais distante do mercado central, Ribeirão Preto, seguido de Maringá, justificando ser necessários mais dias para que os preços se ajustem aos desequilíbrios de longo prazo.

Os resultados do modelo TAR na tabela 3 mostram os *thresholds* estimados para os pares de mercados de etanol anidro, os coeficientes de velocidade de ajustamento do modelo e suas meias-vidas.

Os maiores *thresholds* estimados foram dos pares de mercados Araçatuba/Ribeirão Preto, de 0,1121, e Alagoas/Ribeirão Preto, de 0,0997. No caso de Araçatuba/Ribeirão Preto, o resultado do *threshold* estimado significa que apenas os choques superiores a 11,21% do preço médio do etanol anidro em Araçatuba serão transmitidos de Ribeirão Preto para Araçatuba. Este resultado indica, portanto, que choques inferiores a R\$ 0,086/litro¹¹ de etanol anidro não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Araçatuba. Este resultado não condiz com a hipótese de que mercados mais próximos possuem menor custo de transação. Dessa forma, outros aspectos além da distância podem interferir no custo de transação entre esses mercados.

¹¹ Pois o preço médio do etanol anidro em Araçatuba foi de R\$ 0,77 por litro, conforme os dados utilizados nesta pesquisa.

Tabela 3 - Modelo Autorregressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de cointegração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes – Etanol anidro

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR					Teste de Tsay	Teste de Hansen	
	ρ	Meia-vida (h)	Threshold θ	$\rho_{(in)}$	n	$\rho_{(out)}$	n			Meia-vida (h_{TAR})
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0349*** [0,0007]	20	0,0997	0,0007 ^{NS} [0,9653]	975	-0,0415*** [0,0005]	428	17	6680,72*** [0,0000]	190,005*** [0,0000]
Araçatuba-Ribeirão Preto	-0,0436** [0,0378]	16	0,1121	-0,0151** [0,0533]	1257	-0,1158* [0,0899]	146	5	7228,27*** [0,0000]	584,514*** [0,0000]
Paulínia-Ribeirão Preto	-0,3447*** [0,0000]	2	0,0221	-0,0482** [0,0403]	1279	-0,5375*** [0,0000]	124	1	114,081*** [0,0000]	455,483*** [0,0000]
Maringá-Ribeirão Preto	-0,0243** [0,0186]	28	0,0407	-0,0044 ^{NS} [0,6658]	693	-0,0420** [0,0148]	156	15	4,27113*** [0,0051]	62,3279*** [0,0000]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: a) Os resíduos da relação de cointegração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

b) $\rho_{(in)}$ e $\rho_{(out)}$ são os parâmetros autorregressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;

c) O teste de Tsay segue distribuição F (2, 1399). No caso de Maringá, segue distribuição F (3, 1396);

d) O teste de Hansen está baseado em Hansen (1997) e seu respectivo *p-value* é calculado por *Bootstrap*, com 1000 replicações;

e) Os valores entre colchetes referem-se ao *p-value*;

f) *** significativo a 1%; **significativo a 5%; * significativo a 10%; ^{NS} não significativo.

Para o par Alagoas/Ribeirão Preto, apenas os choques superiores a 9,97% do preço médio do etanol anidro em Alagoas serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas. Como o preço médio do litro de etanol anidro em Alagoas foi de R\$ 0,97, considerando o *threshold* estimado, tem-se que os choques inferiores a R\$ 0,10/litro de etanol anidro não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.

O menor *threshold* estimado para o etanol anidro foi verificado no par de mercados Paulínia/Ribeirão Preto, cujo valor foi de 0,0221, implicando que choques superiores a 2,21% do preço médio do etanol anidro em Paulínia sejam transmitidos de Ribeirão Preto para Paulínia. Os *thresholds* estimados dos pares Alagoas/Ribeirão Preto e Paulínia/Ribeirão Preto confirmam a relação de que mercados mais distantes estão associados a custos de transação mais elevados e mercados mais próximos estão associados a menores custos de transação.

O cálculo dos parâmetros de velocidade de ajustamento do modelo TAR para os pares de mercados de etanol anidro mostram que Alagoas/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto não foram estatisticamente significativos no regime interno. No entanto, os pares Araçatuba/Ribeirão Preto e Paulínia/Ribeirão Preto tiveram seus ρ_{in} estatisticamente significativos a 5%.

Os coeficientes autorregressivos estimados no regime externo (ρ_{out}) foram todos significativos (a 1%, 5% e 10%). Isso implica que, para todos os pares de mercados, os choques nas relações de equilíbrio que são maiores que o *threshold* são eliminados ao longo do tempo.

De acordo com a tabela 3, o número de observações está concentrado no regime interno do modelo TAR. Isto significa que a maior parte dos desvios do equilíbrio é de baixa magnitude, de forma que, na maioria dos casos, os choques não serão transmitidos entre os mercados de etanol anidro ou essa transmissão será mais lenta.

As meias-vidas para o modelo TAR do mercado de etanol anidro mostram que, em pares de mercados mais próximos, são necessários menos dias para que metade dos choques sejam eliminados, ocorrendo o inverso para mercados mais distantes.

O mercado mais próximo a Ribeirão Preto é Paulínia, cuja meia-vida é de apenas 1 dia e em segundo lugar é Araçatuba, onde são necessários 5 dias para que metade dos desvios do equilíbrio sejam eliminados. Do mesmo modo, para mercados mais distantes como Alagoas e Maringá, foram verificadas maiores meias-vidas, iguais a 17 e 15 dias, respectivamente. Assim, para o mercado de etanol anidro, confirma-se empiricamente que o tempo requerido para que os mercados se ajustem a desvios do equilíbrio aumenta com a distância entre as regiões. Portanto, esses resultados quanto à meia-vida do modelo TAR permitem dizer que Ribeirão Preto e Paulínia possuem o maior grau de integração, enquanto que Ribeirão Preto e Alagoas possuem o menor grau de integração dentre os mercados analisados de etanol anidro.

Em todos os pares de mercados de etanol anidro pode-se observar maiores meias-vidas para o modelo AR comparativamente ao modelo TAR. Essa evidência mostra que, nos modelos TAR, os ajustamentos são mais rápidos em resposta a desvios do equilíbrio, devido à distinção feita entre choques de baixa e alta magnitude.

Com relação ao teste de Hansen para testar a presença de efeito *threshold*, de acordo com a tabela 3, a hipótese nula de linearidade é rejeitada para todos os pares de mercados de etanol anidro. Assim, conforme o teste de Hansen, pode-se confirmar que existe efeito *threshold* significativo nos pares de mercados de etanol anidro.

5.3 Integração dos mercados de etanol hidratado no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Autorregressivo com *Threshold* (TAR)

Para investigar a integração entre os mercados do etanol hidratado, foi estimado o modelo TAR para os resíduos da relação de cointegração. A tabela 4 apresenta as estimações

de um modelo autorregressivo linear (AR) e do modelo TAR, bem como os principais testes para detectar efeitos *thresholds* nos pares de mercados de etanol hidratado. No modelo linear AR(1), os parâmetros estimados foram todos estatisticamente significativos a 1% e 5%. A maior meia-vida é observada no par Alagoas/Ribeirão Preto, onde são necessários 28 dias para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo seja eliminada.

Os resultados da estimação do modelo TAR na tabela 4 mostram que o maior *threshold* estimado foi referente ao par Alagoas/Ribeirão Preto (0,1358), significando que apenas os choques superiores a 13,58% do preço médio do etanol hidratado em Alagoas serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.

De outra forma, choques inferiores a R\$ 0,12/litro de etanol hidratado não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas. Portanto, neste caso é confirmada a relação de que mercados mais distantes estão associados a custos de transação mais elevados, o que explica um maior *threshold* estimado.

Os *thresholds* estimados para os pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto foram, respectivamente, 0,0916 e 0,0448. Esses resultados divergem do esperado, pois o mercado de Paulínia é mais próximo de Ribeirão Preto que Maringá e, no entanto, apresentou um *threshold* maior. Portanto, no caso de Paulínia e Ribeirão Preto, pode haver outros fatores, além da distância entre os mercados, que influenciam no alto custo de transação.

O cálculo dos parâmetros de velocidade de ajustamento do modelo TAR mostra que o par Alagoas/Ribeirão Preto não foi estatisticamente significativo no regime interno. No entanto, os pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto tiveram seus ρ_{in} estatisticamente significativos a 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes auto-regressivos estimados no regime externo (ρ_{out}) foram todos significativos a 1% e 5%, implicando que, para os três pares de mercados de etanol hidratado, os choques nas relações de equilíbrio que são maiores que o *threshold* são eliminados ao longo do tempo.

Observa-se na tabela 4 que o número de observações (n) está concentrado no regime interno do modelo TAR, significando que a maior parte dos desvios do equilíbrio é de baixa magnitude. Com relação às meias-vidas, tem-se que, no caso do par Paulínia/Ribeirão Preto, são necessários 4 dias para que metade dos choques sejam eliminados e 1 dia para Maringá/Ribeirão Preto.

Como os mercados de Paulínia e Maringá estão mais próximos a Ribeirão Preto, comparativamente a Alagoas, esses mercados levam menos tempo para eliminar os desvios do equilíbrio de longo prazo, e, conseqüentemente apresentam maior grau de integração com o mercado central. Quanto a Alagoas, que é o mercado mais distante de Ribeirão Preto, foi verificada maior meia-vida, igual a 15 dias, implicando em menor grau de integração entre esses mercados

Da mesma forma que foi visto nos mercados de etanol anidro, no caso do etanol hidratado, o tempo requerido para que metade dos desvios do equilíbrio seja eliminada é superior no modelo AR. Portanto, para todos os pares de mercados de etanol hidratado, o modelo TAR se ajusta de forma mais rápida em resposta a desvios do equilíbrio.

De acordo com o teste de Tsay, na tabela 4, a hipótese nula de linearidade é rejeitada ao nível de significância de 1% para Alagoas/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto e a 5% no caso do par Paulínia/Ribeirão Preto. O resultado do teste de Hansen aponta que os três pares de mercados de etanol hidratado rejeitam a hipótese nula de linearidade a 1% de significância. Portanto, os testes de Tsay e de Hansen confirmam que existe efeito *threshold* significativo nos pares de mercados de etanol hidratado considerados na análise.

Tabela 4 - Modelo Autorregressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de cointegração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes – Etanol hidratado

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR						Teste de Tsay	Teste de Hansen
	ρ	Meia-vida (h)	<i>Threshold</i> θ	$\rho_{(in)}$	n	$\rho_{(out)}$	n	Meia-vida (h_{TAR})		
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0243** [0,0186]	28	0,1358	-0,0044 ^{NS} [0,6658]	693	-0,0420** [0,0148]	156	15	5579.063*** [0,0000]	36.7650*** [0,0000]
Paulínia-Ribeirão Preto	-0,0644*** [0,0000]	10	0,0916	-0,0369** [0,0193]	750	-0,1060*** [0,0015]	99	4	3,6812** [0,0256]	460,5678*** [0,0000]
Maringá-Ribeirão Preto	-0,3498*** [0,0000]	2	0,0448	-0,1315*** [0,0000]	764	-0,4884*** [0,0000]	85	1	39.6037*** [0,0000]	38.1107*** [0,0000]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: a) Os resíduos da relação de cointegração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

b) $\rho_{(in)}$ e $\rho_{(out)}$ são os parâmetros autorregressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;

c) O teste de Tsay segue distribuição F (2, 845);

d) O teste de Hansen está baseado em Hansen (1997) e seu respectivo *p-value* é calculado por *Bootstrap*, com 1000 replicações;

e) Os valores entre colchetes referem-se ao *p-value*;

f) *** significativo a 1%; **significativo a 5%; * significativo a 10%; ^{NS} não significativo.

6 CONCLUSÃO

O objetivo do presente artigo é analisar a integração espacial dos mercados de açúcar e etanol no Brasil, considerando a presença de custos de transação. Para consecução do objetivo proposto, foi utilizado o referencial teórico sobre integração de mercados espacialmente separados e a metodologia do trabalho baseou-se no modelo autoregressivo com *threshold*. Foram utilizadas séries de preços para os mercados de açúcar, etanol anidro e etanol hidratado em Alagoas, Pernambuco, Araçatuba, Paulínia, Ribeirão Preto, Maringá e Triângulo Mineiro.

Primeiramente foi determinado o mercado central, cuja localidade é considerada exógena em relação às demais. Assim, Ribeirão Preto foi considerado o mercado central para o açúcar, etanol anidro e etanol hidratado. Este resultado está de acordo com o esperado, pois Ribeirão Preto é a região mais importante na produção de açúcar e etanol no Brasil (ÚNICA, 2008). Com a determinação do mercado central, foram formados os pares de mercados para cada produto do setor sucroalcooleiro no intuito de investigar a integração entre o mercado central e cada um dos mercados secundários.

Foram detectados significativos efeitos *thresholds* para todos os mercados de açúcar, etanol anidro e etanol hidratado, indicando que há relevantes custos de transação influenciando a transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Assim, nos modelos que consideraram a presença de custos de transação, foram necessários menos dias para ocorrerem os ajustamentos aos desvios do equilíbrio de longo prazo, em comparação com modelos que não levam em conta tais custos.

Para os mercados de açúcar, etanol anidro e etanol hidratado, o par Alagoas/Ribeirão Preto apresentou estimativa de elevados custos de transação e maior quantidade de dias para que haja ajustamento de preços aos desvios do equilíbrio da relação de longo prazo. De modo geral, nos mercados de açúcar, etanol anidro e etanol hidratado, foi confirmado que regiões mais próximas levam menos tempo para eliminar os desvios do equilíbrio de longo prazo, enquanto em mercados mais distantes ocorre o inverso. Portanto, foram encontradas evidências de maior integração dos mercados mais próximos a Ribeirão Preto e menor grau de integração para mercados mais distantes deste.

Deste modo, a análise da integração dos mercados de açúcar e etanol entre diferentes regiões e da magnitude dos custos de transação pode contribuir para uma melhor avaliação das condições de arbitragem e da integração destes no Brasil.

As sugestões de pesquisas futuras estão em estender a análise para investigar a assimetria na transmissão de preços do açúcar e etanol em diferentes regiões. Da mesma forma, seria importante investigar e aplicar a metodologia utilizada neste trabalho para analisar a integração de mercados para outras *commodities* agrícolas.

REFERÊNCIAS

ALBANEZ, T.; BONIZIO, R.C.; RIBEIRO, E.M.S. Uma análise da estrutura de custos do setor sucroalcooleiro brasileiro. **Custos e agronegócio on line**, v.4, n.1. 2008. Disponível em: <<http://www.custoseagronegocioonline.com.br>>. Acesso em: 04 Jun. 2008.

AMARAL, T.M.; NEVES, M.F.; MORAES, M.A.D. de. Análise comparativa entre a cadeia da cana-de-açúcar do Brasil e da França. **Anais do XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**. Juiz de Fora, 2003.

ASCHE, F.; BREMNES, H.; WESSELS, C. R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, p. 568-581, 1999.

ASCHE, F.; GORDON, D.V.; HANNESSON, R. Tests for market integration and the Law of One Price: the market for whitefish in France. **Marine Resource Economics**, v.19, pp. 195–210, 2004.

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

BARRET, C.B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 78, n. 3, p. 825-829, 1996.

_____. Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19–32, 2001.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Secretaria de Produção e Agroenergia. **Relação das unidades produtoras cadastradas no Departamento da Cana-de-açúcar e agroenergia**. Brasília: Departamento da Cana-de-açúcar e agroenergia, 2008.

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

CAMPOS FILHO, M.F.; SANTOS, M. **Setor sucroalcooleiro em Minas Gerais**.

Disponível

em:<http://www.siamig1.com.br/index.php?option=com_content&task=view&id=262&Itemid=95>. Acesso em: 06 Jan. 2009.

CARVALHEIRO, E.M. **A agroindústria canavieira do Paraná**: evolução histórica e impactos sobre o desenvolvimento local. Toledo, 2005. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná.

CHAN, K.S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a Threshold Autoregressive Model. **The Annals of Statistics**, 21, p. 520-533, 1993.

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

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

FEDERICO, G. Market integration and market efficiency: the case of 19th century Italy. **Exploration in Economic History**, v. 44, p. 293-316, 2007.

FERREIRA, K. C. **O mercado sucroalcooleiro goiano pós-desregulamentação na década de 1990**. Disponível em:

<<http://www.seplan.go.gov.br/sepin/pub/conj/conj8/09.htm>>. Acesso em: 06 Jan. 2009.

FIANI, Ronaldo. Teoria dos custos de transação. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. **Economia Industrial**: fundamentos teóricos e práticas no Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001a.

_____. **Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: Department of Economics, University of California, Working Paper, v.1, n. 28, p. 1-31, 2001b.

GOODWIN, B. K.; HOLT, M.T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, p. 302-317, 2001.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 630-637, 1999.

HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v.64, n.2, p. 413-430, 1996.

_____. Inference in TAR models. **Studies in nonlinear dynamics & econometrics**, v. 2, n.1, p.1-14, 1997. Disponível em: < <http://www.bepress.com/snnde/vol2/iss1/art1/> >. Acesso em: 06 Jan. 2009.

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

LO, M.C.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, p. 533-576, 2001.

MALTSOGLU, I.; TANYERI-ABUR, A. Transactions costs, Institutions and smallholder market integration: potato producers in Peru. **ESA Working Paper**, n. 05/04, p. 1-13. Jun. 2005.

MATTOS, L. B. de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração especial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. Viçosa, 2008. Tese de Doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa.

MATTOS, Leonardo Bornacki de; LIMA, João Eustáquio de; LIRIO, Viviani Silva. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. 2009, vol.47, n.1, pp. 249-274.

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

RISSARDI JÚNIOR, D.J.; SHIKIDA, P.F.A. A agroindústria canavieira do Paraná pós-desregulamentação: uma abordagem neoshumpeteriana. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n.02, p. 445-473, 2007.

SANTOS, J.A.N dos; SANTOS, M.A. dos; VIDAL, M. F. Setor sucroalcooleiro Nordeste: desempenhos recentes e possibilidades de políticas. **Série Documentos do Etene**, n. 18. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2007.

_____. Análise Setorial: sucroalcooleiro. **Sumário Executivo**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2006.

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

SEXTON, R. J. KLING, C. L. CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U. S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, p.568-580, 1991.

TSAY, R. S. Testing and modeling Threshold Autoregressive processes. **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, p. 231-240, 1989.

ÚNICA. União da Indústria da Cana-de-açúcar. **Setor Sucroalcooleiro**: Consecana. Disponível em: < <http://www.unica.com.br/content/show.asp?cntCode={6ED1BE65-C819-4721-B5E7-312EF1EA2555}>>. Acesso em: 09 Jun. 2008.

VIAN, C.E. de F. **Agroindústria Canavieira**: Estratégias competitivas e modernização. Campinas: Átomo, 2003.

VIDAL, M. F.; SANTOS, J.A.N dos; SANTOS, M.A. dos; Setor sucroalcooleiro no Nordeste brasileiro: estruturação da cadeia produtiva, produção e mercado. **Anais do XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural – SOBER**. Fortaleza, 2006.

VOLPATO, R. de C. **Etanol: a hora do Brasil**. Cuiabá, 2007. Universidade Federal do Mato Grosso. Disponível em:
<http://www.castilhogestao.com.br/docs/etanol%20a%20hora%20do%20brasil_rita%20volpato.pdf>. Acesso em: 06 de Jan. 2008.

APÊNDICE A

Tabela A.1 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Açúcar

Séries	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
PACAL _t	5	-3.43 ²	-1.47
PACAR _t	6	-3.43 ²	-2.19
PACMR _t	5	-3.43 ²	-2.21
PACPE _t	1	-3.43 ²	-1.39
PACRP _t	6	-3.43 ²	-2.23
PACTM _t	6	-3.43 ²	-2.22
DPACAL _t ¹	4	-2.58 ³	-15.33
DPACAR _t ¹	6	-2.58 ³	-8.33
DPACMR _t ¹	5	-2.58 ³	-8.35
DPACPE _t ¹	0	-2.58 ³	-40.07
DPACRP _t ¹	6	-2.58 ³	-8.29
DPACTM _t ¹	5	-2.58 ³	-9.12

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: ¹ séries diferenciadas; ² com constante e sem tendência; ³ sem constante e sem tendência.

Tabela A.2 Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) – Etanol anidro

Série	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
PEAAL _t	2	-3.43 ²	-1.98
PEAAR _t	2	-3.43 ²	-2.18
PEAPL _t	2	-3.43 ²	-2.22
PEAMR _t	6	-3.43 ²	-2.50
PEARP _t	6	-3.43 ²	-2.69
DPEAAL _t ¹	5	-2.58 ³	-17.20
DPEAAR _t ¹	5	-2.58 ³	-12.87
DPEAPL _t ¹	3	-2.58 ³	-16.48
DPEAMR _t ¹	5	-2.58 ³	-12.41
DPEARP _t ¹	3	-2.58 ³	-15.73

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: ¹ séries diferenciadas; ² com constante e sem tendência; ³ sem constante e sem tendência.

Tabela A.3 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Etanol hidratado

Série	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
PEHAL _t	1	-3.43 ²	-2.56
PEHPL _t	2	-3.43 ²	-1.43
PEHMR _t	6	-3.43 ²	-2.09
PEHRP _t	4	-3.43 ²	-2.03
DPEHAL _t ¹	0	-2.58 ³	-31.12
DPEHPL _t ¹	4	-2.58 ³	-10.16
DPEHMR _t ¹	6	-2.58 ³	-8.16
DPEHRP _t ¹	3	-2.58 ³	-12.60

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: ¹ séries diferenciadas; ² com constante e sem tendência; ³ sem constante e sem tendência.

Tabela A.4 - Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Açúcar

Mercados	Teste LR	P- value
PACAL _t	47,447 ^{***}	0,000
PACAR _t	57,289 ^{***}	0,000
PACMR _t	185,006 ^{***}	0,000
PACPE _t	102,806 ^{***}	0,000
PACRP _t	7,368	0,195
PACAL _t	49,463 ^{***}	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

Tabela A.5 - Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Etanol anidro

Séries de Preços	Teste LR	P- value
PEAAL _t	31,924 ^{***}	0,000
PEAAR _t	14,656 ^{***}	0,005
PEAPL _t	62,463 ^{***}	0,000
PEAMR _t	237,024 ^{***}	0,000
PEARP _t	7,371	0,118

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

Tabela A.6- Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Etanol Hidratado

Séries de Preços	Teste LR	P- value
PEHAL _t	11,122 ^{***}	0,011
PEHPL _t	34,871 ^{***}	0,000
PEHMR _t	116,179 ^{***}	0,000
PEHRP _t	4,816	0,186

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *** Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.