

**19º Sinape**

**26 a 30 de julho de 2010**

**Hotel Fazenda Fonte Colina Verde, São Pedro-SP**

**Integração espacial dos mercados de açúcar no Brasil: uma análise  
através do modelo TAR**

**Janáina da Silva Alves**

Doutora em Economia – PIMES-UFPE

Professora Adjunta do Departamento de Economia - UFRN

Endereço postal: Av. Amintas Barros, 3386, Bl.A, Apto 403, Lagoa Nova  
Natal – RN, CEP: 59062-250.

Endereço eletrônico: [janah.alves@gmail.com](mailto:janah.alves@gmail.com)

Fones: (84) 9135-0938; (84) 9107-5130

**Ricardo Chaves Lima**

Doutor em Economia Agrícola pela *University of Tennessee System*.

Professor do Depto. de Economia e do Programa de Pós-Graduação em  
Economia (PIMES) da UFPE

Endereço postal: Av. dos Funcionários, S/N. CCSA/UFPE - Recife-PE.

Endereço eletrônico: [chaveslima@gmail.com](mailto:chaveslima@gmail.com)

Fone: (81) 8609-0522

# **Integração espacial dos mercados de açúcar no Brasil: uma análise através do modelo TAR**

## **Resumo**

O objetivo deste artigo é analisar a integração espacial dos mercados de açúcar no Brasil, considerando a presença de custos de transação. A fundamentação teórica está baseada na integração de mercados, Lei do Preço Único e arbitragem espacial. Foram utilizadas séries de preços de açúcar nos estados de Alagoas, Pernambuco, São Paulo (Araçatuba e Ribeirão Preto), Paraná (Maringá) e Minas Gerais (Triângulo Mineiro), no período de maio de 2003 a dezembro de 2008. A metodologia utilizada baseia-se no modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR). Os resultados mostram que o mercado central para o açúcar foi Ribeirão Preto. Por fim, confirmou-se a presença de significativos custos de transação nos pares de mercados de açúcar, sendo o maior *threshold* entre Alagoas e Ribeirão Preto e o menor *threshold* entre Araçatuba e Ribeirão Preto.

**Palavras-chaves: Integração espacial de mercado. Açúcar. Custos de transação**

## **Abstract**

The aim of this work is to examine the spatial integration of Brazil sugar markets in the presence of transaction costs. The theoretical framework of the analysis is based on Market Integration, Law of One Price and Spatial Arbitrage. The data base included time series of sugar from selected regions on the states of Alagoas, Pernambuco, São Paulo (Araçatuba e Ribeirão Preto), Paraná (Maringá) and Minas Gerais (Triângulo Mineiro) from May 2003 to December 2008. The methodology used Threshold Autoregression (TAR) models. The results showed that Ribeirão Preto was the central market for sugar. The results confirm the presence of transaction costs for all markets pairs analyzed. Nevertheless, the threshold is major for Alagoas and Ribeirão Preto and minor for Araçatuba e Ribeirão Preto.

**Key Words: Spatial market integration. Sugar. Transaction costs**

## **1. INTRODUÇÃO**

O estudo de diferentes mercados e sua integração têm sido amplamente aplicados ao contexto agrícola, de modo a analisar como a informação contida nos preços das *commodities* é transmitida de uma região para outra. Dessa forma, as relações entre mercados localizados em distintas regiões são frequentemente relacionadas na literatura à integração de mercados espacialmente separados. Um mercado integrado é composto por um conjunto de regiões que comercializam um mesmo produto e possuem a mesma informação de longo prazo.

De acordo com 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. A integração e a especialização podem aumentar a renda dos produtores e reduzir a variabilidade dos preços entre mercados espacialmente separados (GONZÁLEZ-RIVERA E HELFAND, 2001b).

A integração de mercados geograficamente 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 (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 mercado brasileiro de açúcar devido a sua importância no cenário econômico nacional e também pela possibilidade de elevados custos de transação entre as principais regiões produtoras.

A produção brasileira de açúcar é realizada em mercados espacialmente separados, localizados principalmente nos estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Alagoas e Pernambuco. Conforme dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, em 2008 o segmento da agroindústria canavieira no Brasil contava com 396 unidades produtoras de açúcar e álcool 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 diferencial de custo de produção entre as principais regiões produtoras de açúcar no Brasil pode ser explicada 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 integração espacial dos mercados de açúcar no Brasil, considerando a presença de custos de transação. O trabalho está dividido em cinco partes: além desta introdução, tem-se a seção dois com a revisão da literatura sobre integração de mercados espacialmente separados e custos de transação. A seção três traz os procedimentos metodológicos da pesquisa, a quarta seção mostra os resultados obtidos e na quinta seção são apresentadas as conclusões do trabalho.

## **2. INTEGRAÇÃO DE MERCADO 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 recentes<sup>1</sup> 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 Gonzáles-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 arbitrar. 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, freqüentemente 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  $P_t^B$ .

A primeira condição implica que a arbitragem está presente e o comércio ocorre de *A* para *B*<sup>2</sup> 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 é a integração entre mercados espacialmente separados<sup>3</sup>. 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.

Maltsoglou e Tanyeri-Abur (2005) estudaram o impacto dos custos de transação no grau de integração de mercado para pequenos produtores de tomate no Peru. Estes autores chegam à conclusão de que baixos custos de transação estão relacionados aos seguintes

---

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

<sup>2</sup> 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).

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

aspectos: i) melhor conhecimento do preço no mercado; ii) contratos prévios; iii) informação oportuna de preços, dentre outros fatores. Dessa forma, o entendimento dos custos de transação pode contribuir para sugestão de ações políticas que objetivem reduzi-los.

Conforme Campenhout (2007), há dois fatores importantes que afetam a integração de mercado, são eles, os custos de transação e a velocidade de ajustamento de preço. O custo de transação afeta o comércio entre duas regiões e o acesso dos agentes econômicos às informações provavelmente influencia a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Desse modo, menores custos de transação e maiores velocidades de ajustamento implicam em mercados mais integrados.

Para verificar a integração entre mercados espacialmente separados, diversos trabalhos têm 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. 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.

Além disso, 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).

Dessa maneira, por volta da década de 1990, surgiram algumas linhas de pesquisa para investigar a integração de mercado, que levam em conta a importância dos custos de transação na análise e a possível descontinuidade do comércio entre regiões espacialmente separadas.

Este estudo de integração espacial dos mercados de açúcar e álcool se baseará, portanto, 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 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 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 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)<sup>4</sup> 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.

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) estudaram 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 dos mercados de açúcar do Brasil, considerando tais custos.

---

<sup>4</sup> Sephton (2003) utilizou os mesmos dados que Goodwin e Piggott (2001).

### 3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 Modelo Auto-regressivo com *Threshold* (TAR)

De acordo com Campenhout (2007), o modelo auto-regressivo 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 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:  $\theta$  é o parâmetro que representa o *threshold* e descreve regimes alternativos; os coeficientes  $a$  representam o grau de persistência auto-regressivo para cada regime;  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  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 (1). 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). 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* ( $\theta$ ) é significativo, este deve estar entre os valores mínimos e máximos das séries de preço.

O parâmetro  $\theta$  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  $\theta = P_t$  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 (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 separados<sup>5</sup>, 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  $t$

<sup>5</sup> Ver Campenhout (2007).

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  $\rho$  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 simétrico<sup>6</sup>, 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 ( $\rho_{in}$ ) da banda formada pelo *threshold* ( $\theta$ ) e o outro está fora desta banda ( $\rho_{out}$ ). 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:

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

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  $\frac{1}{2}$  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  $\rho$  e nos modelos TAR, são eles:  $\rho_{in}$  e  $\rho_{out}$ , conforme equações (2) e (3). Dessa maneira, o cálculo da meia-vida é dado pelas expressões (4) e (5):

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

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

<sup>6</sup> O Modelo TAR simétrico é aquele que estima apenas um *threshold*, tal como pode ser visto nos trabalhos de Meyer (2004) e Campenhout (2007).



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.

### 3.2 Testes para detectar efeitos *threshold*

#### 3.2.1 Teste de $F$ de Tsay

O modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR) constitui-se em um dos modelos não-lineares disponíveis na literatura. Assim, Tsay (1989) testa esse tipo de não-linearidade através do uso de uma autoregressão “ordenada” (*arranged autoregression*) e estimação recursiva (TSAY, 2005). O teste está baseado na hipótese nula de que a variável em questão segue um modelo linear AR( $p$ ) e, conseqüentemente, a hipótese alternativa refere-se ao modelo TAR.

Segundo Tsay (1989), pode-se escrever o modelo TAR da seguinte forma:

$$P_t = a_o^{(j)} + \sum_{i=1}^p a_i^{(j)} P_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)}, \quad \theta_{j-1} \leq P_{t-d} \leq \theta_j \quad (6)$$

Onde:  $j = 1, \dots, k$  regimes;  $d$  é o *delay parameter*, que é um número inteiro positivo; os *thresholds* são  $-\infty = \theta_0 < \theta_1 < \dots < \theta_k = \infty$ .

Para o modelo TAR conforme (6), o procedimento de Tsay consiste em ordenar as observações da variável de *threshold* de forma crescente, e então estimar a auto-regressão ordenada. Esse ordenamento dos dados faz com que o modelo TAR seja apresentado em termos da variável de *threshold* ao invés do tempo. Para isto, considere  $k = 2$  e um *threshold*  $\theta$ . Para um dado modelo TAR ( $2; p, d$ ) com  $n$  observações, a variável de *threshold*  $P_{t-d}$  pode assumir valores  $\{P_h, \dots, P_{n-d}\}$ , onde  $h = \max\{1, p+1-d\}$ . Seja ainda  $\pi_i$  o índice de tempo da menor observação  $i$  de  $\{P_h, \dots, P_{n-d}\}$ . Portanto, o modelo pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} P_{\pi_i+d} &= a_o^{(1)} + \sum_{v=1}^p a_v^{(1)} P_{\pi_i+d-v} + \varepsilon_{\pi_i+d}^{(1)}, \quad \text{se } i \leq s \\ P_{\pi_i+d} &= a_o^{(2)} + \sum_{v=1}^p a_v^{(2)} P_{\pi_i+d-v} + \varepsilon_{\pi_i+d}^{(2)}, \quad \text{se } i > s \end{aligned} \quad (7)$$

Onde  $s$  satisfaz  $P_{\pi_s} < \theta \leq P_{\pi_{s+1}}$ . Logo, a equação (7) é uma auto-regressão ordenada com os primeiros  $s$  casos no primeiro regime e o restante no segundo regime. Esta auto-regressão ordenada provê uma forma pela qual os dados são agrupados de modo que todas as observações em um grupo seguem o mesmo processo linear AR.

Para  $p$  e  $d$  fixos, o número efetivo de observações na auto-regressão ordenada é igual a  $n - d - h + 1$ . Assumindo que as auto-regressões recursivas iniciam com  $b$

observações, então há  $n - d - b - h + 1$  previsões dos resíduos disponíveis. Estimando por Mínimos Quadrados:

$$\hat{e}_{\pi_i+d} = \omega_0 + \sum_{v=1}^p \omega_v^{(1)} P_{\pi_i+d-v} + \eta_{\pi_i+d}^{(1)}, \quad (8)$$

para  $i = b+1, \dots, n-d-h+1$ .

Dessa forma, a estatística  $F$  associada é dada por:

$$\hat{F}(p, d) = \frac{(\sum \hat{e}_t^2 - \sum \hat{\eta}_t^2)/(p+1)}{\sum \hat{\eta}_t^2/(n-d-b-p-h)} \quad (9)$$

Onde  $\hat{\eta}_t^2$  é o resíduo de mínimos quadrados de (8).

Segundo Tsay (1989), suponha que  $P_t$  é um processo linear estacionário  $AR(p)$  e que  $P_t$  segue o modelo da equação (6) com  $k=1$ . Então, para  $n$  grande a estatística  $\hat{F}(p, d)$  definida em (9), 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* ( $\theta$ ) e do número de regimes do modelo.

### 3.2.2 Teste de Hansen (1997)

Considere uma especificação do modelo TAR conforme equação a seguir.

$$P_t = a_1 I_t P_{t-1} + a_2 (1 - I_t) P_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

Onde:  $I_t = 1$  se  $P_{t-1} > \theta$  e  $I_t = 0$  se  $P_{t-1} \leq \theta$ .

É importante examinar se o modelo TAR da equação (10) é significativo. Deste modo, testa-se este modelo contra a hipótese nula de linearidade, que por sua vez é dada por um processo  $AR(1)$ , tal como:

$$P_t = a P_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

De acordo com Enders (2004), caso o *threshold* seja conhecido, é possível utilizar o teste  $F$  padrão para verificar a significância conjunta dos parâmetros da equação (11). No entanto, se o *threshold* não é conhecido, que é o caso do presente trabalho, a distribuição assintótica do tradicional teste  $F$  não segue a distribuição  $\chi^2$ . Desta forma, Hansen (1996) mostra que a distribuição assintótica pode ser aproximada seguindo o procedimento de *bootstrap*.

Conforme o teste de Hansen (1997), ao estimar o valor do *threshold* que melhor se ajusta ao modelo TAR, é obtida a variância estimada de  $\varepsilon_{1t}$ , chamada de  $\sigma_1^2$ . Em seguida, estima-se o modelo linear da equação (11) para produzir a variância estimada de  $\varepsilon_{2t}$ , chamada de  $\sigma_2^2$ . Para  $n$  observações, o teste  $F$  padrão pode ser construído, de acordo com a equação (12):

$$F = n \left( \frac{\sigma_2^2 - \sigma_1^2}{\sigma_1^2} \right) \quad (12)$$

Contudo, o valor do teste  $F$ , conforme (12), não pode ser comparado com o valor crítico da tabela  $F$ . Assim, é necessário obter uma amostra  $n$  de números aleatórios normalmente distribuídos, com média zero e variância igual a um. Então, seja  $\mu_t$  o conjunto de números aleatórios, considera-se  $\mu_t$  como uma variável dependente, que será regredida (por MQO) contra os valores de  $P_{t-1}$ . Desta forma, se obterá a estimativa de  $\sigma_2^2$ , que será chamada de  $\sigma_2^{*2}$ . 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  $\sigma_1^{*2}$ . Utilizando as variâncias  $\sigma_1^{*2}$  e  $\sigma_2^{*2}$ , calcula-se o teste  $F^*$ , conforme (13).

$$F^* = n \left( \frac{\sigma_2^{*2} - \sigma_1^{*2}}{\sigma_1^{*2}} \right) \quad (13)$$

Tal processo é repetido  $n$  vezes<sup>7</sup> 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 heterocedásticos, pois isto pode ter impacto significativo na inferência.

### 3.3 Fonte dos dados e descrição das variáveis

O presente trabalho utiliza dados referentes aos preços diários dos principais mercados de açúcar 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.

As séries de preço foram obtidas junto à consultoria de agronegócios, *Safras e Mercado*, e são referentes ao mercado interno. Segundo esta consultoria, 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. As variáveis que serão analisadas neste trabalho foram definidas conforme tabela 1.

**Tabela 1 - Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa**

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
ACAL <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Alagoas
ACAR <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Araçatuba
ACMR <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Maringá
ACPE <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Pernambuco
ACRP <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Ribeirão Preto
ACTM <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal no Triângulo Mineiro

Nota: Todos os preços estão em logaritmo natural.

<sup>7</sup> O número de réplicas pode ser em torno de 1000, conforme Hansen (1997).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Análise de raiz unitária nas séries de preço de açúcar e determinação do mercado central para o açúcar

Antes de estimar o modelo autoregressivo com *threshold*, foram analisadas as séries de preços de açúcar para verificar a presença de raiz unitária, comum em séries temporais, conforme tabela 2.

**Tabela 2 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

Séries	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
ACAL <sub>t</sub>	5	-3.43 <sup>2</sup>	-1.47
ACAR <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.19
ACMR <sub>t</sub>	5	-3.43 <sup>2</sup>	-2.21
ACPE <sub>t</sub>	1	-3.43 <sup>2</sup>	-1.39
ACRP <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.23
ACTM <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.22
DACAL <sub>t</sub> <sup>1</sup>	4	-2.58 <sup>3</sup>	-15.33
DACAR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	6	-2.58 <sup>3</sup>	-8.33
DACMR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-8.35
DACPE <sub>t</sub> <sup>1</sup>	0	-2.58 <sup>3</sup>	-40.07
DACRP <sub>t</sub> <sup>1</sup>	6	-2.58 <sup>3</sup>	-8.29
DACTM <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-9.12

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: <sup>1</sup> séries diferenciadas; <sup>2</sup> com constante e sem tendência; <sup>3</sup> sem constante e sem tendência.

A partir das séries de preços em logaritmo para o açúcar, realizou-se o teste para examinar a presença de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença. Através do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), foi possível identificar a presença de raiz unitária em todas as séries de preço de açúcar. De acordo com a tabela 2, 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).

Além de verificar existência de raiz unitária, foi utilizado o procedimento de Johansen (1988) para determinar o mercado central, que pode ser feito através do teste de exogeneidade fraca conforme Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a). Conforme Enders (2004), em um sistema co-integrado, 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  $\chi^2$  com  $r$  graus de liberdade, onde  $r$  é o número de vetores de co-integração. De acordo com este teste, apresentado na tabela 3, o mercado de Ribeirão Preto para o açúcar 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.

**Tabela 3 - Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca**

Mercados	Teste LR	P- value
ACAL <sub>t</sub>	47,447***	0,000
ACAR <sub>t</sub>	57,289***	0,000
ACMR <sub>t</sub>	185,006***	0,000
ACPE <sub>t</sub>	102,806***	0,000
ACRP <sub>t</sub>	7,368	0,195
ACAL <sub>t</sub>	49,463***	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

Conforme a teoria sobre integração de mercado, a distância entre os mercados é um fator importante a ser considerado, pois, segundo Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), os determinantes da integração dos mercados incluem: distância entre as regiões, infraestrutura, produção e custos de transação. Além disso, os custos de transação tendem a aumentar com a distância entre as regiões e o tempo requerido para transferir bens e informações. A seguir, a tabela 4 mostra a distância (em Km) do mercado central (Ribeirão Preto) aos demais mercados analisados neste estudo. De acordo com esta tabela, as maiores distâncias para o mercado central são verificadas em Pernambuco e Alagoas, de modo que se espera que haja maiores custos de transação entre essas regiões e Ribeirão Preto.

**Tabela 4 - Distâncias entre os mercados analisados**

Mercados	Distâncias entre mercados (Mercado Central: Ribeirão Preto)
Pernambuco <sup>(1)</sup>	2.589 Km
Alagoas <sup>(2)</sup>	2.382 Km
Maringá	574 Km
Araçatuba	331Km
Uberlândia <sup>(3)</sup>	281 Km

Fonte: DNIT. Disponível em: <<http://www1.dnit.gov.br/rodovias/distancias/distancias.asp>>.

Notas: <sup>1</sup> Distância entre Ribeirão Preto e Recife.

<sup>2</sup> Distância entre Ribeirão Preto e a capital Maceió.

<sup>3</sup> Uma das cidades que compõem o Triângulo Mineiro.

#### **4.2 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 auto-regressivo com *threshold* (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, conforme equação (3), cujos resultados estão na tabela 5. Para fins de comparação, também são apresentados os resultados da estimação do modelo auto-regressivo (AR) para os mercados de açúcar.

Foram estimados os coeficientes dos resíduos da relação de co-integração 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%.

**Tabela 5 - Modelo Auto-regressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes**

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR						Teste F de Tsay	Teste de Hansen
	$\rho$	Meia-vida (h)	Threshold $\theta$	$\rho_{(in)}$	$n$	$\rho_{(out)}$	$n$	Meia-vida ( $h_{TAR}$ )		
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0195** [0,0248]	35	0,1672	0,0041 <sup>NS</sup> [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 co-integração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).
- $\rho_{(in)}$  e  $\rho_{(out)}$  são os parâmetros auto-regressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;
- A significância das estimativas dos parâmetros auto-regressivos dos modelos AR e TAR são feitas através do teste  $t$ , tal como em Campenhout (2007);
- A meia-vida foi calculada apenas para os parâmetros estatisticamente significativos e é expressa em dias;
- O teste de Tsay segue distribuição F (2, 1399). No caso de Maringá, segue distribuição F (3, 1393);
- 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;
- \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

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.

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 50 kg 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 50 kg 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 já 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).

Outro mercado próximo a Ribeirão Preto é o Triângulo Mineiro, cujo *threshold* estimado foi de 0,0417. Este resultado indica que só haverá transmissão de preços entre Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro se os choques excederem 4,17% do preço médio do açúcar neste último mercado. Em seguida, o par de mercados Maringá/Ribeirão Preto apresentou um valor estimado de *threshold* igual a 0,0437, isto é, choques superiores a 4,37% do preço médio de açúcar em Maringá serão transmitidos entre os dois mercados.

Considerando o par de mercados Pernambuco/Ribeirão Preto, seu valor de *threshold* apresentou magnitude diferente da esperada, pois Pernambuco é o mercado mais distante de Ribeirão Preto e apresentou um pequeno *threshold* (0,0146), o que indicaria pequeno custo de transação.

Dessa forma, choques de preços superiores a 1,46% do preço médio do açúcar em Pernambuco, serão transmitidos do mercado central para este mercado. Este resultado pode ser explicado através da teoria da interdependência oligopolística de Faminow e Benson (1990), pois pode haver práticas não competitivas entre esses mercados, de modo que Pernambuco esteja tomando o preço em Ribeirão Preto como base.

O cálculo dos parâmetros de velocidade de ajustamento e meias-vidas do modelo TAR para os pares de mercados de açúcar no regime interno mostram que, com exceção do par Alagoas/Ribeirão Preto, os demais foram todos significativos estatisticamente a 1% e 5%. Como os coeficientes auto-regressivos estimados no regime externo foram todos significativos, isso implica que, em todos os pares de mercados, os choques nas relações de equilíbrio, que são maiores que o *threshold*, são eliminados ao longo do tempo.

Na tabela 5, o número de observações concentra-se no regime interno, com exceção do par Pernambuco/Ribeirão Preto. Essa concentração de observações no regime interno significa que a maior parte dos desvios do equilíbrio é de baixa magnitude, de modo que na maioria dos casos os choques não serão transmitidos entre os mercados ou serão transmitidos de forma mais lenta, de acordo com Goodwin e Piggott (2001).

Com relação as meias-vidas calculadas para o modelo TAR, verifica-se que nos pares Araçatuba/Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro/Ribeirão Preto são necessários apenas

1 e 2 dias, respectivamente, para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo sejam eliminados. Como os mercados de Araçatuba e Triângulo Mineiro são os mais próximos a Ribeirão Preto, confirma-se empiricamente que mercados mais próximos levam menos tempo para eliminar os desvios do equilíbrio de longo prazo.

Do mesmo modo, para mercados mais distantes como Alagoas e Maringá, foram verificadas maiores meias-vidas, conforme tabela 5. Dessa forma, são necessários 17 dias para que metade dos desvios da relação de equilíbrio entre este mercado e o mercado central (Ribeirão Preto) seja eliminada; e no caso de Maringá, o tempo requerido para tal são 9 dias. Este resultado indica que os mercados de Alagoas e Maringá possuem menor grau de integração com relação a Ribeirão Preto, pois são necessários mais dias para que sejam eliminados desvios do equilíbrio. A única exceção encontrada com relação à meia-vida calculada para o modelo TAR é com relação a Pernambuco, que apesar de ser a localidade mais distante de Ribeirão Preto, apresentou uma meia-vida curta, de apenas 1 dia. Tal resultado pode refletir outras características entre os mercados de Pernambuco e Ribeirão Preto que não foram detectadas pelo modelo TAR.

Comparando as meias-vidas calculadas no modelo AR e no modelo TAR, percebe-se que para todos pares de mercados de açúcar são observadas maiores meias-vidas para o modelo AR. Dessa forma, os modelos TAR sugerem ajustamentos mais rápidos em resposta a desvios do equilíbrio, pois nesses modelos há uma diferenciação entre choques de baixa e alta magnitude. Este resultado é condizente com as evidências empíricas sobre integração de mercados, como pode ser visto em Goodwin e Piggott (2001), Campenhout (2007) e Mattos (2008).

Para detectar a presença de não-linearidades provenientes de efeitos *thresholds*, foram realizados os testes de Tsay e de Hansen (1997), que estão na tabela 5. Segundo o teste de Tsay, a hipótese nula de linearidade (ou nenhum *threshold*) é rejeitada ao nível de significância de 1% para todos os pares de mercados de açúcar. Esse resultado sugere que o comportamento do *threshold* caracteriza ligações de preços entre os mercados espacialmente separados de açúcar. De acordo com o teste de Hansen apresentado na tabela 5, a hipótese nula de linearidade é rejeitada para todos os pares de mercados de açúcar. Portanto, o teste de Hansen também confirma que existe efeito *threshold* significativo, implicando custos de transação que influenciam o ajustamento de preços aos desvios da condição de equilíbrio.

## 5 CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo foi analisar a integração espacial dos mercados de açúcar no Brasil, considerando a presença de custos de transação. Para tanto, utilizou-se como base a teoria sobre integração de mercados e a modelagem auto-regressiva com *threshold* (TAR). Foram utilizadas séries de preços de açúcar nos estados de Alagoas, Pernambuco, São Paulo (Araçatuba e Ribeirão Preto), Paraná (Maringá) e Minas Gerais (Triângulo Mineiro), no período de 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008.

Primeiramente determinou-se o mercado central dentre as regiões analisadas de açúcar e verificou-se que foi Ribeirão Preto. Este resultado está de acordo com o esperado, pois Ribeirão Preto é a região mais importante na produção de açúcar e álcool no Brasil (ÚNICA, 2008).

Foram detectados significativos efeitos *thresholds* para todos os pares de mercados de açúcar, indicando que há relevantes custos de transação influenciando a transmissão de preços entre os mercados espacialmente separados deste produto. Assim, no modelo que considera a presença de custos de transação (Modelo TAR), foram necessários menos dias



para ocorrerem os ajustamentos aos desvios do equilíbrio de longo prazo, em comparação com o modelo que não levam em conta tais custos (Modelo AR).

Observou-se que 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, 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, como Araçatuba, Triângulo Mineiro e Maringá, e menor grau de integração para mercados mais distantes do mercado central, como é o caso de Alagoas.

Porém no caso do par de mercados Pernambuco/Ribeirão Preto, o resultado encontrado se opõe ao esperado, pois o valor estimado do *threshold* apresentou pequena magnitude, de forma que choques de preços superiores a 1,46% do preço médio do açúcar em Pernambuco já serão transmitidos do mercado central para este mercado. Além disso, apesar de Pernambuco ser a localidade mais distante de Ribeirão Preto, apresentou uma meia-vida de apenas 1 dia, indicando maior grau de integração. Isto pode refletir outras características entre os mercados de Pernambuco e Ribeirão Preto que não foram detectadas pelo modelo TAR, tal como práticas não competitivas entre esses mercados.

Portanto, as sugestões de pesquisas futuras estão em estender a análise para investigar assimetrias na integração dos mercados de açúcar. 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.

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.

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.).
- FAMINOW, M.D.; BENSON, B.L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, Feb. 1990.
- FEDERICO, G. Market integration and market efficiency: the case of 19<sup>th</sup> century Italy. **Exploration in Economic History**, v. 44, p. 293-316, 2007.
- 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.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, 12, 231-254, 1988.
- LO, M.C.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, p. 533-576, 2001.
- MALTSOGLOU, 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 espacial 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.

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.

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

\_\_\_\_\_. **Analysis of financial time series: financial econometrics**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, Inc, 2005.

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.