

TRANSMISSÃO DE PREÇOS E CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO MERCADO DE SOJA MATO-GROSSENSE: UMA ABORDAGEM POR MODELOS *THRESHOLD*¹

Murilo Massaru da Silva²
Bruno Ferreira Frascaroli³
Tiago Farias Sobel⁴

Resumo: O objetivo principal deste estudo foi analisar a transmissão de preço da soja entre diferentes municípios do Mato Grosso-MT, considerando a presença de custos de transação. Este estado foi escolhido por ter sido aquele com a maior produção deste grão na safra 2011/2012, com mais de 23 milhões de toneladas. Para captar a presença dos custos de transação sobre a transmissão de preços no mercado físico (*spot prices*) de soja mato-grossense, foram estimados modelos do tipo *threshold* de três regimes. Os modelos *Self Exciting Threshold Auto-Regressive* (SETAR), descritos por Tong e Lim (1980), forneceram resultados com três regimes que corroboram a existência de uma ‘banda-neutra’. Além disso, os parâmetros *threshold* estimados aparentam ter uma significativa correlação positiva com o custo de transporte, o que pode ser muito útil na prática para tomadas de decisão quanto à arbitragem de preços. Ademais, os resultados estimados pelo modelo TVEC não indicaram a existência da banda-neutra, contudo, na maioria dos casos, as variações de preços demoraram mais a serem transmitidas no regime intermediário para a maioria dos casos, indicando que o TVEC também conseguiu captar a existência dos custos de transação.

Palavras-chave: Soja, transmissão de preços, custos de transação, modelos *threshold*.

-
- 1 Recebido em: 18/11/2013; Aceito em: 07/02/2014.
 - 2 Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: murilomassaru@gmail.com
 - 3 Doutor em Economia pelo PIMES - Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: brunoarizona@yahoo.com.br
 - 4 Doutor em Economia pelo PIMES - Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor Adjunto do Departamento de Economia UFPB. E-mail: tiagosobel@yahoo.com.br

Abstract: The main goal of this study was to analyze the soybean price transmission between different cities of MatoGrosso – MT, Brazil, considering the existence of transaction costs. This state was chosen due to its high production and soybeans processing capacity. In order to capture the transaction costs presence over the soybean spot price transmission in MatoGrosso, three regimes threshold models were estimated. The models *Self Exciting Threshold Auto-Regressive* (SETAR), described in Tong and Lim (1980), provided results with the three regimes that corroborate to the existence of a ‘neutral band’. Besides, the threshold parameters estimated appears to be significantly positively correlated with the transportation costs, which can be so much important to take decisions about price arbitrages. Furthermore, the obtained results estimated with the TVEC model do not indicate the existence of a neutral band. However, in most cases, price variations take more time to be transmitted in the intermediary regime, which indicates that TVEC model also captured the existence of transaction costs.

Key-words: Soybean, price transmission, transaction costs, threshold models.

1. Introdução

A produção doméstica de soja ocupa lugar de destaque na economia brasileira. No ano de 2012, o Brasil alcançou cerca de R\$ 25 bilhões com as exportações de soja, entre grão, farelo e óleo (MAPA, 2013). A soja é produzida e também amplamente consumida internamente. Cerca de 50% do farelo de soja produzido no Brasil é destinado ao consumo doméstico, principalmente na composição da ração animal. Além disso, 77% do óleo de soja produzido é consumido no Brasil, destacando seu uso na alimentação e produção de biodiesel.

Nesse mercado, destaca-se Mato Grosso, estado com a maior capacidade instalada de processamento do grão, além de ser um dos maiores produtores de soja no Brasil. No entanto, o mercado de soja do Mato Grosso tem uma dinâmica interessante, pois, ao mesmo tempo em que ele é produtor, também é comprador. Sendo assim, espera-se que o preço da soja no estado dependa tanto do preço pago na soja exportada, quanto do mercado interno de derivados (farelo e óleo).

Para entender essa relação entre os preços aplicados nos diversos mercados, é necessário lançar mão da Lei do Preço Único (LPU), que se baseia na lógica de ausência de oportunidades de arbitragem de longo prazo. Ou seja, na ausência de custos de transação, um determinado produto sempre convergirá para o mesmo preço, qualquer que seja o mercado em que ele é negociado, pois, se o preço em um mercado estiver mais alto que nos demais, existe uma oportunidade instantânea de lucro que consiste em comprar o produto no mercado mais barato e vendê-lo onde o preço estiver maior.

Na medida em que esta operação de arbitragem se repete, os preços de todos os mercados tendem a convergir para um único valor. Na existência de custos de transação, esta lógica pouco se altera. Neste caso, os agentes só realizarão a operação de arbitragem se a receita obtida for maior que o custo. Desta forma, quanto maior o custo de transação entre dois mercados, maior a independência entre os preços em ambos.

Dado esse contexto, o objetivo deste estudo é analisar a transmissão do preço da soja entre diferentes municípios do estado de Mato Grosso (MT), considerando a existência de custos de transação. Nestes termos, serão utilizados modelos *threshold* para tentar captar o efeito dos custos de transação, pois, como foi ressaltado por Goodwin e Piggott (2001), testes de integração de mercados que ignoram a existência dos custos de transação podem gerar interpretações errôneas. Em outras palavras, o que este estudo se propõe é testar se os modelos *threshold* de transmissão de preços são capazes de representar o funcionamento da LPU no caso do preço da soja em municípios de MT e, através de estimações, verificar se os parâmetros de *threshold* são bons indicadores da magnitude dos custos de transações existentes para o caso estudado.

Além desta breve introdução, o presente trabalho está dividido em mais seis seções. Na segunda seção, é apresentada uma análise dos custos de transação e de como eles influenciam os equilíbrios nos mercados. Já na terceira seção, tem-se o levantamento de trabalhos empíricos sobre

o mercado de soja e, na seguinte, a descrição da metodologia empírica que será utilizada. Na quinta seção, tem-se a apresentação dos dados utilizados e, na sexta, são expostos os resultados obtidos. Por fim, na sétima seção, são apresentadas as considerações finais.

2. Mercados, custos de transação e equilíbrio

A abordagem teórica dos Custos de Transação tem por base o trabalho de Coase (1937), afastando-se da visão da firma como uma simples função de produção, como fazia a teoria econômica então vigente, tratando-a como um agente econômico especializado que interage com outros agentes num ambiente econômico específico. Isso porque, segundo o autor, a atividade econômica não se reduz somente a uma mera transformação tecnológica de insumos em produtos. Ou seja, esta abordagem passa a apresentar como relevante, nas análises econômicas, os custos para compra e venda de um determinado bem – ou custos de comercialização – considerados até então irrelevantes. Deste modo, o autor associa a existência de firmas à ocorrência de custos positivos de gerenciamento de suas relações com o mercado, devido à constante necessidade destes agentes em pesquisar preços, negociar e renegociar aspectos das transações econômicas, desenhar e monitorar contratos entre si, entre outros.

Partindo desta concepção, decorre uma série de restrições às transações entre os agentes, definidos como custos de transação. Para Coase (1937), os custos de transação se dividem em: custos de coleta de informações e custos de negociação e estabelecimento de um contrato. Contudo, esta definição foi evoluindo com o tempo para uma versão mais abrangente, passando Williamson (1996) e Cheung (1992) a se referir àqueles custos necessários para se colocar o mecanismo econômico e social em funcionamento. Em outras palavras, são os custos não diretamente ligados à transformação tecnológica do produto, mas os que surgem à medida que os agentes se relacionam. Neste sentido, de modo abrangente, é possível apontar os custos totais de uma firma como a soma dos custos de transformação e dos custos de transação.

Nesse contexto, é possível incluir na discussão a questão da transmissão dos preços das *commodities* entre distintos mercados produtores. Especificamente, em relação aos produtos agrícolas, a maior parte da literatura relacionada ao tema tem sido voltada para o teste da chamada Lei do Preço Único (LPU), que se baseia na lógica da ausência de oportunidades de arbitragem de longo prazo entre diferentes localidades. Segundo Isard (1977), a arbitragem no mercado de *commodities* asseguraria que cada bem tenha um preço único, definido numa moeda comum, em qualquer parte do mundo, sendo esse o que ele denomina de Lei do Preço Único.

Desta forma, na ausência de custos de transação, um determinado bem sempre convergiria para um mesmo preço, qualquer que fosse o mercado em que ele é negociado, pois, se o preço em um mercado estiver maior que nos demais, haveria a oportunidade instantânea de lucro ao comprá-lo no mercado mais barato e vendê-lo onde o preço estivesse mais alto. Nestes termos, Fackler & Goodwin (2001) enfatizam o papel dos custos de transação e afirmam que, abstraindo estes custos, a LPU assegura que mercados regionais ligados pelo comércio apresentarão um preço único para seus bens. Porém, na existência de custos de transação, os agentes só realizarão a operação de arbitragem se a receita obtida for maior que o custo. Desta forma, quanto maior o custo de transação entre dois mercados, maior a independência entre os preços realizados em ambos.

3. Revisão de Literatura

A transmissão de preços no mercado da soja e derivados no Brasil vem sendo analisada através de diversos estudos, como Aguiar e Barros (1991), Neves (1993) e Pino e Rocha (1994). No trabalho de Margarido e Sousa (1998), foi feita uma análise sobre como o preço da soja da *Chicago Board of Trade* (CBOT) influencia os preços praticados internamente no Brasil. Ainda no último estudo, são utilizadas as cotações médias mensais entre 1987 e 1997 pela metodologia de séries temporais de Box *et al.* (1994). As séries históricas das variáveis foram filtradas para

torná-las estacionárias. Logo após, através da análise de funções de autocorrelação regular e parcial, foi identificado se o processo gerador era autorregressivo e/ou de médias móveis. Para medir a transferência de preços, adotou-se um modelo de defasagens distribuídas.

Margarido e Sousa (1998) observam ainda que os resultados obtidos com este estudo mostraram que o preço doméstico da soja é influenciado pelas variações que ocorrem no mercado internacional, ou seja, o país não é formador de preço desse produto e, sim, tomador de preço no mercado externo. Esse foi o principal motivo para que, nesta primeira incursão, o presente estudo se dedicasse a analisar a dinâmica de preços primeiramente no mercado doméstico de soja, pois seu preço é sempre menor em relação ao preço no mercado internacional, e sendo o Brasil um tomador de preços, não haveria como estimar os parâmetros *threshold*, que representam os custos de transação no curto prazo, relacionados aqui principalmente com os custos de transportes (distância em quilômetros entre as cidades).

Logo, esta seria também uma limitação metodológica do modelo: os preços nestes mercados não podem caracterizar a presença de dominância estocástica⁵, isto é, suas probabilidades de ocorrências não poderiam ser ordenadas entre geradores dos diferentes processos. Observou-se, porém, que as variações das cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente, sem defasagem temporal, para os preços recebidos pelos produtores do grão no Brasil e no Paraná. Entretanto, somente uma parcela desse total se transfere para os preços internos.

Câmara *et al.* (2000) analisam o sistema de formação de preços da soja no Brasil com base numa análise mais ampla. Neste estudo, foram utilizados o preço da soja, o chamado *spot price* brasileiro, o preço da soja no mercado futuro doméstico cotado na então Bolsa de Mercadoria & Futuros (BM&F), hoje BM&FBovespa, o preço futuro da soja norte-americano na CBOT e a taxa de câmbio doméstica. Primeiramente, foi estimado um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com

5 Ver mais sobre dominância estocástica em Saposnik (1981; 1983).

12 defasagens para cada variável. São também realizados testes de causalidade de Granger para estabelecer as relações de causalidade entre as variáveis. Por último, foram apresentadas as funções de impulso-respostas das variáveis no sistema VAR a partir do choque nos termos de erros de uma das variáveis.

Margarido *et al.* (2001), por exemplo, analisaram a elasticidade de transmissão de preços no mercado de soja em grão entre o Porto de Rotterdam e o Brasil, no período de julho de 1994 a setembro de 2000. Os autores utilizam três séries com periodicidade mensal: preço CIF (custo, seguro e frete) do grão de soja em Rotterdam, preços FOB (*free on board*) do grão de soja no Brasil e a taxa de câmbio nominal. Após a realização dos testes de raiz unitária e cointegração, é estimado um modelo de correção de erros (VEC) para mensurar o efeito das variáveis umas nas outras. Seus resultados indicaram que, no longo prazo, os preços da soja no Brasil tenderam a acompanhar plenamente as variações de preço em Rotterdam e da taxa de câmbio nominal. Além disso, no curto prazo, os preços das *commodities* agrícolas foram mais sensíveis às condições de demanda (efeito preço) do que em relação às variações no câmbio nominal (efeito câmbio).

Costa *et al.* (2006) também utilizaram dados do mercado físico de soja para analisar a transmissão de preços. Este estudo tem como objetivo verificar as relações de cointegração de longo prazo entre os preços do grão de soja no mercado brasileiro e norte-americano, no período de janeiro de 1995 a janeiro de 2005. Os resultados de Costa *et al.* (2006) sugeriram que os testes realizados evidenciaram certa relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços negociados no Brasil e nos Estados Unidos. A análise de transmissão de preços também ocorreu domesticamente, ou seja, também se verificou como os preços são transmitidos dentro do Brasil. De acordo com os resultados, variações de preços desse produto nos Estados Unidos foram transferidas em torno de 57,3% para os preços domésticos no Brasil.

Ressalta-se que estudos sobre transmissão de preços se aplicam a

mercados que sejam fortemente cointegrados. A cointegração entre os mercados, entretanto, não precisa ser necessariamente linear. A cointegração do tipo *threshold*, introduzida pelo trabalho seminal de Balke e Fomby (1997), também é utilizada para modelar e explicar a transmissão de preços entre diferentes mercados.

Ainda são poucos os estudos aplicados aos dados brasileiros sobre transmissão de preços com cointegração do tipo *threshold*. Mattos *et al.* (2010a, 2010b, 2010c) estudaram o mercado de carne de frango no Brasil, utilizando este tipo de modelagem, para verificar se a presença dos custos de transação restringiu a transmissão de choques de preços entre diversos estados brasileiros. Cunha *et al.* (2010) analisaram a integração espacial do mercado de Boi Gordo através da abordagem de cointegração com *threshold*. Neste artigo, são estimados modelos *Threshold Autorregressive*(TAR) e *Momentum Threshold Autorregressive*(M-TAR). Os resultados destes estudos corroboram a existência de custos de transação não triviais que implicam uma transmissão de preços não linear.

Os modelos de cointegração *threshold* para transmissão de preços começaram a ser utilizados no mercado de *commodities* por Goodwin e Piggott (2001). Neste trabalho referencial, os autores se propõem a verificar a conexão entre preços diários de milho e soja entre diferentes cidades norte-americanas. Este estudo se baseia na crítica de que as análises de cointegração entre mercados, até então, ignoravam a presença de custos de transação. Os autores utilizaram modelos autorregressivos (lineares e *threshold*) para modelar diferenças de preços entre as cidades e o resíduo da regressão linear entre os preços de duas cidades, como uma representação dos termos de correção de erros. Além disso, eles também testaram se os resíduos das regressões tiveram comportamento não linear pelo teste de Tsay (1989).

Meyer (2004) também utilizou os modelos *threshold* para medir a cointegração entre mercados, em particular, o mercado de carne de porco europeu. Segundo o estudo, a análise econométrica para a integração entre mercados vem se tornando bastante popular, pois tanto produtores quanto economistas estão interessados nas implicações com que os choques

nos preços de um mercado são transmitidos para outro. O autor também destacou o exemplo dos produtores de suínos da Alemanha, que recorrem à AEX (*Amsterdam Exchanges*) em Amsterdã para fazer gestão do risco, admitindo que o mercado alemão e o mercado holandês sejam altamente integrados. O mesmo estudo admite que, para se medir a cointegração entre os mercados, o modelo TVEC (*Threshold Error Correction Model*) com dois *threshold* (três regimes) tem uma interpretação econômica mais clara por ser capaz de captar o efeito gerado pelo custo de transação na transmissão de preços.

Entretanto, ainda não há um teste para verificar a significância dos parâmetros *threshold* no caso de três regimes. Sendo assim, Meyer (2004) adotou uma simplificação interessante do modelo, similar à de Goodwin e Piggott (2001), no sentido de considerar a “variável *threshold*” em módulo. Dessa forma, o TVEC pode ser representado apenas por dois regimes, facilitando sua estimação e teste. A partir de dados semanais de preços ao produtor, os resultados indicaram que os custos de transação existem e são significantes. Portanto, a não consideração destes custos gera vieses aos resultados dos modelos de transmissão de preços. Os autores ressaltaram, entretanto, que na medida em que se desenvolvam os testes para o TVEC de três regimes, a utilização desta metodologia é preferível pela vantagem de capturar possíveis assimetrias na transmissão de preços.

Outro exemplo de como os modelos *threshold* de transmissão de preços estão sendo utilizados é o estudo de Ben-Kaabia *et al.* (2005). Neste estudo, foi analisada a transmissão de preços para o mercado de carne de frango espanhol, utilizando a metodologia *threshold* para investigar a existência de ajustes não lineares na transmissão de preços em sua cadeia produtiva. Para estimar o grau de integração do mercado, foi utilizado o modelo proposto por Lo e Zivot (2001), que consiste na utilização de um TVEC com três regimes. Outra metodologia interessante adotada pelos autores foi a geração de funções de impulso-resposta não lineares, com o objetivo de verificar como os choques nos termos de erros da série de preços em determinados setores foram transmitidos ao longo do tempo para os demais.

As estimativas do TVEC realizadas por Ben-Kaabia *et al.* (2005) corroboraram a existência de uma relação do tipo BAND-TVEC, ou seja, nos regimes intermediários as reações dos preços são insignificantes. Os resultados também sinalizaram que, no longo prazo, os preços entre os diferentes níveis da cadeia produtiva foram perfeitamente integrados, ou seja, para a amostra de dados utilizada, qualquer choque em um destes níveis é transmitido integralmente para os demais.

4. *Self Excited Threshold Auto Regressive Model (SETAR) e Threshold Error Correction Model (TVEC)*

Para captar a presença dos custos de transação sobre a transmissão de preços no mercado físico de soja mato-grossense, foram adotados modelos *threshold* de três regimes, tal como apresentado por Tong e Lim (1980). Como primeiro passo, é utilizado um modelo mais simples para o caso univariado. Para isso, calcula-se a diferença entre o logaritmo dos preços de duas cidades e estima-se o modelo *Self Excited Threshold Auto Regressive* (SETAR) de três regimes.

Este modelo, apesar de sua simplicidade, é bem informativo quanto à presença dos custos de transação por se basear em uma lógica muito simples: quando a diferença de preços entre duas cidades ultrapassa um limiar inferior ou superior, mais lucrativa se torna a arbitragem entre os dois mercados e, portanto, mais rápida tende a ser a transmissão de preços. O modelo SETAR adotado pode ser representado por:

$$\Delta Y_t = \begin{cases} \lambda_1^1 Y_{t-1} + \lambda_2^1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t^1 & ; se \quad Y_{t-d} < \phi_l \\ \lambda_1^2 Y_{t-1} + \lambda_2^2 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t^1 & ; se \quad \phi_l \leq Y_{t-d} < \phi_h \\ \lambda_1^3 Y_{t-1} + \lambda_2^3 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t^1 & ; se \quad \phi_h \leq Y_{t-d} \end{cases} \quad (1)$$

em que Y_t é o log do diferencial de preços, Δ é o operador de diferenças, λ_j^j são os coeficientes dos regressores no regime j , ε_t^j é o termo de erro do regime j e ϕ_l e ϕ_h são os valores dos parâmetros *threshold* inferior e superior, respectivamente.

O modelo especificado pela equação (1) determina que a variável dependente ΔY_t é determinada por Y_{t-1} e ΔY_{t-1} num processo autorregressivo. Contudo, os coeficientes associados às variáveis explanatórias podem variar de acordo com o valor da variável threshold $Y_{(t-d)}$ na medida em que ela for maior ou menor que os thresholds ϕ_l e ϕ_h .

Outro modelo que tenta captar a presença de custos de transação sobre a transmissão de preços é o modelo TVEC (Threshold Error Correction Model). Neste modelo, considera-se que os preços (em logaritmo) entre duas cidades sejam cointegrados e que esta relação seja não linear devido aos custos de transação. O modelo TVEC de três regimes pode ser representado por:

$$\Delta P_t = \begin{cases} \mu^1 + \alpha^1 w_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^1 \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t^1, & \text{se } w_{t-1}(\beta) < \phi_l \\ \mu^2 + \alpha^2 w_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^2 \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t^2, & \text{se } \phi_l \leq w_{t-1}(\beta) < \phi_h \\ \mu^3 + \alpha^3 w_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^3 \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t^3, & \text{se } \phi_h \leq w_{t-1}(\beta) \end{cases} \quad (2)$$

onde P_t é o vetor do logaritmo dos preços, μ^j é o vetor de constantes no j -ésimo regime, β representa o vetor de cointegração, $w_{t-1}(\beta)$ é o termo de correção de erros e ϕ_l e ϕ_h são os parâmetros threshold inferior e superior, respectivamente.

Neste modelo, o vetor de variáveis dependentes ΔP_t é explicado em função de seus i -ésimos valores passados e de um termo de correção de erros. Assim como no caso do modelo SETAR descrito, os coeficientes associados às variáveis explanatórias também podem variar de acordo com o valor da variável threshold, ou seja, $w_{t-1}(\beta)$ neste caso. Ao contrário do modelo SETAR apresentado na equação (1), o TVEC apresenta a vantagem de considerar um contexto multivariado.

Para encontrar o valor dos parâmetros threshold são utilizados os valores de ϕ_l e ϕ_h que minimizam a soma do quadrado dos resíduos de (1) ou (2). Este problema de minimização, entretanto, pode ter um custo computacional muito elevado. Sendo assim, utiliza-se o algoritmo sugerido por Balke e Fomby (1997). Primeiramente, a procura é feita num modelo de apenas um parâmetro threshold. O segundo é estimado assumindo que o primeiro parâmetro threshold seja fixo. São feitas algumas iterações, reestimando o primeiro threshold condicional ao segundo e vice-versa.

Hansen (1999) desenvolveu um teste para verificar qual o melhor modelo do tipo TAR(m) para uma determinada variável, em que m é o número de regimes. No caso TAR(1), o modelo é simplesmente um AR(q), ou seja, este teste também permite saber se a especificação linear é melhor do que a especificação do tipo *threshold*. Este teste é representado por:

$$F_{jk} = n \left(\frac{S_j - S_k}{S_k} \right) \quad (3)$$

em que s_j é a soma do quadrado dos resíduos do modelo TAR(j). Segundo Hansen (1999), este valor representa o teste da razão de verossimilhança quando os erros são independentes e seguem uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 , isto é, $N(0, \sigma^2)$. Ele também é o teste F convencional, sendo equivalente ao teste do multiplicador de Lagrange convencional.

Antes de estimar o modelo TVEC, primeiramente é necessário verificar se as séries do logaritmo dos preços são cointegradas. O modelo TVEC assume que as duas séries em questão tenham uma relação de equilíbrio de longo prazo, apesar da não estacionariedade de ambas. Para isso, é utilizado o teste de cointegração de Johansen.

5. Amostra e tratamento dos dados

São utilizados os logaritmos dos preços diários da saca de soja de cidades mato-grossenses fornecidos pelo IMEA (Instituto Mato-Grossense de Economia Agropecuária). As cotações da saca de soja começam em 07/01/2009 e vão até 13/07/2012. Os preços obtidos dizem respeito a doze cidades mato-grossense⁶ produtoras deste grão. Entre elas, foram selecionadas as três maiores cidades – Alto Araguaia, Primavera do Leste e Rondonópolis – utilizando modelos bivariados para analisar a transmissão de preços entre os pares delas. Estas localizações foram escolhidas por serem cidades não apenas produtoras de soja, mas também compradoras do grão, por terem uma grande capacidade instalada de esmagamento de grãos.

6. Resultados

Para testar a não estacionariedade dos preços, foram feitos os testes de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) e PP (*Phillips-Perron*). Além disso, foi feito também o teste KPSS (*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*) de estacionariedade. O Quadro 1 apresenta o resultado dos testes para as séries em nível e também para o diferencial do logaritmo dos preços entre duas localidades.

6 São elas Alto Araguaia, Campo Novo do Parecis, Campo Verde, Canarana, Diamantino, Lucas do Rio Verde, Nova Mutum, Primavera do Leste, Rondonópolis, Sapezal, Sinop e Sorriso.

Quadro 1 - Testes de Raiz Unitária e Estacionariedade (municípios selecionados do MT – dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

Variável	ADF	PP	KPSS
Alto Araguaia	-0,4587	-0,999	3,2942*
Primavera do Leste	-0,4483	-0,6766	3,3367*
Rondonópolis	-0,3751	-0,4207	3,1129*
Alto Araguaia - Primavera do Leste	-5,5921*	-215,8921*	1,1946*
Alto Araguaia - Rondonópolis	-6,0326*	-200,4996*	0,5845**
Primavera do Leste - Rondonópolis	-6,2037*	-191,2317*	2,3929*

*Rejeita a Hipótese nula em 1%

**Rejeita a Hipótese nula em 5%

Fonte: Elaboração Própria dos autores tendo por base os dados do IMEA.

Em nenhum dos testes se rejeita a existência de raiz unitária para as séries dos preços logaritmizados. Contudo, é rejeitada, com alto grau de confiança, a estacionariedade no teste KPSS. Já para as séries do diferencial do logaritmo dos preços entre duas cidades, é rejeitada a hipótese de raiz unitária em ambos os testes, entretanto, neste mesmos testes, também são rejeitadas as hipóteses de estacionariedade.

Uma das formas de modelar a transmissão de preços consiste em ajustar um modelo TAR de três regimes para o diferencial dos preços logaritmizados entre duas cidades, como foi feito por Goodwin e Piggott (2001). Antes de apresentar o resultado das estimações, primeiramente é feito o teste de Hansen⁷ (1999) para verificar se o diferencial dos preços logaritmizados é mais bem representado por um modelo linear do tipo AR ou por um do tipo TAR com dois ou três regimes.

7 O teste é realizado com 1000 simulações pelo método de *bootstrap*.

Quadro 2 - Teste de Hansen (1999) para o diferencial dos preços logaritimizados (municípios selecionados do MT – dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

Localidades	1vs2 ^a	1vs3 ^b
Alto Araguaia - Primavera do Leste	34,72437*	44,53456*
Alto Araguaia - Rondonópolis	6,36875	11,43435
Primavera do Leste - Rondonópolis	27,61198*	40,49266*

^a Testa a hipótese nula de que o modelo linear é melhor do que aquele com dois regimes

^b Testa a hipótese nula de que o modelo linear é melhor do que aquele com três regimes

*Rejeita a hipótese nula com 1% de confiança

Fonte: Elaboração própria dos autores tendo por base os dados do IMEA.

Os testes mostram que para a primeira e a terceira série de tempo os modelos de dois e três regimes são melhores do que o caso linear. Já o diferencial do preço logaritimizado entre Alto Araguaia e Rondonópolis não rejeita a hipótese nula em nenhum dos testes e, portanto, pode ser mais bem representado por um simples AR.

O Quadro 3 mostra o resultado das estimações do modelo SETAR de três regimes⁸ representado pela equação (1). Escolheu-se este tipo de modelagem pelo fato de ser bastante parecido com o utilizado por Goodwin e Piggott (2001), sendo que existem três diferenças importantes. Primeiramente, não se restringe o valor dos parâmetros *threshold* para que um seja o negativo do outro. Em segundo lugar, a equação (1) também não impõe que os coeficientes dos regimes externos sejam iguais. Por último, adiciona-se ΔY_{t-1} como uma segunda variável explicativa. Sendo assim, a equação (1) nada mais é do que uma versão ampliada e menos restrita do modelo proposto por Goodwin e Piggott (2001).

⁸ O modelo SETAR com dois regimes não é estimado, pois este modelo é útil para captar a presença de assimetria, entretanto, o objetivo deste trabalho foi identificar a presença de custos de transação.

Quadro 3 - Resultados SETAR de três regimes (municípios selecionados do MT – dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

	Alto Araguaia – Primavera do Leste	Alto Araguaia – Rondonópolis	Primavera do Leste - Rondonópolis
θ_1	0,02965	0,001476	-0,03479
θ_h	0,05070	0,021404	-0,01661
λ_1^1	0,0752817**	-0,316178*	-0,0689591*
λ_2^1	-0,2785185*	-0,141561**	-0,1560136*
λ_1^2	-0,0214063***	0,025652	-0,0025377
λ_2^2	-0,0034264	-0,070151	-0,0350357
λ_1^3	-0,0823434*	-0,175230*	0,1475591*
λ_2^3	-0,1557560**	-0,058357	-0,2437399*

Rejeita a Hipótese nula em 1%**Rejeita a Hipótese nula em 5%

***Rejeita a Hipótese nula em 10%

Fonte: Elaboração própria dos autores tendo por base os dados do IMEA.

Os resultados obtidos são extremamente interessantes visto que, no nível de confiança de 5%, todos os coeficientes do regime intermediário foram estatisticamente não significantes, ou seja, este resultado é consistente com a existência de uma “banda-neutra” em que a transmissão de preços não ocorre devido à presença de custos de transação.

Os parâmetros *threshold* ainda não podem ser testados, pois não existem testes que possam ser utilizados para fazer inferência quanto à significância estatística destes parâmetros. Já os coeficientes dos regimes externos são estatisticamente significantes em quase todos os casos, ou seja, estes resultados também estão de acordo com um BAND-TAR.

Ainda de acordo com o Quadro 3, os resultados apontam que o modelo SETAR de três regimes pode ser uma boa ferramenta para considerar os custos de transação sobre a transmissão de preços. Contudo, é difícil afirmar se esta não linearidade é de fato originada por estes custos. As Figuras 1 e 2 apresentam um “teste informal” de que estes parâmetros estejam relacionados com os custos de transação. Para isso, relaciona-se a amplitude da banda neutra ($\text{abs}(\phi_l - \phi_h)$) com a distância em quilômetros entre estas cidades através de um simples gráfico de dispersão, como foi feito em Lo e Zivot (2001), destacados na Figura 1.

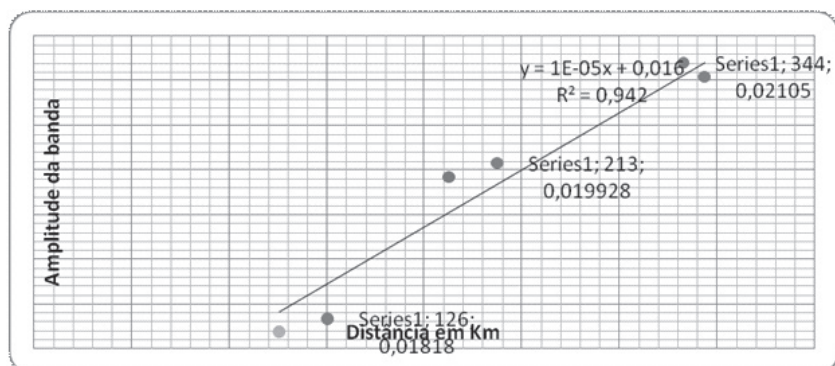


Figura 1 - Relação entre os parâmetros *threshold* para as três cidades selecionadas do MT⁹ (dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

Fonte: Elaboração própria dos autores tendo por base os dados do IMEA.

Considerando que a distância em quilômetros é uma *proxy* adequada dos custos de transação, a Figura 1 mostra que existe uma relação evidente entre a amplitude da banda neutra e a distância entre uma cidade e outra. Este resultado mostra a possibilidade de que os parâmetros *threshold* tenham alguma relação com os custos de transação, principalmente no que se refere aos custos de transporte.

9 Alto Araguaia, Primavera do Leste e Rondonópolis.

Como não é possível chegar a nenhuma conclusão com a análise de apenas três observações, foi feito o mesmo procedimento para doze localidades mato-grossenses, ou seja, estimou-se o modelo SETAR de três regimes descrito pela equação (1) para todos os pares possíveis entre as doze cidades matogrossenses¹⁰. Através dos parâmetros *threshold* obtidos, é construído novamente o gráfico de dispersão com 66 observações, representado pela Figura 2. Por questão de simplicidade, os demais resultados das 63 regressões adicionais não são apresentados neste trabalho.

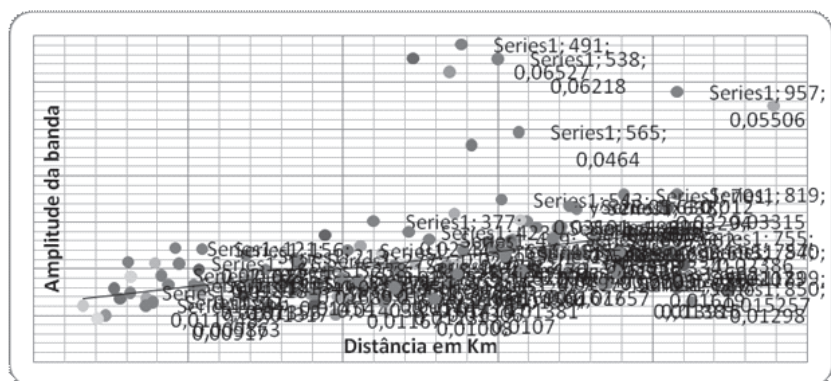


Figura 2 - Relação entre os parâmetros *threshold* para as doze cidades selecionadas (dados de 07/01/2009 a 13/07/2012)

Fonte: Elaboração própria dos autores tendo por base os dados do IMEA.

É interessante observar que existe uma correlação positiva entre a amplitude da banda e a distância entre as cidades, como era de se esperar. Como uma grande parte dos custos de transação da compra e venda de soja consiste no custo de transporte, pode-se concluir que os parâmetros *threshold* podem ser usados como indicadores dos custos de transação. Ademais, é importante ressaltar que, diferentemente do caso de apenas três cidades, nem sempre foi verificada a existência de uma banda neutra

¹⁰ As localidades foram: Alto Araguaia, Campo Novo do Parecis, Campo Verde, Canarana, Diamantino, Lucas do Rio Verde, Nova Mutum, Primavera do Leste, Rondonópolis, Sapezal, Sinop e Sorriso.

nas regressões realizadas. Isto provavelmente pode estar prejudicando a correlação entre a amplitude da banda e a distância entre as cidades.

A dispersão dos pontos em relação à linha de regressão da Figura 2 pode ser explicada por diversos motivos. Somente no que consta em relação aos custos de transporte é possível que exista um diferente custo por quilômetro, devido à diferença entre os modais de transporte e qualidade das rodovias matogrossenses. Além disso, é possível que outros tipos de custo de transação possam estar sendo captados dentro desta modelagem. Desta forma, não é de se esperar que haja uma relação exata entre a amplitude da banda intermediária e a distância entre as cidades.

Outra forma de se modelar a transmissão de preços com efeitos *threshold* é a modelagem do tipo TVEC. Para isso, é necessário que as séries de preços logaritmizados sejam cointegradas. O Quadro 4 mostra o resultado do teste de cointegração de Johansen para os três pares de cidades considerados.

Quadro 4 - Resultados do teste da raiz máxima de Cointegração de Johansen (municípios selecionados do MT – dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

Localidades	$r \leq 1$	$r = 0$
Alto Araguaia - Primavera do Leste	0,54	104,54
Alto Araguaia - Rondonópolis	0,61	89,23
Primavera do Leste - Rondonópolis	0,64	75,95
Valores Críticos		
1%	11,65	19,19
5%	8,18	14,9
10%	6,5	12,91

Fonte: Elaboração dos autores tendo por base os dados do IMEA.

Os testes de cointegração de Johansen apresentaram o mesmo resultado para todos os pares de cidades. Em todos os casos, rejeitou-se a hipótese de inexistência de cointegração e não se rejeitou a hipótese nula de que exista um vetor de cointegração. Portanto, foi estimado um modelo de correção de erros vetorial *threshold* (TVEC) entre as localidades, considerando a possibilidade de existência de custos de transação. O Quadro 5 resume os resultados do TVEC para os três pares de preços logaritimizados.

Quadro 5 - Resultados do TVEC bivariado (municípios selecionados do MT – dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

	Alto Araguaia – Primavera do Leste	Alto Araguaia – Rondonópolis	Primavera do Leste – Rondonópolis
<i>Low threshold</i>	-0,02314701	-0,03363078	0,01992913
<i>High threshold</i>	-0,005842243	0,02174325	0,03146541
vetor de cointegração	(1, - 1,009318)	(1, - 1,003146)	(1, - 0,9924642)
low	α_1	-0,4288*	-0,289**
	α_2	-0,2121**	-0,0911
middle	α_1	-0,2687*	-0,1458*
	α_2	-0,1224	0,0515
high	α_1	-0,0782***	-0,06
	α_2	0,1054*	0,1418***

Fonte: Elaboração própria dos autores com base nos dados do IMEA.

Os resultados do Quadro 4 mostram que todos os pares de preços logaritimizados apresentam elevado grau de cointegração. Por outro lado, os coeficientes obtidos do termo de correção de erros (α_1 , α_2) não estão de acordo com o modelo BAND-TVEC, no qual não ocorre a transmissão de preços dentro do regime intermediário. Isso não descarta que os custos de transação influenciem na transmissão de preços, conforme mostrado por Ben-Kaabia et al. (2005), que analisam a meia-vida do coeficiente de ajustamento para cada regime.

Quadro 6 - Coeficientes de ajustamento do modelo TVEC (municípios selecionados do MT – dados de 07/01/2009 a 13/07/2012).

	Alto Araguaia – Primavera do Leste	Alto Araguaia – Rondonópolis	Primavera do Leste - Rondonópolis
low	0,785276 (2,867567)	0,802387 (3,148311)	0,839972 (3,974758)
middle	0,844747 (4,108325)	0,802538 (3,151011)	0,871275 (5,03019)
high	0,815418 (3,396872)	0,797754 (3,067632)	1,732371 (-----)

Obs: A meia-vida (em dias) está entre parênteses e pode ser calculada por $HL = \ln(1/2)/\ln(\gamma)$

O coeficiente de ajustamento é definido por

Fonte: Elaboração própria dos autores com base nos dados do IMEA.

Os coeficientes de ajustamento estão em grande parte de acordo com a existência de custos de transação, pois o regime intermediário é aquele em que os choques demoram mais a ser transmitidos. Apenas para o caso dos preços entre Primavera do Leste e Rondonópolis, esta relação não se verificou, pois o coeficiente de ajustamento do modelo no regime superior foi maior que a unidade. Essa irregularidade pode ter ocorrido devido ao pequeno número de observações encontradas neste regime, de apenas 0,6%.

7. Conclusões

Este trabalho se propôs a analisar as transmissões de preços no mercado de soja mato-grossense – unidade federativa de maior destaque na produção e comercialização do grão no Brasil – utilizando modelos que buscam captar a presença dos custos de transação. Estes custos, quando muito elevados, podem prejudicar a comercialização do bem, ao

inviabilizar operações lucrativas entre agentes potenciais em mercados distintos. Nesse contexto, metodologias que forneçam informações sobre sua magnitude, com base nas séries de preços, podem ser muito úteis na tomada de decisões de agentes do ramo. Nesse sentido, foram utilizados os modelos *threshold* de três regimes com o intuito de captar a existência ou não de tais custos no estudo de caso proposto.

No plano geral, os resultados do modelo SETAR de três regimes corroboram a existência de uma banda neutra, em que a transmissão de preços não ocorre e os preços se comportam apenas como passeio aleatório dentro do regime intermediário. Desta forma, existem momentos dentro da amostra em que o preço da soja entre as cidades em questão são independentes entre si, mesmo considerando a pequena distância que separa estas cidades. Das informações obtidas, a mais importante foi a constatação de que os parâmetros *threshold* obtidos do modelo SETAR, apesar de não haver testes estatísticos específicos para eles, funcionam como indicadores dos custos de transação existentes. Este resultado pode ser bastante útil na prática, pois permite que, com base apenas nas cotações históricas, se obtenha uma aproximação de quanto é o custo de transação entre estes dois mercados.

A partir do modelo TVEC, não foi obtido um resultado tão claro quanto pelo modelo SETAR. Entretanto, ele também se mostrou capaz, em parte, de captar os custos de transações, uma vez que no regime intermediário as variações de preço demoram mais a ser transmitidas.

Ademais, fica como sugestão para análises futuras a realização de estimações dos modelos SETAR e TVEC com restrições. Uma restrição comum seria assumir que um parâmetro *threshold* seja exatamente o oposto do outro. Outra possibilidade seria a estimação dos modelos BAND-TAR e BAND-TVEC, que assumem de início que a banda neutra existe. Ainda há poucos estudos no Brasil que considerem os modelos de transmissão de preços *threshold*. Sendo assim, ainda há um grande espaço para que esta metodologia seja estendida a uma grande diversidade de mercados.

Referências

AGUIAR, D. BARROS, G. **Causalidade e Assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos 80**. Estudos Econômicos, São Paulo, v.21, n.1, p. 89-103, jan/abr. 1991.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. **Threshold Cointegration**. International Economic Review, 38(3), 627-45, 1997.

BEN-KAABIA, M.; GIL, J.; AMEUR, M. **Vertical integration and non-linear price adjustments: the spanish poultry sector**. Agribusiness, v. 21 (2), p. 253-271, 2005.

BOX, G.; JENKINS, G.; REINSEL, G. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice Hall/ Englewood Cliffs, 1994. 598p.

CÂMARA, S.; MAIA, S.; LIMA, R.; **A formação de preços da soja no Brasil: uma visão sistemática considerando os efeitos de “Feedback” em modelo do tipo VAR**. Congresso Mundial de Sociologia Rural. Rio de Janeiro, jul/ago 2000.

CHEUNG, S. N. S. **On the new institutional economics**. In: WERIN, L.; WIJKANDER, H. (ed.) Contract economics. Cambridge (EUA): Blackwell Publishers, 1992. 359p.

COASE, R. H. **The nature of the firm**. Economica, New Series, v.4, n.16, p.386-405, nov/1937. Disponível em: <<http://www3.nccu.edu.tw/~jsfeng/CPEC11.pdf>>. Acesso em: abril de 2013.

COSTA, L.; FONTANINI, C.; DUCLÓS, L.; CORSO, J. **Análise econométrica do processo de transmissão entre os preços da soja nos mercados físico brasileiro e norteamericano**. IX SEMEAD, São Paulo, 2006.

CUNHA, D.; LIMA, J.; BRAGA, M. **Integração Espacial do Mercado de Boi Gordo: uma Análise de Cointegração com Threshold**. Análise Econômica, n. 53, p. 251-267, 2010.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis**. In: RAUSSER, G.; GARDEN, B. (Ed.) Handbook of Agricultural Economics, North Holland Press, 2001.

GOODWIN, B.; PIGGOT, N. **Spatial market integration in the presence of Threshold Effects**. Amer. Journal of Agricultural Economics 83(2) , May 2001, p. 302–317.

HANSEN, B. **Testing for linearity**. Journal of Economic Surveys, Vol. 13, No. 5, p.551-576, 1999.

ISARD, P. **How far can we push the Law of One Price**. American Economic Review, v. 67, n. 5, 942-948, 1977.

LO, M.; ZIVOT, E. **Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price**. Macroeconomic Dynamics, v. 5, n.4, 533–576, 2001.

MARGARIDO, M.; SOUSA, E. **Formação de preços da soja no Brasil**. Agricultura em São Paulo, São Paulo, 45(2):52-61, 1998.

MARGARIDO, M.; TUROLLA, F.; FERNANDES, J. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja**. Pesquisa & Debate, São Paulo, volume 12, n. 2(20), p.5-40, 2001.

MATTOS, L.; LIRIO, V.; LIMA, J.; CAMPOS, A. **Modelos de cointegração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil**. Rev. Econ. Sociol. Rural [online]. v.48, n.4, p. 597-617, 2010a. Disponível em : <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032010000400005&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 12/01/2014.

_____. **Transmissão de preços entre mercados regionais de carne de frango no Brasil**. Revista de Economia e Agronegócio, v. 8, n.1, p.75-98, 2010b.

_____. **Uma Aplicação de Modelos TAR para o Mercado de Carne de Frango no Brasil.** Revista EconomiaA, Brasília(DF), v.11, n.3, p.537–557, 2010c.

MEYER, J. **Measuring market integration in the presence of transaction costs - a threshold vector error correction approach.** Agricultural Economics, v.11, n. 31, p. 327-334, 2004.

MAPA – MINISTÉRIO DA AGRICULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Secretaria de Política Agrícola. **Dados básicos de economia agrícola.** Brasília-DF: Abril, 2013.

NEVES, L. **Margens de comercialização e elasticidade de transmissão de preços na indústria de esmagamento de soja.** Piracicaba: USP/ESALQ, 1993. Dissertação de Mestrado.

PINO, F.; ROCHA, M. **Transmissão de preços de soja no Brasil.** Revista de Economia e Sociologia Rural. Brasília, v. 32, n.4, p.345-61, out/dez., 1994.

SAPOSNIK, R. **Rank dominance in income distribution.** Public Choice, n. 36, 1981, p. 147–151.
_____. **On evaluating income distributions: rank dominance.** Public Choice, n. 40 1983, p. 329–336.

TONG, H., LIM, K.S. **Threshold Autoregression, limit cycles and cyclical data.** Journal of the Royal Statistical Society, Serie B, 42, 245-292, 1980.

TSAY, R. S. **Testing and Modeling Threshold Autorregressive Processes.** Journal of the American Statistical Association, 84 (405), 231-240, 1989.

WILLIAMSON, O. E. **The mechanisms of governance.** New York (EUA): Oxford University Press, 1996. 448p.

