

EFICIÊNCIA DOS MERCADOS DA SOJA NO BRASIL (2004-2010)

Efficiency of soybean markets in Brazil (2004-2010)

RESUMO

O objetivo deste estudo é testar a eficiência dos mercados da soja no Brasil, por meio da análise de cointegração para preços *spot* e futuro, no período de outubro de 2004 a maio de 2010, utilizando os modelos Vetor de Correção de Erros (VEC) e Modelos Vetoriais de Correção de Erro com *Threshold* (TVEC). A verificação de qual o melhor modelo a ser adotado apontou o modelo TVEC com dois regimes. Com a determinação do parâmetro (*threshold*), verificou-se que, no regime 1, correspondente a 57,3% da amostra, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados (variáveis defasadas), ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços. Com relação ao regime 2, correspondente a 42,7% da amostra, além da influência das variáveis de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo. Portanto, pode-se concluir que os mercados brasileiros de soja são eficientes no período estudado.

Ari Aloísio Justen Junior
Universidade Federal de Santa Maria
arijusten@yahoo.com.br

Kelmara Mendes Vieira
Universidade Federal de Santa Maria
kelmara@terra.com.br

Daniel Arruda Coronel
Universidade Federal de Viçosa
daniel.coronel@ufv.br

Recebido em 21/03/2012. Aprovado em 13/06/2013
Avaliado pelo sistema blind review
Avaliador científico: Daniel Carvalho de Rezende

ABSTRACT

The aim of this work is to test the efficiency of the soybean markets in Brazil through co-integration analysis for prices spot and future from october 2004 to may 2010 using the Vector Error Correction (VEC) and Threshold Vector Error Correction Model (TVEC). The verification of the best model to be adopted pointed TVEC model with two regimes. Through the determination of the parameter (threshold), it was found in the regime 1, corresponds to 57.3% of the sample, the prices variations should respond only to the variations occurred in past periods (lagged variables), i.e., only variations of the short-term in prices. As regime 2, it corresponds to 42.7% of the sample, beyond the influence of variables of short-term, the prices should also respond to deviations of long-term. Therefore, it can be concluded that the Brazilian soybean markets are efficient in the period studied.

Palavras-chave: Mercados futuros, cointegração, soja.

Keywords: Future markets, co-integration, soybean.

1 INTRODUÇÃO

A atividade agrícola possui diversos riscos em seu perfil, como a difícil previsibilidade de preços e produção, os quais são decorrentes de fatores que não estão sob o controle do produtor, como variações na oferta e na demanda, intempéries climáticas e enfermidades durante a produção. Dentro desse contexto, o mercado futuro se apresenta como um mecanismo pelo qual agentes econômicos buscam eliminar a possibilidade de risco, fixando preços de mercadorias com antecedência, para realizarem a troca em datas futuras. Nesse mercado, os agentes baseiam-se em informações hipotéticas sobre a existência de eventos futuros, visando diminuir os efeitos das oscilações de preços.

Para que o setor agrícola possa planejar as suas atividades de modo satisfatório, é relevante que se tenha uma estimativa não viesada dos preços à vista esperados para o futuro, ou seja, um mecanismo de descoberta de preços, o que se configura em uma das funções básicas dos mercados futuros agrícolas. Nesse sentido, por possuírem um mecanismo centralizado de negociação, com disponibilidade de acesso e transparência, os mercados futuros podem proporcionar a “descoberta de preço”, pois nele as informações são processadas, interpretadas e incorporadas às negociações com velocidade. Assim sendo, de acordo com Marques e Mello (1999), o preço futuro estabelecido em uma bolsa de derivativos pode ser explicado como o consenso dos agentes do mercado sobre quanto será o preço de uma *commodity* num determinado ponto futuro.

Contudo, para que o mercado futuro possa produzir informações sobre preços à vista esperados para o futuro, o processo de formação dos preços futuros teria que ser coerente com a existência de um mercado eficiente, em que, segundo Fama (1970), todas as informações sobre um determinado ativo já estariam totalmente incorporadas às séries de preços. Mais especificamente, na forma fraca de eficiência, de acordo com o mesmo autor, os preços refletem todas as informações contidas no seu histórico. Segundo Morgan, Rayner e Ennew (1994), para que o mercado futuro seja eficiente na forma fraca, é necessário que o preço futuro seja um estimador não viesado para o preço à vista, ou seja, descobridor de preços. A existência de viés, além de limitar o papel de descobridor de preços do mercado futuro, afetaria também a capacidade de proporcionar mecanismo de proteção contra os riscos da atividade agrícola (MCKENZIE; HOLT, 2002).

O estudo da eficiência de mercado das *commodities* agrícolas é importante tanto para políticas governamentais como para os produtores e agentes econômicos envolvidos no agronegócio. Do ponto de vista de políticas governamentais, um mercado eficiente significa uma melhor alternativa para intervenções de mercado, tal como imposição de políticas de estabilização de preços. Para os produtores e agentes do agronegócio, é uma fonte confiável de previsão para preços *spot* no futuro, permitindo um efetivo gerenciamento de seus riscos na produção (WANG; KE, 2003).

A soja é um dos produtos agrícolas mais amplamente comercializados no mundo, provavelmente por causa da variedade de formas de consumo que se estendem desde alimentação (humana e animal) até a indústria farmacêutica e siderúrgica. Essa diversidade é possível porque as indústrias de processamento de soja produzem subprodutos, farelo e óleo, que se constituem em importante insumo para diferentes setores industriais (FREITAS et al., 2001).

De acordo com dados da Companhia Nacional de Abastecimento - CONAB (2010), a produção nacional de soja em 2010, foi de 68,7 milhões de toneladas, superior à safra anterior em 20,2% (11,54 milhões de toneladas). O comportamento climático beneficiou as lavouras, que no país apresentaram uma produtividade de 2.941 quilos por hectare, a maior média já obtida. A área cultivada com a oleaginosa apresentou crescimento de 7,4%, correspondendo a um ganho de 1,62 milhões de hectares sobre a safra anterior, passando para 23,36 milhões de hectares. As exportações brasileiras estão estimadas em 28,8 milhões de toneladas, ligeiramente acima da temporada

2008/09. Tal projeção se deve ao seu atual desempenho, que, no trimestre março-maio/2010, foi 16% superior a igual período do ano anterior, justificando o redimensionamento dos dados.

Este estudo tem por objetivo testar a hipótese de eficiência de mercado para a soja no Brasil, através da análise de cointegração para preços *spot* e futuro, visando verificar o comportamento de longo prazo entre as duas séries de preços e utilizando o modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) e Vetor de Correção de Erros com *Threshold* (TVEC), os quais permitem verificar a relação existente entre o curto e o longo prazo.

O presente artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, fazem-se considerações a respeito da eficiência de mercado e sobre os mercados futuros de soja; na seção seguinte, são apresentados os procedimentos metodológicos; na quarta seção, os resultados obtidos são analisados e discutidos e, na última seção, são apresentadas algumas considerações finais.

2 EFICIÊNCIA DE MERCADO

Em conjunto com a Teoria do Portfólio, desenvolvida por Markowitz (1952, 1959), e o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM), proposto inicialmente por Lintner (1965), Mossin (1966) e Sharpe (1964), a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) é tida como um dos pilares de sustentação da Moderna Teoria de Finanças.

A HME foi apresentada por Fama (1970) e diferencia um mercado eficiente como aquele cujos preços sempre refletem totalmente as informações disponíveis, ou seja, qualquer informação nova e importante é prontamente assimilada pelos preços. Essas informações novas não podem ser deduzidas de informações anteriores, sendo independentes ao longo do tempo (COSTA JÚNIOR; LEAL; LEMGRUBER, 2006). Assim, em um mercado eficiente, as variações nos preços dos ativos se comportam de forma aleatória (*random walk*), evitando, desse modo, que os agentes criem estratégias que possibilitem lucros anormais no curto prazo.

Em seu clássico artigo, Fama (1970), reconhecendo que a definição habitual de mercado eficiente era muito genérica e difícil de ser testada, propôs três níveis de eficiência: fraca, semiforte e forte. Dentre essas hipóteses, as duas primeiras podem ser testadas por meio do modelo de cointegração proposto neste trabalho.

Alguns estudos foram realizados sobre eficiência do mercado futuro, porém os resultados desses trabalhos são bastante controversos no que tange à rejeição ou

aceitação da hipótese da eficiência de mercado. Conforme Newbold et al. (1999b), a diversidade de resultados pode decorrer do tipo de produto, período, duração dos contratos analisados, bem como a falta de atenção atribuída a fatores institucionais e intervenção governamental.

A diferença de resultados pode ser atribuída também ao procedimento estatístico utilizado para o teste da HME. Newbold et al. (1999a) chama a atenção para o fato de que alguns estudos sobre a eficiência do mercado futuro não atribuem importância a fatores como a sazonalidade e o espaçamento das observações dos contratos. Se as observações contratuais forem desigualmente espaçadas, é necessário que seja utilizado um instrumental econométrico adequado para essa situação, sendo que a não observância desses fatores pode gerar equivocadas conclusões a respeito da HME.

Os trabalhos de Beck (1994), Chu, Hsieh e Tse (1999), Jumah e Martin (1999) e Pizzi e Just (1998) encontraram evidência consistente de eficiência do mercado futuro. Outros trabalhos acabaram rejeitando a hipótese de eficiência ou são confirmadas apenas para um determinado período do ano e para alguns produtos específicos. Bessler e Covey (1991) exploraram a aplicação de técnicas de cointegração para estudar preço presente e futuro do boi gordo. Os resultados desses estudos apontam para fraca relação de cointegração entre preço presente e futuro (com contrato de vencimento próximo) e ausência de cointegração entre preço presente e futuro para contratos com vencimento distante. Portanto, a hipótese de eficiência de mercado futuro é rejeitada quando se tem contratos de longa terminação.

Utilizando o procedimento de *Johansen*, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990), Wang e Ke (2003) testaram a Hipótese dos Mercados Eficientes para o mercado futuro da soja e trigo na China. Os resultados indicaram que a relação de equilíbrio entre preço futuro e preço presente da soja demonstrou-se estável. Uma fraca eficiência no curto prazo foi constatada. O mercado futuro do trigo foi ineficiente devido a fatores como intervenção governamental e processo de especulação.

Newbold et al. (1999b) investigou a HME para diversos mercados, entre eles, o mercado da soja nos Estados Unidos. Os autores utilizaram o uso de contratos com informações igualmente espaçadas de curta e de longa terminação para a predição do preço presente, incluindo o termo sazonal. Constatou que, para os contratos com longa terminação (56 dias), a variável *dummy* sazonal foi rejeitada e a base do coeficiente igual a 1 também não foi aceita. Esse resultado contrastou com os obtidos em outro modelo

onde o autor inclui o efeito sazonal, para este último modelo a HME não foi rejeitada.

No Brasil, poucos foram os estudos realizados sobre a eficiência de mercado da soja. Lovadine e Bacchi (2005) objetivaram identificar as relações causais e estimar as elasticidades de transmissão entre os seguintes preços: preço interno e internacional da soja em grão, em farelo e em óleo. Observaram que existem relações causais entre preço interno e externo do farelo e entre os preços do óleo de soja. Não identificaram relação causal entre os preços internos e externos do grão.

O trabalho de Bressan (2004) também analisou o mercado da soja no Brasil. Esse autor estudou a aplicabilidade de modelos de previsão de séries temporais (ARIMA, redes neurais e modelos lineares dinâmicos) como ferramenta de decisão de compra e venda de contratos futuros de boi gordo, café e soja na BM&FBOVESPA. Os resultados demonstraram um adequado desempenho dos modelos como ferramenta de decisão sobre investimento, ressaltando a melhor capacidade preditiva para o modelo ARIMA.

2.1 Mercados Futuros de Soja no Brasil

Um mercado futuro, conforme Hull (2005) pode ser entendido como um mercado no qual são transacionados determinados produtos padronizados, com datas específicas e com um preço acordado para a liquidação futura. A Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA) negocia contratos agrícolas, entre eles os de soja. As características desses contratos tais como cotações, prazos, ajustes diários, margens de garantia e liquidação são previamente estabelecidas visando à padronização dos contratos, condição imprescindível para que os produtos sejam negociados em bolsa e tenham liquidez.

Hieronimus (1977 apud ANDRADE, 2004) destaca que mercados futuros não surgiram como uma intervenção imposta ao mercado, mas, sim, como uma extensão e aperfeiçoamento de técnicas comerciais que paulatinamente foram introduzidas a esse sistema. O mecanismo de funcionamento do mercado futuro imprimiu característica importante na negociação para liquidação futura, a competitividade. A homogeneidade dos produtos, a transparência e a velocidade das informações e a livre mobilidade de recursos permitem que os preços se ajustem conforme as leis de mercado, ou seja, de acordo com as pressões de oferta e procura. Como os participantes podem entrar e sair do mercado a qualquer momento, os futuros tornaram-se muito importantes para as economias em face de sua liquidez.

A importância da soja para a economia mundial está ligada à produção de óleo e farelo, principais subprodutos do processo de moagem. O primeiro, direcionado ao consumo humano, participa com 30% da demanda mundial, enquanto o farelo, utilizado como componente proteico em formulações de rações, representa 69% do consumo mundial. A superioridade competitiva da soja em relação aos demais vegetais oleaginosos e protéicos é explicada por sua facilidade de adaptação às diversas regiões, notadamente as fronteiras agrícolas brasileiras (BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS - BM&FBOVESPA, 2010).

Os riscos associados às atividades de produção, comercialização e processamento de produtos agropecuários podem ser classificados, resumidamente, em três grupos, de acordo com a BM&FBOVESPA (2010): risco de produção (relacionado à possibilidade de o produtor se defrontar com queda de produtividade em sua lavoura, influenciada por adversidades climáticas ou má utilização de tecnologia, por exemplo. Para minimizar esse tipo de risco, deve procurar modalidades adequadas de seguro agrícola e realizar plantio, tratamentos culturais e colheita em conformidade com as melhores técnicas agrônomicas); risco de crédito (presente nas negociações em que ora o vendedor ora o comprador fornecem crédito à contraparte. Um vendedor que entrega a mercadoria para recebimento a prazo concede crédito ao comprador. Um comprador que efetua uma operação de troca, fornecendo insumos para receber a mercadoria no momento da colheita, financia o vendedor. Para se protegerem desse risco, ambos devem analisar criteriosamente a qualidade do crédito da contraparte e, se for o caso, exigir garantias que reduzam sua exposição ao risco) e risco de preços (probabilidade de ocorrência de prejuízos decorrentes de movimentos adversos de preços).

Alguns dos setores que fazem parte da cadeia produtiva da soja podem sofrer impacto do risco de preços em sua atuação. Por exemplo, um produtor de soja pode estar sujeito ao risco de queda de preços quando da comercialização de sua mercadoria. Isso porque ele pretende vendê-la por preço que remunere seus custos de produção e ainda lhe proporcione algum lucro. Porém, se os preços da soja caírem, sua receita poderá não ser suficiente para cobrir seus custos. Já o mercado doméstico de óleo e farelo de soja possui característica de relativa rigidez de preços, não aceitando de forma automática repasses de elevações de preço da matéria-prima (soja). Como o processador de soja sabe que os preços de venda do óleo e do farelo não reagem com facilidade, pode

deparar-se, no momento de adquirir a soja, com eventual disparada de preço do grão, comprometendo sua margem de lucro (BM&FBOVESPA, 2010).

Por outro lado, a empresa exportadora, que compra soja na origem, celebrando contratos antecipados com o produtor por preço fixo e os vendendo ao importador pelo preço do dia de embarque (em data futura) da mercadoria, pode ter que pagar ao produtor preço mais alto do que o que receberá na exportação, caso o preço de mercado do grão venha a cair quando da exportação. Por sua vez, a indústria de insumos realiza operação de troca com o produtor, oferecendo-lhe insumos contra o recebimento futuro de soja. Na época de entrega da *commodity* pelo produtor, para efeito da liquidação de sua operação de troca com a indústria, o valor entregue pode ter se depreciado, resultando em montante inferior ao valor corrente dos insumos adiantados pela indústria (BM&FBOVESPA, 2010).

As principais características do contrato futuro de soja são: (1) objeto de negociação: soja a granel tipo exportação, com conteúdo de óleo base de 18,5% e com até 14% de umidade; base de 1%, não ultrapassando o máximo de 2% de impurezas; e máximo de 8% de avariados, de 10% de grãos verdes e de 30% de grãos quebrados; (2) cotação: dólares dos Estados Unidos da América/saca de 60 quilogramas com duas casas decimais, livres de quaisquer encargos, tributários ou não tributários; (3) vencimento: nono dia útil anterior ao primeiro dia do mês de vencimento, os meses de vencimento autorizados são: março, abril, maio, junho, julho, agosto, setembro e novembro; e (4) tamanho do contrato: 450 sacas de 60 kg.

3 METODOLOGIA

3.1 Cointegração e Integração de Mercado

O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987) e tem sido amplamente aplicado na análise de séries temporais. Esse conceito corresponde à noção estatística da existência de um relacionamento de longo prazo entre as variáveis econômicas. Assim, duas ou mais variáveis são cointegradas quando existe uma combinação linear entre elas que seja estacionária, embora as variáveis não o sejam individualmente. Estatisticamente, uma série temporal é estacionária quando sua média, variância e covariância não variam no tempo. Nesse caso, a série é denotada por $I(0)$, significando que ela é integrada de ordem zero. A ordem de integração é o número de vezes que uma variável precisa ser diferenciada para atingir a estacionariedade. Uma série que precisa ser diferenciada

uma vez para atingir a estacionariedade é denotada por $I(1)$. Geralmente, qualquer combinação linear de duas séries não estacionárias $I(1)$ também será $I(1)$. No entanto, se existir alguma combinação linear entre essas duas séries temporais que seja $I(0)$, então, existirá cointegração entre as duas séries.

Assim sendo, a primeira etapa desenvolvida para testar a eficiência dos mercados da soja no Brasil foi a verificação da estacionariedade ou presença de raiz unitária nas séries de preços, ou seja, verificar se as séries são integradas de mesma ordem. Para esse fim, efetuou-se o teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF), tanto em nível como em primeiras diferenças. Para obter-se a confirmação da presença de raiz unitária, aplicou-se o teste *KPSS*. Esse teste apresenta como hipótese nula a estacionariedade, de acordo com Kwiatkowski et al. (1992), ao contrário do teste *ADF*, que apresenta a raiz unitária como hipótese nula. Conforme Mendonça e Pires (2006), o teste *KPSS* é confirmatório dos testes que têm a hipótese de raízes unitárias como nula. Dado que as hipóteses nulas são opostas, a ocorrência de resultados opostos, ou seja, a rejeição da hipótese nula em um teste e não rejeição no outro confirmariam as conclusões acerca da presença de raízes unitárias na série temporal.

Após a verificação da estacionariedade ou presença de raiz unitária, o segundo passo do teste de eficiência dos mercados da soja foi a verificação do número de defasagens a ser incluído no vetor de correção de erros (VEC). A escolha do número de defasagens a ser adotada foi baseada nos critérios de AIC (*Akaike Information Criterion*), SC (*Schwarz Information Criterion*) e HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*). De acordo com Vogelvang (2005), o critério de informação de *Akaike*, ou AIC, é um guia para seleção do número de termos de uma equação, baseando-se na soma dos quadrados dos resíduos, mas coloca penalidades sobre coeficientes excessivos. Sob certas condições, pode-se escolher o tamanho de uma distribuição de defasagens escolhendo a especificação com mais baixo valor de AIC. O critério de informação de *Schwarz* é alternativo ao AIC com basicamente a mesma interpretação, porém com penalidade mais alta para coeficientes extras ou excessivos. Koreisha e Pukkila (1993) sugerem que o critério de *Hannan-Quinn* é o menos sensível ao número de componentes de y na equação.

Com a identificação da ordem de integração, o próximo passo constitui-se em examinar se as séries são cointegradas. De acordo com Enders (2004), cointegração significa que séries temporais não estacionárias e

integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. A técnica usual para estimar a cointegração abrange a regressão dos preços *spot* em função dos preços do mercado futuro, utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (JUNKUS; LEE, 1985). Conforme esse mesmo autor, essa metodologia não altera os resultados dos coeficientes, mas ajusta os erros padrão e, consequentemente, as estatísticas t . Especificamente, a equação (1) de regressão pode ser escrita como:

$$S_t = \alpha + \beta F_t + u_t, \quad (1)$$

onde:

S_t : representa o preço *spot* da soja;

F_t : representa o preço futuro da soja;

β : representa a relação de cointegração entre os preços;

u_t : termo de erro.

Ao se trabalhar somente com duas séries temporais para análise, pode-se utilizar o teste de Engle e Granger (1987) para a verificação da existência de pelo menos uma equação de cointegração. Isso é realizado por meio da estimação de uma equação com as duas variáveis, na qual uma delas será a variável dependente e a outra a variável explicativa. Assim, o teste consiste em verificar se os resíduos da equação são estacionários. Caso essa situação se verifique, pode-se dizer que ocorre cointegração entre as variáveis.

Após a constatação da existência de uma relação de longo prazo entre as séries de preços, o passo seguinte para o teste de eficiência dos mercados é verificar se, nessa relação, os parâmetros cointegrantes são respectivamente $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Ou seja, testam-se as restrições sobre esses parâmetros α e β conjuntamente e depois separadamente. Se as séries são cointegradas, mesmo que a restrição imposta sobre α não seja aceita, ainda é possível que a HME seja validada, desde que β seja igual a um. Se essas condições são atendidas, testa-se a hipótese de que a diferença entre preço à vista e o preço futuro no longo prazo é devido a uma média constante.

Confirmando-se a existência de pelo menos um vetor de cointegração, a próxima etapa é estimar um modelo de correção de erros. Para isso, o modelo de correção de erro utilizado foi o VEC (*Vector Error-Correction*). De acordo com Krishnakumar e David Neto (2009), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com

os de longo prazo. Assim, os modelos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro, tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente.

Quando ocorre cointegração entre os preços, há, segundo Johansen (1998), uma representação equivalente em termos de um Vetor de Correção de Erros (VEC), tal como apresentado pela Equação (2):

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta Y_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (2)$$

em que: Δ indica a primeira diferença; Y_t é o preço *spot* da soja; X_t representa o preço futuro da soja; u_{t-1} termo de erro defasado em um período; α_1 ; α_2 e β_1 são os parâmetros.

A regressão (2) relaciona a variação de Y com a variação em X e o erro equilibrador no período anterior. Nessa regressão, ΔY captura as perturbações em curto prazo de, enquanto o termo de erro captura o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo. Se for estatisticamente significativo, pode-se verificar qual a proporção de desequilíbrio em um período é corrigida no período seguinte.

Segundo Goodwin e Piggott (2001), tem-se destacado a incorporação do efeito *threshold* aos modelos VEC, dando origem ao que é conhecido, na literatura especializada, como modelos TVEC (modelos vetoriais de correção de erro com *threshold*). O estudo de cointegração com *threshold* foi inicialmente desenvolvido por Balke e Fomby (1997), como meio de combinar não linearidade e cointegração. No modelo TVEC, a extensão em que desvios do equilíbrio de longo prazo são responsáveis por ajustamento de preços depende da magnitude de tal desvio. O processo de ajustamento pode ser diferente, caso o desvio esteja acima ou abaixo de um valor específico, ou seja, de um *threshold*.

De acordo com Mattos (2008), nas análises de integração de mercados, os modelos TVAR e TVEC baseiam-se na estrutura autorregressiva do processo de ajustamento dos preços entre os mercados. Representam uma maneira de incorporar aos tradicionais modelos VAR e VEC, comumente utilizados em estudos dessa natureza, as não linearidades presentes em tal processo. Essas não linearidades são atribuídas à presença de custos

envolvidos no processo – os custos de transação. Entre as principais vantagens dos modelos TVAR e TVEC, está o fato de não ser necessária a prévia identificação da relação de causalidade entre os preços nos diferentes mercados, o que muitas vezes pode ser difícil de ser estabelecido. Também eles permitem que seja identificada a trajetória temporal do processo de transmissão de preços e, portanto, da integração dos mercados. A dinâmica da transmissão de preços contém, basicamente, três importantes informações: a) a proporção dos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços, que é corrigida a cada período; b) se, após a ocorrência de um choque nessa relação, o sistema retorna para o equilíbrio inicial ou converge para um nível de preços superior ou inferior ao observado antes do choque; e c) a existência de assimetrias no processo, ou seja, se o efeito de choques negativos é o mesmo daquele decorrente de choques positivos de preços. Em favor desses modelos está, também, o fato de considerarem elementos que influenciam as análises, como tendências determinísticas e tendências estocásticas (não estacionariedade, autocorrelação, entre outros) (MATTOS, 2008).

Segundo o mesmo autor, a utilização de um modelo VEC para estimar o ajustamento de preços está associada à pressuposição de que o ajustamento de preços induzido pelos desvios do equilíbrio de longo prazo é assumido como uma função linear e contínua da magnitude desses desvios. Dessa maneira, mesmo desvios muito pequenos induzirão um processo de ajustamento em cada um dos mercados. Tal pressuposição, entretanto, conduz a resultados viesados, por ignorar a influência dos custos de transação sobre o ajustamento dos preços, já que, na presença desses custos, esse ajustamento não deve ser contínuo (MATTOS, 2008).

Conforme Goodwin e Holt (1999), o efeito *threshold* ocorre quando choques de grande magnitude, isto é, acima de determinado *threshold*, induzem respostas diferentes daquelas decorrentes de choques relativamente pequenos, ou seja, abaixo do *threshold*. Os modelos com *threshold* geralmente são motivados pela existência de custos no processo de ajustamento, que podem inibir e, até mesmo, impedir o ajustamento a choques de pequena magnitude.

Para verificar qual o melhor modelo a ser adotado (VEC linear ou TVEC com dois regimes e três regimes), utilizou-se o menor valor do critério de informação de Akaike (AIC). Após estimação do melhor modelo, e sendo esse o modelo TVEC com dois regimes, a etapa seguinte consistiu em determinar o parâmetro γ (*threshold*). Após

a determinação de γ , procedeu-se à estimação dos dois regimes de ajustamento de preços. O regime 1 demonstra como ocorre no período t , o processo de ajustamento dos preços quando o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, no período $t - 1$, em valor absoluto, é igual ou inferior ao parâmetro γ . Portanto, o regime 1 representa uma região na qual os preços não devem responder a desvios do equilíbrio de longo prazo. Nesse regime, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados (variáveis defasadas), ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços.

O regime 2, por sua vez, demonstra como ocorre no período t , o processo de ajustamento dos preços quando o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, no período $t - 1$, em valor absoluto, é superior ao parâmetro γ . Portanto, no regime 2, além da influência das variáveis de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo.

Após a estimação do modelo TVEC, foi verificada a significância estatística do efeito *threshold*, testando-se a hipótese nula de que um modelo VEC linear possui um melhor ajustamento do que um modelo TVEC com dois regimes. Para esse fim realizou-se o teste de Hansen e Seo (2002) aos níveis de 90, 95 e 99% de confiança.

3.2 Descrição dos Dados

A amostra deste estudo é formada pelos dados de preços do contrato futuro de soja, obtidos junto ao banco de dados da BM&FBOVESPA, para o período de 01 de outubro de 2004 a 31 de maio de 2010, totalizando 1397 observações diárias. A série sobre preços *spot* da soja é correspondente ao mesmo período da série de preço futuro e foi obtida através do banco de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2010). Para operacionalização do modelo, foi utilizado o *software* estatístico R, na versão 2.10.1.

A seleção das datas de início e fim da amostra foi estipulada pelos pesquisadores, não apresentando, assim, nenhum significado especial. Baseando-se na premissa de log-normalidade dos preços, as séries de preços de soja foram transformadas por meio da equação $r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, derivando em séries de retornos de soja (um total de 1396 observações). Desse modo, as séries de retornos substituíram as séries originais de cotações de soja como dados de entrada para os modelos de correção de erros linear e correção de erros com *threshold*.

De acordo com Tsay (2002), a principal razão de utilizar retornos em vez de preços é que as séries de retornos

são mais fáceis de manipular que séries de preços, pois aquelas têm propriedades estatísticas mais tratáveis.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A análise das estatísticas descritivas de cada série de preços possibilita visualizar algumas características importantes. Assim, a Tabela 1 resume essas estatísticas para os preços nos dois mercados.

TABELA 1 – Estatísticas descritivas para os preços (em R\$) da soja nos mercados *spot* e futuro.

	Mercado <i>spot</i>	Mercado futuro
Média	37,230	39,010
Mediana	34,320	37,200
Máximo	54,540	58,530
Mínimo	24,340	26,730
Desvio Padrão	7,857	8,063

Fonte: Dados da pesquisa.

Os dados representados na Tabela 1 evidenciam que o mercado futuro tem médias e medianas históricas mais elevadas do que o mercado à vista, além de maior amplitude de variação dos preços e maior desvio padrão.

Em sequência, foi realizada a verificação da estacionariedade ou presença de raiz unitária nas séries de preços, para averiguar se as séries são integradas de mesma ordem. Esse procedimento foi feito por meio dos testes de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) e KPSS. Os resultados do teste ADF em nível não permitem rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária. O teste ADF, em primeira diferença para cada uma das variáveis, rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, na primeira defasagem para os preços *spot* e futuro, indicando que as séries são integradas de mesma ordem I(1). Para confirmação da raiz unitária, aplicou-se o teste KPSS, o qual apresenta como hipótese nula a estacionariedade, ao contrário do teste ADF, que apresenta a raiz unitária como hipótese nula. Os resultados desse teste demonstram que, em nível, pode-se rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para as séries temporais de preços da soja no mercado *spot* e futuro do Brasil. Quando se efetuou a primeira diferença, não se pôde rejeitar a hipótese nula, de estacionariedade da série. Dessa forma, os resultados obtidos pelo teste ADF são confirmados pelos resultados do teste KPSS, conforme os dados da Tabela 2.

TABELA 2 – Resultados dos Testes ADF e KPSS em nível e em primeira diferença para as séries diárias do retorno *spot* e futuro de soja, no mercado brasileiro, no período de outubro de 2004 a maio de 2010.

Séries		Nível		Primeira Diferença	
		Teste ADF	Teste KPSS	Teste ADF	Teste KPSS
Retorno <i>spot</i>	T calculado	-1,326041	2,915904	-28,07878	0,167142
	T $\alpha=0,01$	-3,434828	0,739000	-3,434828	0,739000
	T $\alpha=0,05$	-2,863405	0,463000	-2,863405	0,463000
	T $\alpha=0,10$	-2,567812	0,347000	-2,567812	0,347000
Retorno Futuro	T calculado	-1,697547	2,936501	-30,37330	0,100786
	T $\alpha=0,01$	-3,434832	0,739000	-3,434832	0,739000
	T $\alpha=0,05$	-2,863407	0,463000	-2,863407	0,463000
	T $\alpha=0,10$	-2,567813	0,347000	-2,567813	0,347000

Fonte: Dados da pesquisa.

Em seguida, para realizar o teste de cointegração, primeiramente identificou-se o número de defasagens a serem incluídas no vetor de correção de erros (VEC), através dos critérios AIC (*Akaike Information Criterion*), SC (*Schwarz Information Criterion*) e HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*). Os três critérios analisados indicam que o modelo deve conter duas defasagens (uma defasagem a menos que a indicada pelos critérios citados, pois as defasagens indicadas pelos mesmos são para o modelo VAR em nível e o modelo VEC é estimado em diferenças) quando se relacionam os retornos das séries de preços *spot* e futuro de soja no mercado brasileiro, para o período compreendido entre outubro de 2004 a maio de 2010.

Após a constatação da existência de autocorrelação serial, utilizou-se a técnica dos MQO através da estimativa de correção de autocorrelação e heterocedasticidade (*Newey-West HAC Standard Errors & Covariance*) (NEWBY; WEST, 1987) para verificar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, preço futuro e *spot* da soja no mercado brasileiro, tendo este último como variável dependente. A Tabela 3 representa os resultados obtidos.

Os dados representados pela Tabela 3, referentes à equação de cointegração realizada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), utilizando a estimativa Consistente à Autocorrelação e Heterocedasticidade (HAC), indicam a rejeição da hipótese de nenhum vetor de cointegração (resíduos da equação são estacionários), confirmando, assim, a ocorrência da relação de longo prazo entre as séries

estudadas. Por conseguinte, o requisito necessário para a eficiência relativa dos mercados de soja está satisfeito.

Com a confirmação da ocorrência de uma relação de longo prazo entre as séries de preços, procederam-se aos testes das restrições sobre os parâmetros α e β conjuntamente e, depois, separadamente. A restrição conjunta $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, imposta ao vetor de cointegração, não foi rejeitada (teste $F(1, 1395) = 0,0938142$ com nível de significância de 0,759429), o que ratifica a hipótese segundo a qual a diferença entre o preço à vista e o preço futuro no longo prazo se deve a uma média constante. Portanto, existe comprovação de que os preços no mercado futuro proporcionam uma previsão não viesada dos preços no mercado *spot*. Essa evidência é, desse modo, comprobatória à hipótese de eficiência relativa nos mercados de soja.

Após a constatação da existência de pelo menos um vetor de cointegração, a próxima etapa foi estimar um modelo de correção de erros. Neste trabalho, o modelo de correção de erro inicialmente utilizado foi o VEC. No modelo VEC linear, as variações de curto prazo do preço *spot* (ΔP_{spot}) são explicadas tanto pelas variações no período anterior do seu próprio preço (ΔP_{spot-1}) quanto do preço no futuro (ΔP_{fut-1}). Isso traz como significado que, quando se tem a ocorrência de um desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, o preço *spot* se move para possibilitar a relação de longo prazo, ratificando assim a hipótese dos mercados eficientes. Os resultados obtidos com a estimação do modelo VEC para as séries analisadas são representados na Tabela 4.

TABELA 3 – Resultados da estimação da regressão por OLS utilizando a estimativa Consistente à Autocorrelação e Heterocedasticidade (HAC). Preço *spot* em logaritmos (L_n) como variável explicada.

	Coefficiente	Erro Padrão	Razão T	P-Valor	
Const	-0,062	0,047	-1,323	0,186	
Ln_ Futuro	1,004	0,013	79,210	0,000	***
R-Quadrado	0,939				
F(1,1395)	6273,602				
E.P. da Regressão		0,052			
R-Quadrado Ajustado	0,939				
P-Valor (F)				0,000	

Nota: (***) indica a rejeição da hipótese nula a 0,001%.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 4 – Estimação do Vetor de Correção de Erros (VECM) linear para as séries diárias do retorno *spot* e futuro de soja, no mercado brasileiro, no período de outubro de 2004 a maio de 2010.

Variável	Equação <i>Spot</i>			Equação Futuro		
	Coefficiente		Erro Padrão	Coefficiente		Erro Padrão
Intercepto	0,001		0,000	0,002	**	0,001
ECT	-0,012	*	0,006	0,044	***	0,011
Δ Spot (-1)	0,266	***	0,028	0,588	***	0,053
Δ Spot (-2)	-0,056	*	0,028	0,141	**	0,053
Δ Futuro (-1)	0,060	***	0,015	-0,238	***	0,028
Δ Futuro (-2)	-0,013		0,014	-0,159	***	0,027

Nota: (*) Significativo a 5%; (**) significativo a 1%; (***) significativo a 0,01%.

Fonte: Dados da Pesquisa.

A análise dos resultados da Tabela 4 para a estimação do vetor de correção de erros (VEC) possibilita a verificação do parâmetro relativo ao erro equilibrador do modelo linear, que, para os preços *spot*, apresenta-se com sinal negativo e significativo estatisticamente ao nível de 5%. O coeficiente obtido do termo de erro significativo demonstra que a diferença de 1,2% entre os preços do mercado futuro e no mercado *spot* está sendo corrigida diariamente, ou seja, os desequilíbrios de longo prazo são corrigidos em pouco mais de 83 dias, evidenciando, assim, a influência dos custos de transação sobre o ajustamento dos preços, em virtude do mesmo não ser contínuo.

Também se pode averiguar que as primeiras diferenças dos preços dos mercados *spot* possuem coeficientes significativos e com sinais positivos nas duas primeiras defasagens, com exceção da segunda defasagem dos preços *spot* na equação *spot*, que apresenta coeficiente significativo, porém com sinal negativo. Dessa forma, as variações de curto prazo do preço futuro são explicadas

tanto pelas variações ocorridas no período anterior no seu próprio preço, quanto pelas variações passadas no preço do mercado *spot*.

Com relação ao parâmetro do erro equilibrador dos preços no mercado futuro, o mesmo se apresenta com sinal positivo e significativo ao nível de 0,01%. O coeficiente obtido do termo de erro significativo demonstra que a diferença de 4,4% entre os preços do mercado *spot* e no mercado futuro está sendo corrigida diariamente, ou seja, os desequilíbrios de longo prazo são corrigidos em pouco mais de 22 dias, também confirmando a presença dos custos de transação sobre o ajustamento dos preços (ajustamento não é contínuo). Essas correções de desequilíbrio de longo prazo indicam que os preços do mercado futuro se ajustam mais rapidamente que os preços do mercado *spot*.

Do mesmo modo, pode-se examinar que a primeira diferença do preço do mercado *spot* tem coeficientes significativos ao nível de 1% e 0,01% e com sinal positivo nas duas primeiras defasagens. No que diz respeito ao

mercado futuro, este apresenta coeficientes significativos ao nível de 0,01% e com sinal negativo nas duas primeiras defasagens. Desse modo, as variações de curto prazo do preço *spot* são explicadas tanto pelas variações ocorridas no período anterior no seu próprio preço quanto pelas variações passadas no preço do mercado futuro.

Para confirmar qual o melhor modelo a ser utilizado para as referidas séries de preços (VEC linear ou TVEC com dois regimes), foi empregado o menor valor do critério de informação de Akaike¹ (AIC). Os resultados demonstraram que o modelo mais apropriado para os preços da soja nos mercados do Brasil é o TVEC com dois regimes, o qual apresentou, para o critério AIC, um valor de -23.660,55, contra um valor de -23.651,11 para o modelo VEC linear.

Definido o modelo TVEC com dois regimes como o mais apropriado para as séries de preços analisadas, procedeu-se à determinação do parâmetro γ (*threshold*). O valor encontrado para o parâmetro γ (*threshold*) foi -0,0512441 para os preços *spot* e futuro de soja no mercado brasileiro, no período analisado. Após a determinação de γ , procedeu-se à estimação dos dois regimes de ajustamento de preços. Os resultados para o mercado *spot* são representados na Tabela 5.

¹Uma das limitações do presente trabalho foi definir qual o melhor modelo pelo critério de Akaike, sendo que o mais adequado é através do Teste de Linearidade, no entanto, como os softwares Eviews-7 e Stata12 não têm disponível as rotinas para aplicação deste teste, utilizou-se o critério de Akaike. Como forma de atenuar esta questão, de acordo com Mood, Graybill e Boes (1998), outros procedimentos e outros testes podem ser adotados como foi feito no presente trabalho.

Por meio da análise dos resultados da Tabela 5, pode-se constatar que o regime 1 é definido pelas observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em valor absoluto, se apresentou inferior a -0,0512441. Assim, em valores financeiros (R\$), esse desvio de equilíbrio de longo prazo é calculado por meio da multiplicação do valor do *threshold* pelo logaritmo natural (ln) do preço *spot* da soja. Tomando-se como exemplo o valor de R\$37,23, que representa o preço médio da soja (saca de 60 kg) no mercado *spot* brasileiro para o período analisado, tem-se que, para esse preço, desvios inferiores a R\$0,18 (preços inferiores a R\$37,05) não induziram nenhum processo de ajustamento. Nesse regime, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados (variáveis defasadas), ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços, e o erro equilibrador dos desvios de longo prazo é estatisticamente significativo, com o valor de -0,044, demonstrando que a diferença de 4,4% entre os preços do mercado futuro e do mercado *spot* está sendo corrigida diariamente, ou seja, os desequilíbrios de longo prazo são corrigidos em pouco mais de 22 dias, confirmando, assim, para esse regime, a existência de custos de transação no processo de ajustamento de preços. Essa região contém 799 do total de 1394 observações, o que representa 57,3% da amostra.

Ao examinar, na Tabela 5, o regime 2, verifica-se que este contém todas as observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em valor absoluto, apresentou-se superior a -0,0512441. Da mesma forma que no regime 1, calculando o desvio de equilíbrio de longo prazo pelo mesmo método e considerando como exemplo o valor de R\$37,23 para o preço médio da soja (saca de 60 kg) no mercado *spot*, para o período analisado, tem-se que, para

TABELA 5 – Estimativa de modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento de retornos do mercado *spot* brasileiro de soja, entre outubro de 2004 e maio de 2010.

Equação <i>Spot</i>					
	Regime <i>Down</i> (1)			Regime <i>Up</i> (2)	
	Coeficiente		Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
Const.	-0,003	*	0,036	0,000	0,522
ECT (Z_{t-2})	-0,044	*	0,018	-0,008	0,367
Δ Spot (-1)	0,281	***	0,000	0,261	0,000
Δ Spot (-2)	-0,071		0,054	-0,006	0,904
Δ Futuro (-1)	0,036		0,099	0,079	0,000
Δ Futuro (-2)	-0,023		0,328	-0,005	0,776

Nota: (*) Significativo a 5%; (**) significativo a 1%; (***) significativo a 0,01%.

Fonte: Dados da pesquisa.

esse preço, desvios superiores a R\$0,18 (preços superiores a R\$37,41) induziram processos de ajustamento de preços. Nesse regime, além da influência das variações de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo, e o erro equilibrador dos desvios de longo prazo não é estatisticamente significativo, ou seja, os preços se ajustam simultaneamente. Essa região contém 595 das 1394 observações utilizadas para a estimação do TVEC, o que representa 42,7% da amostra total.

Do mesmo modo que se procedeu à estimação dos dois regimes de ajustamento para o mercado *spot* de soja no Brasil, efetuou-se a referida estimação para o mercado futuro da soja no Brasil. Os resultados são representados na Tabela 6.

Por meio da análise dos resultados da Tabela 6, pode-se constatar que o regime 1 é definido pelas observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em valor absoluto, se apresentou inferior a -0,0512441. Assim, em valores financeiros (R\$), esse desvio de equilíbrio de longo prazo é calculado por meio da multiplicação do valor do *threshold* pelo logaritmo natural (ln) do preço futuro da soja. Considerando, como exemplo, o preço médio da saca de 60 kg de soja no mercado futuro, o qual consiste em R\$39,01, observa-se que, para esse preço, desvios inferiores a R\$0,18 (preços inferiores a R\$38,83) não induziram a nenhum ajustamento, isto é, não respondem a desvios do equilíbrio de longo prazo. Assim sendo, nesse regime, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados (variáveis defasadas), ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços, e o erro equilibrador dos desvios de longo prazo é estatisticamente significativo, com o valor de 0,108,

demonstrando que a diferença de 10,8% entre os preços do mercado futuro e do mercado *spot* está sendo corrigida diariamente, ou seja, os desequilíbrios de longo prazo são corrigidos em pouco mais de 9 dias, ratificando, assim, para esse regime, a ocorrência de custos de transação no processo de ajustamento de preços. Essa região contém 799 do total de 1394 observações, o que representa 57,3% da amostra.

Ao examinar, na Tabela 6, o regime 2, verifica-se que este contém todas as observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em valor absoluto, apresentou-se superior a -0,0512441. Da mesma forma que no regime 1, calculando o desvio de equilíbrio de longo prazo pelo mesmo método e considerando como exemplo o valor de R\$39,01 (preço médio da saca de 60 kg de soja no mercado futuro), observa-se que, para esse preço, desvios superiores a R\$0,18 (preços superiores a R\$39,19) induziram processos de ajustamento de preços. Nesse regime, além da influência das variações de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo, e o erro equilibrador dos desvios de longo prazo não é estatisticamente significativo, ou seja, os preços se ajustam simultaneamente. Essa região contém 595 das 1394 observações utilizadas para a estimação do TVEC, o que representa 42,7% da amostra total.

Os resultados obtidos para o modelo TVEC com dois regimes de ajustamento de preços para os mercados brasileiros *spot* e futuro de soja, no período analisado, confirmam a adequação do uso do mesmo no estudo da eficiência relativa dos referidos mercados. A distribuição das observações de preços em cada um dos regimes (57,3 % das observações no regime *down* e 42,7% das observações no regime *up*) demonstra a pertinência da

TABELA 6 – Estimativa de modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento de retornos do mercado futuro brasileiro de soja, entre outubro de 2004 e maio de 2010.

Variável	Equação Futuro					
	Regime <i>Down</i> (1)			Regime <i>Up</i> (2)		
	Coefficiente		Erro Padrão	Coefficiente		Erro Padrão
Const.	0,007	*	0,016	0,003	***	0,000
ECT (Z_{t-2})	0,108	**	0,002	0,005		0,777
Δ Spot (-1)	0,532	***	0,000	0,649	***	0,000
Δ Spot (-2)	0,092		0,184	0,194	*	0,028
Δ Futuro (-1)	-0,292	***	0,000	-0,148	***	0,000
Δ Futuro (-2)	-0,123	**	0,005	-0,166	***	0,000

Nota: (*) Significativo a 5%; (**) significativo a 1%; (***) significativo a 0,01%.

Fonte: Dados da pesquisa.

determinação do parâmetro γ (*threshold*) e da posterior estimação dos regimes para averiguar a ocorrência de diferenças de comportamento das variáveis analisadas durante o período de estudo, para os aspectos relativos à dinâmica de curto prazo como para os de longo prazo. Verificou-se ainda a presença de assimetria informacional nos diferentes regimes, pois tanto na estimação na equação para o mercado *spot* como na equação para o mercado futuro, o regime 1 apresentou a necessidade de um determinado período (22 e 9 dias) para corrigir os desequilíbrios de longo prazo, o que pode evidenciar a existência de custos de transação no processo de ajustamento de preços nesse regime (ajuste não simultâneo dos preços), enquanto que, para o regime 2, em ambas as equações, os desequilíbrios de longo prazo corrigem-se simultaneamente (ajuste simultâneo dos preços).

Posteriormente à estimação do modelo TVEC e da definição dos dois regimes de ajustamento de preços, efetuou-se a verificação da significância estatística do efeito *threshold*, por meio do teste da hipótese nula de um modelo VEC linear possuir um melhor ajustamento do que um modelo TVEC com dois regimes. Os resultados são representados na Tabela 7.

TABELA 7 – Teste de Hansen e Seo (2002), cointegração linear versus *threshold*.

Estatística T	26.85904
P- Valor	0.02
Valor Crítico 90% de Confiança	23.88416
Valor Crítico 95% de Confiança	25.48531
Valor Crítico 99% de Confiança	29.89753
Número de Repetições <i>Bootstrap</i>	100

Fonte: Dados da pesquisa.

A aplicação do teste de Hansen e Seo (2002) obteve uma estatística “t” de 26,859 com um p-valor de 0,02. Visto que a hipótese nula foi rejeitada ao nível de 95% de confiança (teste t de 24,485), o modelo TVEC com dois regimes apresenta um melhor ajustamento em comparação com um modelo VEC linear.

5 CONCLUSÕES

Este estudo teve por objetivo testar a hipótese da eficiência de mercado para a soja no Brasil, analisando a interação entre o preço futuro e o preço *spot* da referida *commodity* no período compreendido entre outubro de 2004 e maio de 2010.

Os resultados obtidos com a aplicação do teste de cointegração na amostra indicam que os vetores de preços são cointegrados (resíduos da equação de cointegração são estacionários), portanto a condição necessária para a existência da eficiência de mercado foi verificada.

Em sequência, foi estimado o modelo de correção de erros VEC, visando permitir a ligação entre os aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. A verificação de qual o melhor modelo a ser adotado (VEC linear ou TVEC com dois regimes), por meio do critério de informação de *Akaike* (AIC), apontou o modelo TVEC com dois regimes, o qual apresentou o menor valor com base nas primeiras diferenças. Com a determinação do parâmetro (*threshold*) para dois regimes, definiu-se, pelas observações, que no regime 1, correspondente a 57,3% da amostra, o desvio do equilíbrio de longo prazo não induziu nenhum processo de ajustamento, ou seja, os preços não respondem a desvios do equilíbrio de longo prazo. Assim sendo, nesse regime, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados (variáveis defasadas), ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços. Dessa forma, para o regime 1, observou-se a ocorrência de custos de transação no processo de ajustamento de preços (ajuste não simultâneo dos preços).

Com relação ao regime 2, correspondente a 42,7% da amostra, este contém as observações onde o desvio do equilíbrio de longo prazo se apresenta maior que o parâmetro (*threshold*). Desse modo, nesse regime, além da influência das variações de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo, tendo sido verificada a correção simultânea dos desequilíbrios de longo prazo (ajuste simultâneo dos preços).

A constatação da eficiência dos mercados da soja para o período estudado se configura em um indicativo de confiabilidade desses mercados no tocante à previsão de preços *spot* no futuro, possibilitando aos agentes envolvidos nessa cadeia produtiva um melhor gerenciamento de seus riscos de produção e comercialização. No tocante às políticas governamentais, as intervenções de mercado necessárias, como políticas de estabilização de preços, podem ocorrer de maneira rápida e segura em um mercado eficiente.

Como sugestão para trabalhos futuros, pode-se apresentar a utilização de um modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC), com mais de um parâmetro *threshold* e múltiplos regimes de ajustamento e também se pode investigar se a sazonalidade da produção afeta os resultados do teste da hipótese da eficiência do mercado para essa *commodity*.

6 REFERÊNCIAS

- ANDRADE, E. A. P. **Mercados futuros: custos de transação** associados à tributação, margem, ajustes e estrutura financeira. 2004. 132 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2004.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.
- BECK, S. E. Cointegration and market efficiency in commodity futures markets. **Applied Economics**, London, v. 26, p. 249-257, 1994.
- BESSLER, D. A.; COVEY, T. Cointegration: some results on U.S. cattle prices. **Journal of Futures Markets**, New York, v. 11, n. 4, p. 461-474, 1991.
- BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Bolsa de valores, mercadorias & futuros**. São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx>>. Acesso em: 23 jun. 2010.
- BRESSAN, A. A. Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. **RAE-Eletrônica**, São Paulo, v. 3, n. 1, p. 1-20, jan./mar. 2004.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Agronegócio**. Piracicaba, 2010. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 5 jun. 2010.
- CHU, Q. C.; HSIEH, W. G.; TSE, Y. Price discovery on the S&P 500 index markets: an analysis of spot index, index futures, and SPDRs. **International Review of Financial Analysis**, Greenwich, v. 8, n. 1, p. 21-34, 1999.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Acompanhamento da safra brasileira: grãos safra 2009/2010, décimo levantamento, julho/2010**. Brasília, 2010.
- COSTA JÚNIOR, N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F. **Mercado de capitais: uma análise empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2006.
- ENDERS, W. **Applied economics time series**. New York: J. Wiley, 2004.
- ENGLE, R. J.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, New York, v. 5, n. 2, p. 383-417, 1970.
- FREITAS, S. M. et al. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 48, n. 1, p. 1-20, 2001.
- GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 81, n. 3, p. 630-637, 1999.
- GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, Saint Paul, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.
- HANSEN, B.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 110, n. 9, p. 293-318, 2002.
- HULL, J. C. **Fundamentos dos mercados futuros e de opções**. São Paulo: Cultura, 2005.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, New York, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation e inference on cointegration-with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, p. 169-210, 1990.
- JUMAH, K.; MARTIN, W. C. Temporal relationship among prices on commodities futures Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 81, n. 4, p. 987-999, Nov. 1999.
- JUNKUS, C. J.; LEE, C. The use of three stock index futures in hedging decisions. **Journal of Futures Markets**, New York, v. 5, n. 2, p. 201-222, 1985.

KOREISHA, S. G.; PUKKILA, T. Determining the order of a VAR when the number of component series is large. **Journal of Time Series Analysis**, Clevedon, v. 14, n. 1, p. 47-69, 1993.

KRISHNAKUMAR, J.; DAVID NETO. **Estimation and testing for the cointegration rank in a threshold cointegrated system**. Geneva: Econometrics department University of Geneva, 2009. Disponível em: <http://www.unige.ch/ses/metri/cahiers/2009_01.pdf>. Acesso em: 1 jul. 2010.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 54, p. 159-178, 1992.

LINTNER, J. The valuation of risk asset and the selection of risky investments in stock portfolios capital budget. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

LOVADINE, D.; BACCHI, M. R. P. Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: SOBER, 2005. 1 CD-ROM.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, New York, v. 7, p. 77-91, 1952.

_____. **Portfólio selection: efficient diversification of investments**. New York: J. Wiley, 1959.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. de. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.

MATTOS, L. B. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. 2008. 162 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

MCKENZIE, A. M.; HOLT, M. T. Market efficiency in agricultural futures markets. **Applied Economics**, London, v. 34, p. 1519-1532, 2002.

MENDONÇA, H. F.; PIRES, M. C. Liberalização da conta de capitais e inflação: a experiência brasileira no período pós-real. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 149-179, Jan./Mar. 2006. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ee/v36n1/v36n1a07.pdf>>. Acesso em: 6 jul. 2010.

MOOD, A.; GRAYBILL, F.; BOES, D. **Introduction to the theory of statistics**. 5th ed. New York: McGraw-Hill, 1998.

MORGAN, C. W.; RAYNER, A. J.; ENNEW, C. T. Price instability and commodities futures markets. **World Development**, New York, v. 22, n. 11, p. 1729-1736, 1994.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, Chicago, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

NEWBOLD, P. et al. **Futures markets efficiency: evidence from unevenly spaced contracts**. Nottingham: University of Nottingham, 1999a. (School of Economics Discussion Paper, 34).

_____. **Testing seasonality and efficiency in commodity futures markets**. Nottingham: University of Nottingham, 1999b. (School of Economics Discussion Paper, 33).

NEWBY, W.; WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, Chicago, v. 55, p. 703-708, 1987.

PIZZI, J.; JUST, A. Efficiency of commodity futures. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 80, p. 347-359, 1998.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, New York, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

TSAY, R. S. **The analysis of financial time series**. New York: J. Wiley, 2002.

VOGELVANG, B. **Econometrics: theory and applications with reviews**. London: Prentice Hall, 2005.

WANG, H. H.; KE, B. Efficiency tests of agricultural commodity futures market in China. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, Oxford, v. 49, p. 125-141, 2003.