

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DO MERCADO FUTURO DE MILHO NO BRASIL

ANALYSIS OF EFFICIENCY OF CORN FUTURES MARKET IN BRAZIL

FERNANDA PICCININ MICHELIN¹
 FABIANO MELLO DA SILVA²
 JANIS ELISA RUPPENTHAL³

RESUMO: Este trabalho testa a eficiência do mercado futuro de milho no Brasil, através da análise de cointegração para preços *spot* e futuro desta *commodity*, utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Sabendo que a definição dos modelos de testes de eficiência de mercado depende da condição, foram realizados estudos de raiz unitários que confirmaram que as séries eram integradas de ordem um. Em função da não-estacionariedade das séries de preços, os quais confirmaram a existência de um vetor de cointegração no modelo analisado, constatando, dessa forma, a presença de uma relação de longo prazo entre os preços. Quando há evidência de cointegração entre duas ou mais variáveis, um modelo de correção de erro válido também deve existir entre elas. Dessa forma, o modelo de correção de erro inicialmente utilizado foi o modelo VEC (*Vector Error Correction*). A escolha do melhor modelo (VEC linear ou TVEC com dois regimes) para as séries temporais do preço do milho no mercado brasileiro foi realizada por meio da minimização do critério de informação de Akaike, ou seja, o menor valor indicou o melhor modelo. No primeiro regime, que corresponde a 10,3% do total da amostra, não há integração de longo prazo entre os preços do milho brasileiro. Em contrapartida, no segundo regime, que representa 89,7% da amostra total, ocorre cointegração a longo prazo, confirmando a hipótese de mercados eficientes. Dessa forma, pode-se verificar que os mercados brasileiros de milho são eficientes para o período estudado.

Palavras-chave: Eficiência de mercado, Mercado futuro, Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

ABSTRACT: This paper tests the efficiency of the corn futures market in Brazil through cointegration analysis for spot and future prices of this commodity, using the method of Ordinary Least Squares (OLS). Knowing that the definition of the model testing efficiency depends on the market conditions, studies were performed root unit which confirmed that the integrated series were one order. Due to the non-stationarity of the price series, which confirmed the existence of a cointegration vector in the model analyzed, confirming thus the presence of a long-term relationship between prices. When there is evidence of cointegration between two or more variables, an error correction model valid also must exist between them. Thus, the model error correction model was initially used VEC (*Vector Error Correction*). The choice of model (VEC linear or TVEC two schemes) to the time series of the price of corn in the market was carried out by minimizing the Akaike information criterion, ie the smallest value indicates the best model. In the first regime, which corresponds to 10,3% of the total sample, there is no long-term integration between the Brazilian corn prices. In contrast, the second scheme, which represents 89,7% of the total sample, there is cointegration in the long term, confirming the hypothesis of efficient markets. Thus, it can be seen that the Brazilian markets are efficient maize for the period studied.

Key words: Market efficiency, Futures market, Ordinary Least Squares Method.

Sumário: 1 Introdução – 2 Referencial teórico – 3 Método – 4 Análise e discussão dos resultados – Considerações finais – Referências.

¹Graduada em Formação de Professores pela Universidade Federal de Santa Maria – UFSM. e-mail: michelinfernanda@gmail.com.

²Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria – UFSM. e-mail: fabianograciela@gmail.com

³Professora Doutora da Universidade Federal de Santa Maria – UFSM. e-mail: profjanis@gmail.com.

1 INTRODUÇÃO

O setor agrícola está sujeito a diversos tipos de riscos e incertezas durante a execução de sua atividade. Baily, Farmer e Jessop (2000) afirmam que estes riscos estão relacionados às expectativas do suprimento atual e futuro, a economia dos países, a demanda atual e futura, as posições de estoque, além das condições de colheita e a volatilidade do clima.

Para Bignotto, Barossi-Filho e Sampaio (2004), as atividades agrícolas enfrentam dois tipos básicos de risco. O primeiro está relacionado à produção e refere-se à quebra de safra devido à dificuldade de se prever o que se passará do plantio à colheita. O outro tipo consiste no risco de mercado, que é proveniente das alterações de preços entre o momento da decisão do plantio e o da venda da *commodity*.

Para gerenciar este tipo de risco, ou seja, as oscilações de preços entre dois momentos distintos, há o mercado de derivativos, do qual fazem parte o mercado futuro (interesse deste estudo), o mercado a termo, o mercado de opções e o mercado de *swaps*. Conforme Amado (2003), os mercados futuros de gerenciamento de risco de preço na agricultura tem aumentado em função da menor participação do Estado na economia e da estabilização econômica.

Assim, os contratos futuros tem sido a única fonte de proteção aos produtores rurais contra variações adversas nos preços, que aos poucos passaram a utilizar esses mecanismos de mercado. De acordo com Marques e Mello (1999), o mercado futuro deve ser visto como uma forma de garantia de preço sem a intervenção do governo.

Além da capacidade de prover mecanismos para proteção contra essas variações nos preços das *commodities*, os mercados futuros têm papel fundamental na produção de informações a respeito dos preços esperados para o mercado à vista. No entanto, para que o mercado futuro possa gerar informações sobre os preços à vista esperados para o futuro, o processo de formação de preços futuros teria que ser lógico com a existência de um mercado eficiente, no qual, os preços sempre refletem completamente as informações disponíveis e as mudanças nos preços devem ser decorrentes de novas informações (FAMA, 1970).

Wang e Ke (2002) consideram importante esse estudo de eficiência de mercado de *commodities* agrícolas tanto para produtores e demais agentes econômicos envolvidos no mercado de agronegócios, como também para as políticas governamentais, isso porque um mercado com muita eficiência representa uma opção para intervenções, como no caso de uma imposição de políticas de estabilização de preços.

Para os produtores e agentes do agronegócio, um mercado eficiente é como uma fonte confiável de previsão para preços *spot* no futuro, permitindo um efetivo gerenciamento de seus riscos na produção.

Dentre as *commodities* comercializadas no mercado brasileiro, este estudo se restringe ao estudo da análise de eficiência dos mercados do milho. Segundo a

Associação Brasileira de Milho e Sorgo (2010), o mercado do milho vem atravessando um profundo cenário de mudança. O cereal se tornou uma das principais fontes para produção de etanol, o que alterou sua curva de demanda. Adicionalmente, o milho é o principal insumo dos complexos agroindustriais do frango, do suíno e da pecuária bovina de leite e compõe o custo de produção dos produtos de origem animal, impactando, como consequência, no custo da alimentação humana e nos índices de inflação.

O crescimento da economia mundial nos anos recentes ocasionou uma maior demanda por carne, e por consequência elevou o consumo de ração. Conforme dados da Conab (2010), cerca de 82% de todo o milho produzido internamente é consumido sob forma de ração, enquanto seu processamento em alimentos voltados ao consumo humano encontra-se estável desde o início da década de 80, em 15% da produção total. A maior parte do milho que é destinado ao aproveitamento animal vai para a criação de suínos e aves de corte, o que representa cerca de 30% da disponibilidade total de carne do país, incluindo bovina e pescado.

Outros setores, como gado de corte e piscicultura são inexpressivos. O milho é praticamente a base das rações para todos os tipos de criação. Na composição das rações para a avicultura de corte, o milho representa 63,5% do produto final. Para a avicultura de postura 59,5%, para a suinocultura o milho compõe 65,5% da ração e na pecuária de leite sua participação é de 23%.

Em meio a este cenário, o objetivo deste artigo é testar a eficiência do mercado futuro do milho no Brasil, no período de agosto de 2004 a maio de 2010, através da análise de cointegração dos preços *spot* e futuro, utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O presente artigo apresenta cinco seções, além dessa parte introdutória. Na seção dois apresenta-se uma revisão da literatura sobre a hipótese de eficiência de mercado, bem como as considerações sobre o mercado futuro de milho no Brasil. Logo após, na seção três são abordados os procedimentos metodológicos da pesquisa. Em seguida, na seção quatro estão dispostos os resultados obtidos e, por fim, na seção cinco, constam as considerações finais do estudo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A hipótese de eficiência de mercado, discutida por Fama (1970), estabelece que um mercado eficiente é aquele em que os preços dos ativos refletem todas as informações relevantes para os agentes do mercado, nas quais são incorporadas de forma imediata e correta, sendo o preço corrente a melhor estimativa do preço de um título. Os preços sucessivos são independentes, ou seja, não existe a previsibilidade de preços futuros por meio da análise de preços passados porque o comportamento desses preços é aleatório.

Para Jensen (1978), um mercado é considerado eficiente quando não há possibilidade de obtenção de lucro econômico com base em informações disponíveis. Deste modo, em mercados eficientes, segundo Brealey e Myers (2000), qualquer transação de compra ou venda de um título ao preço vigente no mercado não deve apresentar um valor presente líquido positivo, ou seja, como os preços reagem imediatamente com as informações, não a desinformação ocorrida com o passar dos tempos, assim os investidores podem ter vantagens sobre outros concorrentes. Há um fator alto de conhecimento por parte dos investidores, e também, de um consenso no que se refere ao valor presente de cada ativo.

Conforme Damodaran (2002), a hipótese de mercados eficientes não estabelece que o preço de mercado seja igual ao valor real a cada instante, porém exige que os desvios sejam aleatórios e que as previsões não sejam tendenciosas.

A fim de verificar a eficiência dos mercados, Fama (1970) enfatizou três objetivos para isso, as quais consistem na inexistência de custos de transação, na disponibilidade das informações sem custos a todos os participantes do mercado e também na concordância de todos quanto aos efeitos das informações nos preços atuais dos ativos, bem como em suas distribuições futuras, ou seja, expectativas homogêneas. Essas condições não são necessárias e nem seriam o suficiente para um mercado com eficiência, como no caso de custos de transação elevados não implicariam na transação ocorrida, os preços não refletem totalmente a informação disponível.

A eficiência é classificada em três níveis, descritas em termos de informações refletidas nos preços. A primeira consiste na forma fraca de eficiência de mercado, isso porque toda informação contida nos preços passados é refletida. Assim, um investidor não consegue retornos em excesso mediante a análise dos preços históricos. A segunda refere-se à forma semiforte de eficiência, onde se considera que as informações públicas e os históricos de preços são refletidos nos preços. Portanto, baseados em informações públicas, os investidores não conseguem alcançar retornos extraordinários. Por fim, a terceira diz respeito à forma forte de eficiência. Nesse mercado, toda a informação relevante está contida nas informações privadas e públicas. Nenhum investidor obtém retornos extraordinários usando qualquer fonte de informação (FAMA, 1970).

Posteriormente, Fama (1991) propôs alterações nas denominações das formas de eficiência de mercado. Ao invés dos testes da forma fraca, que abordavam apenas do poder dos retornos passados, foram sugeridos testes mais abrangentes, tratando da previsibilidade de retornos passados, incluindo variáveis como dividendos anua e taxas de juros. A segunda categoria de ajuste de preços que envolvem a presença de anúncios públicos teve seu título mudado para estudo de evento. E por último, a terceira categoria, testes da forma forte, teve seu nome alterado para teste de informações privadas, título considerado mais descritível.

Arbex e Silva (1998) consideram que a hipótese de eficiência dos mercados futuros está relacionada à ideia de que haja convergência, no longo prazo, dos preços à vista e futuro. Logo, como afirmam Kastens e Schroeder (1995), a eficiência dos mercados futuros está intimamente atrelada à habilidade de previsão de preços.

Mercado futuro, na concepção de Hakkio e Rusch (1989) são os preços futuros com uma previsão negativa para os preços à vista, isto é, se os mercados são eficientes, no sentido fraco, o lucro esperado de uma operação especulativa no mercado deve ser igual à zero.

A incapacidade do setor agrícola de ajustar a capacidade ofertada em curto prazo confere ao mercado de *commodities* instabilidade nos preços, refletindo não somente o risco de preço como também os riscos de produção, acarretando na necessidade de se estabelecer uma política de gestão de riscos (MARQUES; AGUIAR, 1993). Neste sentido, o mercado futuro de *commodities* agrícolas é uma forma de propiciar aos agentes envolvidos no agronegócio mais segurança, em meio a tantos riscos inerentes à atividade, possibilitando uma garantia quanto à queda ou elevação de preços dos produtos, que consiste em um dos principais riscos do setor (ZYLBERSZTAJN, 2000).

Conforme Marques, Mello e Martines Filho (2006), no sistema produtivo agrícola, durante o período entre o plantio, colheita e comercialização, há basicamente dois tipos de riscos, o de produção e aquele relacionado aos preços. Isto se deve à influência de fatores imprevisíveis, que tornam difícil saber exatamente quais serão as condições de produção e de preço na época da colheita.

O risco de produção está associado à dependência de fatores climáticos e ao tempo de maturação do investimento. No caso dos produtos agrícolas, aspectos de natureza biológica condicionam a oferta, devido ao possível ataque de pragas e doenças durante o plantio. Quanto aos riscos de preço, referem-se às condições de excesso de produção, queda na demanda, políticas governamentais e outros fatores que geram instabilidade para toda a cadeia de produção.

Dessa forma, os agentes atuantes nos agronegócios poderão se valer das operações nos mercados de derivativos agropecuários tanto no mercado futuro como no de opções, fixando seus preços a qualquer momento e, principalmente, procurando aproveitar as melhores oportunidades ocorridas no mercado (ZYLBERSZTAJN, 2000).

Os contratos futuros, de acordo com Hull (1996) são exemplos de contratos derivativos, pois seus valores dependem do valor de outras variáveis mais básicas.

De acordo com Marques, Mello e Martines Filho (2006), um contrato futuro é uma obrigação, legalmente exigível, de entregar ou receber determinada quantidade de mercadoria, de qualidade pré-estabelecida, pelo preço ajustado no pregão. Segundo o autor, consiste num acordo, entre vendedor e comprador, de realizar um negócio em uma data futura, indicando, de forma geral, o que está sendo negociado, prazo do contrato, local de entrega e recebimento e especificações do produto.

Para o comprador, o negócio futuro tem a finalidade de fixar um preço de compra do seu insumo, objetivando proteger-se do risco de uma alta no preço destes. Por outro lado, as operações a futuro atendem a necessidade do vendedor de fixar um preço de venda de sua mercadoria, para proteger-se do risco de queda do preço e garantir uma margem de rentabilidade.

Fortuna (2007) menciona que o mercado futuro tem como função básica a proteção dos agentes econômicos contra as oscilações de preço de seus produtos e de seus investimentos em ativos financeiros. Para Marques e Mello (1999), descobrir preços consiste em outra função básica dos mercados futuros, pois se refere à precificação futura dos produtos em um ponto onde a oferta e a demanda encontram-se em equilíbrio. Os preços futuros refletem a expectativa dos agentes econômicos sobre o futuro, sendo afetado por alterações nos fatores que formam o preço e respondendo a novas informações ou avaliações sobre as condições de oferta e demanda feita pelo mercado.

Zylbersztajn (2000) define mercado futuro como um mercado onde são transacionados contratos de produtos agropecuários específicos, com um preço determinado para uma data futura. Para Marques e Mello (1999), a formação de preços no mercado futuro é um processo dinâmico, onde constantemente novas informações são assimiladas, processadas e incorporadas ao preço das mercadorias. Com isso, o preço de uma *commodity*, em um determinado dia, expressa o consenso dos agentes de mercado naquele dia sobre quanto será o preço em um ponto futuro no tempo, refletindo o equilíbrio da oferta e demanda futura esperadas para o produto (SILVA NETO, 2002). Conforme Hull (1996), quando se aproxima o mês de vencimento de um contrato futuro, o preço futuro converge para o preço à vista do ativo e, no período do vencimento, eles se igualam ou se tornam muito próximos.

Em relação aos detalhes do contrato futuro, Hull (1996) afirma que sua especificação é uma atividade importante para uma bolsa de futuros. As partes de qualquer contrato devem saber o que pode ser entregue, onde e quando a entrega pode ocorrer. Neste sentido, as principais características do contrato futuro de milho são segundo dados da BM&FBovespa: (1) Objeto de negociação: Milho a granel com 14% de umidade, máximo de 2% de impureza na peneira 5mm, até 6% de ardidos e 12% de avariados. (2) Cotação: Em reais, sendo a saca de 60 quilos, com duas casas decimais. (3) Vencimento: Sétimo dia útil anterior ao último dia útil do mês de vencimento. Os meses de vencimento autorizados são janeiro, março, maio, julho, setembro e novembro. (4) Tamanho do contrato: 450 sacas de 60kg. (5) Preço à vista de referência: A base da referência do preço do produto é Campinas (SP).

3 MÉTODO

Para formação da amostra deste estudo foram utilizados os preços do contrato futuro de milho, obtidos junto ao banco de dados da BM&FBovespa, e os preços presentes desta *commodity*, provenientes do banco de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), da USP. O período considerado na pesquisa foi de 02 de agosto de 2004 a 31 de maio de 2010, totalizando 1438 observações diárias. Foi utilizado o *software* estatístico R, na versão 2.10.1, para operacionalização do modelo.

As séries de preços do milho foram transformadas em séries de retornos, por meio da equação $R_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$, em que P_t refere-se ao preço da *commodity* no período t e R_t o retorno no período compreendido entre $t - 1$ e t . Dessa forma, as séries de retornos substituíram as séries originais de cotações do milho como dados de entrada para os testes estatísticos e para os modelos de cointegração, de correção de erros e correção de erros com *threshold*. Conforme Tsay (2002), as séries de retornos são mais fáceis de manipular que séries de preços, dado que as primeiras têm propriedades estatísticas mais tratáveis.

Para que fosse possível a verificação da existência de eficiência dos mercados de milho no Brasil, utilizou-se a análise de cointegração para preços *spot* e futuro do milho, por meio do método do MQO.

A teoria de cointegração foi desenvolvida por Granger (1981) e elaborada por Engler e Granger (1987), para relacionar dinâmicas de curto prazo com o equilíbrio de longo prazo de séries temporais. Esse fenômeno pode estar presente quando duas ou mais séries possuem uma tendência estocástica comum.

Antes de determinar se duas ou mais variáveis são cointegradas, é necessário verificar a ordem de integração de cada variável individualmente, para o qual, neste estudo, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Com o objetivo de confirmar os resultados obtidos pelo teste ADF, empregou-se o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), que tem como hipótese nula a estacionariedade da série. Este teste tem sido utilizado pela literatura como uma contraposição aos testes em que a hipótese nula de existência de raiz unitária é testada, que é o caso do teste ADF (KIM; MADDALA, 1998).

Após a constatação da estacionariedade ou presença de raiz unitária, é necessário verificar o número de defasagens a ser incluído no vetor auto-regressivo. A definição do número de defasagens baseou-se nos Critérios de Informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quin (HQ). Morettin e Tolo (2004) explicam que o critério AIC considera o número de parâmetros envolvidos na estimação dos modelos e o número de observações, sendo também denominados de critérios penalizadores, pois busca encontrar modelos com menor número de parâmetros.

A seguir, definida a ordem de integração, deve-se verificar se as séries são cointegradas. De acordo com Enders (2004), a 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.

Conforme Junkus e Lee (1985) pode-se estimar a cointegração por meio da regressão dos preços físicos em função da cotação futura, utilizando o método do MQO de acordo com a Equação (1) de regressão a seguir.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \mu_t \quad (1)$$

Onde:

ΔS_t : representa os retornos do preço físico do milho;

ΔF_t : representa os retornos das cotações futuras do milho;

β_1 : representa a relação de cointegração entre as séries de preços; e

μ_t : termo de erro.

Após a verificação da existência de uma relação de longo prazo entre as séries de preços, deve-se examinar se, nessa relação, os parâmetros cointegrantes são respectivamente $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, isto é, as restrições sobre esses parâmetros β_0 e β_1 devem ser testadas conjuntamente e depois separadamente. Se as séries são cointegradas, mesmo que a restrição imposta sobre β_0 não seja aceita, ainda é possível que a hipótese de mercados eficientes seja validada, desde que β_1 seja igual a um.

Quando duas ou mais séries são cointegradas, pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas. Havendo cointegração entre as séries, com pelo menos um vetor de cointegração, pode-se estimar um modelo de correção de erros que verifica, entre outras coisas, a velocidade de ajustamento dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Neste estudo o modelo utilizado foi o modelo VEC (*Vector Error Correction*). Para Krishnakumar e Neto (2009), o modelo de correção de erro é importante porque permite a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Dessa forma, os modelos de correção de erro fornecem um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças.

Segundo Gujarati (2000), quando os preços são cointegrados, há uma representação equivalente em termos de um modelo de correção de erros, tal como apresentado pela Equação (2):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 \mu_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

Onde:

Δ : indica a primeira diferença;

Y_t : é o preço à vista do milho;

X_t : representa o preço futuro do milho;

μ_t : termo de erro defasado em um período;
 β_0 ; β_1 e β_2 : são os parâmetros.

A Equação (2) relaciona a variação de Y com a variação em X e o erro equilibrador no período anterior. Esta regressão ΔY_t captura as perturbações em curto prazo de Y , enquanto o termo de erro μ_{t-1} captura o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo. Se β_2 for estatisticamente significativo, pode-se verificar qual a proporção de desequilíbrio em Y , em um período, que é corrigida no período seguinte.

Segundo Goodwin e Piggott (2001), a incorporação do efeito *threshold* aos modelos VEC tem sido muito utilizada, dando origem ao modelo TVEC (Vetorial 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.

Com o objetivo de definir qual o melhor modelo a ser adotado (VEC linear ou TVEC com dois regimes), foi utilizado o menor valor do critério de informação de Akaike (AIC) e, após estimação do melhor modelo, procedeu-se à determinação do parâmetro γ (*threshold*).

De acordo com Campenhout (2007), o *threshold* tem sido amplamente utilizado em estudos de cointegração de mercados. Segundo o autor, no contexto de mercados integrados, tal modelo descreve o ajustamento de diferenciais de preço entre dois mercados no tempo, sendo que este processo de ajustamento pode sofrer mudança caso o diferencial de preços esteja abaixo ou acima do *threshold*. Assim, os efeitos *threshold* em séries não-estacionárias pressupõem que existe uma relação não-linear de equilíbrio de longo prazo entre os preços.

Com base no valor de γ , procedeu-se a estimação dos dois regimes de ajustamento de preços. O primeiro regime 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 primeiro regime representa uma região de não-ajustamento, na qual os preços não devem responder a desvios do equilíbrio de longo prazo. Neste regime, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados, ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços.

Em contrapartida, o segundo regime 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 segundo regime, além da influência das variáveis de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo. Após estimação do modelo TVEC, procedeu-se o teste de significância estatística do efeito *threshold*, de Hansen e Seo (2002), testando-se a hipótese nula de um modelo VEC linear contra a hipótese alternativa de um TVEC com dois regimes.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A observação das estatísticas descritivas de cada série de preços permite apreender algumas características importantes. Assim sendo, na Tabela 1 resumem-se essas estatísticas para os preços nos dois mercados, ou seja, mercado à vista e futuro.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para os preços do milho

Estatísticas	Mercado à vista	Mercado futuro
Média	20,872	21,024
Mediana	19,672	20,350
Máximo	34,621	38,320
Mínimo	13,323	13,110
Desvio Padrão	4,089	3,824

Fonte: Elaborado pelos autores

Os dados apresentados na Tabela 1 demonstram 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.

Para verificar a existência ou não de estacionariedade nas séries de preços foi realizado, inicialmente, o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF). O resultado do teste ADF, em nível, não rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária. Já o teste ADF em primeira diferença, para cada uma das variáveis, rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, indicando que as séries são integradas de mesma ordem $I(1)$, ou seja, tiveram que ser diferenciadas uma vez para se tornarem estacionárias.

A seguir, com o intuito de confirmar os resultados do teste ADF, foi realizado o teste de KPSS, o qual difere do teste ADF, pois precisa que a hipótese nula seja aceita para que a série temporal seja estacionária. Os resultados obtidos indicaram que as duas séries de preços do milho não são estacionárias, em nível, pois se rejeita hipótese nula de estacionariedade.

Em contrapartida, em primeira diferença, aceita-se a hipótese de estacionariedade das séries temporais de preço do milho no mercado a vista e futuro do Brasil, ou seja, pode-se afirmar que tais séries são integradas de ordem $I(1)$, o que possibilita a investigação de cointegração entre as mesmas e confirma os resultados obtidos através do teste ADF.

Uma vez que os testes de raízes unitárias mostraram que as duas variáveis são integradas de ordem um, partiu-se para a próxima etapa, que consistiu na realização do teste de cointegração, com o intuito de verificar se as variáveis tendem a um equilíbrio de longo prazo.

Utilizando-se os critérios AIC (*Akaike Information Criterion*), SC (*Schwarz Information Criterion*) e HQ (*Hannan-Quin Information Criterion*), foi identificado o número de defasagens a serem incluídas no vetor auto-regressivo (VAR), em função do

menor valor, para realização do teste cointegração. Os critérios de informação indicam que o modelo deve conter cinco defasagens, isto é 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. Para examinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preço futuro e *spot* do milho no mercado brasileiro utilizou-se método do MQO, por meio da estimativa de correção de autocorrelação e heterocedasticidade (HAC), proposta por Newey e West (1987).

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação da regressão utilizando a estimativa de correção de autocorrelação e heterocedasticidade (HAC), tendo como variável dependente o preço *spot* do milho no mercado brasileiro.

Tabela 2: Estimativa de correção de autocorrelação e heterocedasticidade (HAC)

	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	p-valor	
Constante	-0,447	0,488	-0,915	0,360	
Futuro	1,014	0,0245	41,3	0,000	***
R-quadrado	0,899				
F(1, 1436)	1705,582				
E.P. da regressão	1,298				
R-quadrado ajustado		0,899			
P-valor(F)				0,000	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (***) indica a rejeição da hipótese nula a 0,01%.

Os resultados referentes ao teste de cointegração realizado pelo método do MQO, apresentados na Tabela 2, indicam a rejeição da hipótese de inexistência de vetor de cointegração, confirmando assim a relação de longo prazo entre as séries estudadas. Logo após, a etapa realizada consistiu em testes de restrições ao vetor de cointegração, ou seja, verificar se os parâmetros cointegrantes são $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$. Os resultados indicaram que a restrição imposta ao vetor de cointegração não foi rejeitada. Consequentemente, há evidência para aceitar que os preços futuros sejam estimadores não viesados dos preços correntes.

Segundo Engle e Granger (1987), quando há evidência de cointegração entre duas ou mais variáveis, um modelo de correção de erro válido também deve existir entre elas. Dessa forma, a etapa seguinte consistiu em estimar um modelo de correção de erros. O modelo inicialmente utilizado foi o modelo VEC. Neste modelo, as variações de curto prazo do preço à vista são explicadas tanto pelas variações no período anterior do seu próprio preço quanto do preço no futuro. Isso significa que, quando se tem a ocorrência de um desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, o preço à vista se move para possibilitar esta relação.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos com a estimação do modelo VEC linear para as séries diárias do preço *spot* e futuro de milho no mercado brasileiro, no período de agosto de 2004 a maio de 2010.

Tabela 3: Estimação do modelo de correção de erros (VEC) linear para as séries diárias

Variável	Equação Spot		Equação Futuro			
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão		
Intercepto	-0,003	0,005	0,008	0,016		
ECT	-0,026	0,005	***	0,050	0,014	***
Spot (-1)	0,109	0,026	***	0,012	0,077	
Spot (-2)	0,103	0,026	***	0,165	0,077	*
Spot (-3)	0,076	0,026	***	0,137	0,077	
Spot (-4)	-0,017	0,026		0,021	0,077	
Spot (-5)	0,024	0,025		0,117	0,075	
Futuro (-1)	0,017	0,010		-0,312	0,029	***
Futuro (-2)	0,038	0,010	***	-0,015	0,030	
Futuro (-3)	0,033	0,010	**	0,037	0,030	
Futuro (-4)	0,047	0,010	***	0,070	0,030	*
Futuro (-5)	0,066	0,009	***	0,048	0,028	

Fonte: Dados da pesquisa.

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

Analisando-se a Tabela 3, a qual apresenta a estimação do modelo de correção de erro, pode-se perceber que os coeficientes ECT são estatisticamente significantes, nos dois modelos. No mercado à vista, o valor estimado método do MQO do parâmetro do erro equilibrador dos preços foi de -0,026, significando que aproximadamente 2,6% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo do preço do milho são corrigidos diariamente, ou seja, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos em pouco mais de trinta e oito dias. Já para o mercado futuro, o modelo indica que 5% dos desequilíbrios de longo prazo são corrigidos diariamente, com correção completa em um intervalo de vinte dias. Essas correções de desequilíbrio de longo prazo sugerem que os preços do mercado futuro se ajustam mais rapidamente que os preços do mercado à vista.

A escolha do melhor modelo a ser usado (VEC linear ou então TVEC com dois regimes) para as séries temporais do preço do milho no mercado brasileiro foi realizada por meio da minimização do critério de informação de Akaike, ou seja, o menor valor indicou o melhor modelo. Os resultados demonstraram que o modelo mais apropriado para os preços do milho nos mercados do Brasil é o TVEC com dois regimes, o qual apresentou para o critério AIC um valor de -6.139,884. Já para o modelo VEC, obteve-se um AIC de -6.067,750.

Sendo o modelo vetorial de correção de erro com *threshold*, com dois regimes o mais adequado para as séries de preços do milho, o parâmetro γ (*threshold*) foi então

determinado, para o qual se encontrou um valor de -1,590 no período analisado neste estudo. Com base nesse valor, na Tabela 4 o modelo TVEC foi dividido em dois regimes de ajustamento de preços para o mercado *spot* brasileiro de milho entre agosto de 2004 a maio de 2010.

Tabela 4: Estimativa modelo TVEC com dois regimes ajustamento de preços (mercado *spot*)

Equação <i>Spot</i>					
Variável	Regime <i>down</i> (1)			Regime <i>up</i> (2)	
	Coefficiente	Erro padrão		Coefficiente	Erro padrão
Constante	0,047	0,512		-0,008	0,176
ECT	0,008	0,814		-0,022	0,000 ***
Spot (-1)	0,001	0,981		0,146	0,000 ***
Spot (-2)	0,011	0,832		0,124	0,000 ***
Spot (-3)	-0,024	0,631		0,099	0,001 **
Spot (-4)	-0,093	0,072		-0,017	0,566
Spot (-5)	0,371	0,001	***	-0,008	0,744
Futuro (-1)	0,081	0,001	***	0,003	0,817
Futuro (-2)	0,106	0,001	***	0,027	0,013 *
Futuro (-3)	0,033	0,071		0,028	0,008 **
Futuro (-4)	0,094	0,018		0,042	0,000 ***
Futuro (-5)	0,083	0,028	*	0,064	0,000 ***

Fonte: Dados da pesquisa.

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

Consta na Tabela 5 a estimativa de modelo TVEC com dois regimes de ajustamento de preços para o mercado futuro brasileiro de milho entre agosto de 2004 a maio de 2010.

Tabela 5: Estimativa modelo TVEC com dois regimes ajustamento de preço (mercado futuro)

Equação Futuro					
Variável	Regime <i>down</i> (1)			Regime <i>up</i> (2)	
	Coefficiente	Erro padrão		Coefficiente	Erro padrão
Constante	0,671	0,001	**	0,013	0,424
ECT	0,335	0,001	**	0,050	0,002 **
Spot (-1)	-0,261	0,088		0,135	0,139
Spot (-2)	-0,124	0,408		0,250	0,006 **
Spot (-3)	0,202	0,177		0,055	0,541
Spot (-4)	0,202	0,181		-0,065	0,458
Spot (-5)	0,352	0,263		0,078	0,305
Futuro (-1)	-0,529	0,000	***	-0,216	0,000 ***
Futuro (-2)	0,127	0,177		-0,022	0,490
Futuro (-3)	-0,04	0,708		0,041	0,180
Futuro (-4)	0,148	0,206		0,072	0,017 *
Futuro (-5)	0,182	0,102		0,048	0,082

Fonte: Dados da pesquisa.

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

O regime 1 é definido a partir das observações cujo desvio de equilíbrio de longo prazo, em valor absoluto, for inferior a 1,590. Tomando-se como referência o valor de R\$ 20,872, que representa o preço médio do milho (saca de 60 kg), apresentado na Tabela 1, no mercado à vista brasileiro (demonstrado na Tabela 4), tem-se que preços inferiores a R\$ 19,282 não serão induzidos a nenhum processo de ajustamento. Da mesma forma, preços abaixo de 19,434 não levam a nenhum ajustamento no regime 1 do mercado futuro (apresentado na Tabela 5), isto é, não respondem a desvios do equilíbrio de longo prazo, considerando-se R\$ 21,024 como o preço médio da saca de 60 kg de milho no mercado futuro, apresentado na Tabela 1. Essa região de não ajustamento contém, aproximadamente, 147 observações do total de 1432, o que representa 10,3% do total da amostra.

O regime 2, por sua vez, contém todas as observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo é superior a 1,590. Essa região contém, aproximadamente, 1285 das 1432 observações utilizadas para a estimação do TVEC, o que significa cerca de 89,7% da amostra total. Neste regime ocorre cointegração a longo prazo, ratificando a hipótese de mercados eficientes.

Após estimação do modelo TVEC, o qual definiu dois diferentes regimes de ajustamento de preços, realizou-se o teste de significância estatística do efeito *threshold*, de Hansen e Seo (2002), testando-se a hipótese nula de um modelo VEC linear *versus* a hipótese alternativa de um TVEC com dois regimes. Com a aplicação do teste a hipótese de linearidade foi rejeitada aos três níveis de confiança considerados (90%, 95% e 99%). O resultado do teste indica, portanto, que o efeito *threshold* é estatisticamente significativo e, então, que o modelo TVEC é mais adequado do que o modelo VEC linear.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi testar a hipótese de eficiência de mercado brasileiro de milho, avaliando se o mercado futuro desta *commodity* é um estimador não visado no preço à vista, no período de agosto de 2004 a maio de 2010. Para isso, utilizou-se a análise de cointegração para preços *spot* e futuro por meio do método do MQO.

Uma vez que os testes de raízes unitárias mostraram que as duas variáveis são integradas de ordem um, partiu-se para a próxima etapa, que consistiu na realização de testes para identificar o número de defasagens a ser incluído no vetor auto-regressivo. Os três critérios considerados (AIC, SC e HQ) evidenciaram que cinco defasagens a serem consideradas no modelo.

Na sequência, foi aplicado o teste de cointegração na amostra, com o intuito de verificar se as variáveis tendem a um equilíbrio de longo prazo. Os resultados obtidos indicaram que os vetores de preços são cointegrados, portanto a condição necessária

para a existência da eficiência de mercado foi verificada. O requisito suficiente para a aceitação da hipótese de eficiência foi validado com o teste de restrições sobre os parâmetros $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, sobre o vetor de cointegração.

Para a escolha do melhor modelo (VEC linear ou TVEC com dois regimes) para as séries temporais do preço do milho no mercado brasileiro foi utilizada a minimização do critério de informação de Akaike, ou seja, o menor valor indicou o melhor modelo. Os resultados demonstraram que o modelo mais apropriado para os preços do milho nos mercados do Brasil é o TVEC com dois regimes. O parâmetro γ (*threshold*) foi então determinado e com base neste valor o modelo foi dividido em dois regimes. No primeiro regime, que corresponde a 10,3% do total da amostra, não há integração de longo prazo entre os preços do milho brasileiro. Em contrapartida, no segundo regime, que representa 89,7% da amostra total, ocorre cointegração a longo prazo, confirmando a hipótese de mercados eficientes. Após, estimação do modelo TVEC, procedeu-se o teste de significância estatística do efeito *threshold*, de Hansen e Seo (2002), testando-se a hipótese nula de um modelo VEC linear *versus* a hipótese alternativa de um TVEC com dois regimes, obtendo-se como resultado que o efeito *threshold* é estatisticamente significativo e, assim, que o modelo TVEC é mais adequado do que o modelo VEC linear neste estudo.

Constata-se ao final deste estudo que os mercados brasileiros de milho são eficientes para o período considerado. Uma sugestão para estudos futuros a respeito da hipótese de eficiência dos mercados é que novos trabalhos sejam elaborados, utilizando-se novas metodologias econométricas ou mesmo período amostral distinto, os quais podem elucidar a questão de outra forma para o mercado de milho no Brasil.

REFERÊNCIAS

AMADO, C. F. P. Uma análise da eficiência dos mercados futuros agrícolas brasileiros. 2003. **Dissertação** (Mestrado em Administração) - Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2003.

ARBEX, M. A.; SILVA, A. B. M. **Eficiência dos mercados futuros e cointegração**: uma aplicação para os contratos de café e soja. Resenha BM&F. São Paulo, n. 127, p.73-86, out. 1998.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE MILHO E SORGO - ABMS. 2010. Disponível em: <<http://www.abms.org.br/>>. Acesso em: 16 jun. 2012.

BAILY, P.; FARMER, D.; JESSOP, D.; JONES, D. **Compras, princípios e administração**. São Paulo: Atlas, 2000.

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

BIGNOTTO, E. C.; BAROSSO-FILHO, M.; SAMPAIO, R. **Gestão do risco de mercado em organizações do agronegócio**. São Paulo, Resenha BM&F, n. 161, 2004. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br>>. Acesso em: 13 jun. 2012.

BM&FBOVESPA - Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros. São Paulo. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx>>. Acesso em: 13 jun. 2012.

BREALEY, R. A.; MYERS, S. C. **Financiamento e gestão de risco**. Porto Alegre: Bookman, 2005.

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

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA, ESALQ/USP. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 13 jun. 2012.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. 2010. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 15 jun. 2012.

DAMODARAN, A., **Avaliação de investimentos**: ferramentas e técnicas para determinação do valor de qualquer ativo. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2002.

ENDERS, W. **Applied economics time series**. John Wiley e Sons, 2004.

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

FAMA, E. F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 5, p. 383-417, 1970.

FORTUNA, E. **Mercado financeiro**: produtos e serviços. 17. ed. São Paulo: Qualitymark, 2007.

GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

HAKKIO, C.; RUSH, M. Market efficiency and cointegration: na aplicação to the sterling and deutschemark Exchange markets. **Journal of Internacional Money and Finance**, v. 8, p.75-88, 1989.

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

HULL, J. **Options, futures and other derivative securities**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1996.

JENSEN, M. C. Some anomalous evidence regarding market efficiency. **Journal of Holland**, v. 6, n. 1, p. 95-101, mar. 1978.

JUNKUS, J. C.; LEE, C. F. Use of three stock index futures in hedging decisions. **Journal of Futures Markets**, 5, p. 201-222, 1985.

KASTENS, T.L.; SCHROEDER, T.C. A trading simulation test for weak-form efficiency in live cattle futures. **Journal of Futures Markets**, v.15, n. 6, p. 649-675, 1995.

KIM, I.; MADDALA, G. S. **Unit root, cointegration and structural change**. Themes in Modern Econometrics. Cambridge-USA, 1998.

KRISHNAKUMAR, J.; NETO, D. **Estimation and testing for the cointegration rank in a threshold cointegrated system**. Econometrics Department University of Geneva. Disponível em: <www.unige.ch/ses/metri/cahiers/2009_01.pdf>. Acesso em: 20 de jul. 2012.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, **Journal of Econometrics**, 54, p. 159-178, 1992.

MARQUES P. V.; AGUIAR, D. R. D. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: EDUSP, 1993.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos aplicações para o mercado brasileiro**. São Paulo: BMF, 1999.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES FILHO, J. G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias**. Piracicaba; Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", USP, Série Didática, n. D-129, 2006.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004.

SILVANETO, L. de A. **Derivativos: definições, emprego e risco**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

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

WANG, H. H.; KE, B. Efficiency tests of agricultural commodity futures market in China. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.49: 125-141, 2002.

ZYLBERSZTAJN, D. **Economia e gestão dos negócios agroalimentares: indústria de alimentos, indústria de insumos, produção agropecuária, distribuição**. São Paulo: Pioneira, 2000.