

EFICIÊNCIA DE MERCADO ENTRE OS MERCADOS À VISTA E FUTURO DE SOJA NA CHINA: UMA COMPARAÇÃO COM O BRASIL E ESTADOS UNIDOS

MARKET EFFICIENCY BETWEEN THE SPOT AND FUTURE MARKETS OF SOYBEAN IN CHINA: A COMPARISON WITH BRAZIL AND THE UNITED STATES

WILLIAM EDUARDO BENDINELLI¹; WELLINGTON GUSTAVO BENDINELLI²;
PEDRO VALENTIM MARQUES¹.

1. ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA “LUIZ DE QUEIROZ” – ESALQ/USP, PIRACICABA – SP – BRASIL; 2. FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS – FCA/UNESP – BOTUCATU – SP – BRASIL.

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços.

RESUMO

Objetivou-se verificar a Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM) entre os mercados à vista e futuros de soja no mercado chinês, bem como, compará-los com o Brasil e Estados Unidos. A integração dos mercados chineses facilita a descoberta de preços e promove um ambiente de gerenciamento de risco de preços melhorando o planejamento da produção e comercialização, diminuindo os custos de transação e aumentando a competitividade das cadeias. Os resultados indicaram que os mercados futuros de soja em ambos os países analisados são eficientes e não apresentam viés no longo prazo sugerindo que, dessa forma, não existe prêmio de risco nesses mercados. Entretanto, ineficiências de curto-prazo foram encontradas em cada um desses mercados através do teste conjunto dos coeficientes $\rho = 1, \beta = 1$ e $\beta_i = \psi_i = 0$. Portanto, os mercados futuros podem fornecer previsões inadequadas de preços à vista durante períodos de altas inesperadas e aumento da volatilidade no nível geral de preços no curto prazo. A magnitude do coeficiente do termo de correção de erros indica a velocidade de ajuste de qualquer desequilíbrio para o estado de equilíbrio de longo prazo, de eficiência de mercado e viés. Os coeficientes dos termos de correção de erros foram significativos para todas as regressões. Isso é consistente com o resultado de que os mercados futuros e à vista são cointegrados. O mercado brasileiro foi o que apresentou a menor taxa de ajuste, com o coeficiente de correção de erros de -0,48309.

Palavras-chave: Soja; Cointegração; Preços Futuros

ABSTRACT

It was aimed to verify the Market Efficiency Hypothesis (MEH) between the Chinese spot and future markets of soybean, as well as to compare them with the markets from Brazil and USA. The Chinese markets integration makes it easy the discovery of prices and promotes an environment of risk management, improving the production planning and trading, decreasing the transaction costs and increasing the chains competitiveness. The results indicated that the soybean future markets in both analyzed countries are efficient and they don't show bias in

long term, suggesting that, in this way, there is no risk premium in these markets. However, inefficiencies of short term were found in each one of these markets when using set test of coefficients. Thus, the future markets can provide inadequate spot prices forecasts during periods of unexpected high, and volatility increase in the general price level in short term. The magnitude of the coefficient of the error correction term indicates the adjustment speed of any imbalance for the state of long term equilibrium, market efficiency and bias. The coefficients of error correction terms were significant for all regressions. This is consistent with the result that the spot and future markets are cointegrated. The Brazilian market was the one that showed the lower adjustment rate, with the coefficient of error correction of -0.48309.

Key words: Soybean; Cointegration; Future Prices

1. INTRODUÇÃO

Reformas financeiras significativas nos mercados futuros da China começaram a ocorrer em 1978. Apesar da abertura econômica, os mercados futuros chineses desenvolveram-se de maneira precoce e com pouca estrutura. A limitada oportunidade de investimento na China fez com que vários investidores considerassem os mercados futuros em desenvolvimento como importantes veículos de investimentos e atividades especulativas (WILLIAMS et. al, 1998; e YAO, 1998). Com o caos da proliferação de mercados futuros de *commodities* no país, o governo central tomou uma série de medidas à partir da década de 1990 para padronizar, delimitar o escopo de produtos a serem comercializados e regular as negociações através do desenvolvimento de uma legislação nacional para este mercado. Desde então, todos os mercados futuros estão sob a jurisdição da Comissão de Valores Mobiliários da China e da Comissão de Regulação de Seguros.

Em 1999, os reguladores chineses tomaram medidas drásticas para reestruturar os mercados futuros, mesclando os quinze produtos negociados na *Shanghai Futures Exchange* (SFE), na *Dalian Commodity Exchange* (DCE) e na *Zhengzhou Commodity Exchange* (ZCE). Alguns contratos futuros foram removidos pelo governo como parte da revisão da regulamentação deste mercado. Atualmente, os três mercados atuam com um número limitado de *commodities*. A SFE é especializada em metais, enquanto a DCE e ZCE em *commodities* agrícolas. Para ser mais específico, a primeira negocia cobre, alumínio, borracha e petróleo. Enquanto a DCE comercializa soja, farelo de soja e milho, a ZCE oferece trigo.

Em mercados financeiros perfeitamente eficientes como apresentado por Fama (1970) ou Liu e Zang (2006), novas informações devem ser absorvidas simultaneamente nos mercados à vista e futuros. Fatores institucionais, entretanto, criam muitas vezes um atraso empírico entre as variações de preços de títulos alternativos. O mercado que fornece a maior liquidez¹, os custos de transação mais baixos e menor restrição, é suscetível e desempenha um papel importante na descoberta de preços. Os mercados futuros, portanto, são mais propensos a incorporarem informações de forma mais eficiente do que os mercados à vista devido à sua alavancagem inerente, baixos custos de transação e falta de restrições à vendas pequenas. Embora o mercado futuro chinês seja um mercado em desenvolvimento, é informacionalmente eficiente. Dessa forma, os preços dos mercados futuros devem refletir a totalidade das informações disponíveis para os participantes do mercado. A descoberta de preços, portanto, é o processo pelo qual os mercados incorporam essas informações para chegarem ao preço de equilíbrio.

Na China, a transmissão de preços também tem sido afetada por uma série de reformas de mercado desde 1978, visando transformar o mecanismo de negociação de uma economia planejada para um mecanismo eficiente e descentralizado, onde a sinalização de preços

¹ Entre janeiro e agosto de 2012, os mercados futuros e de opções de soja na *Chicago Mercantile Exchange* (1ª no ranking de número de contratos negociados) e na *Dalian Commodity Exchange* (11ª) movimentaram 4,3% e 3,1% do total de contratos negociados no mundo na categoria agricultura. Isso significa que a CME negociou no período 42 vezes a quantidade de soja produzida nos Estados Unidos em 2012, já na DCE, negociou-se 25 vezes a quantidade de soja produzida na China no mesmo período. Tais dados mostram que ambos os mercados apresentam elevado volume de contratos futuros negociados e volatilidade de preços futuros resultantes do grau de alavancagem das operações (FIA, 2013).

desempenhe papel dominante na produção e padrões de consumo (PARK, ROZELLE, e CAI, 1994; WU e MCERLEAN, 2003; ZHUANG e ABBOTT, 2007). Por exemplo, o governo busca, cada vez mais, reduzir as intervenções de modo a proteger e estabilizar os rendimentos dos agricultores mantendo os preços mínimos acima dos níveis eficientes, diretamente ou através de compensações. Além disso, a entrada da China na Organização Mundial do Comércio tem exposto os agricultores aos preços mundiais e à volatilidade. Como resultado, algumas famílias podem obter maiores rendimentos ao diversificarem seus investimentos em produtos agrícolas ou não, enquanto outras são incapazes de enfrentar os riscos crescentes (ANDERSON, HUANG, e IANCHOVICHINA, 2004).

Portanto, mecanismos de transmissão de preços são de grande importância na China por impactarem rendimentos agrícolas, níveis de ofertas e ganhos de bem-estar do consumidor. Nesse sentido, o estudo da eficiência dos mercados futuros de *commodities* agrícolas é importante tanto para o governo, como para os produtores e compradores na China. Para o governo, um mercado eficiente é a melhor alternativa do que a intervenção no mercado por meio de políticas. Para os produtores e comerciantes, ele fornece uma previsão confiável dos preços à vista no futuro para mitigar seus riscos de mercado. Isso tem atraído o interesse não só de acadêmicos, mas também de reformadores e formuladores de políticas (LIU e ZHANG, 2006).

Dadas as considerações precedentes, o presente estudo objetiva verificar a Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM) entre os mercados à vista e futuros de soja no mercado chinês, bem como, compará-los com o Brasil e Estados Unidos. Os dados incluem os preços à vista e futuros deflacionados, em dólares por saca, para esses mercados durante o período de janeiro de 2009 a outubro de 2013.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Vários artigos têm estudado, teórico e empiricamente, as relações entre os mercados à vista e futuros. Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990) derivaram procedimentos estatísticos para os testes de cointegração entre mercados à vista e futuros utilizando o método de máxima verossimilhança. Estes procedimentos são baseados num modelo de vetor auto regressivo (VAR) que permite que possíveis interações entre os mercados sejam determinados. A abordagem de Johansen tem sido amplamente aplicada desde então (FORTENBERY e ZAPATA, 1993; KELLARD et al., 1999; e MCKENZIE e HOLT, 2002). Estudos anteriores, como Garbade e Silber (1983), Hill, Schneeweis e Yau (1990), Fung e Lo (1995), Lihara, Kato e Tokunaga (1996) também investigaram a relação entre tais mercados. As conclusões de Fleming, Ostdiek e Whaley (1996) e De Jong (2002) mostraram que as opções de índice contribuem para o processo de descoberta de preços envolvendo o índice de títulos mobiliários. Através de um modelo de correção de erros multivariado (VECM), os autores pressupõem que a cointegração permite explorar as relações de curto e longo prazo no processo de descoberta de preços, assim como a parcela da informação que impacta nos preços.

Os processos de descoberta de preços e transmissão de informação em mercados informacionalmente ligados têm sido extensivamente analisados na literatura. Garbade e Silber (1979), foram os primeiros a propor os conceitos de mercados dominantes e de satélites e analisar o comportamento de curto prazo de um ativo idêntico em mercados distintos. Posteriormente, vários estudos têm investigado a relação de liderança de defasagem entre dois

vinculados, como os mercados à vista e de futuros, e os mercados interno e externo de futuros (HASBROUCK, 1995; LIHARA et al., 1996; DING et al., 1999; TSE, 1999; ROOPE e ZURBRUEGG, 2002; XU e FUNG, 2005). Por exemplo, Booth et al., (1996) analisando as ligações e a transmissão de informações entre os índices futuros do Japão, de Cingapura e Estados Unidos, descobriram que nenhum dos mercados poderiam ser considerados como fonte de fluxo de informações. Chu et al. (1999) sugeriram que os mercados futuros têm um papel dominante na descoberta de preços, pois os ajustes de preços concentram-se em tais mercados.

Tse (2004) investigou as relações de descoberta de preços entre os índices futuros de Hong Kong usando o fundo rastreador de Hasbrouck (1995), os modelos de fator comum de Gonzalo e Granger (1995) e o modelo autoregressivo multivariado com heteroscedasticidade (M-GARCH). O autor concluiu que os mercados futuros contêm o máximo de informações, seguido pelo mercado local, enquanto o fundo rastreador não contribuiu na descoberta de preços. Covrig et al. (2004) chegaram as mesmas conclusões de Booth et al. (1996).

3. METODOLOGIA

Os problemas de estimação associados com dados não estacionários são abordados pela utilização de técnicas de cointegração e modelos de correção de erros. Inicialmente, técnicas de cointegração são usadas para testar eficiência de mercado em três mercados futuros de *commodities* agrícolas, permitindo ao mesmo tempo um prêmio de risco constante. Isso segue a aproximação de Beck (1994), que similarmente testou a eficiência em vários mercados futuros de *commodities*.

Se os preços à vista e futuros são ambos não estacionários e requerem diferenciação para torná-los estacionários, em geral, muitas combinações lineares das duas séries serão também não estacionárias. Entretanto, deve existir um vetor de cointegração, que faz uma combinação linear específica das duas séries estacionárias. Por exemplo, se a equação (1) abaixo é uma série estacionária, α e β serão as condições de cointegração e a regressão $S_t = \alpha + \delta F_{t-1}$ é a regressão de cointegração ou equilíbrio.

$$u_t = S_t - \alpha - \delta F_{t-1} \quad (1)$$

Isso implica que S_t e F_{t-1} não podem se distanciar muito um do outro apesar do fato de que ambos não são estacionários. Cointegração entre as duas séries é uma condição necessária, mas não suficiente para a eficiência de mercado. Preços à vista e futuros são determinados pelos mesmos fundamentos e então a eficiência implica que eles não podem se afastar muito. Todavia, cointegração não descarta ineficiências de mercado a curto-prazo, pelas quais informações passada podem melhorar as previsões do mercado futuro quanto aos preços à vista.

Um modelo de séries temporais de uma série cointegrada pode ser reescrito em uma forma de correção de erros como apresentado por Granger (1986). Tal transformação torna a série estacionária, e permite o teste para hipótese normal. O modelo de correção de erros é mostrado na equação (2) abaixo:

$$\Delta S_t = -\rho u_{t-1} + \beta \Delta F_{t-1} + \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta S_{t-j} + v_t \quad (2)$$

onde Δ é definido como a mudança ou diferença em uma variável de um período para o próximo, u_t é a condição de correção do erro, e v_t é a série estacionária.

Cointegração implica que $\rho > 0$ porque o preço à vista muda a resposta a desvios da equação de equilíbrio a longo-prazo. A eficiência de mercado indica que $\rho = 1, \rho\delta = \beta \neq 0$ e $\beta_i = \psi_i = 0$. O coeficiente β para a mudança atual nos preços futuros não é zero, porque novas informações afetam a mudança futura no preço à vista. As restrições adicionais que $\rho\delta = \beta, \rho = 1$, e $\beta_i = \psi_i = 0$ podem ser observadas reescrevendo a equação (2) como mostrado abaixo, onde $(S_{t-1} - \alpha - \delta F_{t-2})$ é substituído por u_{t-1} .

$$S_t = (1 - \rho)S_{t-1} + \beta F_{t-1} + (\rho\delta - \beta)F_{t-2} + \rho\alpha + \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta S_{t-j} + v_t \quad (3)$$

Se as restrições acima não se mantivessem, preços futuros e os preços à vista conteriam informação relevante não completamente incorporada nos preços futuros atuais, o que poderia ser utilizado para prever S_t . A hipótese de mercado eficiente afirma que toda informação passada já deveria ser incorporada nos preços futuros atuais, e portanto, ela não deveria ter efeito no preço futuro à vista.

Beck (1994) mostra que testes de eficiência baseados na equação (2) e as restrições acima permitem a existência de um prêmio de risco constante. Isso porque tais testes não impõem o pressuposto de que $\alpha = 0$ e $\delta = 0$. Assim, se é assumido que o prêmio de risco é constante e o tempo não varia por natureza, as duas hipóteses de viés e eficiência podem ser testadas separadamente. A hipótese de viés é examinada usando um modelo de correção de erros como na equação (2) e testando as restrições que $\rho = 1, \beta = 1$ e $\beta_i = \psi_i = 0$. A hipótese de eficiência de mercado menos restritiva testa as restrições de $\rho = 1, \beta = \delta$ e $\beta_i = \psi_i = 0$.

O pressuposto de que $\alpha = 0$ e $\delta = 0$ pode ser testado usando o procedimento de cointegração multivariada de Johansen. Essa abordagem estima os testes razão de verossimilhança para restrições nos parâmetros da regressão de cointegração. O procedimento de cointegração de dois passos de Engle Granger também pode ser utilizado para testar essas restrições apesar de não ter distribuições limitantes bem definidas. Se a hipótese de que $\alpha = 0$ e $\delta = 1$ não pode ser rejeitada, a eficiência de mercado a longo prazo e a tendenciosidade podem ser inferidas. Neste caso, a equação (1) se reduz a:

$$u_t = S_t - \delta F_{t-1} \quad (4)$$

O modelo de correção de erros pode agora ser estimado com um termo constante como em (5) abaixo:

$$\Delta S_t = \lambda - \rho u_{t-1} + \beta \Delta F_{t-1} + \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta S_{t-j} + v_t \quad (5)$$

A hipótese de eficiência de mercado pode agora ser analisada pelo teste das restrições de $\rho = 1$, $\beta = 1$ e $\beta_i = \psi_i = 0$. Nesse contexto, quaisquer ineficiências de mercado a curto prazo não podem ser devidas a tendenciosidades de mercado a longo prazo, e os dois conceitos de tendenciosidade e eficiência de mercado podem ser considerados sinônimos.

4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

As séries históricas foram obtidas de três fontes de informações. A primeira delas corresponde ao indicador semanal de preço médio pago aos produtores de soja das regiões nordeste (Heilongjiang e Jilin) e planície norte (Shandong, Henan, e Hebei) da China que foram utilizados como preços à vista. A ponderação se dá pela capacidade de produção de cada uma das regiões. A coleta de dados corresponde aos negócios realizados semanalmente nos elos de produção e de originadores da cadeia de soja no país. Como preço futuro, utilizou-se os preços semanais de ajuste da soja negociados na bolsa chinesa de Dalian (DCE). O emprego dos preços de ajuste justifica-se pelo fato de tais preços sofrerem menor influência da falta de liquidez durante o horário normal de pregão.

Para o Brasil, utilizou-se como preço à vista o indicador de preço de soja no porto de Paranaguá do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) que refere-se ao grão de soja comercializado na condição “transferido” para armazéns ou silos portuários situados dentro do corredor de exportação. Enquanto as cotações disponíveis na BM&FBovespa como preço futuro. Para os Estados Unidos, o banco de dados disponível do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) será utilizado como preço futuro e os dados da *Chicago Mercantile Exchange* (CME) como preço à vista.

Como forma de conciliar as informações de todas as séries históricas, utilizou-se os preços mensais para os mercados, uma vez que os dados americanos limitavam a análise semanal. Em termos de vencimentos dos contratos futuros, os meses de março, maio, julho, setembro e novembro são convergentes. Todas as séries foram convertidas em dólares por saca através da taxa de câmbio médio de venda e deflacionados pelo Índice de Preços ao Produtor (IPA) dos Estados Unidos - índice (média 1982 = 100).

5. TESTES EMPÍRICOS DE MERCADOS EFICIENTES

Como objetivo principal do presente trabalho, foram analisados os mercados agrícolas de soja em três diferentes países: no Brasil, na China e nos Estados Unidos. Os dados incluem os preços à vista e futuros deflacionados, em dólares por saca, para esses mercados durante o período de janeiro de 2009 a outubro de 2013. A relativa eficiência de preços nesses mercados é relevante para a produção de soja e decisões de proteção, pois a eficiência nesses mercados inferem que o preço futuro pode ser tomado como uma *proxie* para a expectativa futura do preço à vista da respectiva *commodity*. Modelos de expectativas racionais para *commodities* têm mostrado a importância de se usar o preço futuro como uma variável substituta relevante na determinação da oferta. Estratégias de proteção eficazes destinam reduzir o risco de preço para os produtores de soja e dos seus mercados dependentes como, por exemplo, de farelo e óleo de soja.

Uma consideração inicial deve levar em conta a não-estacionariedade dos dados e determinar se o processo de geração de dados apresenta diferença ou tendência estacionária. É importante também estabelecer o número de raízes unitárias que contém as séries quando testar a cointegração. Para duas séries não-estacionárias serem cointegradas elas deve ser integradas de mesma ordem. A estacionariedade das séries foi examinada para determinar se elas apresentavam raiz unitária. A existência de raiz unitária foi testada através do teste de Dickey Fuller Aumentado avaliando quatro modelos conjuntos com termo de intercepto, com e sem tendência. Os valores críticos para estas distribuições estão tabulados em DICKEY e FULLER (1981). O número ótimo de defasagens para o modelo foi determinado usando o critério de informação de Akaike (AIC). As Tabelas 1 e 2 apresentam o teste ADF de uma raiz unitária para os preços físicos e futuros mensais de soja no Brasil, China e Estados Unidos, respectivamente.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.1 Análise preliminar dos dados

Todos os modelos indicam que as séries de preços contêm uma raiz unitária na primeira diferença e, portanto, podem ser consideradas estacionárias. Tendo em conta que os preços à vista e futuros são integrados com o mesmo grau, a cointegração pode ser usada para determinar se existe uma relação de longo prazo entre os preços à vista e futuros. O teste de cointegração de dois estágios de Engle-Granger, baseado no teste de Dickey-Fuller Aumentado, indicou que o resíduo de regressões OLS são estacionários. O critério de informação de Akaike foi utilizado para inferir o número ótimo de defasagens. Os resultados mostram que as séries de preços futuros de soja no Brasil, na China e nos Estados Unidos são cointegradas com seus respectivos preços à vista ao nível de significância de 5%. Adicionalmente, há um fluxo bidirecional de informações entre os mercados à vista e futuros, sendo os futuros dominantes e os que possuem o maior número de informações no processo de formação de preços.

Tabela 1 - Teste ADF de uma raiz unitária dos preços físicos mensais de soja no Brasil, China e Estados Unidos, entre jan. 2009 a out. de 2013, com 58 observações.

MODELO	Estatística	Valores Críticos		Brasil	EUA	China	Rejeita-se a hipótese de existência de raiz unitária
		1%	5%				
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_α	-4,04	-3,45	-3,10	-2,38	-1,71	Não
	ϕ_2	6,50	4,88	3,31	2,01	1,60	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	4,82	2,99	1,93	Não

Defasagens consideradas pelos critérios de AIC				1	1	1	
$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_2	-3,51	-2,89	-2,54	-1,91	-1,24	Não
	ϕ_1	6,7	4,71	3,33	1,85	1,44	Não
$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_1	-2,6	-1,95	0,39	0,12	0,94	Não
$\Delta \Delta x_t$	τ_1	-2,6	-1,95	-4,52	-5,75	-6,11	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2 - Teste ADF de uma raiz unitária dos preços futuros mensais de soja no Brasil, China e Estados Unidos, entre jan. 2009 a out. de 2013, com 58 observações.

MODELO	Estatística	Valores Críticos		Brasil	EUA	China	Rejeita-se a hipótese de existência de raiz unitária
		1%	5%				
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_3	-4,04	-3,45	-3,39	-2,69	-2,78	Não
	ϕ_2	6,50	4,88	3,92	2,62	2,88	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	5,76	3,89	4,08	Não
Defasagens consideradas pelos critérios de AIC				1	1	1	
$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_2	-3,51	-2,89	-2,84	-2,43	-0,96	Não
	ϕ_1	6,7	4,71	4,15	2,98	0,67	Não
$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_1	-2,6	-1,95	0,33	0,16	0,63	Não

$\Delta\Delta x_t$	τ_1	-2,6	-1,95	-4,64	-5,61	-6,5	Sim
--------------------	----------	------	-------	-------	-------	------	-----

Fonte: Resultados da pesquisa.

Embora os testes acima fornecerem suporte para a hipótese de eficiência de mercado no longo prazo, todos os mercados futuros de *commodities* podem apresentar deficiências de curto prazo. Para testar as ineficiências de curto-prazo nos mercados, o modelo de correção de erros discutido na seção metodológica foi estimado, e os resultados são mostrados na Tabela 3, Tabela 4 e Tabela 5. Dados os resultados de eficiência de longo-prazo, a dinâmica de curto-prazo para a soja foi estimada usando a equação (5). Os testes-F foram testados para a restrição, $\rho = 1, \beta = 1$ e $\beta_i = \psi_i = 0$, imposta a um mercado eficiente. Os modelos foram estimados de zero até três defasagens de ΔS_{t-1} e ΔF_{t-1} .

A magnitude do coeficiente do termo de correção de erros indica a velocidade de ajuste de qualquer desequilíbrio para o estado de equilíbrio de longo prazo e de eficiência de mercado e viés. Os coeficientes dos termos de correção de erro são significativos em todas as regressões. Isso é consistente com o resultado de que os mercados futuros e à vista são cointegrados. O mercado brasileiro foi o que apresentou a menor taxa de ajuste, com o coeficiente do termo de correção de erros de -0,48309. Portanto, os mercados futuros podem fornecer previsões inadequadas de preços à vista durante períodos de altas inesperadas e aumento da volatilidade no nível geral de preços.

Tabela 3 - Resultado do modelo correção de erro (VEC) para a relação entre os preços à vista e futuros de soja no Brasil.

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Nível de significância
DLBF	0,79235	0,08246	0,00001***
DLBS{1}	-0,32324	0,15647	0,04450*
DLBF{1}	0,28042	0,15794	0,05028
DLBS{2}	-0,28058	0,15794	0,08277
DLBF{2}	0,19685	0,13981	0,16587
DLBS{3}	-0,48488	0,15929	0,00385**
DLBF{3}	0,59629	0,13613	0,00005***
RES{3}	-0,48309	0,14706	0,00195**

Notas: A variável dependente foi o preço de ajuste da bolsa chinesa e as variáveis explicativas foram a diferença logarítmica do preço no Brasil no período contemporâneo, com um e dois períodos de defasagens entre os mercados à vista e futuros e o termo de correção de erro.

Erros padrões estimados em colchetes. Representações de p-valor: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

Tabela 4 - Resultado do modelo correção de erro (VEC) para a relação entre os preços à vista e futuros de soja nos Estados Unidos.

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Nível de significância
DLEF	0,57624	0,07421	0,00001***
DLES{1}	-0,31757	0,14015	0,02790*
DLEF{1}	0,42292	0,10844	0,00029***
DLES{2}	-0,44455	0,15092	0,00492**
DLEF{2}	0,25066	0,12467	0,00492**
RES{2}	-0,25066	0,12467	0,04988**

Notas: A variável dependente foi o preço de ajuste da bolsa chinesa e as variáveis explicativas foram a diferença logarítmica do preço nos Estados Unidos no período contemporâneo, com um e dois períodos de defasagem e o termo de correção de erro.

Representações de p-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Tabela 5 - Resultado do modelo correção de erro (VEC) para a relação entre os preços à vista e futuros de soja na China.

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Nível de significância
DLCF	0,24118	0,09309	0,01239***
DLCS{1}	-0,09614	0,13534	0,48063
DLCF{1}	0,36668	0,09731	0,00042***
RES{1}	-0,020986	0,08402	0,01570**

Notas: A variável dependente foi o preço de ajuste da bolsa chinesa e as variáveis explicativas foram a diferença logarítmica do preço na China no período contemporâneo, com um e dois períodos de defasagem e o termo de correção de erro.

Representações de p-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Reformas financeiras significativas ocorreram nos mercados futuros da China após as reformas econômicas de 1978 que transformaram a economia chinesa planejada e orientada pelo mercado. A integração dos mercados chineses facilita a descoberta de preços e promovem um ambiente de gerenciamento de risco de preços melhorando o planejamento da produção e comercialização, diminuindo os custos de transação e aumentando a competitividade entre as cadeias.

Os resultados indicaram que os mercados futuros de soja entre os países são eficientes e não apresentam viés no longo prazo sugerindo que não existe prêmio de risco nesses mercados. Entretanto, ineficiências de curto-prazo foram encontradas em cada um desses mercados através do teste conjunto dos coeficientes $\rho = 1, \beta = 1$ e $\beta_i = \psi_i = 0$. Portanto, os mercados futuros podem fornecer previsões inadequadas de preços à vista durante períodos de altas inesperadas e aumento da volatilidade no nível geral de preços no curto prazo. A magnitude do coeficiente do termo de correção de erros indica a velocidade de ajuste de qualquer desequilíbrio para o estado de equilíbrio de longo prazo e de eficiência de mercado e viés. Os coeficientes dos termos de correção de erro são significativos em todas as regressões. Isso é consistente com o resultado de que os mercados futuros e à vista são cointegrados. O mercado brasileiro foi o que apresentou a menor taxa de ajuste, com o coeficiente do termo de correção de erros de -0,48309.

8. REFERÊNCIAS

ANDERSON, K.; HUANG, J.; IANCHOVICHINA, E. **Will China's WTO Accession Worsen Rural Poverty?**, CEPR Discussion Paper, n. 4196, January 2004.

BECK, S, E. Cointegration and market efficiency in commodities futures markets. **Applied Economics**, v. 26, n. 3, p. 249-257, 1994.

BOOTH, G. G.; LEE, T.; TSE, Y. International linkages in Nikkei stock index futures markets. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 4, n. 1, p. 59-76, 1996.

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**, v. 8, n. 1 p. 21-34, 1999.

COVRIG, V.; DING, D.; LOW, B. S. The contribution of a satellite market to price discovery: evidence from the Singapore exchange. **Journal of Futures Markets**, v. 24, n.10, p. 981-1004, 2004.

DE JONG, F. Measures of contributions to price discovery: A comparison. **Journal of Financial Markets**, v. 5, n. 3, p. 323-327, 2002.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-72, July 1981.

DING, D. K.; HARRIS, F. H.; LAU, S. T.; MCINISH, T. H. An investigation of price discovery in informationally-linked markets: equity trading in Malaysia and Singapore. **Journal of Multinational Financial Management**, v. 9, n. 3-4, p. 317-329, 1999.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FLEMING, J.; OSTDIEK, B.; WHALEY, R. E. Trading costs and the relative rates of price discovery in stock, futures, and option markets. **The Journal of Futures Markets**, v. 16, n. 4, p. 353–387, 1996.

FORTENBERY, T. R.; ZAPATA, H. O. An Examination of Cointegration Relations Between Futures and Local Grain Markets. **The Journal of Futures Markets**, v. 13, n. 8, p. 921-932, Dec. 1993.

FUNG, H. G.; LO, W. C. An empirical examination of the ex ante international interest rate transmission. **Financial Review**, v. 30, n. 1, p. 175-192, 1995.

FUTURES INDUSTRY ASSOCIATION - FIA. FIA Annual Volume Survey: Trading Falls 15,3% in 2012, March, 2013. Disponível em:
<<http://www.futuresindustry.org/files/css/magazineArticles/article-1551.pdf>>. Acesso em: 1 dez. 2013.

GARBADE, K. D.; SILBER, W. L. Price movements and cash discovery in futures and cash markets. **Review of Economics & Statistics**, v. 65, n. 2, p. 289-297, 1983.

GARBADE, K. D.; SILBER, W. L. Dominant and satellite markets: a study of dually-traded securities. **Review of Economics & Statistics**, v. 61, n. 3, p. 455–460, 1979.

GONZALO, J.; GRANGER, C. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.13, n. 1, p. 27-35, 1995.

GRANGER, C.W.J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics & Statistics**, v. 48, n. 3, p. 213-28, 1986.

HASBROUCK, J. One security, many markets: determining the contributions to price discovery. **Journal of Finance**, v. 50, n. 4 , p. 1175–1199, 1995.

HILL, J.; SCHNEEWEIS, T.; YAU, J. International trading/nontrading time effects on risk estimation in futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 10, n. 4, p. 407–423, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, Sept. 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics & Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, May 1990.

KELLARD, N.; NEWBOLD, P.; RAYNER, T.; ENNEW, C. The relative efficiency of commodity futures markets. **The Journal of Futures Markets**, v. 19, n. 4 p. 413-432, June 1999.

LIHARA, Y.; KATO, K.; TOKUNAGA, T. Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan. **Journal of Futures Markets**, v. 16, n. 2, p. 147–162, 1996.

LIU, Q.; ZHANG, J. **Price Discovery and Volatility Spillovers: Evidence from Chinese Spot-Futures Markets**. National Nature Science Funds of China, May 25, 2006.

MCKENZIE, A.M.; HOLT, M.T. Market Efficiency in Agricultural Futures Markets. **Applied Economics**, v. 32, n. 12, p. 1519-1532, 2002.

PARK, A.; SCOTT, R.; CAI, F. China's Grain Policy Reforms: Implications for equity, stabilization, and efficiency". **China Economic Review**, v. 5, n. 1, p. 15-33, 1994.

ROOPE, M.; ZURBRUEGG, R. The intra-day price discovery process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange. **Journal of Futures Markets**, v. 22, n. 3, p. 219–240, 2002.

TSE, Y. Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets. **Journal of Futures Markets**, v. 19, n. 8, p. 911–930, 1999.

WILLIAMS, J.; PECK, A.; ROZELLE, S. The emergence of a futures market: Mungbeans on the China Zhengzhou Commodity Exchange. **Journal of Futures Markets**, v. 18, n. 4, p. 427-448, 1998.

WU, Z.; MCERLEAN, S. A. Chinese grain market efficiency in the post-reform period. In: **Sustaining China's Economic Growth in the Twenty-First Century**, (Eds. Fraser, C. M., Bergeron, J. A., Mays, A., Aiello, S.), Routledge, London, U. K. p.133-149, 2003.

XU, X. E.; FUNG, H. G. Cross-market linkages between U.S. and Japanese precious metals futures trading. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 15, n. 2, p. 107–124, 2005.

YAO, C. **Stock Market and Futures Market in the People's Republic of China**. New York: Oxford University Press, 1998, 192 p.

ZHUANG, R.; ABBOTT, P. Price Elasticities of key agricultural commodities in China, **China Economic Review**, v. 18, n. 2, p. 155-69, 2007.