

Eficiência no Mercado Futuro de *Commodity*: Evidências Empíricas

RESUMO

Verifica a existência de uma relação de longo prazo e testa a hipótese de eficiência de mercado entre os preços *spot* da soja das relevantes praças no Brasil e o preço futuro Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&F). A estratégia adotada para alcançar os objetivos foi o teste de cointegração e mecanismo de correção do erro para testar a eficiência de mercado sem implicar a ausência do prêmio de risco. Os resultados sugerem que não é possível aceitar a hipótese de que o mercado é eficiente no curto prazo para formação do preço nas principais regiões; no entanto, existe uma relação de longo prazo entre os preços.

PALAVRAS-CHAVE

Eficiência de Mercado. Preço Futuro. Cointegração. Soja.

Gilberto Joaquim Fraga

- Mestre em Economia – Programa de Pós-Graduação em Economia/ Universidade Estadual de Maringá (PCE/ UEM);
- Doutorando em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada/Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/ Universidade de São Paulo (ESALQ/ USP);
- Bolsista da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp).

Waldemiro Alcântara da Silva Neto

- Professor Assistente da Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Econômicas da Universidade Federal de Goiás (FACE/UFG).

1 – INTRODUÇÃO

As flutuações e as tendências nos preços das *commodities*, principalmente agropecuárias, são de grande relevância para os gestores ligados ao setor. Quanto à característica destes preços, verificam-se recorrentes possibilidades de riscos, principalmente para os produtores, seja da formação de preços ou de acontecimentos inerentes à própria atividade, como secas, excesso de chuvas, mudanças no cenário externo, entre outros. Um instrumento que pode ser utilizado pelos produtores, indústria e *tradings* é o contrato futuro de produtos, negociado através da bolsa. Como reflexo da utilização dos contratos futuros (opções de compra e venda), no ano de 2008, a quantidade de contratos negociados na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&F) foi 50% superior ao volume de contratos negociados no ano anterior.

No período recente, a eficiência do mercado de *commodities* agrícolas negociadas na BM&F vem sendo objeto de estudo de pesquisadores acadêmicos, conforme pode ser observado nos trabalhos de Amado e Carmona (2004); Duarte; Lima e Alves (2007); Abitante (2008) e Libera e Waquil (2009). O objetivo desses autores foi o de aumentar o entendimento sobre o comportamento da descoberta de preços por parte dos agentes atuantes em determinados mercados, para, então, auxiliar os tomadores de decisões num cenário de incerteza.

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo testar a eficiência do mercado futuro de soja. Especificamente, verificar a existência de uma relação de longo prazo entre os mercados físico e futuro e testar ainda a hipótese de eficiência do preço futuro da *commodity* soja, como um preditor do preço *spot* para algumas das principais regiões produtoras do Brasil. Para alcançar os objetivos propostos, serão utilizados procedimentos econométricos de séries temporais – testes de raiz unitária, cointegração e análise através de Modelos de Correção do Erro (MCE).

Além desta introdução, este artigo trará ainda mais quatro partes. Na seção seguinte, uma apresentação do setor e a evolução dos contratos futuros de soja na BM&F. Posteriormente, uma breve revisão de

literatura acerca da teoria da eficiência de mercado e apresentação do modelo teórico; também, a descrição dos dados utilizados e dos procedimentos econométricos. Na quarta, a apresentação dos principais resultados obtidos e, por fim, as considerações finais.

2 – A RELEVÂNCIA DA SOJA NO CENÁRIO NACIONAL E O CRESCIMENTO DOS CONTRATOS DE FUTUROS

A produção de soja na safra 2007/2008, segundo dados da Conab (2009), foi de 60.017 mil toneladas registrando, portanto, uma variação de 42,53% em relação a 2002, quando a produção foi de 42.108 mil toneladas. Ressalta-se que, aproximadamente, metade dessa produção, tanto em 2008 quanto em 2002, ocorreu em dois estados (PR e MT), que tiveram, respectivamente, participação de 19,82% e 29,73% na produção nacional em 2008, e 22,65% e 27,75% em 2002.

Deve-se destacar ainda que essa *commodity* é o principal produto na pauta de exportação do agronegócio brasileiro. De acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) (BRASIL, 2009), no ano de 2008, a participação do complexo da soja no total das exportações do agronegócio (US\$) foi de 25%, enquanto a soja em grãos respondeu por 15% do total do volume exportado do agronegócio. Esse valor situa-se três pontos percentuais acima do montante das exportações de soja em grãos em 2002.¹ Ainda quanto aos valores das exportações da soja em grão, segundo dados da Associação Brasileira da Indústria de Óleos Vegetais (2009), no ano de 2008, aproximadamente 40,9% da produção nacional de grãos de soja foram exportados.

Dada a grande inserção internacional do produto em consideração, sua importância dentro do respectivo setor e para a balança comercial, torna-se relevante apresentar o crescimento das negociações na BM&F

¹ A comparação com o ano de 2002 foi adotada porque, neste ano, a BM&F mudou a formação de preços da soja em grãos que serve de referência para os contratos futuros para a cidade de Paranaguá. A partir desse ano, o volume de negociações no mercado futuro, a partir de 2002, cresceu significativamente conforme a Tabela 1.

Tabela 1 – Quantidade de Contratos Futuros de Soja Negociados na BM&F. Período: 2001 a 2008

Ano	Nº de contratos	Variação ($\Delta\%$)
	Jan.-dezembro	
2002	624	-
2003	2.917	367,47
2004	5.087	74,39
2005	47.360	831
2006	98.112	107,16
2007	188.279	91,9
2008	284.383	51,04
β	Estatíst. - t	R^2
1,05928	10,3	0.96

Taxa de crescimento (r): 188,43%

Fonte: Elaboração Própria Baseada nos Dados Primários da Bolsa... (2009).

através de contratos futuros de soja. As operações através da bolsa permitem tanto aos produtores quanto às empresas (*trading*) que atuam no setor amenizarem as oscilações nos preços, portanto, minimizarem potenciais riscos. Embora o contrato² de soja tenha sido lançado pela BM&F em 1993, desde então, aconteceram alguns aprimoramentos para melhor se ajustar à realidade brasileira. Em 2002, aconteceu uma importante mudança quando o ponto de formação de preço e de liquidação física estabelecida em contrato deixou de ser no interior para ocorrer no porto de Paranaguá (PR). A Tabela 1 apresenta a evolução do número anual de contratos futuros de soja negociados na BM&F no período entre 2002 e 2008.

Como apresentado na tabela anterior, o ano de 2005 registrou a maior variação na quantidade de negociações – 831% em relação ao ano anterior.³ No período considerado, a taxa⁴ de crescimento foi de 188,43%, portanto, um aumento muito significativo.

2 O contrato de soja negociado na BM&F constitui 450 sacas de 60kg.

3 As causas dessa grande variação no volume de contratos fogem ao escopo desse trabalho.

4 A taxa de crescimento do número de contratos (N) foi calculada a partir do seguinte procedimento: $\dot{N} \rightarrow \ln N_t = \alpha + \beta t + e$, fazendo o *antilog* de β , obtém-se a taxa de crescimento (r) que considera todas as observações do período; assim, $r = [(e^\beta - 1) * 100]$.

Em específico, para o ano de 2008, que passou por um período de incertezas no segundo semestre, o volume de contratos negociados foi crescente, conforme a tendência do ano. Considerando esse grande volume de transações no mercado futuro da *commodity* soja, torna-se bastante pertinente averiguar se os preços futuros são bons sinalizadores para os preços físicos em alguns dos importantes locais de produção.

3 – EFICIÊNCIA DE MERCADO

3.1 – Eficiência de Mercado e Transmissão de Preços: Evidências Empíricas da Literatura Brasileira

Verificar a hipótese de eficiência para o mercado de *commodities* agropecuárias negociadas na BM&F vem sendo objeto de estudo de pesquisadores acadêmicos. O objetivo tem sido aumentar o entendimento do comportamento da descoberta de preços por parte dos agentes atuantes para, então, auxiliá-los a tomarem decisões num cenário de volatilidade e inerente risco.

Nesse cenário, Libera e Waquil (2009) testaram a presença de uma relação estável de longo prazo através de cointegração entre os preços do mercado físico e futuro da *commodity* soja para o período de julho de 1994 a junho de 2008. De acordo os resultados apresentados, os mercados físico-futuros são integrados e existe transmissão de preços, sendo que em torno de 70% das variações no preço futuro são refletidos no preço físico. E por fim, os autores concluem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas.

Abitante (2008) verificou a existência de uma relação de longo prazo entre o mercado físico e o mercado futuro das *commodities* boi gordo e soja no Brasil. O autor buscou constatar se o mercado futuro pode fornecer informações que auxiliem os produtores no processo de descoberta de preço e, também, analisar a eficiência com que o mercado futuro pode prever o preço *spot*. Para a soja, foram analisados os contratos futuros (de março a setembro de 2005) de soja da BM&F e da *Chicago Board of Trade* (CBOT). Como resultado, constatou-se que, para contrato de soja da BM&F, a hipótese de cointegração

não foi rejeitada nos vencimentos de abril, maio e novembro/2005. Já o de soja da CBOT apresentou cointegração nos vencimentos de janeiro, março, setembro e novembro de 2005. Quanto aos resultados encontrados pelo autor, foi possível constatar que não existe relação de cointegração para todos os contratos – o que não permite concluir sobre a eficiência do mercado; no entanto, o trabalho não focou as explicações desse fato. Por outro lado, quanto à aceitação da eficiência do contrato futuro de boi gordo em prever o preço spot, o autor afirma que este se mostrou significativo, revelando que este pode auxiliar na descoberta do preço. Para o caso da soja, o autor apenas encontrou relação de longo prazo entre os preços spot e futuro; no entanto, pelas restrições dos seus dados, não foi possível testar a eficiência de mercado.

Amado e Carmona (2004), com o intuito de verificar a eficiência do mercado futuro de *commodities* agrícolas no Brasil, utilizaram contratos futuros de três produtos negociados na BM&F (açúcar, café e milho) no período de 1995 a 2003. Para alcançar o objetivo proposto, os autores utilizaram procedimentos de séries temporais e, feitas as estimativas, foi possível confirmar que as séries eram integradas de ordem 1. Em função da não-estacionariedade das variáveis, foram realizados testes de cointegração e gerados modelos de correção de erro. As evidências sugerem que o preço futuro de café é um estimador não-viesado do preço à vista, e os mercados de milho e açúcar são eficientes no primeiro período.

Com o objetivo de testar a eficiência do mercado futuro da soja no Brasil, Duarte; Lima e Alves (2007) utilizaram análise de cointegração para preços *spot* e futuro utilizando o procedimento de Johansen. O período analisado foi entre 03 de janeiro de 2005 a 24 de dezembro de 2005. Conforme os resultados obtidos, as séries de preços presente e futuro da soja são não-estacionárias e integradas de primeira ordem. O teste dos parâmetros do modelo confirmou a hipótese de eficiência do mercado. Portanto, os autores chegaram à conclusão de que o mercado futuro da soja no Brasil pode ser considerado eficiente no período estudado.

3.2 – Modelo Teórico

Esta seção apresenta os fundamentos teóricos do modelo econômico que será aplicado pelo presente estudo. A exposição está alicerçada no modelo apresentado por Beck (1994). Inicialmente, o autor formula o pressuposto teórico do que seria um mercado eficiente para *commodities*; este implica que o preço futuro corrente, dado por F_t , de um contrato futuro de *commodity* vencendo em $t+1$ deve ser igual à esperança do preço *spot*, dado por S_t , em $t+1$, ou seja, $E(F_t / I_t) = E(S_{t+1} / I_t)$, sendo I_t um conjunto de informações. Essa teoria está baseada no princípio de que os preços da *commodity*, além de refletirem todas as informações, também estão disponíveis publicamente.⁵ Se os agentes participantes do mercado puderem usar informações adicionais para prever S_{t+1} , então, eles atuarão comprando ou vendendo contratos futuros sempre que $F_t \neq E(S_{t+1} / I_t)$ até o mercado se equalizar. Desta forma, eficiência implica que F_t é o melhor previsor de S_{t+1} e, também, F_t deverá incorporar toda informação relevante disponível além do preço *spot* passado e preços futuros.

Para testar essa hipótese, Beck (1994) apresenta inicialmente a equação (1) a seguir. No entanto, variações dessa equação podem ser utilizadas para verificar eficiência.

$$S_{t+1} = c_0 + c_1 F_t + u_{t+1} \quad (1)$$

Sendo assim, o preço *spot* esperado é igual ao preço futuro corrente mais um componente de erro (u) e assumindo um cenário de expectativas racionais. A hipótese nula de mercado eficiente é $c_0 = 0$ e $c_1 = 1$.

A hipótese de que o preço futuro é um previsor não-viesado do preço *spot* é uma hipótese conjunta de que o mercado é eficiente e não há prêmio de risco.⁶ Trabalhos empíricos mostram que a otimização intertemporal dos produtores avessos ao risco implicaria que o prêmio de risco criado pelas respectivas demandas de *hedging* causaria $c_0 \neq 0$ e $c_1 \neq 1$ mesmo nos mercados eficientes. (BECK,

⁵ Fama (1970) e Kellard (2002) discutem sobre esse tema.

⁶ Beck (1994) admite que os participantes do mercado sejam neutros ao risco; no entanto, ressalva que isso não seja defensável teoricamente nem plausível empiricamente.

1994). Assim, é possível verificar através da técnica de cointegração que um mercado pode ser eficiente e talvez registrar a existência de prêmio de risco.

Para afirmar se as séries de preços *spot* e futuros são cointegradas, é necessário constatar se $u_{t+1} = S_{t+1} - c_0 - c_1 F_t$ é uma série estacionária. Num segundo momento, pode-se verificar a presença do prêmio de risco, desde que c_0 poderia não ser zero e c_1 não ser necessariamente igual a um. Também, vale ressaltar que pode existir correlação serial nesse modelo, o que implicaria na dependência do preço passado do próprio *spot*. No entanto, isso violaria a eficiência do mercado.

A série cointegrada pode ser reescrita na especificação do Modelo de Correção do Erro (MCE), conforme a equação (2) a seguir.

$$\Delta S_{t+1} = a - \rho u_t + b \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta S_{t+1-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta F_{t-i} \quad (2)$$

ou,

$$\Delta S_{t+1} = a - \rho(S_{t+1} - c_0 - c_1 F_t) + b \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta S_{t+1-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta F_{t-i}$$

onde $\rho > 0$ porque mudanças nos preços *spot* são respostas a desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. Mercado eficiente implica em restrições adicionais: $\rho = 1$, $\rho c_1 = b \neq 0$ e $\beta_i = \gamma_i = 0$. O coeficiente b do preço futuro corrente é diferente de zero porque todas as novas informações sobre mudanças no preço futuro corrente são repassadas para o preço *spot* futuro. Os coeficientes dos *lags* são zero porque as informações sobre o passado das séries são incorporadas no preço futuro corrente.

Se as restrições não se mantêm, então, o passado dos preços *spot* e futuro são informações importantes para prever S_{t+1} . Portanto, nem todas as informações disponíveis se refletem completamente no preço futuro corrente, F_t . Desta forma, Beck (1994) afirma que o mercado futuro é ineficiente.

3.3 – Dados

Para a realização deste trabalho, foram utilizados dados diários dos preços de soja de 28 de dezembro de 2007 a 30 de dezembro de 2008, totalizando 252 observações. Quanto às cotações de contrato futuro, foram coletados os preços, junto à BM&F, referentes ao último vencimento dos contratos. Os preços do mercado físico foram disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea). As localidades escolhidas foram: Passo Fundo—RS (PF), Cascavél—PR (CA), Rondonópolis—MT (RO), Rio Verde—GO (RV), Dourados—MS (DO) e Triângulo Mineiro—MG (TM). A escolha destas localidades é justificada pela grande representatividade na produção e comercialização de soja. No Gráfico 1, a seguir, é possível visualizar todas as séries de preços deste trabalho no período de análise.

3.4 – Procedimentos Econométricos

3.4.1 – Teste de raiz unitária

Diante do interesse em se investigar como se comporta grande parte das séries econômicas, Nelson e Plosser (1982) argumentam que a maioria das séries econômicas possui uma raiz unitária, ou seja, tornam-se estacionárias quando diferenciadas – Séries Diferença Estacionária (DS). A implicação disto é que tais séries são um processo estocástico e, por isso, não é possível fazer previsões, pois são caracterizadas como *Randon Walk* (Passeio Aleatório). Nunes (1995) afirma que as flutuações nos processos das do tipo DS são confundidas com as flutuações na tendência. As demais séries, em geral, apresentam tendência de crescimento ao longo do tempo e o procedimento de extraí-la por meio de uma regressão da variável sobre uma tendência linear pode ser interpretado como uma maneira de tornar a série estacionária. Sendo assim, séries cuja tendência é extraída por esse procedimento são denominadas de Tendência Estacionária (TS). (NUNES, 1995).

Para Nelson e Plosser (1982), a distinção entre estas duas classes de processos é fundamental e a visão puramente estocástica da não-estacionariedade tem amplas implicações na compreensão dos fenômenos de natureza econômica. Choques ou inovações em séries com características do tipo DS

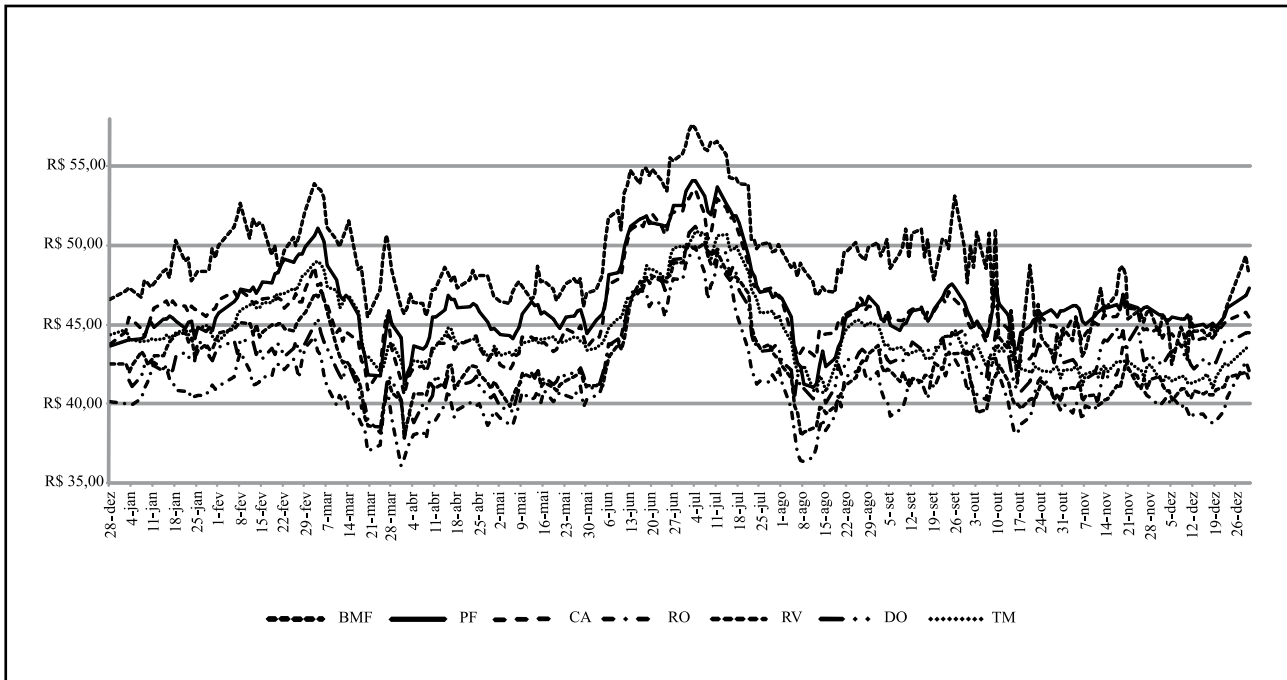


Gráfico 1 – Série de Preços Diários de Soja: BM&F (BMF), Passo Fundo–RS (PF) Cascavel–PR (CA), Rondonópolis–MT (RO), Rio Verde–GO (RV), Dourados–MS (DO) e Triângulo Mineiro–MG (TM) 28 de Dezembro de 2007 a 30 de Dezembro de 2008, em Reais/SC

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos Dados Primários de Centro de Estudos (2009) e Bolsa de Valores... (2009).

geram efeitos transitórios ou temporários, ou seja, dissipam-se ao longo do tempo. Já choques ou inovações em séries com características TS têm efeitos permanentes. Segundo McCallum (1993), a diferença essencial entre tendência e ciclo é que os movimentos pertencentes aos primeiros são socialmente desejáveis, ao passo que os relacionados aos segundos são indesejáveis.

No caso particular dos preços, estes não se comportam de maneira uniforme num intervalo de tempo, isto é, nem sempre os preços se encontram num equilíbrio constante. Assim, tem-se a necessidade de se conhecer a estacionariedade das séries. Portanto, com o objetivo de verificar a estacionariedade do índice geral de preços e dos alimentos, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey e Pantula (1987) (DP) – equação 03 –, e o de Dickey e Fuller (1979, 1981) Aumentado (ADF)– equações de 04 a 06. Seguindo os procedimentos apresentados por Enders (2004), os testes de raiz unitária DP e ADF foram utilizados para

verificar a ordem de integração de uma série temporal Y_t , detectando ou não a existência de uma ou mais raízes unitárias através dos seguintes modelos de regressão:

$$\Delta^2 Y_t = \alpha + \gamma t + \rho_1 \Delta Y_{t-1} + \rho_2 \Delta Y_{t-2} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta^2 Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (03)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \rho Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (04)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (05)$$

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (06)$$

As estatísticas τ_τ , $\tau_{\beta\tau}$, τ_μ e $\tau_{\alpha\mu}$, fornecidas por Mackinnon (1991), são todas usadas para testar a hipótese nula, $\rho = 0$. É importante notar que a série pode ser estacionária com uma tendência determinista, como na equação (04), ou sem tendência, mas, como *drift*, como apresenta a equação (05).

Quanto à quantidade de lag(s) a serem utilizados, inicialmente, foram visualizados os gráficos de correlação dos resíduos de cada uma das séries. Adicionalmente, os critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SBIC) e Hannan-Quinn (HQIC) são usados para determinar o número m de defasagens autorregressivas a se considerarem nos testes de raiz unitária e em outros procedimentos econométricos propostos neste estudo.

No caso de as séries utilizadas não serem $I(0)$ e serem integradas $I(d)$ de mesma ordem, é necessário testar a cointegração entre elas. O conceito de cointegração está relacionado à existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Para observar o comportamento da possível relação de longo prazo entre as variáveis, utilizam-se os procedimentos econométricos apresentados na próxima seção.

3.4.2 – Cointegração: apresentação teórica

Muitas séries econômicas não são estacionárias em nível, mas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo e uma combinação linear dessas séries gera um desvio (erro) do equilíbrio de longo prazo que é estacionário. Essas séries estacionárias, na primeira diferença, também são conhecidas como séries integradas de ordem 1 ou $I(1)$ e o termo de erro é $I(0)$. Para constatar a presença (a quantidade) de vetores cointegrantes no Vetor de Correção do Erro (VEC), é utilizado o procedimento de Johansen (1988), que se baseia nos valores das estatísticas do traço, $\lambda_{traço}$, e a estatística do máximo autovalor, λ_{MAX} , obtidos pelo método de verossimilhança (LR). Conforme Enders (2004), o VEC, em sua forma geral para incluir termos deterministas, pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad (07)$$

onde y é um vetor $(\kappa \times 1)$ de variáveis $I(1)$; α e β matriz de parâmetros $(\kappa \times r)$ dos coeficientes de ajustamento e vetores cointegrantes, respectivamente, com $rank\ r < \kappa$; $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1} = \Gamma_i = -(\mathbf{I} - A_1 - \dots - A_i)$ é matriz $(\kappa \times \kappa)$ de parâmetros; e ε_t é um vetor $(\kappa \times 1)$ de erros normalmente distribuídos e serialmente não-correlacionados.

O número de vetores cointegrantes distintos pode ser obtido por meio da decomposição espectral da matriz $\alpha\beta' = \Pi$, checando a significância de suas raízes características. Tomando as n raízes características da matriz, Π , $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ são propostos, então, dois testes de razão de verossimilhança (LR) com base nos autovalores estimados $\hat{\lambda}_i$. O primeiro produz a estatística do traço, como apresenta equação (07):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (08)$$

sendo que a hipótese nula é o número de vetores cointegrantes e é igual a r , contra hipótese alternativa de r menor que o número de vetores cointegrantes. O segundo teste produz a estatística do máximo autovalor, conforme a equação (09):

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (09)$$

Na equação acima, a hipótese nula é de que existem r relações de cointegração, contra a hipótese alternativa de existência $r + 1$ relações. Se for constatado vetor de cointegração entre variáveis quaisquer relacionado a um modelo de transmissão, eles devem incluir um termo de correção de erro representado pelo resíduo da equação estimada. Por fim, feita essa breve apresentação dos procedimentos econométricos a serem utilizados, na próxima seção serão feitas às estimações e apresentados os resultados encontrados.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente, diante do objetivo de verificar o número de defasagens necessárias para eliminar a autocorrelação nos resíduos e nos demais procedimentos aplicados, seguem, na Tabela 2, os resultados do critério de informação. Além desses critérios, também foi feita a análise visual das autocorrelações de cada série. Com exceção da série de preços de Dourados (DO), que é um AR(1), todas as demais séries são AR(2), incluindo a dos preços futuros de soja da BMF.

Definida a ordem do processo autorregressivo, foi realizado o teste de raiz unitária de Dickey e Pantula (1987) para verificar a existência de mais de uma raiz

unitária, e os resultados deste teste estão na Tabela 3. Estes permitem recusar a hipótese nula de que há duas raízes unitárias nas séries. Posteriormente, o teste de Dickey-Fuller Aumentado – ADF, segundo a sequência proposta por Enders (2004), com o objetivo de verificar se as séries são estacionárias em nível ou nas diferenças. Os testes de ADF (Tabela 4) sugerem que todas as variáveis possuem uma raiz unitária, ou seja, se tornaram estacionárias após a primeira diferença; são integradas de ordem um $I(1)$. No entanto, as séries PF e RO possuem constantes.

Quando as séries não são estacionárias em nível, o próximo passo é realizar o teste de cointegração para os preços *spot* e futuro de soja, sendo detalhados na

Tabela 5. A hipótese nula (H_0) indica que está sendo testada a existência de zero vetores de cointegração ou a presença de um vetor. A decisão a ser tomada implica aceitar ou rejeitar (H_0), que o número de vetores de cointegração seja menor/maior ou igual a r . Ao rejeitar H_0 e aceitar H_1 , indica-se a presença de vetor(es) de cointegração, ou seja, relação de longo prazo entre as respectivas séries.

Na Tabela 5, seguem-se os resultados da estatística de Johansen e pode-se constatar a existência de vetores de cointegração, exceto para as séries DO-BM&F. Pois H_0 é rejeitado. Logo, não é possível rejeitar que H_1 , para cinco das seis praças, aqui consideradas, onde o valor da estatística λ_{Trace} é maior que o valor

Tabela 2 – Resultado do Teste de Seleção de Defasagem

Variável	Defasagem (lag)	AIC	SC	HQ
BMF	0	5,207620	5,221953	5,213392
	1	3,386856	3,415521	3,398401
	2	3,355713	3,398711*	3,373031*
CA	0	4,730558	4,744890	4,736330
	1	2,031983	2,060648	2,043528
	2	1,984441	2,027439*	2,001759*
DO	0	4,607785	4,622202	4,613593
	1	2,092135*	2,120969*	2,103751*
	2	2,094450	2,137701	2,111873
PF	0	4,768269	4,782602	4,774041
	1	1,964682	1,993347	1,976226
	2	1,828312	1,871310*	1,845629*
RV	0	4,815341	4,829673	4,821113
	1	1,902200	1,930865	1,913745
	2	1,851143*	1,894140*	1,868460*
RO	0	4,793.325	4,807.657	4,799.097
	1	2,304.545	2,333.210	2,316.089
	2	2,251003*	2,294001*	2,268320*
TM	0	4,599233	4,613566	4,605006
	1	1,556517	1,585182	1,568062
	2	1,518994*	1,561992*	1,536311*

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 3 – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Pantula

Variáveis	ρ	θ	Δ^2
BMF	-1,2617	0,10246	-12,315
CA	-0,7939	0,08037	-9,8783
DO	-0,8644	0,08894	-9,7192
RO	-0,7119	0,08088	-8,8016
RV	-0,7167	0,08025	-8,9308
PF	-0,5855	0,07332	-7,9853
TM	-0,7875	0,08183	-9,6237

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos Dados da Pesquisa.

Notas: ^a Significativo no nível de 5% - valores críticos em MacKinnon (1991)

crítico a 5% para as séries respectivas consideradas. Também, este resultado foi confirmado pela estatística $\lambda_{\text{máximo}}$. Sendo assim, através destes testes, é possível concluir que há cointegração entre preços (CA, PF, RV, RO, TM) e o preço futuro BM&F de soja. Logo, há relação de longo prazo, exceto entre Dourados e BM&F.

Estes resultados estão em linha com a literatura empírica brasileira, conforme mostram os resultados alcançados. Abitante (2008) identificou a presença de séries cointegradas, mesmo com a presença de um vetor de tendência determinista. No entanto, isto foi verificado apenas para alguns vencimentos (meses de abril e setembro de 2005).

A presença de cointegração, conforme os resultados expostos na Tabela 5, sugere que os mercados podem ser eficientes. Esse comportamento indica também uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os dois preços (*spot* e futuro), em que diferenças nas suas trajetórias seriam motivadas apenas por choques de curto prazo. Neste trabalho, há existência de vetores de cointegração entre cinco pares *spot* (CA, PF, RV, RO, TM) e o futuro (BM&F); sendo assim, os preços *spot*, nas cidades, mantêm uma relação de longo prazo com os preços futuros da BM&F.

Prosseguindo na análise da eficiência, foi estimado o Modelo de Correção do Erro (MCE) – Equação 02 –, onde o objetivo é testar as restrições e verificar se há ou não prêmio de risco. A seguir, a Tabela 6 apresenta os resultados do modelo de correção do erro.

Estatisticamente, os resultados encontrados para o MCE indicam que, globalmente, não é possível aceitar a hipótese de existência da eficiência de mercado para as praças consideradas, embora os mercados sejam integrados. Tendo em vista que os pressupostos teóricos foram violados, conforme a tabela anterior. Sendo os valores diferentes dos parâmetros teoricamente esperados para todas as praças e, também, o fato de o preço físico passado ser capaz de influenciar o preço corrente, percebe-se que a hipótese de eficiência está sendo violada. Desta forma, pode-se ver que o preço futuro não é um preditor eficiente para o *spot* nas praças aqui consideradas, dado que nem todo desvio na trajetória de longo prazo é refletido no preço *spot*.

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado(ADF)

Variáveis	Valor de p-1	Modelo 1			Modelo 2
		τ_{τ}	$\tau_{\beta\tau}$	τ_{μ}	τ
BMF	1	-2,899	-2,660	-0,087	-19,931a
CA	1	-2,641	-2,639	-0,097	-12,672 ^a
PF	1	-2,893	-2,885a	0,068	-10,975
RO	1	-2,961	-2,960a	-0,052	-12,576
RV	1	-2,516	-2,329	-0,238	-12,616 ^a
DO	0	-2,306	-2,295	0,151	-14,859 ^a
TM	1	-2,363	-2,120	-0,220	-12,089 ^a

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos Dados da Pesquisa.

Notas: ^a Significativo no Nível de 5% - Valores Críticos em MacKinnon (1991).

Tabela 5 – Resultados do Teste de Cointegração de Johansen para a Estatística – λ_{trace} e $\lambda_{\text{máximo}}$, Variáveis BM&F, CA, DO, PF, RV, RO, TM

	Eigenvalue	λ_{trace}		$\lambda_{\text{máximo}}$		
		Estatística $H_0: r \leq r_0$ $H_1: r > r_0$	Valor crítico 5%	Estatística $H_0: r = r_0$ $H_1: r = r_0 + 1$	valor crítico 5%	
BM&F/CA						
0	0,063	16,290	12,53	16,280	11,44	
1	0,000	0,009*	3,84	0,009*	3,84	
BM&F/DO						
0	0,044	11,209	12,53	11,196	11,44	
1	0,000	0,013	3,84	0,013	3,84	
BM&F/PF						
0	0,050	12,833	12,53	12,831	11,44	
1	0,000	0,002*	3,84	0,002*	6,51	
BM&F/RV						
0	0,080	20,939	12,53	20,895	11,44	
1	0,000	0,043*	3,84	0,043*	3,84	
BM&F/RO						
0	0,060	15,581	12,53	15,579	11,44	
1	0,000	0,003*	3,84	0,002*	3,84	
BM&F/TM						
0	0,112	29,615	12,53	29,591	11,44	
1	0,000	0,024*	3,84	0,024*	3,84	

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos Dados da Pesquisa.

Notas:

* Significativo em nível de 5%.

¹ a estatística traço testa H_0 se o número de vetores de cointegração é igual ou menor que r .

² a estatística máximo pretende testar H_0 se o número de vetores de cointegração é igual a r .

A última coluna da Tabela 6 avalia se toda nova informação com respeito ao preço futuro é imediatamente refletida no preço spot corrente. Diante dos resultados, tal hipótese foi rejeitada para todas as séries de preços, ou seja, o preço futuro não é capaz de gerar todas as informações necessárias e suficientes para a mudança nos preços *spots*.

Diante dos resultados expostos no trabalho, constata-se que, embora haja uma relação de longo prazo entre os preços *spot* e futuro de soja, a hipótese de eficiência de mercado para curto prazo não pode ser aceita.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi verificar a existência de uma relação de longo prazo entre os preços no mercado físico (*spot*) de algumas das principais praças produtoras brasileiras, e o mercado futuro da *commodity* soja. Além disso, visou também constatar uma possível eficiência ou não do mercado, ou seja, verificar se o mercado futuro pode ser sugerido como um bom indicador de curto prazo para prever o preço *spot*, auxiliando os agentes econômicos do setor no processo de descoberta do preço futuro.

Tabela 6 – Modelo de Correção do Erro (MCE)

Variáveis	Modelo Estimado	$H_0: \rho c_1 \neq 0$
CA	$\Delta CA_t = 0,002 - 0,033u_t + 0,039\Delta BMF_{t-1} - 0,199\Delta CA_{t-1}$	Rejeita
t=	(0,04) (-1,18) (1,11) (2,98)*	
PF	$\Delta PF_t = 0,008 - 0,033u_t - 0,026\Delta BMF_{t-1} - 0,33\Delta PF_{t-1}$	Rejeita
t=	(0,22) (-1,45) (0,79) (5,08)*	
RO	$\Delta RO_t = 0,006 - 0,049u_t + 0,036\Delta BMF_{t-1} - 0,209\Delta RO_{t-1}$	Rejeita
t=	(0,125) (-1,68)** (0,90) (3,01)*	
RV	$\Delta RV_t = 0,005 - 0,045u_t + 0,116\Delta BMF_{t-1} + 0,116\Delta RV_{t-1}$	Rejeita
t=	(-0,14) (-1,82)** (3,77) (3,77)*	
TM	$\Delta TM_t = 0,003 - 0,072u_t - 0,019\Delta BMF_{t-1} + 0,202\Delta TM_{t-1}$	Rejeita
t=	(-0,10) (-2,63)* (-0,66) (3,04)*	

Fonte: Elaboração dos Autores a partir dos Dados da Pesquisa.

Notas: Equação: $\Delta S_t = \alpha - \rho u_t + b\Delta F_{t-1} + \sum \beta_i \Delta S_{t+i-1} + \sum \gamma_i \Delta F_{t-i}$
 Números entre parênteses são as estatísticas t. *) significativa a 1%; **) significativa a 10%.

Este trabalho foi importante em abordar e ampliar a discussão sobre um tema pouco explorado na literatura brasileira, em particular para um produto extremamente importante no contexto do agronegócio nacional, gerador de superávits na balança comercial, de empregos, renda e suscetível aos riscos de preços.

Diante dos resultados expostos, verifica-se que a hipótese de eficiência de mercado para curto prazo foi rejeitada. No entanto, confirmou-se a existência de uma relação de longo prazo entre as séries *spot* e futuro de soja. Em futuras pesquisas, seria essencial abordar as possíveis questões, como a relevância da *Chicago Board of Trade* (CBOT) para a formação de preços no Brasil, que determinaram a rejeição da hipótese de que o preço futuro é um bom preditor de curto prazo do *spot*, para o caso da soja.

AGRADECIMENTOS:

Os autores agradecem ao professor Lucílio Alves, pesquisador do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) /Universidade de São Paulo (USP)/Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (Esalq), pelas importantes informações sobre

o mercado de soja e pelo fornecimento das séries de preços *spots* de soja

ABSTRACT

This paper verifies the existence of a long-run relationship and tests the hypothesis of market efficiency between the spot prices and BM&F future price of soybean. The strategy adopted to achieve the objectives was to test co-integration and mechanism of error correction to test the market efficiency without implying the absence of the risk premium. The results suggest that is not possible to accept the hypothesis that the market is efficient in the short-term price formation in the important regions, however, there is a long-run relationship between prices.

KEY WORDS

Market Efficiency. Future Price. Co-integration. Soy.

REFERÊNCIAS

ALVES, J. S.; DUARTE, G. S.; LIMA, R. C. Co-integração e eficiência do mercado futuro da soja no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE

BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina, **Anais...** Piracicaba: SOBER, 2007. 1 CD-ROM.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE ÓLEOS VEGETAIS. Complexo **Soja**: balanço oferta e demanda. Disponível em: <http://www.abiove.com.br/balanco_br.html>. Acesso em: 16 out. 2009.

ABITANTE, K.G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 75-96, 2008.

AMADO, C. F. P.; CARMONA, C. U. M. Uma análise da eficiência dos mercados futuros agrícolas brasileiros. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 4., 2004, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Universidade Federal do Ceará, 2004.

BECK, S. E. Cointegration and market efficiency in commodity future markets. **Applied Economics**, v. 26, p. 249-257, 1994.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Cotações e volume**. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/shared/iframeBoletim.aspx?altura=2500&idioma=pt-br&url=www.bmf.com.br/bmfbovespa/pages/boletim1/VolumeGeral/VolumeGeral.asp>>. Acesso em: set. 2009.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Brasília, DF, 2009. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/url/ITEM/>>. Acesso em: 12 nov. 2009.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADAS EM ECONOMIA APLICADA. [S.I.], 2009. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: set. 2009.

CONAB. [S.I.], 2009. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conabweb/index.php?PAG=131>>. Acesso em: 17 set. 2009.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a

unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-31, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p. 1057-1072, 1981.

DICKEY, D.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 15, p. 455-611, 1987.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2004. 466 p.

FAMA, E. F. Efficient capital markets, a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-414, 1970.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journals of Economic Dynamics and Control**, Boston, v. 12, p. 231-254, 1988.

KELLARD, N. Commodity market efficiency: are cointegration tests appropriate?. **Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 3, p. 513-529, 2002.

LIBERA, A. A. D.; WAQUIL, P. D. Transmissão de preços entre mercados de soja. **Revista de Política Agrícola**, ano 17, n. 3, p. 58-69, 2009.

MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Ed.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1991.

MCCALLUM, B. T. Unit roots in macroeconomic time series: some critical issues. **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quartely**, v. 79, n. 2, p. 14-43, 1993.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidences and implications. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.

NUNES, J. M. M. Raízes unitárias, flutuações econômicas e a persistência dos choques.

Revista de Economia Política, São Paulo, v. 15, n. 2, p. 50-75, 1995.

Recebido para publicação em 04.12.2009.

