

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
INSTITUTO DE CIÊNCIAS EXATAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM MÉTODOS ESTATÍSTICOS COMPUTACIONAIS

Pablo Miranda Guimarães

**UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO PARA OS CONTRATOS DE SOJA: A  
VERIFICAÇÃO DAS RELAÇÕES DE LONGO PRAZO**

**Juiz de Fora  
Abril de 2013**

Pablo Miranda Guimarães

**Uma análise de Cointegração para os contratos de Soja: A verificação das relações de longo prazo**

Monografia apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Métodos Estatísticos Computacionais, do Instituto de Ciências Exatas da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção de título de Especialista em Métodos Estatísticos Computacionais.

---

Prof. Dr. Wilson Correa Rotatori (Orientador)

---

Prof. Dr. Luiz Cláudio Ribeiro (Co-Orientador)

Juiz de Fora

Abril de 2013

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço sempre a Deus e aos meus Santos de devoção, por me possibilitarem dar cada mais passos em minha vida;

Ao Professores Wilson e Luiz Cláudio, por todas as ajudas;

À professora Fernanda Perobelli com as sugestões e à Dra. Fabiana Perobelli pela disponibilidade do banco de dados;

Aos meu companheiros de curso, por terem me dados o prazer e a alegria da companhia nas manhãs e tardes dos sábados, em especial ao João, Carol, Roberta, Joãozim, Zêro e Denise;

Ao Grande Alex, pelos bons papos e por sempre estar pronto a ajudar.

## Sumário

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	4
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	5
<b>3. DADOS</b> .....	9
3.1. Preços do Mercado a vista da Soja Brasileira.....	10
3.2. Preços dos contratos de soja com o primeiro vencimento em aberto para o Mercado Americano.....	10
3.3. Preços dos contratos de soja com o primeiro vencimento em aberto para o Mercado Brasileiro .....	11
<b>4. METODOLOGIA</b> .....	12
4.1. Testes de Raiz Unitária.....	12
4.1.1. ADF .....	13
4.1.2. PHILLIPS-PERRON .....	14
4.1.3. KPSS.....	14
4.1.4. NG-PERRON.....	15
4.2. Causalidade de Granger .....	16
4.3. Teste de Cointegração de Johansen .....	16
4.3.1. COINTEGRAÇÃO E EFICIÊNCIA DE MERCADO .....	17
4.4. Estimação do Vetor de Correlação dos Erros (VEC) .....	19
<b>5. ANÁLISE DOS RESULTADOS</b> .....	20
5.1. Testes de Raiz Unitária e Causalidade de Granger .....	20
5.2. Teste de Cointegração de Johansen .....	23
<b>6. CONCLUSÃO</b> .....	25
REFERÊNCIA .....	26

## 1. INTRODUÇÃO

A produção de soja no Brasil é altamente representativa no mercado mundial, sendo que o país é o principal produtor de soja do mundo e o segundo maior exportador do grão. Segundo informações do USDA (Departamento de Agricultura do Estados Unidos) sendo que a participação brasileira no mercado de exportação elevou de 33% em 2010, para 41% em 2011, passando a ter a principal parcela no mercado de transações internacionais. A produção do grão no país também foi teve um incremento, conforme evidencia o USDA, o Brasil elevou sua produção de 70 para 72 milhões de toneladas de soja de 2010 para 2011. Compactuando neste cenário, o Estados Unidos, embora não tenha sido o principal exportador de soja em 2011, este ainda permaneceu como o principal produto da commodity no mundo. Dados divulgados pela USDA evidencia uma produção de 83,2 milhões de toneladas (33% da produção mundial), e um volume exportado de 34,7 milhões de toneladas, correspondendo a 37% do volume transacionado no mercado mundial. Com essas informações verifica-se que os dois países são grandes *players* no mercado internacional da soja. Amparado nisso o presente estudo visa analisar, por meio dos Teste de Cointegração, a relação de longo prazo entre os preços praticados pelos mercados do Brasil e do Estados Unidos, verificando a possibilidade de transferências de riscos entre os mercados, ou seja, a possibilidade de realização de *headger*, podendo este também se configurar como um sinalizador de preços.

Além disso, a adoção da técnica de cointegração objetiva averiguar a eficiência de mercado, mais especificamente as evidências presentes na eficiência do mercado futuro. A análise da consistência do mercado futuro tem como propósito de minimização de riscos e maximização de retornos, de maneira a caracterizar a robustez do mercado brasileiro, não acarretando em um comprometimento dos fluxos de investimento futuro.

A adoção de séries temporais macroeconômicas sofrem interferências dos distúrbios monetários, de modo a serem uma fonte de flutuação puramente transitória, incapaz de explicar inteiramente a grande variação dos resultados, bem como a

variação estocástica que devido a fatores reais, não monetários, exercem influências sobre o comportamento das séries macroeconômicas (Nelson e Plosser, 1982).

De acordo com Yang e Leathan (1998), o teste de cointegração para averiguação da eficiência de mercado é mais frequentemente utilizados para testar a eficácia dos mercados financeiros. Conforme Margarido (2001) existe uma relação de co-integração entre a variação os preços CIF do grão de soja transacionada no porto de Rotterdam que são transmitidas para os preços FOB no Brasil. O presente trabalho visa justamente analisar a existência de cointegração entre os preços da soja no mercado spot brasileiro, o mercado futuro brasileiro e o mercado futuro americano. Por meio das técnicas analisadas e os dados verificados, no período em questão, não observou-se uma relação de longo prazo entre o mercado futuro americano e o mercado spot e futuro do Brasil,

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

De acordo com Fama (1970) o principal papel do mercado de capitais é atribuir propriedades do capital social da economia, ou seja, permitir o ideal fornecimento de preços tal que, com isso, pudesse haver uma alocação de recursos. A eficiência de mercado ocorre quando os preços dos ativos fornecidos são reflexos plenos de todas as informações relevantes disponíveis no mercado. Van Horne (1995) apud Bruni e Famá (1998) alega que há eficiência do mercado financeiro quando todas as informações estão disponíveis para a economia, os mercados financeiros e para as empresas específicas envolvida que refletem no preço, a forma com que este seja realizado o ajuste dessas informações. Fama (1970) classifica as informações relevantes em três grupos de modo que estas têm uma representatividade na eficiência do mercado: Fraca, que é baseado basicamente em preços passados; Semi-forte, que tem sua informação mais relevante de acordo com as informações públicas; e por fim a forma Forte de eficiência, onde impera as informações privilegiadas, ou seja, estas informações não disponibilizadas para todos os agentes. Fama (1991) afirma que os preços refletem as informações até o ponto onde os benefícios marginais de agir sobre a informações não excedem os custos marginais, e ainda conclui em seu trabalho que,

em média, os preços das ações se ajustam rapidamente às informações sobre a decisão de investimento, variação de dividendos, modificações na estrutura de capital e operações de controle corporativo, ou seja, o autor conclui que os preços se ajustam de forma eficiente à informação específica da empresa.

Visualizando o escopo da eficiência de mercado futuro, Chowdury (1991) estabelece dois objetivos em seu trabalho, Primeiramente o autor aborda a hipótese de eficiência de mercado examinada em relação a um conjunto de informações de forma que apenas as informações imprevistas impactam no preço de quatro metais não-ferrosos, cobre, chumbo, estanho e zinco, negociados na London Metal Exchange (LME), e, por conseguinte, o outro objetivo do autor é avaliar a metodologia de cointegração para testar a eficiência dos mercados. Os resultados encontrados indicaram presença de raiz unitária na série de preços dos metais, e também a rejeição da hipótese de mercado eficiente desses quatro metais não-ferrosos. Chowdury (1991) apontou problemas de testes de hipóteses convencionais na literatura e sugere a metodologia de cointegração para sanar alguns desses problemas, e a contribuição do trabalho para a literatura se deram devido à ampla abrangência que esta metodologia possibilita, de forma que seu uso potencial possibilita testar a eficiência em qualquer mercado de ativo.

Perobelli e Mello (2001) analisam a eficiência de mercado de maneira semelhante à de Fama (1970). Os autores também acrescentam que a expectativa futura do preço a vista do ativo na data de vencimento do contrato pode igualar ao preço futuro corrente, ou seja  $E_{t-1}S_t = F_{t-1}$ . Ao assumir a hipótese de racionalidade teria que  $S_t = E_{t-1}(S_t/\Omega_{t-1}) + u_t$ , onde a inclusão de  $\Omega_{t-1}$  denota o conjunto de informações disponíveis no período t-1 e  $u_t$  seria a expectativa racional do erro. Reordenando as equações, os autores encontram a seguinte equação:  $S_t = \alpha + \delta F_{t-1} + u_t$ . Para que se possa assumir a hipótese conjunta de eficiência de mercado e estimativas não viesadas, testam-se as restrições de  $\alpha = 0$  e  $\delta = 1$ . Baseado nestas restrições, McKenzie e Holt (1998) analisam que a quebra dessas premissas acarretam em ineficiência de mercado; a possibilidade de uma constância pelo prêmio ao risco, que apesar de possibilitar uma eficiência nas estimações, deixariam-nas enviesadas; e por fim, que a variação temporal do risco de prêmio seja inerente ao mercado,

incapacitando assim que os preços futuros hajam isoladamente à geração de estimativas não viesadas de preço spot futuro.

Ao analisar a questão do mercado futuro de commodities, visando analisar o mercado agrícola, Garcia (1988) analisa o mercado apresentando insights sobre os efeitos de grupo de commodities, dados, tempo, teste e horizontes de previsão sobre os resultados da eficiência de mercado dos mercados futuros agrícolas. O autor analisa em um aspecto mais amplo que os preços futuros de mercado para grãos e outros ativos armazenáveis parece ser melhor analisável do que o mercado futuro de gado. Em sua conclusão, o autor relata que durante períodos instáveis, os mercados futuros não são tão eficazes na previsão de preços. Kellard (1999) também analisa a capacidade dos mercados futuros em prever os preços à vista, onde segundo suas análises, há conflitos quanto a eficiência dos mercados. Em parte, estes resultados aparentemente conflitantes refletem diferenças nos períodos de tempo analisados e nos métodos escolhidos para o teste. O autor em seus estudos sugere que os preços spot e futuro são cointegradas, de modo que a relação postulada de longo prazo é aceita. No entanto, há evidências de que a relação de longo prazo não se sustenta no curto prazo, mais especificamente, as mudanças no preço spot são explicadas por diferenças defasadas nos preços à vista e de futuros, bem como pela base. Isto sugere que existem ineficiências do mercado no sentido de que as informações passadas podem ser utilizadas pelos agentes para prever os movimentos dos preços spot. Uma medida do grau de ineficiência relativa (com base nas variâncias do erro de previsão) é então utilizada para comparar o desempenho dos diferentes mercados.

Para o mercado futuro da soja Rausser e Carter (1983) descreveram, para o mercado Estadunidense, um processo de formulação dos preços do complexo da soja. Os autores empregaram o critério do erro quadrático médio de previsão. A precisão da previsão da análise multivariada e os modelos ARIMA foram comparados com os dos mercados de futuros, bem como a representação dos passeios aleatórios. A suficiência dos custos relativos, dadas as condições de benefícios para ineficiência, no entanto, não foram formalmente examinadas. O estudo mostrou que o custo de utilizar os preços futuros do complexo da soja para fins de previsão é certamente menos oneroso que o utilização dos modelos ARIMA estimado.



Para mercado brasileiro, Amado et al. (2005) motivados pela implantação do plano Real, buscaram verificar por meio de modelos de cointegração se havia existência para o mercado futuro de açúcar e de café, analisando os contratos futuro das commodities entre 1995 e 2003. Os resultados mostraram que o preço futuro do café é um estimador não-viesado do preço a vista nos três períodos até o vencimento e o mercado de açúcar apresentou uma eficiência nos dois primeiros períodos, todavia nesse mercado existem indícios de que as informações passadas não estavam completamente inseridas nos preços futuros.

Perobelli e Mello (2001) analisam por meio de uma análise de cointegração qual a opção de *hedge* seria mais eficiente para o *hedger* do mercado cotonicultor brasileiro, tomando como instrumento de análise as séries dos contratos futuros de algodão, primeiro vencimento, para o Brasil (BM&F) e para os Estados Unidos (Bolsa de Nova Iorque) e a série de preço spot brasileira, fornecida pela CEPEA/ESALQ. As conclusões obtidas pela pesquisado foram que os contratos de algodão em pluma brasileiro foram um instrumento seguro de preços eficientes para o *hedger* nacional, o que não foi observado em relação às informações obtidas na Bolsa de Nova Iorque, não havendo cointegração entre os estes dados e os da ESALQ.

Abitante (2008) também utiliza da metodologia de cointegração ao avaliar a existência de uma relação de longo prazo entre os mercados spot e futuro do boi gordo e da soja, de maneira que auxilie o produtor na estimação do preço spot futuro. No caso do Boi gordo, o autor verificou que para os contratos com vencimentos nos períodos onde há uma concentração da venda de boi gordo forma detectados evidências de cointegração, indicando que os contratos futuros nestes vencimentos podem auxiliar os produtores de maneira eficiente no processo de estimação dos preços futuros. Para a soja, os resultados coincidem com o período da safra, onde os contratos com vencimento nestes períodos podem prover melhores informações aos produtores. Abitante (2008) afirma que a detecção da cointegração nos mercados pode estar relacionada, no caso do boi gordo, com a baixa presença de integração contratual e vertical. A explicação para a soja ocorre devido a grande parte dos produtores assegurarem o preço de seus produtos através de *trending* e também por conta do elevado número de contrato futuros observados.

Chiodi et al. (2005) busca mensurar a efetividade e a taxa ótima de hedging da soja através de dois hedgers situados em cidades distintas, Cascavel e Sorriso, comparando com as informações obtidas pela BM&F e pela Bolsa de Chicago (CBOT). O autor utilizou a metodologia de mínimos quadrados ordinários tendo como variável dependente as variações diárias de preços no mercado disponível da commodity, e como variável explicativa as variações diárias de preços no mercado futuro da soja. Como resultado foi verificado que os contratos transacionados na BM&F apresentaram mais efetividade dos que o CBOT para um hedger situado em Cascavel.

Rocha (2010) encontra, por meio de teste de hipóteses Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a proporção ótima de produção física que deve ser negociada com contratos futuros para que se obtenha menor variância entre a cotação futura (BM&F) e o preço no mercado spot brasileiro. A negociação de contratos futuros na BM&F diminui o risco enfrentado para os agentes, e como resultado os autores verificaram que a produção ótima que deve ser de 64,75%%, apresentando uma efetividade de 46,32%.

O trabalho de Duarte (2007) testou a eficiência do mercado futuro de soja no Brasil, verificando os dados dos preços futuros obtidos e preço spot por meio de uma análise de cointegração de Johansen. Obteve como resultado uma eficiência de mercado durante o período de análise, sendo que o preço futuro é um preditor não enviesado dos preços a vista.

Silva (2006) verificou por meio dos dados coletados no Banco de Dados da Fundação Getúlio Vargas as relações de cointegração de longo prazo entre os preços do grão de soja em valores nominais praticados no Brasil e nos Estados Unidos. Por meio da uma análise de cointegração de Engle-Granger foram evidenciadas as relações de cointegração, existindo assim uma relação de longo prazo entre os preços de soja praticados no Brasil e os preços americanos.

### **3. DADOS**

Os dados que serão utilizados no trabalho são os logaritmos dos preços dos contratos futuros, no primeiro vencimento, de soja tanto para o Brasil quanto para os Estados Unidos e o preço do mercado da saca de soja no mercado a vista brasileiro.

As informações dos contratos futuros foram extraídas do banco de dados da Bloomberg com o auxílio da Dra. Fabiana Salgueiro Perobelli Urso, a quem devo agradecimentos.

Os dados são de frequência diária, com início no dia primeiro de setembro de 2004, após alteração nos contratos de soja, passando de 100 toneladas para 27 toneladas por contrato e se estende até o dia 26 de agosto de 2010, data da última cotação disponível do preço da soja no mercado spot. Houve uma preocupação em ajustar o banco de dados de forma que os dias em que não foram realizadas operações, em qualquer um dos três mercados, não entrassem no computo do trabalho

### **3.1. Preços do Mercado a vista da Soja Brasileira**

A metodologia utilizada pelo Centro de Pesquisas Aplicadas da Escola Superior de Agricultura Luis de Queiróz para calcular o preço do Indicador da Soja CEPEA/ESALQ – Paraná tem como especificação do modelo, soja em grão a granel, tipo exportação, em sacas de 60 kg. A taxa de desconto dos valores a prazo são as Notas Promissórias Rurais, isento de impostos. Os agentes consultados na pesquisa são vendedores, corretores, compradores e comerciantes. O indicador se refere a negociações no mercado físico de lotes (entre empresas).

O valor da saca é dado em reais, todavia para que houvesse uma equiparação com o mercado de exportação, os valores foram convertidos para dólar através da taxa de câmbio comercial para venda, obtida no sitio do IPEADATA.

### **3.2. Preços dos contratos de soja com o primeiro vencimento em aberto para o Mercado Americano**

Os contratos de futuros de soja dos Estados Unidos são transacionados na Chicago Market Exchange (CME). O tamanho dos contratos é de 5000 bushels, Um bushels equivale a 27, 2155 kg, ou seja, cada saca de 60 kg de soja equivale a 2,2 bushels. A unidade de preço é dada por centavos por bushels e seus meses de vencimentos são Janeiro, Março, Maio, Julho, Agosto, Setembro e Novembro, sendo vencido todo o décimo quinto dia útil do mês.

Houve a necessidade de manipulação dos dados de forma que estes pudessem ser analisados como dólar por saca, como no mercado brasileiro.

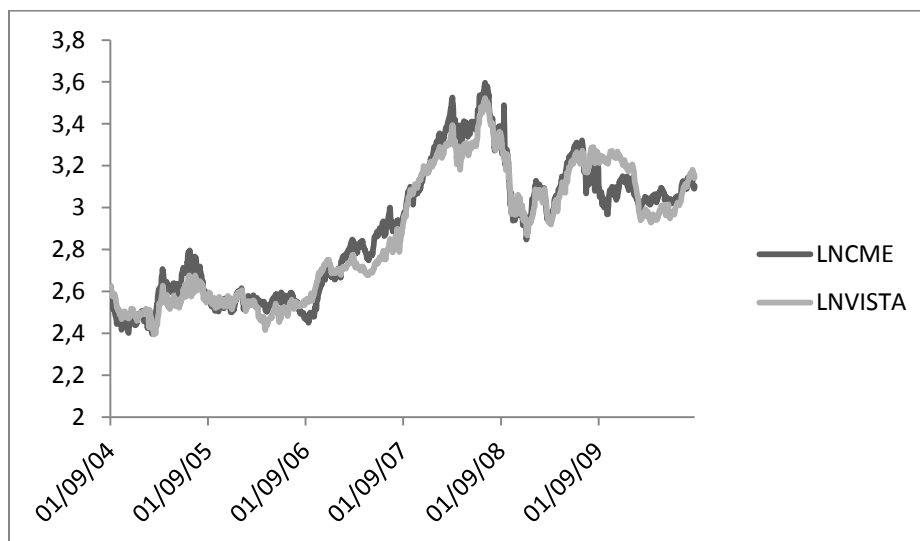


Figura 1- Preços CME x Indicador CEPEA/ESALQ

### 3.3. Preços dos contratos de soja com o primeiro vencimento em aberto para o Mercado Brasileiro

No Brasil o mercado onde são realizadas as transações dos contratos futuros de soja é a Bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F). O objeto de negociação é a soja em grão a granel, tipo exportação com conteúdo de óleo base de 18,5%, com até 14% de umidade. O tamanho dos contratos é de 27 toneladas, ou 450 sacas de 60 Kg, cotadas em dólar americano por saca. Os meses de vencimento dos contratos são Março, Abril, Maio, Junho, Julho, Agosto, Setembro e Novembro.

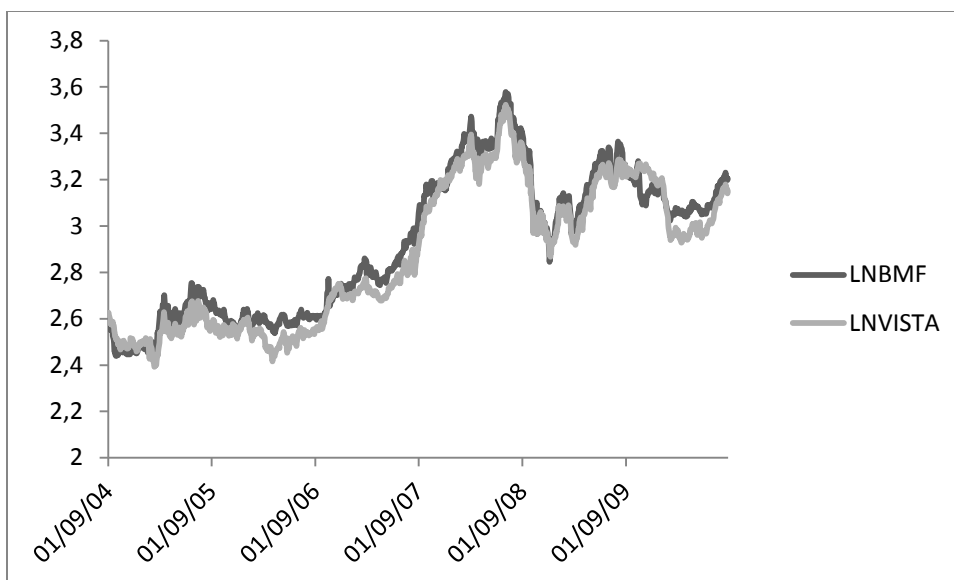


Figura 2 - Preços BM&F x Indicador CEPEA/ESALQ

#### 4. METODOLOGIA

Para que se possa analisar a eficiência entre os mercados, o presente trabalho realizará os seguintes testes:

- ✓ Teste de Raiz Unitária para detecção da estacionariedade das variáveis e verificação da eficiência de curto prazo do mercado brasileiro de soja;
- ✓ Teste de Causalidade de Granger;
- ✓ Teste de Cointegração de Johansen;
- ✓ Estimação do Vetor de Correlação dos Erros.

##### 4.1. Testes de Raiz Unitária

A especificação da tendência determinística deve ser destacada por meio de procedimentos de teste das Raízes Unitárias. Se a série temporal possui uma raiz unitária, a série apresenta um padrão sistemático em seu movimento denominado *Tendência Estocástica*. Em muitas das aplicações econométricas, a especificação linear da tendência determinística é adotada e a tendência linear dos coeficientes é assumida como sendo constante. Todavia, a flexibilização da especificação dos componentes determinísticos tem sido enfatizada muito devido ao fato da hipótese de

tendência temporal linear ser inapropriada para a modelagem do componente determinísticos de séries temporais (Maddala e Kim, 1991).

De acordo com Phillips (1987) as séries de tempo autoregressivas com raízes unitárias tem sido objeto de estudo não somente devido às suas aplicações em estudo de mercado financeiro e mercado de commodities, mas também em estudos de séries de tempo agregada. A importância das verificações subseqüente do Teste de Raiz Unitária podem incorporar análises cuja validade ou forma de dependência da tendência ou a diferença de estacionariedade da série, venham auxiliar na seleção das estimações, bem com direcionar a interpretação econômica para a tendência ou estacionariedade da série (Cochrane, 1991). O destaque aos testes de Raiz Unitária ocorre dada a relevância desta ao disponibilizar informações a respeito da provável cointegração de longo prazo entre as variáveis.

A literatura baseia-se na estacionariedade dos dados para realizar testes apropriados sobre eficiência de mercado e estimadores não viesados. O presente estudo irá realizar quatros de testes de raiz unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) e NG-Perron.

#### 4.1.1. ADF

Dado um modelo auto-regressivo de ordem  $p$ , com raiz unitária:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-1} + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

Segundo BUENO (2008) o objetivo do teste de identificação de raiz é estimar o modelo com as variáveis auto-regressivas, corrigindo o desvio padrão correto da estatística, encontrando os desvios de  $y_t$  em relação à sua média, deslocando a distribuição de  $\alpha$  em direção ao valor zero, caso se aceite a hipótese nula.

De uma forma prática, há a necessidade de introduzir tantas variáveis auto-regressivas forem necessárias para que os testes dos resíduos não rejeite a hipótese nula de que se trata de um ruído branco. Com isso terá que:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

Em que  $\alpha = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$ ;  $\lambda_i = -\sum_{j=1}^p \phi_{j+1}$

A hipótese nula do teste é  $\alpha = 1$ , ou seja, presença de raiz unitária.

A escolha da ordem  $p$  para executar o teste de raiz unitária, ou seja, o número de defasagens a incluir deve ser tal que os resíduos estimados sejam ruído branco (BUENO, 2008, p.102), porém deve considerar que o excesso de defasagens acaba por diminuir o poder do teste.

#### 4.1.2. PHILLIPS-PERRON

Este teste faz uma análise não paramétrica do teste de Dickey-Fuller, garantindo assim sua consistência mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial dos erros. O teste de Phillips-Perron torna desnecessária a especificação da ordem de um modelo auto-regressivo suficiente para expurgar a correlação serial dos resíduos (BUENO, 2008, p.106).

Considerando a seguinte possibilidade com as respectivas estatísticas associadas

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_{t,\mu} \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_{t,\tau} \quad (5)$$

Em que  $u_t$  é um processo estacionário. Phillips e Perron também definem testes diretamente sobre os coeficientes do modelo, em vez de usar a estatística  $t$ . Os autores chamam tais testes de  $z_\alpha$ , para enfatizar que são testes sobre a distribuição dos coeficientes, comparando os resultados com os testes baseados na distribuição estatística  $t$ , ambos sob a hipótese nula de raiz unitária. (BUENO, 2008)

Assim como o teste ADF, o teste PP apresenta um baixo poder, ou seja, o fato do poder ser baixo significa que o teste não rejeita a hipótese nula quando a alternativa é correta.

#### 4.1.3. KPSS

Este teste tem como hipótese nula a estacionariedade da série, isto é,  $H_0: y_t \sim I(0)$  contra  $H_1: y_t \sim I(1)$ . O objetivo dos autores é complementar os testes de raiz unitária, podendo assim distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos (BUENO, 2008).

Assumindo um processo gerador de dados igual a:

$$y_t = x_t + u_t \quad (6)$$

Em que  $x_t = x_{t-1} + v_t$ ,  $v_t \sim \text{i.i.d} (0, \sigma^2)$  e  $u_t$  é um processo estocástico.

A objetivo é testar a variância do passeio aleatório  $x_t$ . Se essa variância for igual a zero, então o processo será estacionário. Nessa estrutura, a hipótese a ser analisada é:

$$H_0: \sigma^2 = 0 \text{ x } H_1: \sigma^2 > 0$$

O procedimento usual do cômputo é estimar a série em análise contra as variáveis determinísticas

$$y_t = \mu + \delta t + e_t \quad (7)$$

Logo, usando o teste de multiplicado de Lagrange, KPSS, fica assim estabelecido:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\nu}^2} \quad (8)$$

em que  $\hat{\nu}^2$  é a variância de longo prazo.

Se  $y_t$  é um processo estacionário, então  $S_t$  será  $I(1)$  e o numerador do KPSS é um estimador de variância de  $S_t$  que, por sua vez, tem um limite assintótico. Termo do denominador garante que a distribuição seja livre de ruídos. Se, por outro lado,  $y_t$  é  $I(1)$ , o numerador vai crescer ilimitadamente, acarretando em uma valor elevado da estatística. BUENO (2008)

#### 4.1.4. NG-PERRON

Maddala e Kim (1998) mostram que o teste NG-Perron é um modificação do teste PP para corrigir o problema do tamanho do poder de ajustamento. Os autores do teste utilizam de métodos sugeridos por Stock (1990) para derivar modificações das estatísticas  $Z_\rho$  e  $Z_t$ :

$$MZ_\rho = Z_\rho + \frac{T}{2}(\hat{\rho} - 1)^2 \quad (9)$$

Convergindo de  $\hat{\rho}$  a uma taxa  $T$ , assegurando que  $Z_\rho$  e  $MZ_\rho$  são assintoticamente equivalentes. Definindo

$$MSB = (T^{-2} \sum y_{t-1}^2 / S^2)^{1/2} \quad (10)$$

Podendo notar que  $Z_t = MSB \cdot Z_\rho$ . Com isso, podemos definir a estatística  $Z_t$  modificada como



$$MZ_t = MSB.MZ_\rho \quad (11)$$

Para as estatísticas  $MZ_\rho$  e  $MZ_t$ , Perron e Ng investigam que a propriedade do tamanho e do poder da estatística MSB. Os autores mostram que o teste de PP modificado são capazes para manter um bom poder enquanto corrige os problemas de distorção de tamanho dos problemas distorcidos na presença de erros de média móveis negativos, comuns em séries de tempo.

#### 4.2. Causalidade de Granger

Se a variável  $x$  afeta a variável  $z$ , então  $x$  deve ajudar a melhorar as previsões de  $z$ . Sendo  $\zeta$  o conjunto de informações disponíveis até  $t$ , inclusive  $Z_t (h/\zeta_t)$  seria o predictor  $h$  passos a frente do processo  $Z_t$  na origem  $t$  baseado na informação em  $\zeta_t$  que minimiza o MQO,  $\sum_z(h/\zeta_t) \rightarrow \text{MQO}$ .

$x_t$  é dito causar, no sentido de Granger, o processo  $Z_t$  se:

$$\sum_z(h/\zeta_t) < \sum_z(h/\zeta_t) \setminus \{x_s/s \leq t\} \quad (13)$$

Quando se exclui o passado da variável, o Erro Quadrado de Previsão se torna maior do que o Erro Quadrado de quando não se exclui.

Se  $x_t$  causa  $z_t$  e  $z_t$  causa  $x_t$ , então os processos são ditos *feedback*.

#### 4.3. Teste de Cointegração de Johansen

As análises de cointegração de Johansen consiste em realizar o teste de eficiência de mercado de maneira a utilizar a cointegração por meio do método de Máxima Verossimilhança. O procedimento permite conduzir o teste de razão de verossimilhança dos parâmetros da relação de equilíbrio entre as variáveis não estacionárias.

O procedimento de Johansen é baseado no modelo de vetor autoregressivo que possibilita uma possível interação na determinação do preço spot e o preço futuro. Ou seja, o destaque dado ao teste de Co-integração no contexto da teoria econômica

reside no fato de verificar se há equilíbrio, relação, de longo prazo entre as variáveis econômicas. De acordo com Morettin (2008) o processo de Johansen é uma generalização multivariada do teste DF. Considerando o modelo

$$\Delta X_t = \phi_0 D_t + \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + a_t \quad (14)$$

onde  $\Pi = \phi_1 + \dots + \phi_p - I_n$  e  $D_t$  contendo erros determinísticos (constante, tendências, etc), que são restritos à forma  $\phi_0 D_t = \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$ .

Morettin (2008) afirma que o procedimento de Johansen testa a existência de co-integração é baseado nos seguintes passos:

- i) Verificar a ordem de integração das séries envolvidas, verificando a existência de tendência lineares;
- ii) Especificar e estimar um VAR de ordem  $p$  para  $X_t$ , que se supõe  $I(1)$ ;
- iii) Construção de testes de razão de verossimilhanças (RV) para se determinar o número de vetores de co-integração, que se sabe ser igual ao posto de  $\Pi$ .
- iv) Dados os vetores de co-integração (apropriadamente normalizados), estimando assim o modelo de correção de erros via estimador de máxima verossimilhança.

Sabendo que o posto de  $\alpha \beta'$  fornece o número de autovalores não-nulos de  $\alpha \beta'$ ; supondo que haja uma ordenação  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ . Se as séries são não cointegradas,  $\rho(\Pi) = 0$  e todos os autovalores serão nulos, ou ainda  $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ , para todo  $i$ . Um teste de razão de Verossimilhança para testar o posto de  $\Pi$ . é baseado na *estatística traço*

$$\lambda_{TRAÇO}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (15)$$

onde  $\hat{\lambda}_i$  são os auto-vetores estimados de  $\Pi$ . A estatística do traço testa  $H_0: r \leq r_0$  e  $H_1: r > r_0$ . Se  $\rho(\Pi) = r_0$ , então  $\hat{\lambda}_{r_0+1}, \dots, \hat{\lambda}_n$  são aproximadamente nulas e a estatística do traço será pequena; caso contrário, será grande.

#### 4.3.1. COINTEGRAÇÃO E EFICIÊNCIA DE MERCADO

Lai e Lai (1991) demonstram a interseção entre a teoria econométrica de Cointegração e Teoria de Finanças da Eficiência de Mercado. A série de tempo é

integrada por ordem ( $d$ ), denominada  $I(d)$ , se a série pode ser caracterizada como estacionária somente após diferenciá-la  $d$  vezes. A série  $I(0)$  é, por definição, estacionária; ao passo que,  $I(1)$  possui raiz unitária e é não estacionária.

Quando o preço spot,  $S_t$ , e o preço futuro,  $F_{t-1,t}$ , ambos são  $I(1)$ , a combinação linear

$$z_t = S_t - a - bF_{t-1,t} \quad (17)$$

em geral também  $I(1)$ . Entretanto, se existe  $a$  e  $b$  de tal modo que  $z_t$  é estacionária ou  $I(0)$ , então  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$  são cointegradas, e a relação

$$S_t - a - bF_{t-1,t} = 0 \quad (18)$$

é cointegrada ou possui uma relação equilibrada com  $z_t$ , logo (17) representa o equilíbrio do erro.

A cointegração entre  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$ , é condição necessária para a eficiência de mercado. A hipótese de mercado eficiente sugere que  $F_{t-1,t}$  é um preditor não enviesado de  $S_t$  na média, enquanto o preço a prazo não consiste em predição sub ou sobre estimada do valor a vista. Se  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$  não são cointegrados,  $z_t$  é não estacionário e  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$  tendem a se desviarem. Isto segue o fato de  $F_{t-1,t}$ . Isso resulta que  $F_{t-1,t}$  tem pequeno poder sobre o movimento de  $S_t$ . Isto é caracterizado como inconsistente com a hipótese de eficiência de mercado.

A propriedade de Cointegração é, entretanto, somente umas das condições que caracterizam a eficiência de mercado. O mercado para ser caracterizado como eficiente também requer que  $a = 0$  e  $b = 1$ , na equação (18), caso contrário,  $F_{t-1,t}$  se caracteriza como um preditor enviesado de  $S_t$ , mesmo quando  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$  apresentam um movimento semelhante no tempo. Por isso, o teste de eficiência de mercado envolve testes formais de restrições na cointegração de parâmetros. A este respeito, o uso do procedimento formal de Engle-Granger é inapropriado devido ao teste de hipótese em que os parâmetros de cointegração não seguem distribuição padrão. Por outro lado, Johansen apresenta um procedimento capaz de manipular o problema de inferência estatística nos sistemas cointegrados. O teste de hipótese dos parâmetros cointegrados, nomeados  $a = 0$  e  $b = 1$  na equação (18) pode ser conduzida usando testes  $\chi^2$  assintóticos padronizados no procedimento de Johansen.

Por fim, a eficiência de mercado implica que  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$  são cointegrados, e para os parâmetros cointegrarem,  $a = 0$  e  $b = 1$ . O teste de eficiência de mercado consiste em duas partes relacionadas. A não estacionariedade  $S_t$  e  $F_{t-1,t}$  são primeiramente examinados para cointegração. Se estes são considerados cointegrados, a restrição dos parâmetros de cointegração que  $a=0$  e  $b=0$  é testado sob a condição de cointegração usando o teste da razão de máxima verossimilhança.

#### 4.4. Estimação do Vetor de Correlação dos Erros (VEC)

Por conta da incorporação de variáveis cointegradas no modelo VAR, há a necessidade de estimação de um Modelo Vetor Correção de Erro (VECM), incorporando a correção de erros para investigar o comportamento dinâmico do modelo. Uma vez estabelecida as condições de equilíbrio, o VECM descreve como o modelo examina o ajuste em cada período de tempo que direciona para estado de equilíbrio de longo prazo.

Sendo as variáveis cointegradas, assim como no curto prazo, os desvios do equilíbrio de longo prazo será um *feedback* sobre as mudanças nas variáveis dependentes de modo a forçar seus movimentos em direção ao estado de equilíbrio de longo prazo. A especificação do VEC força o comportamento de longo prazo das variáveis endógenas a convergir para as suas relações cointegradas, acomodando a dinâmica de curto prazo. A especificação dinâmica do modelo permite a eliminação das variáveis insignificantes, enquanto que o termo de correção de erro é mantido. O coeficiente do termo de correção de erro indica a velocidade de ajustamento de qualquer desequilíbrio para um estado de equilíbrio de longo prazo.

A forma geral do modelo vetorial de correção de erro (VECM) é:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_i^n \beta_1 \Delta X_{t-1} + \sum_i^n \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \sum_i^n \beta_3 \Delta Z_{t-1} + \lambda EC_{t-1} + u_t \quad (19)$$

onde  $\Delta$  é o operador de primeira diferença,  $EC_{t-1}$  é o termo de correção de erro defasado um período,  $\lambda$  é o coeficiente de curto prazo do termo de correção de erro ( $-1 < \lambda < 0$ ), e  $u_t$  é o termo de ruído branco.

## 5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 5.1. Testes de Raiz Unitária e Causalidade de Granger

O conceito de estacionariedade é a principal ideia que se deve ter para estimar uma série temporal (BUENO, 2008, p.15). Para que uma série seja estacionária, não deve haver variações de sua média e de sua variância ao longo do tempo, e a covariância deve depender somente da distância entre dois períodos de tempo.

$$\text{Média: } E(X_t) = \mu \quad (20)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(X_t) = E(y_t - \mu) = \sigma^2 \quad (21)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (22)$$

Um processo  $X_t$  é estacionário se ele se desenvolve no tempo, de modo que a escolha de uma origem dos tempos não seja importante, as características de  $X_{(t+\tau)}$ , para todo  $\tau \in T$ , são as mesmas de  $X_t$  (Oliveira e Favero, 2004). Se a série for não-estacionária, os testes de hipótese baseados na equação de análise fornecerão resultados viesados, por isso a necessidade de teste de identificação da ordem de integração (ou número de raízes unitárias). A incorreta identificação da ordem de integração pode acarretar na estimação de uma regressão espúria, ou seja, apesar da significância dos testes estatísticos, os resultados obtidos não terão representatividade econômica. A regressão espúria tem um  $R^2$  alto e as estatísticas  $t$  aparentar ser significantes, mas os resultados são sem qualquer sentido econômico (ENDERS, 2005, p.171)

Engle e Granger (1987) assinalaram que uma combinação linear de duas ou mais séries ( $X_t$  e  $Y_{t-n}$ ) não estacionárias podem ser estacionárias, dada a existência da combinação linear entre as variáveis, as séries temporais não estacionárias podem ser caracterizadas como cointegradas. A equação de cointegração é a representação da combinação linear, podendo ser analisada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-n,T} + u_t \quad (23)$$

Havendo cointegração entre as variáveis, um estimador consistente para os parâmetros  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  será dado por uma regressão de Mínimos Quadrados Ordinários. Para que se detecte a cointegração das variáveis, realiza-se a classificação dos resíduos  $u_t$ , que é a série dos resíduos da relação de longo-prazo. Testes de detecção de raiz unitária na série das variáveis devem ser realizados a fim de determinar a ordem de cointegração destas variáveis, e para isso foi realizados para as variáveis em análise os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sob o critério de Akaike, Phillips & Perron (PP), KPSS e o Perron-NG também sob o critério de Akaike.

**ADF**

Variável	Lag	t-valor	Valor Crítico (1%/5%)	Constante	Tendência/Intercepto
LNBMF	1	-1,209903	-3.434945/ -2.863457	SIM	NÃO/SIM
LNCME	0	-1,326939	-3.434941/ -2.863455	SIM	NÃO/SIM
LNVISTA	0	-0.923508	-3.434941/ -2.863455	SIM	NÃO/SIM

Tabela 1 - Teste ADF para as variáveis

**PP**

Variável	Bandwidth	t-valor	Valor Crítico (1%/5%)	Constante	Tendência/Intercepto
LNBMF	6	-1.175865	-3.434941/ -2.863455	SIM	NÃO/SIM
LNCME	9	-1.326939	-3.434941/ -2.863455	SIM	NÃO/SIM
LNVISTA	12	-0.923508	-3.434941/ -2.863455	SIM	NÃO/SIM

Tabela 2 – Teste PP para as Variáveis

**KPSS**

Variável	Bandwidth	t-valor	Valor Crítico (1%/5%)	Constante	Tendência/Intercepto
LNBMF	30	3.361818	0.739/0.463	SIM	NÃO/SIM
LNCME	30	3.148656	0.739/0.463	SIM	NÃO/SIM
LNVISTA	30	3.363568	0.739/0.463	SIM	NÃO/SIM

Tabela 3 – Teste do KPSS para as variáveis

NG-Perron								
Variável	Lag		Mza	MZt	MSB	MPT	Constante	Tend./Inter.
LNBMF	0	t-valor	-	-	-	-	-	-
		Valor Crítico (1%)	0.1153	-0.0805	0.6979	30.0751	SIM	NÃO/SIM
		Valor Crítico (5%)	-13.8	-2.58	0.174	1.78		
			-8.1	-1.98	0.233	3.17		
LNCME	0	t-valor	-	-	-	-	-	-
		Valor Crítico (1%)	1.1916	0.61701	0.51778	15.6623	SIM	NÃO/SIM
		Valor Crítico (5%)	-13.8	-2.58	0.174	1.78		
			-8.1	-1.98	0.233	3.17		
LNVISTA	0	t-valor	-	-	-	-	-	-
		Valor Crítico (1%)	0.2462	-0.1647	-0.6691	27.3942	SIM	NÃO/SIM
		Valor Crítico (5%)	-13.8	-2.58	0.174	1.78		
			-8.1	-1.98	0.233	3.17		

Tabela 4 - Teste de NG-Perron para as variáveis

Para todas as séries, utilizando os quatros testes, foi admitida a existência de Raiz Unitária ao ser verificada a estatística e comparando-a com os valores críticos, ou seja, o valor da estatística  $t$  encontrada em cada teste foi superior ao valor crítico tanto para 1% quanto para 5% tratando-se de um teste unicaudal. Pelo teste ADF só houve a consideração de defasagem para a série da BM&F, sendo que o teste alegou uma defasagem, todavia sob o mesmo critério o teste de NG-Perron não verificou nenhuma defasagem pra qualquer que fosse a série. No teste de Phillips-Perron, houve dissonância quanto à seleção ótima da largura da Banda do Kernel, para os dados BM&F a largura ótima foi considerada igual a seis, para os dados da bolsa de Chicago foi nove e para os preços no mercado de soja a vista, fornecidos pela ESALQ, foi doze. Pelo teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) a largura ótima das bandas do Kernel seria trinta, para as três séries analisadas. Pelos testes então, podemos concluir que as variáveis são todas cointegráveis de Ordem 1.

Devido aos resultados encontrados, rejeitando a hipótese nula de que as variáveis são  $I(0)$  não existe a possibilidade de análise do Teste de Causalidade de Granger para variáveis  $I(1)$ , todavia para que pudéssemos diagnosticar a presença de causalidade entre as variáveis poderíamos aplicar os testes no Vetor de Correção de

Erros, todavia por limitações do software E-Views 5.0 não foi possível a realização destes.

## 5.2. Teste de Cointegração de Johansen

Ao estimar o vetor de auto-regressivo com intercepto e sem tendência, realizou o teste de identificação da ordem do VAR, pelo critério de Akaike (AIC) e o valor do Erro de Previsão Final estabeleceu um VAR de ordem cinco, os critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) um VAR de ordem três, e por fim a razão de verossimilhança (LR) indicou um VAR de ordem igual a dez. Na análise realizada para os três vetores, o que apresentou melhor consistência foi o indicado pela razão de verossimilhança, pois quando foram estimados os vetores e analisado os testes de correlação serial dos erros, o que apresentou melhor resultado foi o vetor auto-regressivo de ordem dez.

Número de observações: 1352

Lags	LM-Stat	Prob
1	11.25603	0.2586
2	7.549152	0.5801
3	8.718860	0.4636
4	6.615493	0.6771
5	5.050335	0.8299
6	9.753134	0.3708
7	10.02900	0.3481
8	11.19537	0.2626
9	9.701133	0.3752
10	9.916334	0.3573
11	5.511155	0.7877
12	14.13033	0.1178
13	4.514357	0.8744
14	10.33594	0.3240
15	14.57747	0.1032

Probs from chi-square with 9 df.

Tabela 5 - Teste de Correlação serial dos Resíduos do VAR (10)



O teste do traço do VAR (10) indicou a presença de no máximo dois vetores de cointegração, e novamente as limitações do software nos levam a analisarmos no máximo dois vetores de cointegração e um vetor de raiz unitária incapacitando assim a possibilidade de análise da existência de três vetores de cointegração e nenhum vetor de raiz unitária.

p - r	R	Eigenvalue	Estatística de Teste	Valor Crítico (5%)	p-value
3	0	0.03029	58.52817	29.7907	0
2	1	0.011133	17.00506	15.49471	0.0294
1	2	0.001399	1.890579	3.841466	0.1691

Tabela 6 – Teste de Cointegração Irrestrito do Traço

Após verificação do modelo com um vetor de cointegração, observando a significância dos valores das estatísticas de teste, conclui-se que os dados de Chicago não respondem a nenhum dos dois vetores de cointegração, os dados do mercado spot brasileiro responde ao segundo vetor de cointegração e os valores dos contratos futuros de soja respondem a ambos os vetores de cointegração. A análise dos resultados dos testes de cointegração de Johansen para os três mercados mostraram a existência de uma relação de longo prazo entre o mercado spot da soja com o mercado futuro brasileiro, todavia foi verificado que os dados dos contratos de soja futuro transacionados na bolsa de Chicago são fracamente exógenos, conforme Enders (2004), em um sistema cointegrado, uma variável é fracamente exógena se não responde aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo, por impossibilidade operacional do software utilizado no estudo (*Eviews 5*) não se pôde reparametrizar os vetores de cointegração de forma a verificar a exogeneidade forte dos dados da CME.

Vetores de Cointegração		$\alpha_1$ (t)	$\alpha_2$ (t)
$\beta_1$ : LNCME - LNVISTA - 0.076247 + $\xi_t$	D(LNCME)	-0.002294 (-0,17808)	-0.011853 (-0,60233)
$\beta_2$ : LNBMF - LNVISTA - 0.106203 + $v_t$	D(LNBMF)	0.034981 (-3.45785)	-0.044239 (-2.86291)
	D(LNVISTA)	-0.015039 (-1.80404)	0.051002 (4.00523)

Tabela 7 – Vetores de Cointegração

Desta forma, os contratos de soja do mercado americano não seriam um bom hedge para o mercado a vista brasileiro, o mesmo não sendo observado para os dados da BMF, que apresentam uma relação de praticamente de 1:1 com os preços do mercado spot.

## 6. CONCLUSÃO

O objetivo do artigo buscou verificar a eficiência de mercado entre o mercado *spot* e o mercado futuro interno e externo da soja, verificando a melhor opção de *hedge* no período de 01/09/2004 e 28/06/2010.

O método de verificação da hipótese de eficiência de mercado seguiu o procedimento de cointegração, buscando perceber se as séries de preço à vista e futuro cointegravam, caracterizando assim uma relação de longo prazo.

A análise realizada para opção de *hedge* feita na BM&F apresentou cointegração entre a série e o preço *spot*, por meio do procedimento de cointegração de *Johansen*, que possibilitou a inclusão de restrições na matriz, de forma a testar a eficiência de mercado. Os contratos de soja futuros da BM&F são caracterizados como um instrumento capaz de ser caracterizado como um seguro eficiente de preços para o *hedge* nacional, ou seja, no período de vencimento do contrato.

Quando foi realizada a análise em relação às informações da bolsa de mercadorias de Chicago, não foi diagnosticada uma cointegração entre a série e o mercado à vista de soja no Brasil, com isso não haveria uma relação de longo prazo entre ambas as séries tornando assim arriscada a opção de *hedge*. Essa análise corrobora com o Teste de Causalidade de Granger, caracterizando a posição dos EUA no cenário mundial, pois não há causalidade no sentido de Granger entre o mercado brasileiro e Chicago, tanto à vista quanto futuro, mas os dados do mercado americano afetam a formação de preço no Brasil.

O presente estudo apresenta limitações, todavia como sugestões para trabalhos futuros poderão verificar a “força” da exogeneidade dos dados da CME, e de acordo

com Lee e Tsay (1996) verificar se há uma tendência onde os testes de cointegração apresentam heterocedasticidade condicional.

## REFERÊNCIA

ABITANTE, K. G. **Co-integração entre os mercados spot e futuro**: evidências dos mercados de boi gordo e soja. RER, Rio de Janeiro, vol. 46, nº 01, p. 075-096, 2008.

AMADO, C. F. P. **Eficiência dos Mercados Futuros Agrícolas**: Resultados do Teste do Modelo de Correção de Erro para o caso do Açúcar e Café Ribeirão Preto: Congresso da Sober, 43., Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2005.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CHIODI, L. at alli. **Análise da efetividade de hedging com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT**. Ribeirão Preto: Congresso da Sober, 43., Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2005

COCHRANE, J.H. **A critique of application of unit roots tests**. Journal of Economic Dynamics and Control, Chicago, vol.15, p. 275-284, 1991.

ENDERS, W. 2004. Applied econometric time series. New York: Wiley.

ENGLE, R., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 252–276.

LAI, K.S.;LAI, M. A Cointegration Test for Market Efficiency. **The Journal of Futures Markets**, vol.11, no.5, 567-575 (1991).

LEE, Tae-hwy; TSE, Yiuman. Cointegration tests with heteroskedasticity. **Journal Of Econometrics**, ., v. 76, p.401-410, 1996.

MADALLA, G. S. and KIM, I. M. Unit Roots, Cointegration and Structural Change, Cambridge University Press, Cambridge, 1998.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M. Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional de Soja: O Caso do Brasil. Textos para Discussão. São Paulo: PUCSP, junho de 2001. (Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política)

MORETTIN, P. A. **Econometria financeira**, um curso de series temporais financeiras. São Paulo: Blucher, 2008.

NELSON, C.R.;PLOSSER, C.L. Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**. Vol. 10, p. 139-162, 1982.

PEROBELLI, F.S.: MELLO, P. C. **Análise sobre eficiência em mercados futuros: uma comparação entre os contratos de algodão em pluma da BM&F e da NYBOT1**. São Paulo, USP/ESALQ – 2001.

ROCHA. D. T. at alli. Relação entre os preços do grão de soja nos mercados à vista e futuro: uma análise a partir da razão ótima de Hedge. **Revista da Faculdade de Administração e Economia**, v. 1, n. 2, p. 113-137, 2010.

YANG, J., Leatham, D.J. Market Efficiency of US grain markets: Application of Cointegration tests.**Agrobusiness**, vol.14, no.2, 107-112, 1998.

SILVA, L. S. C. V. ; Fontanini, Carlos A C ; DUCLOS, L. C. ; DEL CORSO, J. M. . **Análise Econométrica do Processo de Transmissão entre os Preços da Soja nos Mercados Físico Brasileiro e Norte-americanos**. In: IX SemeAd, 2006. IX SemeAd, 2006