

ANÁLISE ECONOMÉTRICA DO PROCESSO DE TRANSMISSÃO ENTRE OS PREÇOS DA SOJA NOS MERCADOS FÍSICO BRASILEIRO E NORTE-AMERICANO

AUTORES

LUCIANA SANTOS COSTA

Universidade do Sul de Santa Catarina
lucvcosta@gmail.com

CARLOS AUGUSTO CANDÊO FONTANINI

Pontifícia Universidade Católica do Paraná
c.fontanini@pucpr.br

LUIZ CARLOS DUCLÓS

Pontifícia Universidade Católica do Paraná
luiz.duclos@pucpr.br

JANSEN MAIA DEL CORSO

Pontifícia Universidade Católica do Paraná
del.corso@pucpr.br

RESUMO

Para formular estratégias de investimento em *commodities*, como o grão de soja em mercados emergentes, é necessário o conhecimento *a priori* das possíveis oscilações do mercado. O objetivo deste trabalho é verificar as relações de co-integração de longo prazo existentes entre os preços do grão de soja em valores nominais praticados nos mercados brasileiro e norte-americano. Os dados, com os preços do grão de soja praticados nos mercados físico brasileiro e norte-americano, no período compreendido entre janeiro de 1995 a janeiro de 2005, foram coletados junto ao banco de dados da Fundação Getúlio Vargas. A metodologia de análise utilizada foi a de co-integração proposta por Engle e Granger. Os resultados conseguidos a partir das séries temporais evidenciam de relações de co-integração. Existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da soja brasileira e o preço da soja no mercado norte-americano. O coeficiente de ajustamento encontrado encontra-se entre zero e a unidade, isto é, 0,573. Assim, pode-se inferir que a política comercial adotada no Brasil não parece estar muito distante da validade da Lei do Preço Único no mercado internacional do grão de soja, já que no longo prazo, variações de preços desse produto nos Estados Unidos são transferidas em torno de 57,3% para os preços domésticos no Brasil. O ajustamento total dos preços do grão de soja no Brasil ocorre no período de 24 meses. Notadamente, o estudo desenvolvido por Margarido e Fernandes (2001), foi encontrado um coeficiente em torno de 98,17%, sendo muito próximo da unidade, o que acabou confirmando a validade da Lei do Preço Único para esse mercado específico no Brasil.

Palavras-Chave: Co-Integração, Preço da Soja, Estratégias de Investimento.

ABSTRACT

The investment strategy formulation in commodities, as Soya beans in emergent markets, needs previous knowledge about prices oscillations. The objective of this article is to verify the long-run cross-country co-integration relationship of Soya beans prices between Brazilian and USA market. The Soya beans prices in both market, from January of 1995 to January of 2005 it was extracted from the Fundação Getúlio Vargas database. This research utilized the co-integration methodology proposed by Engle and Graner. The results from time series analysis showed the evidence of co-integration relationship. There is a long-run cross-country balance for the Soya beans prices in both markets. The Soya beans prices in Brazilian and USA markets showed a similar behavior in a long-run.

Key words: Co-Integration, Soya Bean Price, Investment Strategy.

1- INTRODUÇÃO

Depois de se tornar uma das principais rotas de oportunidades de investimentos de curto prazo nos mercados emergentes, o Brasil passou a ser inserido num macro contexto de globalização da economia que vai bem além do efêmero intuito especulativo vinculado aos fluxos de capitais, passando a se situar dentro de uma estratégia de proteção contra riscos indesejados (*hedge*) e maximização dos retornos esperados dos investidores.

Nesse contexto, torna-se importante para um dado investidor, nesses mercados, conhecer o comportamento dos preços dos ativos financeiros ou do commodities que se pretende negociar nos mercados emergentes. Somente com o conhecimento *a priori* dessas variáveis, o investidor poderá traçar estratégias para se proteger de possíveis oscilações que possam vir a comprometer os seus fluxos futuros de rendimentos.

A *commoditie* agrícola a ser avaliada neste trabalho é a soja. Nos dias de hoje, ela constitui-se num dos produtos de maior relevância para a economia brasileira, sendo uma das culturas que apresentaram crescimentos mais expressivos tanto no cultivo, quanto no segmento agroindustrial na segunda metade do século XX no Brasil.

Vale destacar, que os preços FOB da soja, ou seja, aquele livre de despesas de fretes e do seguro incidente sobre o transporte internacional do país de origem para o de destino, exerce influência no mecanismo de precificação da soja brasileira, uma vez que o cálculo do preço de paridade de exportação é fator preponderante, embora não seja o único, como critério básico para a determinação do valor do produto nas praças do interior do país.

Além do que foi mencionado anteriormente, percebe-se que a correlação negativa resultante das sazonalidades invertidas, outras discrepâncias são verificadas entre os preços da soja disponível brasileira e os preços praticados na Bolsa de Chicago. Dentre elas, pode-se apontar as altas taxas de juros distintas nos dois países (Brasil e EUA); margens brutas de processamento diferenciadas, nos mercados brasileiro e americano; maior dependência brasileira quanto à demanda externa; ativa arbitragem de juro através das exportações de soja no Brasil e, diferentes níveis de disparidades entre os produtores dos dois países no que diz respeito às disponibilidades de capital próprio e capacidade de armazenamento.

Com base nesses argumentos é fácil verificar que os hábitos dos brasileiros relativos à comercialização de soja constituem o fator preponderante responsável pelo aviltamento dos preços do grão do país, em termos médios anuais, quando comparado aos preços praticados pelos sojicultores norte-americanos.

Esse trabalho procura fazer uma avaliação do grau de co-integração entre os preços da soja praticada no mercado brasileiro e no mercado norte-americano, observando a partir disso, se existe uma dependência temporal entre os respectivos mercados. O trabalho encontra-se estruturado em cinco seções. A segunda seção traz um breve relato sobre o comportamento da sojicultura no mercado nacional. A terceira seção mostra o método de análise a ser utilizado. A quarta seção traz os resultados empíricos e a quinta seção evidencia as considerações finais.

2- O COMPORTAMENTO DA SOJA NO MERCADO NACIONAL

Para Carmo (1996), a soja juntamente com a laranja e aves, é o produto que melhor representa a integração das atividades produtivas na evolução das cadeias agro-industriais, sendo a participação do capital internacional decisiva para a consolidação do complexo soja no Brasil, o que contribui com o desenvolvimento expressivo do principal pólo industrial do complexo soja, principalmente nos Estados do Sul e Sudeste do Brasil.

Nesse contexto, a importância da soja no setor industrial de esmagamento de oleaginosas no Brasil torna-se notória, dado que do total das indústrias de processamento desses produtos em atividade em 2000, quase a totalidade, ou cerca de 92% da produção processavam a soja.

Por tratar-se de cultura de verão, o pico de oferta do produto, no hemisfério norte, coincide com o período de menor oferta relativa no hemisfério sul, e vice-versa. Neste caso, pode-se visualizar deslocamentos entre o preço da soja cotado no mercado brasileiro e o preço cotado em Chicago. Tais deslocamentos não guardam, contudo, algum tipo de simetria, haja vista que os prêmios *free on board (FOB)* estivados nos portos brasileiros têm caído durante o início e o pico de nossa safra – épocas em que a maior parte da safra é negociada – em proporção muito mais acentuada do que sobem os preços domésticos na entressafra brasileira.

Conquanto, os preços *FOB* estivados da soja exercem grande influência no mecanismo de precificação da soja brasileira, pois o cálculo do preço de paridade de exportação é fator preponderante – embora não seja o único – como critério básico para a determinação do valor do produto nas praças do interior.

Além dessa correlação negativa em função da sazonalidade, outras discrepâncias são verificadas entre os preços da soja disponível (*cash market*) brasileira e a de Chicago. Dentre outros dispositivos apontados, tem-se as diferenças entre as taxas de juros entre os países, a maior dependência brasileira quanto à demanda externa, ativa arbitragem de juro via exportações de soja (*vendas de performance*) no mercado nacional, etc.

Nogueira Jr. e Negri Neto (1982) comentam que níveis satisfatórios de preços internacionais, concessão de subsídios para aquisição de máquinas e insumos, política de auto-suficiência adotada para o trigo, benefícios indiretos à soja pela prática da sucessão de culturas, facilidade de mecanização da cultura com o aproveitamento da estrutura cooperativista do trigo foram os principais fatores à expansão da sojicultura no país. No período de 1966 até 1975, a área plantada de soja apresentou crescimento de cerca de 40% ao ano.

Burnquist *et al.* (1994), mostra que regionalmente o crescimento da sojicultura ocorreu primeiramente no Sul e Sudeste do Brasil, em função das condições climáticas favoráveis e proximidade dos portos de embarque. Todavia, com o esgotamento dessas áreas de expansão, decorrente da redução da produtividade, aliado a uma redução significativa do crédito governamental e de uma maior diversificação das lavouras reduzindo-se os riscos observou-se um menor crescimento em áreas na cultura de soja, a partir de 1980, nos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo, em favor da cultura do milho, algodão e outras pastagens cultivadas, enquanto um movimento em sentido contrário foi constatado no

Mato Grosso do Sul, Goiás, Maranhão, Oeste de Minas Gerais, Bahia e Sul do Mato Grosso. Cabe destacar ainda que essa expansão no centro-oeste e nordeste só se deveu, principalmente, em função da Embrapa gerar tecnologias para o cultivo da soja no cerrados.

Dentre os estudos acerca desse grão destaca-se o descrito por Pino e Rocha (1994), que estudaram a transmissão das cotações na *Chicago Board of Trade* (CBOT) para os preços do grão em nível de produto e indústria no Brasil. Eles concluíram que os preços domésticos desse grão são fortemente influenciados pelas variações na CBOT, determinando assim, a quantidade ofertada da *commoditie* no país.

Margarido e Sousa (1988), também avaliaram a transmissão de preços do grão de soja entre a CBOT e os preços praticados no Brasil e no Estado do Paraná. Os autores concluíram que as variações nas cotações da soja na CBOT são transmitidas apenas parcialmente e sem defasagem temporal para os preços em nível de produtor, tanto no Brasil, quanto no Paraná.

Margarido et al. (1999), ampliaram o campo de estudo acerca do complexo soja e mensuraram a elasticidade de transmissão de preços envolvendo a CBOT, os preços praticados no porto de Rotterdam, e os preços domésticos no Brasil e na Argentina. Os resultados desse estudo mostram que variações nos preços do grão de soja em Rotterdam, são transferidos mais intensamente e rapidamente para os preços domésticos dessa *commoditie* no Brasil e na Argentina, comparativamente àquelas variações que são originadas a partir da CBOT. O que leva a inferir que em relação à formação do preço da soja em grão, o lado da demanda, representado pelo preço de Rotterdam (preço *spot*) exercem maior influência sobre os preços domésticos no Brasil e Argentina relativamente às variações de preços pelo lado da oferta, representados pela CBOT, os quais são preços futuros, isto é, levam em conta as estimativas de safras dos principais países produtores.

Assim, o modelo a ser utilizado neste trabalho baseia-se nos estudos descritos por Mundlack e Larson (1992), além de Margarido e Fernandes (2001). O Modelo evidencia que as variações nos preços externos se refletem em variações nos preços internos, tomando-se como base a lei do preço único. Para Krugman e Obstfeld (1997), a Lei do Preço Único apesar de parecer se assemelhar com a Paridade do Poder de Compra (PPC), existe diferenças entre elas. Enquanto a Lei do Preço Único se aplica a produtos específicos, a Paridade do Poder de Compra refere-se ao nível geral de preços, a qual reflete os preços de todos os produtos que compõem determinada cesta de bens e serviços de referência.

O referido modelo parte da premissa de que os respectivos preços domésticos cotados em dólares de determinado produto é função do seu respectivo preço mundial além do termo aleatório ou distúrbância, que pode ser visualizado da seguinte forma:

$$p_{it}^{US\$} = \alpha + \beta \cdot p_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde $p_{it}^{US\$}$ refere-se aos preços domésticos do produto “i” no tempo “t”, cotados em dólares. Já p_{it}^* denota o preço mundial do produto “i” no período “t”. Enquanto que ε_{it} é o termo aleatório ou distúrbância na equação.

Por outro lado, o parâmetro α é uma constante ou intercepto, adotando-se por conseguinte, a hipótese de que o parâmetro β seja igual á unidade. Isto é, o parâmetro β é a elasticidade do preço doméstico cotado em dólares em relação ao preço internacional, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço.

Quando o valor de beta é igual à unidade, significa dizer que, variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico, por outro lado, quando o valor de beta for igual a zero, significa dizer que, variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de resposta do preço doméstico, logo, a economia do país é considerada fechada. Todavia, se o valor de beta se encontrar entre zero e a unidade, pode-se dizer que a política comercial adotada pelo país é a mais comumente utilizada nas economias de mercado.

Finalmente, a soja é um dos produtos que melhor representam a integração das atividades produtivas na evolução das cadeias agro-industriais, sendo importante para o gerenciador dessa atividade produtiva obter previsões precisas do preço desse produto, visando tomar decisões acertadas, no que concerne à venda do produto nos mercados internos e externos, além de realizar projeções das receitas futuras.

3 - A ESTACIONARIDADE DOS PROCESSOS ESTOCÁSTICOS

Ao se trabalhar com séries temporais, deve-se levar em consideração um resultado que fora obtido através de estudos realizados por Granger e Newbold (1974). Eles elaboraram diversas vezes a seguinte experiência empírica: simularam de forma independente dois passeios aleatórios X_t e Y_t , ou seja:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

e

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

onde ε_{1t} e ε_{2t} são, respectivamente, ruídos brancos independentes. Logo, ao estimar o modelo denotado por:

$$Y_t = \beta X_t + \mu_t \quad (4)$$

os autores citados concluíram que o relacionamento entre as variáveis Y_t e X_t , era estatisticamente significativo, situando-se em torno de 74% dos casos. Contudo, tal resultado não tinha sentido algum, uma vez que as séries simuladas foram construídas de forma independente.

Verificou-se, deste modo, que ao se trabalhar com séries temporais os resultados de uma regressão podem parecer bons, apesar de estarem fora da realidade. Conseqüentemente, a esse tipo de situação denominou-se de regressões espúrias. Nos anos seguintes, tais resultados foram sendo explicados pela teoria: as “regressões espúrias” acontecem quando se trabalha com séries que são não estacionárias. Um processo é conhecido como sendo fracamente estacionário até à segunda ordem se este possui média e variância independente do tempo e as covariâncias entre os seus valores dependem apenas das defasagens entre elas. Dentro da classe das séries não estacionárias, existe a classe das séries integráveis. Estas séries temporais tornam-se estacionárias após serem diferenciadas.

Para testar se uma série temporal é integrada ou não, é necessário realizar os chamados testes de raízes unitárias. O mais conhecido é o teste Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado

(ADF), que pode ser detalhado a seguir. Considerando um modelo autoregressivo de primeira ordem ou $AR(1)$, tal como:

$$Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Nota-se que a série temporal terá uma raiz unitária caso $\varphi = 1$. Subtraindo Y_{t-1} em ambos os lados da expressão (5), obtêm-se a seguinte expressão matemática:

$$\Delta Y_t = (\varphi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

A hipótese nula do teste Dickey-Fuller é a existência de uma raiz unitária. Assim, este teste consiste na estimação da expressão (3) através do método dos mínimos quadrados ordinários e no uso da estatística (t) do parâmetro $(\varphi - 1)$, comumente designado por (τ) , como estatística de teste. Sob a hipótese nula de existência de uma raiz unitária esta estatística possui uma distribuição de probabilidade assintótica não-padrão.

Por outro lado, a distribuição desta estatística encontra-se tabelada em, por exemplo, Enders (1995). Veja que se for incluído na expressão (5) um termo independente ou uma tendência determinística, as distribuições assintóticas das estatísticas de teste alteram-se. Todavia, quando a expressão (2) contém um termo independente, a inclusão de variáveis *dummies* sazonais não altera as distribuições assintóticas das estatísticas.

Caso o verdadeiro processo gerador dos dados históricos seja expresso por um modelo autoregressivo de ordem p ; ou seja, $AR(p)$, logo, estes testes não podem ser aplicados. Neste caso, os resíduos da regressão que foi elaborada a partir de (6) irão apresentar sintomas de autocorrelação serial. Existem duas possíveis soluções para esse problema. A primeira consiste em incluir um número maior de defasagens em ΔY_t como regressores na expressão (6) e na utilização da estatística (t) relativa ao termo Y_{t-1} .

Outra solução seria a incorporação de defasagens na variável dependente dando-se o nome do teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF), sendo que a distribuição da estatística de teste continua sendo a mesma usada no teste Dickey-Fuller (DF), onde os erros são independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d.*). Assim, o teste *Z-normal* não é válido no caso desta metodologia.

Ao transformar as variáveis que eram não estacionárias em variáveis estacionárias perdem-se, conseqüentemente, todas as relações de longo prazo sugeridas pela teoria econômica. Um solucionamento para tal procedimento é utilizar-se de um *modelo de mecanismo de correção de erros (ECM)*, sugerido por Engle e Granger (1987), e que recuperam as relações perdidas com a diferenciação.

Assim, seguindo a concepção de Engle e Granger (1987), duas variáveis Y_{1t} e Y_{2t} ditas $I(d)$; isto é, integradas de ordem (d), onde (d) é o número de diferenças requeridas para transformá-las em séries estacionárias, serão co-integradas se existir um vetor (δ) dado por:

$$e_t = \delta_1 \cdot Y_{1t} + \delta_2 \cdot Y_{2t} \quad (7)$$

Onde $(e_t) \sim I(d - b)$ com $b > 0$, então Y_{1t} e Y_{2t} são ditas co-integradas de ordem (d, b) . Se os resíduos (e_t) são estacionários, isto é, se $d - b = 0$, então existirá co-integração entre as variáveis do modelo, denotado por uma relação de equilíbrio de longo prazo, onde poderá ser facilmente estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Não obstante, o teorema de representação de Granger (1987) sugere a utilização do método de dois estágios ao se lidar com o mecanismo de correção de erros. No primeiro estágio o modelo de co-integração, contendo os coeficientes de longo prazo é estimado através de uma equação de regressão nos níveis das variáveis. Já no segundo estágio, o termo de correção, obtido a partir dos resíduos da equação estática, é utilizado na equação em diferenças visando obter os coeficientes de impacto.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Os dados utilizados para este estudo foram coletados junto ao *site* da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS, 2005), que possui uma periodicidade mensal e abrangendo o intervalo de janeiro de 1995 a janeiro de 2005, estando os valores dos preços da soja nos referidos mercados cotados em dólares norte-americanos.

Cabe destacar que a denominação de uma variável precedida pela letra (L) indicará que ela encontra-se transformada por logaritmos. A transformação das séries avaliadas no operador de logaritmos faz com que os coeficientes estimados sejam interpretados como as sensibilidades de transmissão de inovações no tempo. Já a variável precedida pela letra (D), indicará que se encontra transformada através do operador das primeiras diferenças. Observe através da figura 1, que as variáveis, aparentemente, apresentam alguma tendência secular no nível das variáveis. Logo, é preciso checar o grau de integração das respectivas séries, visando identificar quais séries são ou não estacionárias e, conseqüentemente, quais necessitarão serem transformadas através do operador de logaritmos e / ou diferenciação.

Assim, a primeira análise que deve ser realizada nos dados históricos é verificar o seu comportamento gráfico averiguando se são ou não estacionárias. Observe pela Figura 1 que as duas séries temporais possuem uma tendência nos níveis das variáveis. Veja que os correlogramas que mensuram o grau de autocorrelação entre as observações X_t e X_{t-j} com: $j = 1, 2, 3, \dots, 12$, das respectivas séries temporais, mostram uma forte correlação positiva com as defasagens de 12 meses, caindo rapidamente, e confirmando serem as séries não estacionárias. Na mesma Figura 1, que as autocorrelações foram reduzidas de forma significativa, indicando que a evolução do tempo traduzida por uma tendência parece não estar mais influenciando as respectivas variáveis.

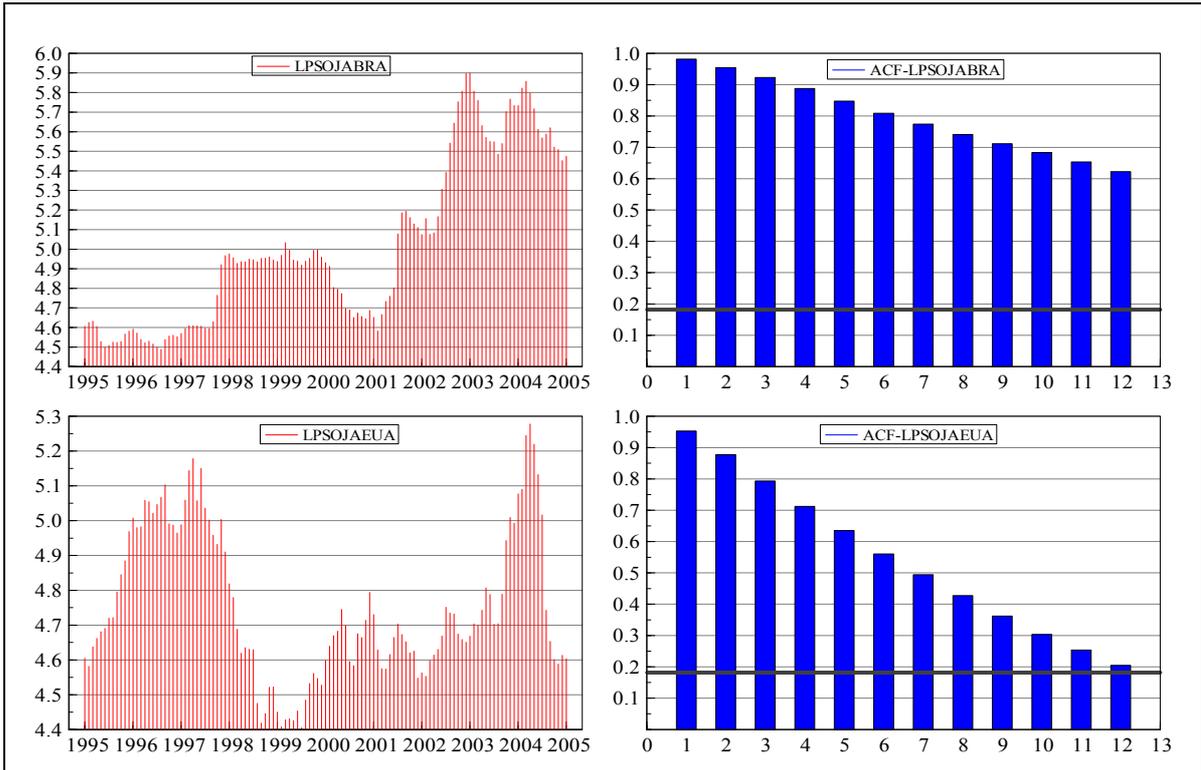


Figura 1: Comportamento dos Preços da Soja e Correlogramas

Após aplicar o operador das primeiras diferenças nas variáveis estudadas, com vistas a induzi-las a estacionaridade, percebeu-se que elas passaram a ser estacionárias ao nível de significância de 5%. Usando a Figura 2, é possível visualizar o comportamento das variáveis nas primeiras diferenças.

Visando avaliar a estacionaridade das séries citadas utilizou-se os testes de raízes unitárias Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF). Os testes foram realizados em três versões: sem constante, com constante e com constante e tendência. Partiu-se inicialmente de um número de cinco defasagens para cada variável, sendo feitas às devidas reduções, escolhendo-se aquela defasagem que minimiza o critério *bayesiano* de Schwarz (SC). Os resultados obtidos a partir dos testes Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado encontram-se na Tabela 1.

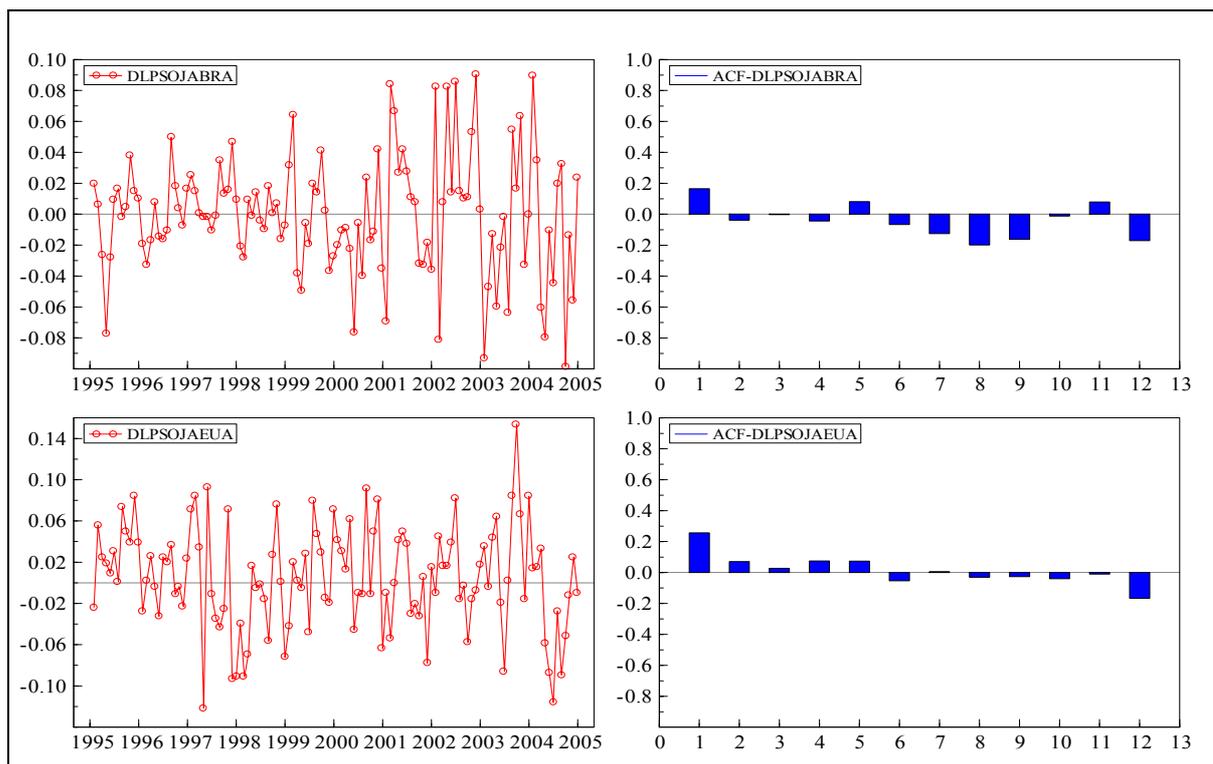


Figura 2: Primeira Diferença do Logaritmo do Preço da Soja no Brasil e nos Estados Unidos e Correlogramas

Tabela 1: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Variáveis	t-ADF: com constante	Nº de defasagens com maior t-ADF	t-ADF: com constante e Tendência	Nº de defasagens com maior t-ADF
$L[PSojaBrasil]$	-1,5199	4	-2,6842	4
$L[PSojaEUA]$	-2,4432	8	-2,4697	8
$DL[PSojaBrasil]$	-7,0394(**)	1	-7,0600(*)	1
$DL[PSojaEUA]$	-6,3187(*)	1	-6,2881(*)	1

Nota: Os valores críticos para o teste ADF com constante e tendência foram iguais a 5% = -2,889 e 1% = -3,493. Já os valores críticos para o mesmo teste sem a tendência foram iguais a 5% = -3,452 e 1% = -4,047. O símbolo (**) evidencia uma significância estatística ao nível de 1%. O símbolo (*) evidencia uma significância estatística ao nível de 5%.

Vale salientar, que os valores críticos para os testes DF e ADF baseiam-se em Mackinnon (1991). Logo, de acordo com a Tabela 1, pode-se inferir que as duas variáveis avaliadas são estacionárias ao nível de significância estatística de 1% e 5%, considerando um modelo com e sem a presença da tendência determinística. Rejeitou-se com isso a hipótese nula de raiz unitária nas variáveis referenciadas anteriormente.

Assim, pode-se afirmar que as duas variáveis analisadas, em nível, são consideradas integradas de primeira ordem ou I(1). Por outro lado, as duas variáveis expressas em termos das primeiras diferenças dos logaritmos passaram a ser estacionárias, ou integradas de ordem zero ou I(0). A Tabela 2 resume a ordem de integração das séries temporais.

Tabela 2: Ordem de Integração das Séries Temporais Avaliadas

Variáveis	Ordem de Integração	Classificação
<i>L[PSojaBrasil]</i>	I(1)	Não Estacionária
<i>L[PSojaEUA]</i>	I(1)	Não Estacionária
<i>DL[PSojaBrasil]</i>	I(0)	Estacionária
<i>DL[PSojaEUA]</i>	I(0)	Estacionária

O próximo passo é regredir a variável *LPSojaBrasil* contra *LPSojaEUA*, de tal modo que possam ser avaliados os resíduos provenientes dessa estimação. Diante disso, se os resíduos forem estacionários diz-se, então, que o preço da soja brasileira e o preço da soja norte-americana se co-integram. Os resultados da regressão linear simples de longo prazo, ou seja, com as variáveis em nível, encontram-se a seguir.

$$LPSojaBrasil = 5,2834 - 0,573.LPSojaEUA \quad (8)$$

(6,034) (-1,984)

Vale salientar, que os valores dispostos entre parêntesis na expressão (8) são o teste *t-Student*. Após estimar a equação estática ou de longo prazo, o passo seguinte é avaliar a estacionaridade dos resíduos obtidos a partir da expressão (8). Caso o vetor de resíduos advindo de (8) seja estacionário, diz-se que existe uma relação de co-integração.

Pode-se obter de forma mais detalhada o comportamento da estacionaridade dos resíduos da equação de longo prazo através dos testes DF e ADF valendo-se de um nível de significância estatística de 5% e 1%, tal como pode ser visto a partir da Tabela 3 a seguir.

Tabela 3: Resultados dos Testes de Raiz Unitária para os Resíduos (ECM)

Variável	t-ADF: com constante	Nº de defasagens com maior t-ADF	t-ADF: com constante e Tendência	Nº de defasagens com maior t-ADF
Resíduos (ECM)	-2,3516	1	-2,6776	3

Nota: Os valores críticos para o teste ADF com constante e tendência foram iguais a 5% = -3,468 e 1% = -4,080. Já os valores críticos para o mesmo teste sem a tendência foram iguais a 5% = -2,299 e 1% = -2,516.

Portanto, como as variáveis que participam da equação de co-integração (8) são da mesma ordem de integração, isto é integradas de primeira ordem ou I(1), e os seus resíduos são estacionários, tais variáveis co-integram. Assim, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da soja brasileira e o preço da soja no mercado norte-americano. Os preços desta *commoditie* nos referidos mercados possuem, em uma visão de longo prazo, comportamentos similares.

Mesmo com as séries temporais apresentando uma pequena quebra estrutural no ano de 1996, em função da desoneração das exportações de produtos básicos e semimanufaturados do ICMS (Lei Kandir), além da mudança de regime cambial em janeiro de 1999, uma vez que as prováveis mudanças nas relações de equilíbrio de longo prazo não foram de magnitude

suficiente para que houvesse uma rejeição da hipótese de existência de co-integração entre as variáveis analisadas.

Analisando a função de resposta de impulso na Figura 3, verifica-se que a resposta dada pelos preços do grão de soja negociados no Brasil, em função de um choque temporário de 1 desvio padrão nos preços transacionados nos Estados Unidos, são transferidos para os preços do grão cotados no Brasil em 02 períodos distintos: no primeiro período, verifica-se uma trajetória ascendente até aproximadamente o terceiro mês. No segundo período, verifica-se uma trajetória descendente que vai desde o oitavo até o vigésimo quarto mês, onde os preços domésticos no Brasil tendem a se estabilizar num patamar inferior ao preço inicial.

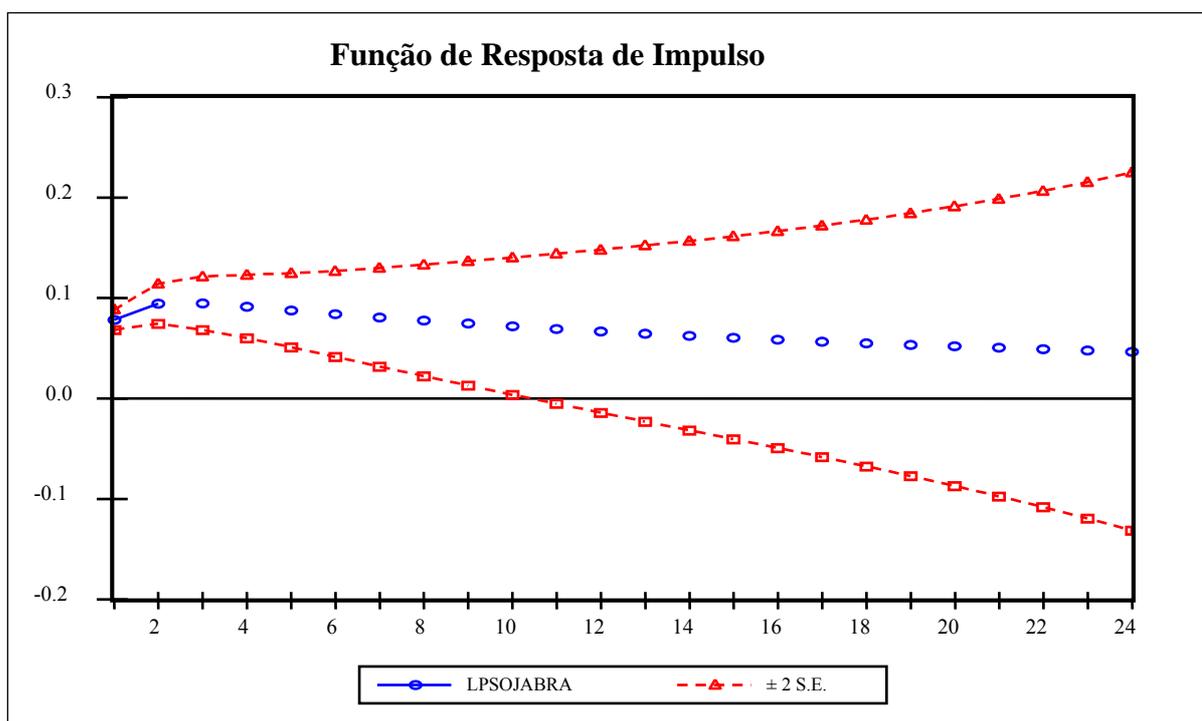


Figura 3: Função Resposta de Impulso dos Preços do Grão de Soja no Brasil em Relação a Variações de Preços nos EUA para 24 Meses

Nesse contexto, caso determinado investidor ávido por lucros supranormais queiram traçar estratégias de arbitragem adquirindo a soja a um preço inferior no mercado nacional e vendê-lo no mercado norte-americano por um preço superior, por exemplo, ele poderá encontrar uma maior probabilidade de o mercado conduzir a alocações eficientes no sentido de Pareto. Tal integração permite a utilização de qualquer um dos mercados para fazer hedge e não elimina o interesse de investidores ávidos por lucros supranormais realizarem ganhos de arbitragem intertemporal.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo avaliar a existência de relações de co-integração ou de equilíbrio de longo prazo entre os preços da soja praticados nos mercados brasileiro e norte-americano durante o período compreendido entre janeiro de 1995 a janeiro de 2005.

Os dados foram coletados no Banco de Dados da Fundação Getúlio Vargas, sendo deflacionados pelo dólar comercial norte-americano, de modo a não distorcer as análises econométricas. O método de análise utilizado para a estacionaridade das séries temporais foi o teste de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

Os resultados encontrados a partir dos testes citados evidenciam a existência de relações de equilíbrio de longo prazo (co-integração) entre os preços da soja negociados na economia brasileira e os preços cotados na economia dos Estados Unidos.

O coeficiente de ajustamento encontrado encontra-se entre zero e a unidade, isto é, 0,573. Assim, pode-se inferir que a política comercial adotada no Brasil não parece estar muito distante da validade da Lei do Preço Único no mercado internacional do grão de soja, já que no longo prazo, variações de preços desse produto nos Estados Unidos são transferidas em torno de 57,3% para os preços domésticos no Brasil. O ajustamento total dos preços do grão de soja no Brasil ocorre no período de 24 meses. Notadamente, o estudo desenvolvido por Margarido e Fernandes (2001), foi encontrado um coeficiente em torno de 98,17%, sendo muito próximo da unidade, o que acabou confirmando a validade da Lei do Preço Único para esse mercado específico no Brasil. Vale salientar que o ajustamento total dos preços do grão no mercado interno também se deu no vigésimo quarto mês.

Finalmente, observou-se que uma maior integração entre os mercados avaliados implica permite a utilização de qualquer um dos mercados para fazer hedge e não elimina o interesse de investidores ávidos por lucros supranormais realizarem ganhos de arbitragem intertemporal.

REFERÊNCIAS

BURNQUIST *et al.* *Liberalização comercial: um fator de desenvolvimento do setor agrícola brasileiro*. Brasília: IPEA, março de 1994. (Estudos de Política Agrícola, 14).

CARMO, M. S. do. *(Re)estruturação do sistema agroalimentar no Brasil: a diversificação da demanda e a flexibilidade da oferta*. São Paulo: IEA, 1996. 256 p. (Coleção Estudos Agrícolas, 5).

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, 1ª Ed., John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, Robert F. & GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2):251-76.

FGVDADOS Banco de Dados da Fundação Getúlio Vargas. 2005. Disponível em <http://fgvdados.fgv.br/>. Acesso em: 15 março 2005.

GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, Paul. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*. V. 2, p. 11-20, 1974.

KRUGMAN, Paul R. e OBSTFELD, Maurice. *International Economics: Theory and Policy*. 4. ed., Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766p.

MUNDLACK, Yair; LARSON, Donald F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.

MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, Robert F.; GRANGER, W. J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. p.267-76.

MARGARIDO, Mário A; ANEFALOS, Lilian C. Testes de raiz unitária e o *software* SAS. *Agricultura em São Paulo*, v. 46, n. 2, p. 19-45, 1999.

MARGARIDO, Mário. A.; SOUSA, Eduardo L. L.; BARBOSA, Marisa Z.; FREITAS, Silene M. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. In: *Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, 37, Foz do Iguaçu, 1999. Anais. Brasília: SOBER, 1999.

MARGARIDO, Mário A. e FERNANDES, Jocelinne Marie. Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional de Soja: O Caso do Brasil. *Textos para Discussão*. Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política, São Paulo, PUCSP, junho de 2001.

NOGEIRA JUNIOR, S. e NEGRI NETO A. *Crescimento Diferenciado da Soja no Brasil: Uma Análise Regional*. IEA, 1982, 23 p. (Relatório de Pesquisa, 3/82).

PINO, Francisco A. e ROCHA, Marina B. Transmissão de Preços de Soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, 32(4): 345-361, out/dez. 1994.