
CO-INTEGRAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DA SOJA COTADOS NOS MERCADOS BRASILEIRO E NORTE-AMERICANO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

ARTIGO

Wesley Vieira da Silva

Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina e Professor do Curso de Administração da Pontifícia Universidade Católica do Paraná.
E-mail: wesvs@terra.com.br

Elinaldo Leal Santo.

Administrador, Mestre em Economia, Professor da Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia (UESB) e da Faculdade de Ciências e Tecnologia (FTC).
E-mail: elinaldoleal@zipmail.com.br

Luciana Santos Costa V. da Silva

Doutoranda em Eng. de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina e Professora do Curso de Administração da Universidade do Sul de Santa Catarina.
E-mail: luvcosta@terra.com.br

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo verificar as relações de co-integração ou de longo prazo existentes entre os preços em valores nominais praticados nos mercados brasileiro e norte-americano no período de janeiro de 1995 a agosto de 2002, valendo-se do método de co-integração proposto por ENGLE e GRANGER (1987). Os resultados obtidos a partir das séries temporais evidenciam a existência de relações de co-integração ou de equilíbrio de longo prazo entre os preços da soja no Brasil e nos Estados Unidos.

Palavras-Chave: Co-Integração; Testes DF e ADF; Preço da Soja.

ABSTRACT

This study investigates the relationship of co-integration or in the long term between nominal prices in the Brazilian and North-American markets between January 1995 and August 2002. The co-integration method applied is that proposed by Engle and Granger (1987). Results obtained with a times series balance show the existence of a co-

integration relationship or of long term equilibrium between soy prices in Brazil and the United States.

Key Words: Co-Integration; DF and ADF Tests; Soy Prices.

1. INTRODUÇÃO

Depois de se tornar uma das principais rotas de oportunidades de investimentos de curto prazo em mercados emergentes, o Brasil foi inserido num macrocontexto 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 de maximização dos retornos esperados dos investidores.

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

A *commoditie* agrícola avaliada neste trabalho é a soja. Nos dias de hoje, ela constitui um dos produtos de maior relevância para a economia brasileira e uma das culturas que apresentaram crescimento mais expressivo 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 com fretes e com o seguro incidente sobre o transporte internacional do país de origem para o de destino, exercem 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.

Ademais do mencionado anteriormente, percebe-se que, além da 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, entre elas, as altas taxas de juros, distintas nos dois países (Brasil e EUA); margens brutas de processamento diferenciadas nos mercados brasileiro e norte-americano; maior dependência brasileira da demanda externa; ativa arbitragem de juro por meio 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 da soja constituem o principal fator responsável pelo aviltamento dos preços do grão do país, em termos médios anuais, quando comparados aos preços praticados pelos sojicultores norte-americanos.

Finalmente, este trabalho procura fazer uma avaliação do grau de co-integração entre os preços da soja praticados nos mercados brasileiro e norte-americano, observando, a partir disso, se existe uma dependência temporal entre esses mercados. O trabalho está 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 utilizado. A quarta seção traz os resultados empíricos, e a quinta seção apresenta as considerações finais.

2. ASPECTOS GERAIS SOBRE 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 agroindustriais. A participação do capital internacional é decisiva para a consolidação do complexo soja no Brasil, contribuindo com o desenvolvimento expressivo do principal pólo industrial desse complexo, 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, processava a soja.

Por se tratar 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. Nesse caso, podem-se visualizar deslocamentos do preço da soja cotado no mercado brasileiro para o 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 no início e no 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.

Ademais, 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 devida à sazonalidade, outras discrepâncias são verificadas entre os preços da soja disponível (*cash market*) brasileira e os da soja de Chicago. Entre outros dispositivos apontados, há as diferenças entre as taxas de juros dos dois países, a maior dependência brasileira em relação à demanda externa, ativa arbitragem de juro via exportações de soja (vendas de *performance*) no mercado nacional, etc.

NOGEIRA 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 e a facilidade de mecanização da cultura com o aproveitamento da estrutura cooperativista do trigo foram os principais fatores de expansão da sojicultura no país, visto que no período de 1966 a 1975 a área plantada apresentou crescimento de cerca de 40% ao ano.

BURNQUIST *et al.* (1994) mostram que, regionalmente, o crescimento da sojicultura ocorreu primeiramente no Sul e Sudeste do Brasil, em razão das condições climáticas favoráveis e da proximidade dos portos de embarque. Todavia, com o esgotamento dessas áreas de expansão, decorrente da redução da produtividade, e com uma redução significativa do crédito governamental, além de uma maior diversificação das lavouras, observou-se um menor crescimento de áreas da 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 ocorreu, principalmente, em razão de a Embrapa gerar tecnologias para o cultivo da soja no cerrado.

Entre os estudos acerca desse grão destaca-se o realizado por PINO e ROCHA (1994), que estudaram a transmissão das cotações na *Chicago Board of Trade* (CBOT) para os preços do grão, tanto no que diz respeito ao produto quanto à indústria no Brasil. Eles concluíram que os preços domésticos desse grão são fortemente influenciados pelas variações na CBOT, o que determina a quantidade ofertada da *commoditie* no país.

MARGARIDO e SOUSA (1998) também avaliaram a transmissão de preços do grão de soja da CBOT para 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 do produtor, tanto no Brasil quanto no Paraná.

MARGARIDO, SOUSA, BARBOSA e FREITAS (1999) ampliaram o campo de estudo sobre o 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 auferidos desse estudo mostram que variações nos preços do grão de soja em Rotterdam são transferidas mais intensa 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 mercado de Rotterdam (preço *spot*) exerce maior influência sobre os preços domésticos no Brasil e na 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 tanto por MUNDLACK e LARSON (1992) como por MARGARIDO e FERNANDES (2001). O modelo evidencia que variações nos preços externos provocam variações nos preços internos, tomando-se como base a lei do preço único¹.

Logo, o referido modelo parte da premissa de que os respectivos preços domésticos cotados em dólares de determinado produto dependem tanto do preço mundial como do termo aleatório, ou distúrbância, que podem ser visualizados da seguinte forma:

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

onde p_{it}^{USS} se refere 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 ε_{it} é o termo aleatório ou distúrbância na equação.

¹ Para KRUGMAN e OBSTFELD (1997), a Lei do Preço Único, apesar de parecer semelhante à Paridade do Poder de Compra (PPC), é diferente dela. Enquanto a Lei do Preço Único se aplica a produtos específicos, a Paridade do Poder de Compra se refere ao nível geral de preços, refletindo os preços de todos os produtos que compõem determinada cesta de bens e serviços de referência.

Por outro lado, sendo o parâmetro α uma constante ou intercepto, adota-se, por conseguinte, a hipótese de que o parâmetro β é igual à 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, isso significa que variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico; por outro lado, quando o valor de beta é igual a zero, isso significa 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 estiver 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 agroindustriais. É importante para o gerenciador dessa atividade produtiva obter previsões precisas do preço desse produto, a fim de que sejam tomadas decisões acertadas sobre a venda do produto nos mercados internos e externos, e realizadas projeções das receitas futuras.

3. MÉTODO DE ANÁLISE

3.1. A Estacionaridade dos Processos Estocásticos

Ao se trabalhar com séries temporais, deve-se levar em consideração um resultado obtido em estudos realizados por GRANGER e NEWBOLD (1974), que realizaram diversas vezes a experiência empírica de simular 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 ruídos brancos independentes. Logo, ao estimarem 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, em torno de 74% dos casos. Contudo, tal resultado não tinha sentido algum, uma vez que as séries simuladas foram construídas de forma independente.

Desse modo, verificou-se 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 regressões espúrias. Nos anos seguintes, tais resultados foram sendo explicados pela teoria: as “regressões espúrias” acontecem quando se trabalha com séries não estacionárias². Na classe das séries não estacionárias há a classe das séries integráveis. Essas séries temporais tornam-se estacionárias após serem diferenciadas.

Para checar se uma série temporal é integrada ou não, é necessário realizar os chamados testes de raízes unitárias. Os mais conhecidos são o teste Dickey-Fuller (DF) e o Dickey-Fuller Ampliado (ADF), que podem ser detalhados a seguir. Considerando-se um modelo auto-regressivo de primeira ordem, ou $AR(1)$, tal como

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

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

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

A hipótese nula do teste Dickey-Fuller é a existência de uma raiz unitária. Assim, esse teste consiste na estimação da expressão (4) por meio do método dos mínimos quadrados ordinários e no uso da estatística (t) do parâmetro $(\phi - 1)$, comumente designado (τ), como estatística de teste. Sob a hipótese nula de existência de uma raiz unitária essa estatística possui uma distribuição de probabilidade assintótica não padrão.

² Um processo é conhecido como sendo fracamente estacionário até a segunda ordem se possui média e variância independente do tempo e as co-variâncias entre os seus valores dependem apenas das defasagens entre elas.

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

Ademais, caso o verdadeiro processo gerador dos dados históricos seja expresso por um modelo autorregressivo de ordem p , ou seja, $AR(p)$, esses testes não poderão ser aplicados. Nesse caso, os resíduos da regressão 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, à qual se dá o nome de teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF). 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 dessas metodologias.

Ao se transformar as variáveis não estacionárias em variáveis estacionárias perdem-se, conseqüentemente, todas as relações de longo prazo sugeridas pela teoria econômica. Uma solução para tal problema é o uso de um modelo de mecanismo de correção de erros (ECM), sugerido por ENGLE e GRANGER (1987), que recupera 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, indicada por uma relação de equilíbrio de longo

prazo, onde poderá ser facilmente estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Não obstante, o teorema de representação de ENGLE e 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 por meio de uma equação de regressão nos níveis das variáveis. Já no segundo estágio, o termo de correção, obtido dos resíduos da equação estática, é utilizado na equação em diferenças, para se obterem os coeficientes de impacto.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Os dados utilizados neste estudo foram coletados no *site* da Fundação Getúlio Vargas, especificamente no banco de dados FGVDADOS (<http://fgvdados.fgv.br/>). Possuem uma periodicidade mensal e abrangem o intervalo de janeiro de 1995 a agosto de 2002, e os valores dos preços da soja nos referidos mercados estão cotados em dólares norte-americanos.

Cabe destacar que a denominação de uma variável precedida pela letra (L) indicará que ela está transformada por logaritmos³. Já a variável precedida pela letra (D) indicará que está transformada pelo operador das primeiras diferenças. Observe-se, na 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 para identificar quais séries são ou não estacionárias e, conseqüentemente, quais necessitarão ser transformadas pelo operador de logaritmos e/ou de diferenciação.

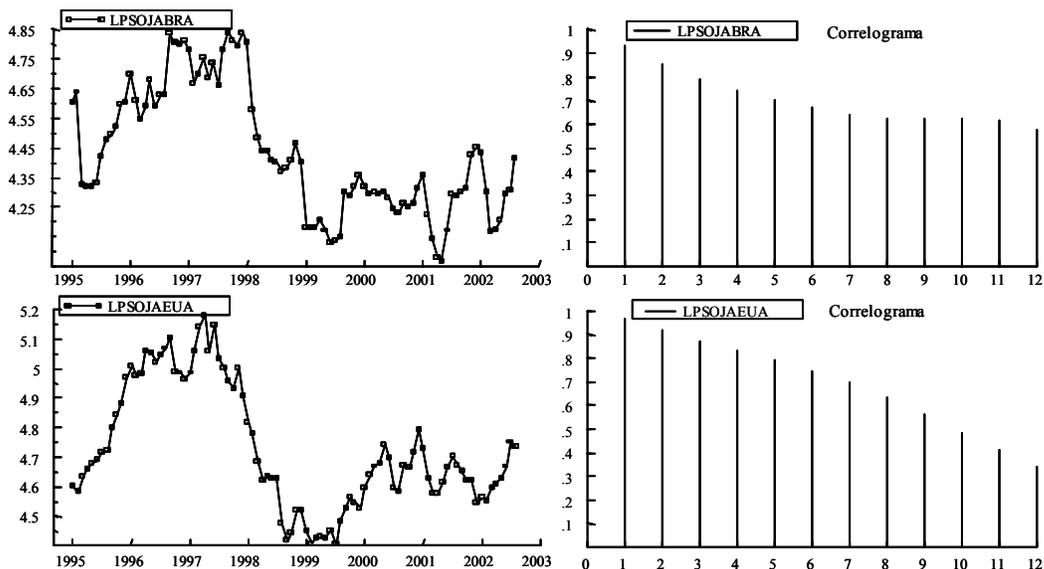
Assim, a primeira análise que deve ser realizada nos dados históricos é a de seu comportamento gráfico, averiguando-se se são ou não estacionárias. Observe-se, na Figura 1, que as duas séries temporais possuem uma tendência nos níveis das variáveis. Note-se que os correlogramas que mensuram o grau de autocorrelação entre as observações X_t e X_{t-j} com: $j = 1, 2, 3, \dots, 12$, das respectivas séries temporais, mostram uma forte

³ 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.

correlação positiva com as defasagens de 12 meses, que cai rapidamente e confirma serem as séries não estacionárias. Observe-se ainda, na mesma figura, que as autocorrelações foram reduzidas de forma

significativa, o que indica que a evolução do tempo traduzida por uma tendência parece não estar mais influenciando as respectivas variáveis.

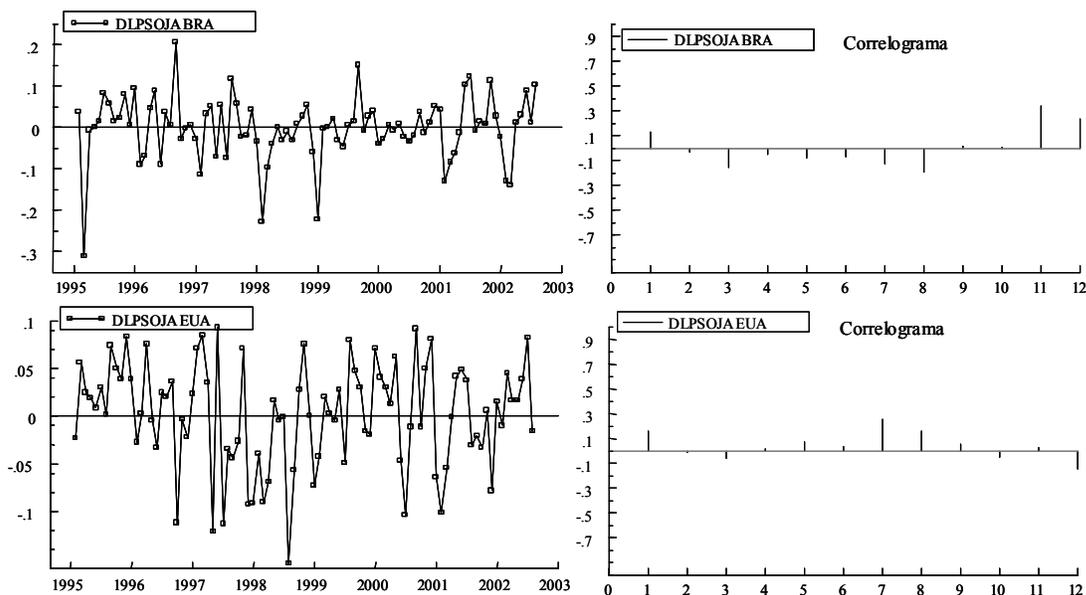
Figura 1: Comportamento dos Preços da Soja e Correlogramas



Após se aplicar o operador das primeiras diferenças nas variáveis estudadas, com vistas em induzi-las à estacionaridade, percebeu-se que elas passaram a ser estacionárias ao nível de

significância de 5%. Pela Figura 2 é possível visualizar o comportamento das variáveis nas primeiras diferenças.

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



Para avaliar a estacionaridade das séries citadas utilizaram-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, foram feitas as devidas reduções e escolheu-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.

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] | -1,4231 | 11 | -1,8273 | 11 |
| L[PSojaEUA] | -1,9472 | 7 | -1,6319 | 7 |
| DL[PSojaBrasil] | -4,3661 (**) | 7 | -3,5299(*) | 5 |
| DL[PSojaEUA] | -3,5144(*) | 6 | 3,5521(*) | 8 |

Notas: 1) 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% = -2,899 e 1% = -3,516. 2) O símbolo (*) evidencia uma significância estatística ao nível de 5%. 3) O símbolo (**) evidencia uma significância estatística ao nível de 1%.

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-se 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 em nível analisadas são consideradas integradas de primeira ordem ou I(1). Por outro lado, as duas variáveis expressas após as 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 |
|-----------------|---------------------|------------------|
| L[PSojaBrasil] | I(1) | Não Estacionária |
| L[PSojaEUA] | I(1) | Não Estacionária |
| DL[PSojaBrasil] | I(0) | Estacionária |
| DL[PSojaEUA] | 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.

$$LPSojaBrasil = 0,41973 - 0,84829.LPSojaEUA \quad (8)$$

(1,419) (-13,584)

Vale salientar que os valores dispostos entre parêntesis na expressão (8) são o teste *t-Student*. Após se 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 por meio dos testes DF e ADF, valendo-se de um nível de significância estatística de 5% e 1%, tal como pode ser visto na Tabela 3 a seguir.

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

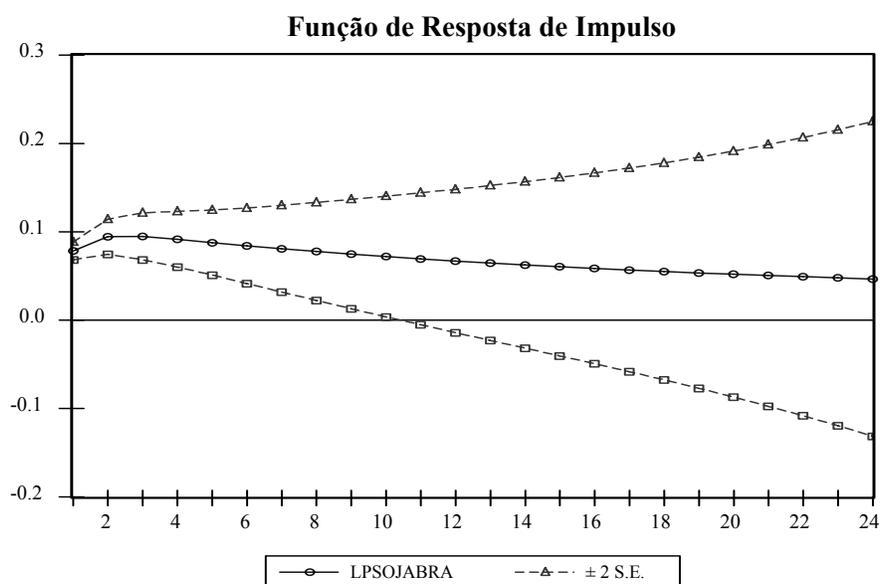
| Variável | t-ADF: com constante | Nº de defasagens com maior t-ADF | t-ADF: com constante e Tendência | Nº de defasagens com maior t-ADF |
|----------------|----------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| Resíduos (ECM) | -3,2416 | 1 | -3,7776 | 1 |

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% = -3,399 e 1% = -3,516.

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-se. Assim, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da soja brasileira e o preço da soja no mercado norte-americano. Nesse sentido, como os preços parecem caminhar para uma situação de longo prazo, os preços dessa *commoditie* nos referidos mercados possuem comportamentos similares; mesmo com as séries temporais apresentando uma pequena quebra estrutural no ano de 1996, em decorrência 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-se a função de resposta de impulso na figura 3, verifica-se que a resposta dada por um choque de um desvio-padrão nos preços cotados no Brasil é transferida de duas formas para os preços cotados nos Estados Unidos, no longo prazo: no primeiro período, verifica-se uma trajetória ascendente até aproximadamente o terceiro mês; no segundo período, uma trajetória descendente, que vai do oitavo ao vigésimo quarto mês, quando 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 queira traçar estratégias de arbitragem adquirindo a soja a um preço inferior no mercado nacional e vendendo-a 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 e agosto de 2002.

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

Os resultados obtidos dos testes supracitados 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 situou-se entre zero e a unidade, isto é, 0,8483. 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 média 84,83% 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) encontrou um coeficiente de 98,17%, 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 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.

6. BIBLIOGRAFIA

- 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*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Menasha: Econometric Society, v. 55. n. 2, p. 251-276, 1987.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland, v. 2, p. 11-20, 1974.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *International Economics: Theory and Policy*. 4. ed. Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766p.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review*, Washington: International Bank for Reconstruction and Development, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. p.267-76.
- MARGARIDO, M. A.; SOUZA, E. L. L. Formação de preços da soja no Brasil. *Agricultura em São*

- Paulo, São Paulo: Departamento da Produção Vegetal, v. 45, n. 2, p. 52-61, 1998.
- MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E. L. L.; BARBOSA, M. Z.; FREITAS, S. 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, *Anais*. Brasília: SOBER, 1999.
- 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).
- NOGEIRA JUNIOR, S.; NEGRI NETO, A. *Crescimento Diferenciado da Soja no Brasil: Uma Análise Regional*. São Paulo: IEA, 1982. 23 p. (Relatório de Pesquisa, 3/82).
- PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de Preços de Soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília: Sociedade Brasileira de Economia Rural, v. 32, n. 4, p. 345-361, out/dez. 1994.