

TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA SOJA ENTRE O BRASIL E OS ESTADOS UNIDOS NO PERÍODO DE 1997 A 2007

Fabiano Mello da Silva¹
Taize de Andrade Machado²

RESUMO: O objetivo deste trabalho é verificar se há transmissão de preços no mercado da soja para os mercados brasileiro e norte-americano. Os dados empregados correspondem às médias mensais de preços obtidos junto a *Agriculture Organization of the United Nations (FAO)* e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). Utilizaram-se testes de raiz unitária e de co-integração de Johansen, bem como Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Os resultados indicam que em curto prazo não há forte relação de co-integração, porém em longo prazo, os preços apresentam-se co-integrados, sendo que as variações são transmitidas entre os dois mercados analisados.

Palavras-Chave: soja, Transmissão de preços, Lei do Preço Único.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, devido à globalização, a economia mundial está passando por profundas modificações. O comércio internacional vem crescendo significativamente e trazendo consigo a elevação da concorrência e a abertura de novos mercados.

O processo de globalização fez com que nenhum país do mundo pudesse ignorar seu papel na complexa rede de relações comerciais internacionais. Por essa razão, o tema comércio internacional foi adquirindo uma grande importância no debate político e intelectual do mundo contemporâneo.

Sabe-se que a economia brasileira destaca-se como grande produtor e exportador mundial do complexo soja (grãos, óleo e farelo). Esta condição é resultante de um longo período de modernização, com avanços na tecnologia de produção e pesquisas para a adaptação da cultura à região tropical, o que propiciou aumento da competitividade e qualidade do grão nacional. A soja é atualmente, o produto agrícola mais plantado no Brasil. Entretanto, apesar da expressiva participação no mercado mundial, o Brasil é considerado um país tomador de preços.

O objetivo desse estudo é de verificar se existe relacionamento (co-integração) de longo prazo entre os preços da soja entre o mercado brasileiro e o mercado norte-americano, com base nos preços das cotações da Bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F) do Brasil e da Bolsa de Futuro de Chicago (CBOT-*Chicago Board Trade*) dos

¹ Bacharel em Economia pela UNIFRA e aluno especial do Mestrado em Administração pela UFSM.

² Prof^a Ms. do Curso de Economia, do Centro Universitário Franciscano (UNIFRA). E-mail: taize@unifra.br

Estados Unidos. Especificamente, objetiva-se verificar se as variações de preços em um mercado podem ser transmitidas para o outro mercado.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta parte introdutória. Na seção 2, apresenta-se o mercado brasileiro de soja. Os procedimentos metodológicos a serem empregados neste estudo encontram-se descritos na terceira seção. Na quarta seção serão discutidos os resultados. As conclusões serão apresentadas na última seção.

2. O MERCADO BRASILEIRO DA SOJA

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.

Em meados da década de 1960, a soja chega ao Brasil, mais precisamente, a região de Santa Rosa no Rio Grande do Sul. Com a chamada Revolução Verde, o governo brasileiro muda a política de apoio à agricultura familiar ou de subsistência adotando os moldes das políticas praticadas internacionalmente de apoio à exportação.

Dessa forma, o Rio Grande do Sul passa a ser o estado pioneiro na produção da soja para exportação. Seguindo na mesma linha, entre a década de 1960 e 1970, outros estados brasileiros com características distintas de clima e solo passam a cultivar a soja (Silva Filho *et al*, 2005).

Várias características, sejam no âmbito sócio-político interno ou macroeconômico internacional, fizeram com que, na década de 1980, as altas taxas de desenvolvimento do mercado da soja fossem diminuindo, acompanhadas por aumento de incerteza e risco associado à atividade.

Marcada por profundas mudanças político-sociais, abertura econômica e estabilização econômica, a década de 1990 foi significativa em evoluções no mercado da soja. Nos anos subseqüentes, esta tendência de crescimento da cultura continua acompanhada por desenvolvimentos de novas tecnologias que permitiram o plantio da soja com qualidade na região centro-oeste, norte e nordeste num movimento de expansão da cultura (Silva Filho *et al*, 2005).

O Brasil ocupa lugar de destaque no cenário do agronegócio mundial do complexo soja, como grande produtor e exportador, mas pode-se dizer que a capacidade de expansão do agronegócio depende diretamente da infra-estrutura necessária para o escoamento da produção. Embora sejam feitos alguns investimentos nessa área, ainda

não é o suficiente. As ferrovias obsoletas e ineficientes, algumas rodovias em estado precário esburacadas ou sem pavimentação, além de poucas alternativas hidroviárias, escassez de armazéns e portos sobrecarregados, acabam tornando o escoamento da safra em um verdadeiro desastre, prejudicando a competitividade do agronegócio no país. Munoz&Palmeira (2006).

A Tabela 01 apresenta os dados da produção brasileira de soja em grão, juntamente com suas exportações e importações entre 1997 e 2007.

Tabela 01: Produção Exportação e Importação Brasileira da Soja em grão (toneladas).

Ano	Produção	Exportações	Importações
1997	26 391 448	8 339 590	1 449 860
1998	31 307 440	9 274 752	828 227
1999	30 987 476	8 917 210	582 027
2000	32 734 958	11 517 260	807 397
2001	39 058 000	15 675 543	849 583
2002	42 769 000	15 970 003	1 045 204
2003	51 919 440	19 890 467	1 189 229
2004	49 549 941	19 247 690	348 312
2005	51 182 074	22 435 072	367 748
2006	52 464 640	24 957 975	48 857
2007	58 197 297	23 733 775	40 000

Fonte: Organização própria através de dados da FAO e IPEADATA.

De acordo com os dados da FAO e IPEADATA, a produção brasileira da commodity soja no ano de 2007 obteve um aumento de aproximadamente 120%, entre os anos de 1997 e 2007. Este significativo aumento está associado não só ao crescimento da produção, mas também ao aumento da capacidade competitiva da soja brasileira, que conta com avanços científicos e disponibilização de tecnologias, como a soja transgênica. (EMBRAPA, 2004).

Em relação às exportações, a Tabela 01 demonstra que o Brasil exportou no ano de 2007 aproximadamente 24 milhões de toneladas, um aumento de 184, 59 % em relação ao ano de 1997. Quanto as importações, no ano de 1997, o Brasil chegou a importar aproximadamente 1 milhão e meio de toneladas , mas este número caiu para 40 mil toneladas no ano de 2007.

Segundo Rudell e Prieb (2008), o bom desempenho das exportações do setor e a oferta crescente de empregos na cadeia produtiva não podem ser atribuídos apenas à vocação agropecuária brasileira. O desenvolvimento científico-tecnológico e a

modernização da atividade rural, obtidos por intermédio de pesquisas e da expansão da indústria de máquinas e implementos, contribuíram igualmente para transformar o país numa das mais respeitáveis plataformas mundiais do agronegócio. A adoção de programas de sanidade animal e vegetal garantindo a produção de alimentos saudáveis, também ajudou o país a alcançar essa condição.

3.METODOLOGIA

3.1 Modelo Teórico

O modelo teórico utilizado neste trabalho está fundamentado na Lei do Preço Único (LPU). Segundo Krugman e Obstfeld (2005), a Lei do Preço Único afirma que nos mercados com concorrência, na ausência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio, bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são expressos em termos da mesma moeda.

Para Barbosa *et al.*, (2002), a validade desta lei está diretamente relacionada ao processo de arbitragem internacional, o qual, no longo prazo, tende a igualar os preços nos dois mercados (doméstico e externo). A arbitragem induz a uma elevação do preço no país com preço baixo, em função do aumento da quantidade demandada, enquanto implica em queda de preço no país com preço alto, devido ao excesso da quantidade ofertada. O processo de arbitragem continua até o momento em que os preços nos dois países sejam igualados. Portanto, caso a Lei do Preço Único seja válida, os preços domésticos de determinado produto devem ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional.

Matematicamente, segundo Souza & Campos (2008), a Lei do Preço Único pode ser representada por:

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + U \quad (1)$$

Onde P_{it} e P_{jt} são preços de uma determinada commodity nos mercados de dois países i e j , para um dado período de tempo t ; α é uma constante (ou intercepto) e o coeficiente β é a elasticidade do preço doméstico cotado em dólares, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço.

Para Souza & Campos (2008), quando seu valor é igual a um, isto indica que variações de preço internacionais são transmitidas ao mercado interno. Em

contrapartida, quando seu valor for zero, implica que variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de reação do preço doméstico.

Esse valor de β geralmente permanece entre zero e um, refletindo a política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado (Barbosa *et al.*, 2002).

3.1.1 Alguns resultados empíricos correlacionados

Ardeni (1989) *apud* Chiodi (2006) foi um dos primeiros a utilizar testes de cointegração. O autor analisou os preços de um grupo de produtos agrícolas em quatro países, sendo Austrália, Canadá, Estados Unidos e Reino Unido, com objetivo de verificar a Lei do Preço Único (LPU). Os resultados de pesquisa mostraram que as variações na taxa de câmbio não são transmitidas totalmente para os preços e que as séries não eram correlacionadas.

Aguiar e Barros (1991) buscaram verificar as relações entre os preços de soja e derivados nos mercados interno e externo, em nível de atacado e varejo, para o estado de São Paulo nos anos de 1980, e constataram a existência de uma perfeita integração entre os níveis de atacado e varejo e uma integração parcial entre os mercados interno e externo.

Pino e Rocha (1994) estudaram a transmissão das cotações na *Chicago Board of Trade* (CBOT) para os preços do grão soja em nível de produtor e indústria do Brasil. Os autores concluíram que os preços domésticos desse grão são fortemente influenciados pelas variações na CBOT, determinando assim, a quantidade ofertada da *commodity* no país.

Já Lima e Burnquist (1997) investigaram a validade da Lei do Preço Único (LPU) para os preços do mercado internacional de soja em grãos e farelo de soja durante o período de janeiro de 1985 a dezembro de 1995, utilizando o método de Johansen. Esse método foi utilizado em um modelo envolvendo os preços do Brasil e dos Estados Unidos (países exportadores) e da Alemanha (país importador). Os resultados indicaram que a LPU não deve ser rejeitada para o mercado da soja em grãos, porém quanto ao farelo de soja, os resultados foram divergentes.

Margarido e Sousa (1998) procuraram verificar a transmissão de preço da soja na Bolsa de Chicago (CBOT) para os preços praticados internamente no Brasil e no Estado do Paraná durante o período entre 1987 e 1997, através da análise de séries temporais desenvolvida por Box, Jenkins e Reinsel. Os resultados apontaram que as

variações das cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente, sem defasagens, para os preços recebidos pelos produtores do grão no Brasil e no Paraná, porém apenas uma parcela desse total é transferida para os preços internos.

Margarido *et al* (1999) mediram a elasticidade de transmissão de preços envolvendo a *CBOT*, preços do Porto de Rotterdam, e os preços domésticos no Brasil e Argentina. Os resultados obtidos mostram que variações nos preços do grão de soja em Rotterdam são transferidos mais intensamente e rapidamente para os preços domésticos dessa *commodity* no Brasil e Argentina comparativamente àquelas variações que são originadas a partir da *CBOT*. Isto indica que, em relação à formação do preço da soja em grão, o lado da demanda (variações nas quantidades demandadas), representada pelo preço em Rotterdam (preço físico ou *spot*) exerce 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, ou seja, levam em consideração as estimativas de safras dos principais países produtores.

Outro aspecto relevante desse trabalho, é que os preços na Argentina são mais sensíveis às variações de preços internacionais do que no caso do Brasil, sendo que isso possivelmente reflete as características de cada mercado, dado que, o Brasil possui um importante mercado doméstico consumidor de derivados de soja, enquanto que, no caso da Argentina, quase toda produção destina-se exclusivamente ao mercado internacional, tornando o seus preços domésticos mais sensíveis diante de variações nos preços externos.

Margarido *et al* (2004) utilizou testes de causalidade de Granger e testes de co-integração de Johansen, como também função de impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros. Os testes de causalidade mostraram que a taxa de câmbio e preço internacional da soja afetam o comportamento do preço do óleo de soja, porém, as variáveis não foram co-integradas, ou seja, não houve relacionamento de longo prazo entre elas.

3.2.1. Não-estacionariedade

Segundo Vasconcelos e Alves (2000), séries temporais que apresentam tendência comprometem a aplicação de uma grande parte do instrumental econométrico. Os modelos de séries temporais só terão suas propriedades asseguradas se todas as variáveis nelas contidas forem estacionárias.

A primeira etapa da análise de séries temporal é verificar as características do processo estocástico da série em estudo, ao longo do tempo.

Segundo Gujarati (2000, p. 719) “[...] um processo estocástico é chamado estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada”.

Admite-se que Y_t seja uma série temporal estocástica com as seguintes propriedades. Conforme Gujarati (2000, p. 723), nos modelos considerados:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (2)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (3)$$

$$\text{Covariância: } Y_k = E[(Y_t - \mu) \cdot (Y_{t+k} - \mu)] \quad (4)$$

Caso as características do processo estocástico da série sofram mudanças com o tempo, tal processo será denominado não-estacionário, sendo difícil a modelagem do seu comportamento. Caso contrário, ou seja, se as características do processo estocástico não sofrerem mudanças com o tempo (são constantes no tempo), a série será estacionária. (Hill *et al.*, 1999).

A aplicação dos modelos de regressão, considerando séries temporais não estacionárias, pode conduzir ao problema que se convencionou chamar de regressão espúria³. Ou seja, uma regressão que tem um alto coeficiente de determinação (R^2) sem uma relação significativa entre as variáveis.

Segundo Gujarati (2000), a presença de uma tendência, em ambas as séries, leva a um alto valor do R^2 , mas não é necessariamente uma relação verdadeira entre as séries. Logo, a presença de raiz unitária, na série temporal, conduz a resultados viesados, invalidando os pressupostos estatísticos de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo.

3.2.2 Teste de Raiz Unitária

Para se testar a co-integração entre as séries de preços da soja no Brasil e dos Estados Unidos, deve-se inicialmente determinar a ordem de integração.

³ Regressão espúria é quando ela não representa verdadeiramente as relações que mostra matematicamente, ou seja, não condiz com o resultado estatístico.

A análise da estacionariedade pode ser feita por meio de inspeção visual da série, do correlograma (gráfico que relaciona a função de autocorrelação com o número de defasagens) ou através dos testes de raiz unitária⁴, que identificam a ordem de integração das séries.

O procedimento que será utilizado neste trabalho será o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), como descrito por Enders (1995 *apud* Souza e Campos 2008).

Estima-se a regressão:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Onde: } \gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$$

Sendo que α_0 é o intercepto; γ é a ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal; Y representa a variável dependente; Δ representa o operador de diferença (em cada série de preços); e ε_t denota a estrutura do erro ou série de ruído branco⁵, a qual se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A hipótese nula do teste de Dickey-Fuller Aumentado é a existência de uma raiz unitária. Essa hipótese $H_0 : \gamma = 0$ deve ser rejeitada caso o $|t|_{\text{calculado}} > |t|_{\text{crítico}}$ de Dickey-Fuller. Desta forma, entende-se que a série é estacionária.

Caso o $|t|_{\text{calculado}} < |t|_{\text{crítico}}$, não se rejeita $H_0: \alpha_1 = 0$ e a série não é estacionária. No caso da hipótese nula não ser rejeitada, deve ser realizado um novo teste, até que a hipótese nula seja rejeitada.

3.2.3 Co-integração

Identificada a ordem de integração, busca-se verificar se as séries são co-integradas. De acordo com Lovadine e Bacchi (2005 *apud* Souza e Campos, 2008), co-integração significa que séries temporais não-estacionárias e integradas de mesma

⁴ Dentre outros, temos o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), a aplicação deste teste pode ser verificada em Filho e Alvim (2008, p.7).

⁵ Série ruído branco é uma série com o erro estocástico com média zero, variância constante e é não autocorrelacionado (Gujarati, 2000).

ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo.

A determinação das relações de co-integração entre as variáveis pode ser detectada por vários métodos, sendo que os mais empregados são os métodos de Engle e Granger e de Johansen. O método de máxima verossimilhança de Johansen propõe obter melhores estimativas, testar a presença de mais de um vetor de co-integração e prover testes de razão de verossimilhança sobre os vetores de co-integração, sob a ótica de sistema de variáveis, o que não é o caso do método de Engle e Granger (Bittencourt e Barros, 1996). Desta forma, o método de Johansen foi o escolhido para este trabalho.

Segundo Brunetti e Bittencourt (2007) a representação desse teste de co-integração é representado pelo seguinte modelo matemático:

$$\mu_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (6)$$

Onde:

Y_t : é o preço do produto Y no período “ t ” na região ou mercado do bem “ Y ”;

X_t : é o preço do produto Y no período “ t ” na região ou no mercado de bem “ X ”;

β_0, β_1 : são parâmetros co-integrantes;

μ_t : é o resíduo.

O resultado do teste de Johansen para as regressões da fórmula (6), indicam se as séries são co-integradas ou não. Caso elas não sejam co-integradas, uma mudança de preço em uma não se refletirá na outra no longo prazo. Isso mostrará que são mercados autônomos e independentes, no longo prazo (Brunetti e Bittencourt, 2007).

Segundo Margarido (2004), antes de utilizar o Modelo de Johansen é necessário em primeiro lugar determinar a ordem do vetor auto-regressivo (VAR), isto é, o número de defasagens que será utilizado no modelo.

Para identificar o número de vetores de co-integração que serão utilizados neste modelo, serão propostas duas estatísticas: o Teste Traço e o Teste de Máximo Autovalor. A Estatística do Traço (*trace statistic*) pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos é menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que ele é maior que r . (Abitante, 2008).

Este procedimento é representado matematicamente por Margarido (2004) pela seguinte expressão:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n \tag{7}$$

Ou seja, somente os primeiros r autovalores (λ) são diferentes de zero. Essa restrição pode ser imposta para diferentes valores de r (Margarido, 2004).

O Teste de Máximo Auto Valor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é r contra hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de co-integração (Machado, 2008).

Este procedimento é representado em termos algébricos por Souza e Campos(2008) como :

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \tag{8}$$

De acordo com Greene (2003, p. 656 *apud* Margarido 2004), caso exista pelo menos um vetor de cointegração, a próxima etapa é estimar um modelo de correção de erros (MCE), este mecanismo têm a principal vantagem ao fato de que nesse formato são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo, através de ajustes nas variações, sendo representado pela seguinte equação matemática:

$$\nabla Z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_k - 1 \nabla z_{t-k} + 1 + \prod z_{t-k} + \Phi D_t + \mu t \tag{9}$$

Onde

$$\Gamma_1 = -(I - A_1 - \dots - A_i), \quad (i=1, \dots, k-1), \quad e \quad \prod = -(I - A_1 - \dots - A_k). \tag{10}$$

$$e \quad \prod = \alpha \beta' \tag{11}$$

Sendo que α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto β é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo $\beta' z_{t-k}$, o qual está embutido na equação (6)⁶, representa as $n - 1$ relações de co-integração no modelo multivariado, assegurando, dessa forma, que z_t converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo (Margarido, 2004).

Existem três casos possíveis, segundo Machado (2008): primeiro, se a matriz é de posto completo ou posto $\prod = n$, as variáveis x_t serão I (0) ou estacionárias. Segundo, se o posto da matriz for igual à zero ou posto $\prod = 0$, então não existe

⁶ Lembrar que o termo \prod é pós multiplicado pelo vetor z_{t-k} , conforme apresentado na equação 9.

nenhum vetor de cointegração. E, por último, se o posto $\prod = r \leq n - 1$ existem $n - 1$ vetores de cointegração, o posto indica o número de relações que co-integram.

3.2.4. Dados

Na análise entre a relação de preços da soja no mercado interno e externo, os dados básicos utilizados nesse estudo, referem-se à média mensal de preços de soja à vista pago ao produtor no mercado interno e dos preços da soja norte-americano, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2007. A série de preços no mercado interno foi obtida a partir do IPEADATA. A série de preço do mercado norte-americano foi obtida na FAO (*Agriculture Organization of the United Nations*).

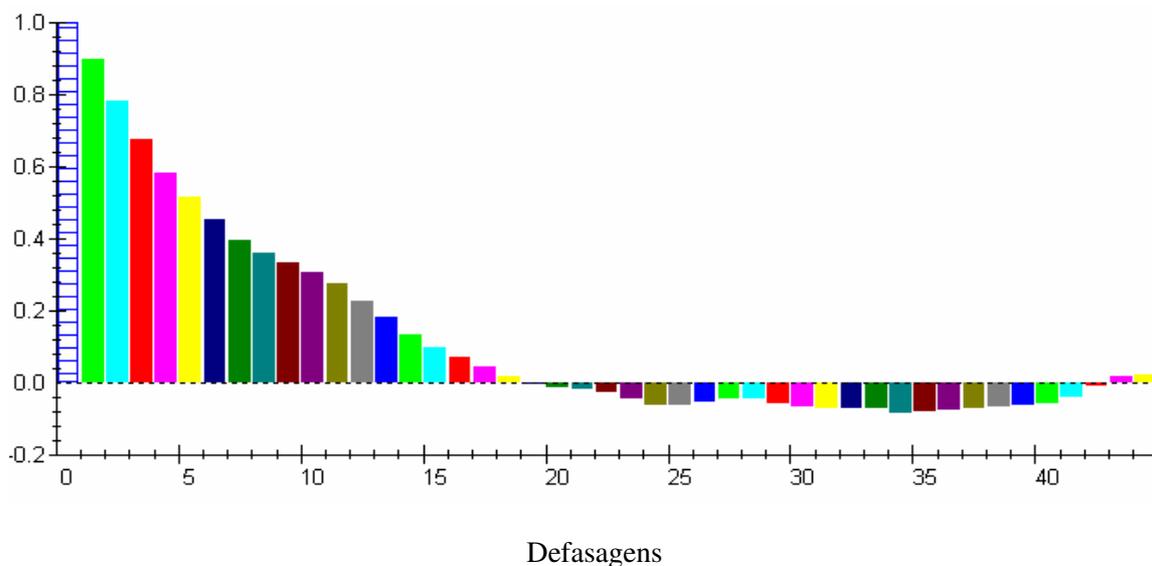
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Testes para detectar estacionariedade

a) Correlograma

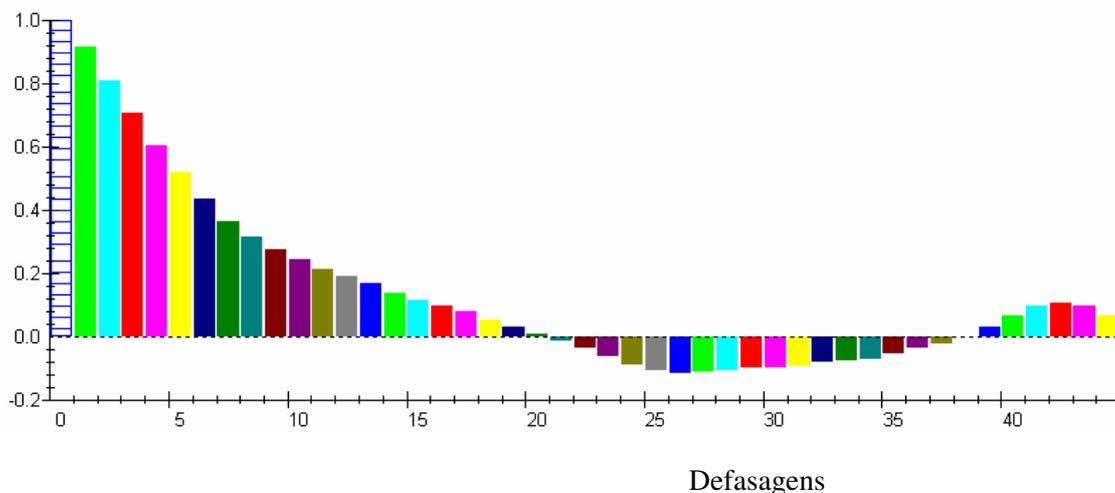
A verificação da estacionariedade de uma série pode ser feita através da inspeção visual da série e do correlograma, como estão ilustradas pelos Gráficos 1 e 2.

Gráfico 1 – Gráfico da função autocorrelação para a série do Brasil



Fonte: dados de pesquisa

Gráfico 2 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços dos Estados Unidos



Fonte: dados de pesquisa

Como se pode observar pelos Gráficos 1 e 2, as séries de preços não apresentam uma tendência bem definida ao longo do tempo. Essas séries possuem características de não estacionariedade. Os correlograma das séries de preço da soja do Brasil e dos Estados mostram que os coeficientes de autocorrelação declinam lentamente com o aumento do número de defasagens até chegar a 40° defasagem, a partir de então, o seu comportamento se modifica.

Para se confirmar que as séries de preços da soja nos países analisados são estacionárias, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

b) Teste de Dickey-Fuller Aumentado

Para o teste ADF, as séries temporais de preços da soja foram estimadas com intercepto e com tendência (*intercept and a linear trend*), tanto em nível como em primeira diferença. Para o valor dos resíduos foram estimadas equações com intercepto e sem tendência (*intercept but not a trend*), utilizando-se a defasagem ("lags") de zero (0) a doze (12). A Tabela 2 mostra os resultados para as séries em nível e em primeira diferença.

Tabela 2 - Teste de estacionariedade para as séries de preços do Brasil e Estados Unidos

Variável Preço	Série em nível		Série em 1° Diferença	
	Teste DF	Teste ADF	Teste DF	Teste ADF
Brasil	-0.80851	-2.0377	-7.1039	-6.4262
Estados Unidos	-0.49545	-1.7416	-6.6880	-5.8924
Resíduos	-3.7213	-6.2559	-----	-----

Notas: Estatística Dickey-Fuller = -2.8859, para 95% de confiança, ADF=-3, 4481.

Fonte: Dados da Pesquisa

Conforme resultados do teste de raiz unitária expostos na Tabela 2, constatou-se que ambas as séries de preços da soja do Brasil e dos Estados Unidos calculados em nível de 5% de significância, são menores do que o valor crítico, o que leva a concluir que estas séries temporais possuem raiz unitária. Porém, quando se realiza o mesmo teste em primeira diferença, os valores calculados das estatísticas são superiores ao valor crítico, o que leva a concluir que as séries temporais apresentam-se estacionárias, assim, não existindo raiz unitária. Portanto, se aceita a hipótese de que todas as séries são estacionárias após a diferenciação, e sendo, integradas em primeira ordem.

Como as séries de preços de soja do Brasil e dos Estados Unidos são integradas, passa-se a análise de co-integração. Para tal, emprega-se o teste de Johansen com o intuito de verificar se elas possuem relacionamento de longo prazo.

Entretanto, para se testar a co-integração, deve-se inicialmente identificar o número de defasagens que deve ser incluído no vetor autoregressivo (VAR). A escolha do número de defasagens a ser adotada foi baseada nos critérios AIC (*Akaike Information Criterion*), SBC (*Schwarz Bayesian Criterion*) e LL (*Maximized log-likelihood*). A Tabela 3 mostra os valores encontrados dos testes.

Tabela 3 - Testes para definição do número de defasagens⁷

Ordem	AIC	SBC	LL
2	-972.00*	-984.00*	-964.00*
1	-1003.4	-1009.00	-999.42
0	-1450.50	-1450.50	-1450.50

Fonte: Dados da pesquisa

*indica a ordem selecionada pelo critério de maior valor obtido.

⁷ Os testes de AIC, LL e SBC utilizam o *log* da função de Máxima Verossimilhança e por isto deve-se considerar o maior valor obtido.

Com base nas informações da Tabela 3, evidencia-se que os três critérios analisados indicam que o modelo deve conter duas defasagens que devem ser considerados no modelo VAR, quando se relacionam a série de preços da soja entre o Brasil e os Estados Unidos.

O número de vetores de co-integração depende do posto ou *rank* da matriz (r), com base nos autovalores e no traço da matriz estocástica.

Para se realizar o teste de co-integração de Johansen, faz-se necessário escolher o modelo de estimação adotado. Para este trabalho foi escolhido como modelo representativo àquele sem intercepto ou tendência temporal.

C) Modelo de Johansen

O número de vetores co-integrados é determinado em conformidade com as tabelas apresentadas a seguir. A Tabela 4 mostra o Teste de Co-integração de Johansen, que serão obtidos pelos testes do máximo autovalor e do teste traço.

Tabela 4 - Resultados do teste de co-integração de Johansen* para as séries mensais de preços da soja no Brasil e nos Estados Unidos entre janeiro de 1997 e dezembro de 2007.

		Máximo Autovalor			Traço				
HN	H.A	Estat.	95%	90%	HN	H.A	Estat.	95%	90%
r = 0	r=1	33.8180	11.0300	9.2800	r=0	r>=1	34.183	12.3600	10.2500
r <= 1	r=2	0.36503	4.1600	3.0400	r<=1	r=2	0.36503	4.1600	3.0400

* Teste de co-integração sem intercepto e sem tendência, sendo 132 observações com ordem VAR = 2. As séries apresentam 2 vetores de cointegração. Fonte: Dados da Pesquisa.

Sob hipótese nula (H.N) da não existência de posto co-integrante contra a hipótese alternativa (H.A) de existir um posto, testa-se ao nível de significância de 95% (11.0300) e 90% (9.2800), sendo o valor crítico calculado (33.8180), contra os tabelados usando a estatística do máximo autovalor e do teste traço.

Como se pode verificar pelos resultados da hipótese nula (HN) de que não há nenhum vetor de co-integração foi rejeitada em nível de 5% e 10%. Assim, as séries de preço da soja consideradas neste estudo contêm um único vetor de co-integração. Costa *et al* (2006 *apud* Souza e Campos, 2007) também encontraram uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da soja brasileira e o preço da soja no mercado norte-americano, considerando o intervalo de janeiro de 1995 a janeiro de 2005.

Portanto, percebe-se a não rejeição da hipótese alternativa para ambos os casos ao nível de 90% e 95%. Assim, parte-se para a verificação da segunda hipótese alternativa.

Em relação a esta hipótese, constata-se que os resultados dos testes foram divergentes em relação ao primeiro, pois os testes do traço e do máximo autovalor indicam não rejeição da hipótese nula, sinalizando que não há vetor de co-integração.

Essa divergência é eliminada para o modelo sem tendência determinística e sem intercepto, pois adotando essa especificação, ambos os testes indicam a existência de um vetor de co-integração entre os países analisados, isto é, essas séries de preços apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Tem-se, portanto a condição necessária para a existência da integração do mercado da soja no Brasil para o período analisado.

Quando duas variáveis são co-integradas, elas convergem para uma condição de equilíbrio de longo prazo, tornando-se relevante a estimação do Vetor de Correção de Erro (VEC), pois ele permite determinar a velocidade com as quais as variáveis tendem a alcançar o equilíbrio no longo prazo, ao incorporar elementos tanto de curto prazo quanto de longo prazo. Desta forma, os aspectos de longo prazo são captados através dos resíduos defasados da equação de co-integração (Freitas *et al*, 2001 *apud* Souza e Campos, 2008).

O Mecanismo de Correção de Erros evidencia o quanto da trajetória de longo prazo da série em questão é corrigido a cada mês. A Tabela 5 mostra os resultados encontrados.

Tabela 5- Estimação do Mecanismo de Correção de Erros (VEC) para as séries mensais de preço da soja do Brasil e dos Estados Unidos, janeiro de 1997 à dezembro de 2007.

Regressor	Coefficiente estimado	Erro Padrão	Estatística t
dBRASIL	0,4668	0,1092	4,2722
dEUA	-0,0044	0,0888	-0,0495
ecm1(-1)	-0,0576	0,0583	-0,9875

Nota: Estatística $t_{0,05} = 1,98$.

Fonte: Dados da Pesquisa.

De acordo com os dados apresentados pela Tabela 5, referente ao erro equilibrador, do primeiro vetor de co-integração (ecm1(-1)), apresenta negativo e não significativo ao nível de confiança de 95%, o que indica, em um primeiro momento que em curto prazo um aumento/diminuição nos preços da soja do mercado brasileiro não terá influencia significativa no preço da soja no mercado americano, o que leva a

induzir que os preços da soja do mercado brasileiro poderão ser influenciados por variáveis internas. Uma das explicações existentes na literatura, de acordo com Barros e Martines Filho (1987 *apud* Barczysz e Tonin, 2008), é que os preços no mercado brasileiro estão sujeitos a choques, tanto pelo lado da oferta quanto pelo lado da demanda. Pelo lado da oferta, tem-se a manifestação de variações de efeitos climáticos, como geada e excesso de chuvas, ou através do aparecimento de doenças e ataques de pragas, etc. podendo contribuir para a alteração da quantidade ofertada de produtos agrícolas, e pelo lado da demanda, via modificações nos instrumentos de política econômica (alíquotas de importação, taxa de câmbio, política monetária e etc...), os quais são capazes de alterar níveis de renda, hábitos de consumo, entre outros.

Pode-se constatar que a primeira diferença dos preços do trigo para o Brasil tem um coeficiente significativo ao nível de 95% de confiança. O sinal positivo indica que, no curto prazo, os choques internos no mercado da soja no Brasil afetam positivamente os preços internos.

Desta forma, entende-se que, apesar de no curto prazo os preços norte-americanos não terem grande influência sobre os preços da soja no mercado brasileiro, admite-se que existe uma relação de longo prazo, entre as duas variáveis, de acordo com os resultados encontrados no modelo de Johansen.

5 CONCLUSÕES

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 1997 a dezembro de 2007. Para verificar se existe cointegração de preços entre os mercados de soja do mercado brasileiro e americano, foi utilizado o teste de Johansen.

Os resultados indicam a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da soja negociados na economia brasileira e os preços cotados na economia dos Estados Unidos, não detectando relação de co-integração nos primeiros quinze meses decorrentes da pesquisa. Esta não integração pode ser explicada através dos choques econômicos existentes na economia, tanto pelo lado da oferta quanto pelo lado da demanda.

No que se refere às elasticidades de transmissão de preços entre o Brasil e os Estados Unidos, os resultados apontaram que variações em um mercado, no longo

prazo, são repassadas quase totalmente para o outro mercado analisado, durante o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2007.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABITANTE, K. G. **Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja.** Rev. Econ. Sociol. Rural vol.46 no.1 Brasília Jan./Mar. 2008. Disponível em http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032008000100004&script=sci_arttext - 72k. Acessado em 16 de Janeiro de 2009.

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. C. **Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta.** Estudos Econômicos. São Paulo, v.21, n.1, p.89-103, jan.- abr. 1991.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão.** Nova Economia. Belo Horizonte, v.12, n.2, p.79-108, jul./dez.2002. Disponível em <http://www.face.ufmg.br/novaeconomia/sumarios/v12n2/Barbosa.pdf>. Acessado em 24 de Janeiro de 2009.

BRUNETTI, L.; BITTENCOURT, M.V.L. **Integração de preços nos mercados regionais de café arábica.** V Encontro de Economia Paranaense, Curitiba (PR), 2007. Disponível em http://www.ecopar.ufpr.br/artigos/a4_025.pdf. Acessado em 27 de Janeiro de 2009.

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

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho.** 2006. Dissertação (Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006. Disponível em: <http://www.teses.usp.br> Acesso em 20 de Janeiro de 2009.

EMBRAPA – **Centro Nacional de Pesquisa de Soja Londrina.** CNPSo Londrina, PR Disponível em : http://www.cnpso.embrapa.br/index.php?cod_pai=1&op_page=260 - 35k - Embrapa 2005. Acessado em 08 de maio de 2009.

FAO. **Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação.** Disponível em: <http://www.fao.org.br> .

SILVA FILHO, O. C. da; FRASCAROLI, B.F.; MAIA, S.F. **Transmissão de Preços no Mercado Internacional da Soja: uma abordagem pelos modelos armax e var.** XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A145.pdf>.

FILHO, R. B.; ALVIM, A.M. **Análise da Transmissão de Preços da Carne Bovina entre os países do Mercosul e Estados Unidos.** : XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Rio Branco (AC), 2008. CD Room.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica.** 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

HILL, C., GRIFFITHS, W., JUDGE, G. **Econometria.** São Paulo: Saraiva, 1999.

IPEADATA. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.** Disponível em:<<http://www.ipeadata.gov.br>>.

LIMA, S. M. A.; BURNQUIST, H.L. **Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo).** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35, 1997. Anais... Natal, RN: SOBER, 1997. CD-ROM.

KRUGMAN, P.R. OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política.** São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.558p.

MACHADO, T.A. **Transmissão de Preços do Trigo Entre países do Mercosul e Estados Unidos no Período de 1995-2005.** Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana). Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, 2008.

MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E. L. L. **Formação de preços da soja no Brasil. Revista Agricultura em São Paulo.** São Paulo, v.45, n.2, p.52-61, 1998. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=954>. Acesso em 20 de Janeiro de 2009.

MARGARIDO, M.A. **Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS.** Disponível em www.iea.sp.gov.br/out/publicacoes/pdf/asp-1-04-6.pdf. Acessado em 15 de Janeiro de 2009. Agric. São Paulo, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

MUNOZ, C.C. PALMEIRA, E.P.**Desafios De Logística Nas Exportações Brasileiras Do Complexo Agronegocial Da Soja.** Revista acadêmica de economia, Nº 71, dezembro2006.Disponível em:<http://www.eumed.net/coursecon/ecolat/br/06/ccm.htm>. Acesado em 08 de maio de 2009.

RUDELL, D. A., PRIEB,R. P.As Exportações Brasileiras da Soja em Grão Para a China no Período de 1995 a 2005. In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Rio Branco,(AC) 2008. CD Room.

SOUSA, E. P. de CAMPOS, A. C. **Transmissão de preços do algodão nos mercados interno e externo.** In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Rio Branco, 2008. CD Room.

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

VASCONCELOS, M.A.S., ALVES, D. **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000.