

ANÁLISE DA ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DE SOJA

MARIO A. MARGARIDO¹
FREDERICO A. TUROLA²
JOCELYNNE MARIE FERNANDES³

Resumo: Esse trabalho analisou a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam e o Brasil entre julho de 1994 e setembro de 2000, a partir de um modelo baseado em MUNDLACK e LARSON (1992). Estimou-se um modelo de correção de erros, com e sem restrições nos parâmetros. Os resultados obtidos mostraram que, no curto prazo, os preços de grão de soja no Brasil tendem a eliminar mais rapidamente os desequilíbrios transitórios comparado aos preços no Porto de Rotterdam. No longo prazo, verificou-se que variações dos preços em Rotterdam e da taxa de câmbio são transmitidas totalmente para os preços da soja no Brasil, confirmando dessa forma a Lei do Preço Único nesse mercado. Os resultados da função de resposta de impulso mostraram que, variações não antecipadas no preço da soja em Rotterdam, são transferidas para o Brasil em dois períodos distintos. No primeiro, os preços crescem de forma ascendente até o sétimo mês após o choque inicial, a partir de então, os preços tendem a se estabilizar-se ao longo do tempo. Enquanto que, variações na taxa de câmbio nominal causam bruscas oscilações nos preços da soja no Brasil.

Palavras-chave: elasticidade de transmissão de preços; modelo de correção de erros; comércio internacional; soja;

¹ Economista, MS, Dr. em Economia Aplicada e Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola. e-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br

² Economista, MS, Doutorando em Economia de Empresas EAESP/FGV. e-mail: fredturola@gvmail.br

³ Economista, aluna do Curso de Especialização em Administração de Empresas da Uni-FMU. e-mail: jocelynne@ig.com.br

Introdução

A soja e seus derivados constituem um dos produtos agrícolas mais comercializados em termos mundiais, dado que servem como principais insumos em diversos segmentos da cadeia agro-industrial. Esta “matéria-prima é um dos produtos agrícolas mais comercializados no mundo, provavelmente devido à variedade de formas de consumo, que se estendem desde alimentação (humana e animal) até a indústria farmacêutica e siderúrgica. Essa diversidade é possível porque as indústrias de processamento de soja produzem subprodutos, farelo e óleo, que se constituem em importante matéria-prima para diferentes setores industriais” (FREITAS et al., 2001, p.2).

Segundo dados do USDA (2001), ao considerar o período de 1997/1998 a 2000/2001⁴, verifica-se que o Brasil ocupa expressiva participação no mercado internacional de soja e seus derivados no que se refere a produção e exportação de grãos desse produto. Tendo como base o referido período, verifica-se que a produção mundial de soja totalizou 161,25 milhões de toneladas, sendo que, o principal produtor são os Estados Unidos (EUA) com 45,80% desse total. O segundo lugar é ocupado pelo Brasil com 20,54%, enquanto que, à Argentina vem em seguida com 13,13%. Portanto, somente esses três países respondem por quase 80,00% da produção mundial de grão de soja.

As exportações de grãos de soja também apresentam elevado nível de concentração, pois do total exportado em relação a esse mesmo período, o qual chegou na casa dos 43,30 milhões de toneladas, somente esses três países exportaram quase 90,00% desse total, sendo que, a liderança pertence aos Estados Unidos (56,74%), seguidos pelo Brasil (25,38%) e Argentina (9,00%).

Pelo lado das importações, o destaque fica com a União Européia (UE), a qual, respondeu por 38,03% do total de 43,80 milhões de toneladas importadas em nível mundial no mesmo período de análise. Basicamente, a UE utiliza a soja para a produção de ração animal, dado que, esse bloco econômico é um dos principais produtores de suínos, aves e bovinos em termos mundiais.

⁴ No caso desse último ano/safra é necessário observar que os dados constituem-se em estimativas.

Uma característica do mercado internacional em relação ao complexo soja, reside no fato de seu elevado grau de concentração, seja pelo lado da oferta, seja pelo lado da demanda.

Conforme a CONAB (2001), os produtos do complexo soja exercem grande relevância quanto a geração de divisas para o Brasil. No período 1998-2000, as exportações totais médias brasileiras foram de US\$ 51,41 bilhões, sendo que, as exportações de produtos agrícolas somaram na média, cerca de US\$ 19,08 bilhões, representando 22,25% do total de divisas geradas. Somente os produtos do complexo soja⁵ foram responsáveis por 8,26% da receita total média auferida pelas exportações brasileiras no triênio 1998-2000. Portanto, a partir desses números, pode-se afirmar que o segmento do complexo soja reveste-se de suma importância não somente para a entrada de divisas via Balança Comercial⁶, como também, em termos de geração de renda doméstica entre os diversos segmentos da cadeia agro-industrial, visando dessa forma, incrementar o processo de desenvolvimento econômico brasileiro.

⁵ O complexo soja engloba os seguintes produtos: grão, farelo, óleo bruto, óleo refinado e outros óleos.

⁶ O Balanço de Pagamentos divide-se em Transações Correntes (Balança Comercial (BC) + Balança de Serviços (BS) + Transferências Unilaterais (TU)) e Movimentos de Capitais (Movimentos de Capitais Autônomos (KA) + Movimentos de Capitais Compensatórios (KC)). Para que o Balanço de Pagamentos permaneça equilibrado, *déficits* em transações correntes tem necessariamente que ser compensados por *superávits* na conta de capitais. Dado que o Brasil apresenta *déficits* em BS, então é necessário a obtenção de *superávits* em BC, para reduzir a dependência em relação ao capital internacional. Desde a implementação do Plano Real em julho de 1994 o Brasil passou a “apresentar *déficits* de US\$ 3,4 bilhões em 1995, US\$ 5,5 bilhões em 1996 e US\$ 8,4 bilhões em 1997. Somando-se a isso o agravamento dos problemas na balanço de serviços, houve progressivos *déficits* em transações correntes de US\$ 18 bilhões, US\$ 24 bilhões e US\$ 33 bilhões. Para cobri-los, o país contou com o ingresso de capitais autônomos em tal volume que superou largamente as necessidades de financiamento” (CARVALHO e SILVA, 2000, p.116-7). A partir da crise asiática em 1997, e da Rússia em 1998, o processo de crescimento mundial foi revertido e o ingresso de capitais externos no país reduziu-se drasticamente, desembocando na mudança da política cambial em janeiro de 1999. Por isso torna-se importante a obtenção de *superávits* na BC, visando dessa forma reduzir a dependência do país em relação ao capital internacional.

Dada a importância econômica do complexo soja, diversos estudos utilizando séries de tempo foram realizados, procurando analisar a formação do preço da soja no Brasil. 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 no Brasil. Em linhas gerais, esse autores concluíram que os preços domésticos do grão de soja são fortemente influenciados pelas variações na *CBOT*, determinando a quantidade ofertada dessa *commodity* no Brasil, além do que, também, afeta os preços internos dos subprodutos (farelo e óleo). MARGARIDO e SOUSA (1998), analisaram a transmissão de preços do grão de soja entre a *CBOT* e os preços praticados em nível de Brasil e Paraná. As conclusões desse estudo mostram que 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. Essa inelasticidade da transmissão de preços, aparentemente, está diretamente relacionada com as estratégias adotadas pelas empresas esmagadoras, as quais, tomam suas decisões quanto ao destino final da soja em função da relação entre os preços internacionais e domésticos, além do fato, de que o consumo doméstico dos derivados de soja é relativamente elevado, uma vez que, o farelo é utilizado para a fabricação de ração para aves, enquanto que, o óleo, em função de seu baixo preço comparativamente a outros tipos de óleos vegetais mais nobres, como canola e girassol, também é muito consumido internamente. Esses fatores mais o custo Brasil⁷, possivelmente influenciam o comportamento da elasticidade de transmissão de preços, tornando-a menor que a unidade.

MARGARIDO et al. (1999) ampliaram o campo de estudo sobre o complexo soja ao medirem 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

⁷ Entre os elementos que compõem o custo Brasil, pode-se citar: deficiências em infra-estrutura, principalmente no setor de transporte, e a própria política tributária, os quais, geram distorções nos preços domésticos comparativamente aos preços internacionais.

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*) exercem maior influência sobre os preços domésticos no Brasil e Argentina relativamente as 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. MACHADO e MARGARIDO (2000) utilizando testes de causalidade de Granger, também concluíram que os preços do grão de soja no Brasil e Argentina são mais sensíveis em função de variações em Rotterdam do que diante de variações na *CBOT*.

1- Objetivos

O objetivo desse estudo residiu em quantificar a elasticidade de transmissão de preços⁸ no mercado internacional de soja, envolvendo os preços *Cost Insurance and Freight (CIF)*⁹, em Rotterdam, taxa de câmbio nominal e os preços *Free on Board*

⁸ De acordo com BARROS e BURNQUIST (1987, p.178) a “elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço à um nível de mercado em relação à variação no preço à outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles”. Apesar, desse estudo envolver diferentes países (Brasil e Holanda), a análise foi desenvolvida no mesmo mercado em ambos os países (grão de soja), porém em níveis distintos (preço *FOB* do grão de soja no Brasil e *CIF* em Rotterdam), assim sendo, pode-se utilizar a definição citada acima.

⁹ Em relação ao preço *CIF*, todas as despesas de exportação correm por conta do vendedor, isso até a chegada da mercadoria ao porto de destino.

(*FOB*)¹⁰ no Brasil, para o período de julho de 1994 a setembro de 2000. Especificamente, objetiva-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre essas três variáveis através de testes de co-integração. Também foi calculada a função de resposta de impulso¹¹ para analisar como variações nos preços da soja em Rotterdam e da taxa de câmbio nominal transmitem-se para os preços da soja no Brasil ao longo do tempo.

3 – Modelo teórico

O modelo teórico utilizado neste trabalho foi desenvolvido por MUNDLACK e LARSON (1992). Esse modelo mostra como variações nos preços externos refletem-se em variações nos preços internos¹². Tendo-se como base a Lei do Preço Único¹³ pode-se escrever o preço doméstico do produto agrícola como função do preço internacional da *commodity* agrícola, da taxa de câmbio nominal e da política comercial adotada¹⁴. Algebricamente, esse modelo¹⁵ pode ser representado como:

¹⁰ No caso do preço *FOB*, todas as despesas ocorrem por conta do vendedor até o ponto de embarque da mercadoria.

¹¹ Conforme BARROS (1990, p.13) o conceito de elasticidade de impulso mede a variação da “variável *i* sobre a variável *j* como razão entre o impacto experimentado pela variável *j* e o impacto experimentado pela variável *i*. O termo elasticidade se aplica estritamente quando as variáveis são medidas em escala logarítmica”.

¹² Em ausência de intervenção, o preço doméstico será na mesma magnitude dos preços externos.

¹³ KRUGMAN e OBSTFELD (1997), chamam a atenção para o fato de que, apesar da Paridade do Poder de Compra (PPP) ser semelhante à Lei do Preço Único, há diferença entre ambas. Enquanto a segunda aplica-se a produtos específicos, isto em termos individuais, a primeira refere-se ao nível geral de preços, a qual reflete os preços de todos os produtos que compõem uma determinada cesta de bens de referência. No entanto, se a Lei do Preço Único é válida para todos os produtos dessa cesta de referência, então a Lei do Preço Único equipara-se à PPP.

¹⁴ Dado que não pretende-se abordar questões relativas à política comercial, essa variável não será introduzida no modelo analisado.

¹⁵ Esse modelo, também não leva em consideração diferenças qualitativas entre os produtos nem custos de transporte, armazenagem, bem como os preços dos insumos domésticos *nontradeables*.

$$(1) \quad P_{it} = P_{it}^* E_t$$

sendo que: P_{it} = preço doméstico do produto i no período t ; P_{it}^* = preço mundial do produto i no período t ; E_t = taxa de câmbio nominal no período t . Para captar possíveis desvios, em função de variáveis não introduzidas no modelo, adiciona-se um termo de perturbação (U) na equação. Escrevendo-se a equação 1 na forma logarítmica, obtém-se:

$$(2) \quad p_{it} = p_{it}^* + e_t + u_{it}$$

onde $u \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$, $E(e_t u_{it}) = 0$ e $E(p_{it}^* u_{it}) = 0$, ou seja, u_{it} não é correlacionado com nenhuma das variáveis de entrada do modelo. Logo, o modelo mais simples parte da premissa de que os preços domésticos em moeda nacional de determinado produto são função do seu respectivo preço mundial, da taxa de câmbio nominal e do termo de perturbação, estimando-se assim, o seguinte modelo:

$$(3) \quad p_{it} = \alpha + \beta p_{it}^* + \gamma e_t + \varepsilon_{it}$$

onde α é uma constante (ou intercepto), sendo que, adota-se a hipótese de que β seja igual a unidade. Assim sendo, o coeficiente β é a elasticidade do preço (efeito preço) doméstico em reais em relação ao preço internacional, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o seu valor é igual a um significa que, variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico, por outro lado, quando o valor de β é igual a zero isso implica que, variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de resposta do preço doméstico, nesse caso, a economia do país é completamente fechada. O caso mais comum é que o valor de β permaneça entre zero e um, refletindo dessa forma, a respectiva política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado¹⁶.

¹⁶ Nesse estudo, foi utilizado o modelo apresentado em (2), dado que, o período de análise não é muito longo, então, pode-se utilizar a taxa de câmbio nominal ao invés da taxa de câmbio real, uma vez que, tanto a inflação doméstica no Brasil pós Plano Real, como a inflação internacional, a

O coeficiente γ representa a elasticidade da taxa de câmbio nominal (efeito câmbio), isto é, como variações na taxa de câmbio são transferidas para os preços da soja no Brasil. Parte-se da hipótese de que, variações na taxa de câmbio são integralmente transmitidas aos preços domésticos no longo prazo, logo, espera-se que nesse caso, γ também assuma valor igual à unidade. Em relação ao curto prazo, a expectativa é de variações na taxa de câmbio não sejam plenamente repassadas para os preços do grão de soja no Brasil. Isto deve-se ao fato de que a participação brasileira no comércio internacional de soja é relevante, então, uma desvalorização cambial tende a aumentar a renda dos exportadores brasileiros em reais, gerando um preço de exportação de equilíbrio em dólares inferior àquele que prevalecia antes da desvalorização. Assim, a expectativa é de que o coeficiente relativo a γ seja positivo porém inferior a 1.

3 – Material e métodos

3.1 - Material

Foram utilizadas três séries de tempo com observações mensais relativas às variáveis preço *CIF* do grão de soja em Rotterdam (*ROT*)¹⁷, preços *FOB* do grão de soja no Brasil (*PBR*) e a taxa de câmbio nominal (*TC*). Os dados básicos relativos aos preços da soja foram extraídos da publicação OILSEEDS (1994/2000), enquanto que, a série da taxa de câmbio nominal foi obtida da Conjuntura Econômica. Uma vez que, nesse estudo, todas as variáveis foram utilizadas no formato de logaritmo, então, os valores do próprios coeficientes fornecem diretamente às respectivas elasticidades. Logo, as variáveis logarítmicas dos preços do grão de soja em Rotterdam e no Brasil foram denominadas de *LROT* e *LPBR* respectivamente, enquanto que *LTC* representa o logaritmo da taxa de câmbio nominal.

O pacote estatístico/econométrico utilizado foi o *Statistical Analysis Software (SAS)* versão 8.1.

qual normalmente é representada pela variação do nível de preços nos EUA, apresentaram pequena variação no período em questão.

¹⁷ Refere-se à notação utilizada para cada variável ao longo do texto.

3.2 - Métodos

Para determinar a ordem de integração das variáveis foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em DICKEY e FULLER (1981 e 1979). Os valores críticos tabelados para os testes de raiz unitária individuais foram obtidos em MACKINNON (1991), enquanto que, os valores tabelados para os testes conjuntos foram extraídos de DICKEY e FULLER (1981).

Um processo estocástico é estacionário, ou mais especificamente, possui fraca estacionariedade, quando preencher três requisitos básicos. “Em primeiro lugar, sua média tem de ser constante ao longo do tempo ($E(y)$ é constante para todo t). Outra condição é que a sua variância também seja invariante ao longo do tempo ($\text{Var}(y)$ é constante para todo t). Finalmente, a sua covariância indica que a autocorrelação entre dois valores de y tomados a partir de dois períodos de tempo distintos depende somente do intervalo do tempo entre esses dois valores e não da sua data ($\text{Cov}(y_t, y_{t+s})$ é constante para todo t que não seja igual a s)” (FREITAS et al. 2001, p.3).

O teste de raiz unitária ADF utiliza a seguinte auto-regressão:

$$(4) \quad \nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1)y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t$$

onde: α é o intercepto; t é a tendência, ∇ é o operador diferença ($\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$), e ∇_{t-j} é a própria variável dependente diferenciada e defasada. O número de defasagens é determinado pelo menor valor do Critério de Schwarz (SBC), e visa eliminar a autocorrelação dos resíduos. Finalmente e_t representa a estrutura de erro, a qual assume-se ser identicamente e independentemente distribuída.

O teste de raiz unitária¹⁸ testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ($\rho = 1$) contra a hipótese alternativa de que a série é

¹⁸ Maiores detalhes sobre o procedimento operacional passo a passo para a execução dos testes de raiz unitária dos tipos Dickey-Fuller (DF), Dickey-

estacionária ($\rho < 1$), considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência (denominados de testes $\tau, \tau_{\mu}, \tau_{\tau}$), e também possibilita a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência (denominados de testes ϕ_1, ϕ_3).

Além do teste de raiz unitária convencional, também, houve a necessidade de se utilizar teste de raiz unitária com quebra estrutural, segundo desenvolvido em PERRON (1994), pois a série de taxa de câmbio nominal apresentou uma quebra estrutural em decorrência da mudança do regime cambial ocorrida em janeiro de 1999, quando passou-se de um sistema com taxa de câmbio fixo para outro com taxas flutuantes. A análise gráfica mostrou que essa quebra foi abrupta. Mais especificamente, houve mudança de nível na série caracterizando-se ser um *outlier*¹⁹ do tipo *step*. Em função da quebra estrutural ter sido abrupta, seguida de mudança de nível, nesse estudo, utilizou-se o modelo *additive outlier* do tipo 1, conforme apresentado em PERRON (1994)²⁰. Os valores críticos utilizados para o teste de raiz unitária com quebra estrutural encontram-se em PERRON (1994).

Basicamente, o teste de raiz unitária com quebra estrutural proposto por PERRON (1994)²¹ consiste em duas etapas. Inicialmente, estima-se um equação de regressão, conforme apresentado na equação 5:

Fuller Aumentado (ADF) e o teste não paramétrico Phillips-Perron (PP) podem ser encontrados em MARGARIDO e ANEFALOS (1999).

¹⁹ A definição, bem como, detalhes relativos sobre as diversas classes de *outliers* encontram-se em BOX e TIAO (1975), MILLS (1990) entre outros.

²⁰ Detalhes sobre cada tipo de modelo encontra-se em PERRON (1994).

²¹ Em relação ao teste de raiz unitária com quebra estrutural, conforme desenvolvido por PERRON (1994), dois aspectos devem ser realçados. Em primeiro lugar, esse teste é indicado para aquelas situações em que há somente uma quebra estrutural na série de tempo. Outro fator relevante, é que, nesse trabalho será apresentado somente o caso 1 do modelo *additive outlier*(AO). Detalhes sobre os casos 2 e 3 do modelo AO e do modelo *innovational outlier* (IO), podem ser encontrados em PERRON (1994), MARGARIDO (2001).

$$(5) \quad y_t = \mu_1 + \beta t + \theta DU_t + v_t$$

onde: μ_1 é o intercepto, βt representa a tendência determinística, e $DU_t = 1$ se $t > T_b$ e zero caso contrário, sendo que t representa o tempo e T_b é o momento no tempo em que ocorreu a quebra estrutural. Nesse caso, a variável DU_t é uma variável *dummy* do tipo *step*, isto é, representa a mudança abrupta de nível (intercepto) da função tendência da série e v_t é o modelo de ruído. Em relação ao modelo de ruído é necessário observar que v_t é representado por um modelo ARMA tal que $A(L)v_t = B(L)e_t$, o qual é IID $(0, \sigma^2)$, enquanto que $A(L)$ e $B(L)$ representam polinômios de ordem p e q respectivamente e L é o operador de defasagem.

Esse procedimento inicial visa eliminar a função tendência da série original. Numa segunda etapa, estima-se uma auto-regressão a partir dos resíduos obtidos da estimação da equação 5, ou seja, realiza-se um teste de raiz unitária do tipo ADF sobre esses resíduos, o qual é representado como:

$$(6) \quad \tilde{v}_t = \alpha \tilde{v}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_j D(T_b)_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_i \nabla \tilde{v}_{t-i} + e_t$$

onde \tilde{v}_t representam os resíduos estimados da equação 5. A hipótese nula é que α é igual a um, ou seja, tem raiz unitária, enquanto que, a hipótese alternativa é que $|\alpha|$ é menor que a unidade, isto é, os resíduos são estacionários. Nesse caso específico, uma vez que, a quebra ocasionou mudança de nível na série original, utilizou-se uma variável *dummy* que assume valor igual a zero até antes da quebra, e valor igual a unidade posteriormente a ocorrência desse evento. É necessário enfatizar que variável *dummy* deve ser defasada de mesma ordem em função do número de defasagens utilizadas para eliminar a autocorrelação dos resíduos dessa auto-regressão.

A realização do teste de co-integração²² teve como objetivo detectar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis, mais especificamente, foi utilizado o teste de co-integração de Johansen segundo JOHANSEN e JUSELIUS (1990). Nesse caso, os valores críticos encontram-se em OSTERWALD-LENUM (1992). Também, foi utilizado modelo vetorial de correção de erro. Conforme BANERJEE (1993, p.139), o modelo de correção de erro torna-se importante pelo fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo, ou seja, os “mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro, tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações), como a longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente”.

De acordo com HARRIS (1995, p.77), definindo “um vetor z_t com n variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar z_t como um vetor auto-regressivo (VAR) sem restrição envolvendo k defasagens de z_t ”. Logo o modelo VAR²³ pode ser representado como:

$$(7) \quad z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

sendo que, $u_t \sim IN(0, \Sigma)$, z_t é um vetor ($n \times 1$) e cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$) e D_t representa termos determinísticos, tais como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que são considerados fixos e não estocásticos. No caso da metodologia de Johansen também torna-se necessário determinar a(s) ordem(ns) da(s) defasagem(ns) de z_t , pois esse procedimento têm como base a hipótese de que ao se introduzir um número suficiente de defasagens é possível se obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários. Para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens que devem ser aplicadas para se

²² A definição de co-integração encontra-se em ENGLE e GRANGER (1991).

²³ Este “tipo de modelo VAR foi defendido principalmente por SIMS (1980) como uma forma de estimar relacionamentos dinâmicos entre variáveis endógenas conjuntas sem a necessidade de impor *a priori* fortes restrições (tais como relacionamentos estruturais particulares e/ou a exogeneidade de algumas das variáveis)” (HARRIS, 1995, p.77).

obter uma estrutura de ruído branco (*white noise*), utiliza-se os critérios *AIC* (*AKAIKE Information Criterion*) ou então o *SBC* (*SCHWARZ Bayesian Criterion*).

A equação (7) pode ser modificada em termos de um modelo de vetor de correção de erro (VECM) cujo formato é o seguinte:

$$(8) \quad \nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

onde, $\Gamma_i = - (I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k - 1$), e $\Pi = - (I - A_1 - \dots - A_k)$. Segundo HARRIS (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionado ao fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes nas variações em z_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π . Visto com maior nível de detalhes, o termo Π é representado como:

$$(9) \quad \Pi = \alpha \beta'$$

sendo que, α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto que, 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 (9), 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.

Resumidamente, a metodologia de co-integração de Johansen apresenta três situações distintas. Conforme descrito em HARRIS (1995, p.79), se “o posto de Π é completo (isto é, há $r = n$ colunas linearmente independentes) então as variáveis em z_t são $I(0)$, enquanto que, se o posto de Π é zero então não há relacionamento de co-integração. Nenhum desses dois casos são particularmente interessantes. Mais importante, é quando Π tem posto reduzido; isto é, há $r \leq (n - 1)$ vetores de co-integração presentes”. Portanto, quando $r = n$, isto significa que z_t é estacionário, e nesse caso, o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível. Quando $r = 0$, implica que ∇z_t é estacionário e conseqüentemente o modelo deve ser ajustado com as variáveis diferenciadas. Finalmente, quando $0 < r < n$ isto equivale a testar quais colunas de α são iguais a zero, ou seja, dado que Π pode ser formulado como $\Pi = \alpha \beta'$ onde α e β

correspondem a matrizes de dimensão $(n \times r)$, isto implica que $\beta' z_t$ é estacionário, o que leva a conclusão de que existem r vetores de co-integração, que são exatamente as r colunas de β .

Nesse estudo, para testar a presença de vetores de co-integração foi utilizada a estatística λ_{trace} . Conforme JOHANSEN e JUSELIUS (1990), para testar a hipótese nula de que existem pelo menos r vetores de co-integração. A hipótese nula é representada matematicamente como:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n$$

ou seja, somente os primeiros r autovalores (λ) são diferentes de zero. Essa restrição pode ser imposta para diferentes valores de r . O próximo passo, consiste na comparação do valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição relativamente ao logaritmo da função de verossimilhança do modelo sem restrição. Esse teste é denominado de estatística *traço* e é representada em termos algébricos como:

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1.$$

onde Q = (função de verossimilhança restrita maximizada ÷ função de verossimilhança sem restrição maximizada).

Para verificar se existe perfeita integração no longo prazo entre os mercados do grão de soja no Brasil, em Rotterdam e da taxa de câmbio, o procedimento de Johansen permite a imposição de restrições²⁴ sobre o parâmetro β_{ij} . Nesse caso, testou-se a hipótese que $\beta_{1j} = -\beta_{2j} = -\beta_{3j}$, logo, a restrição é a seguinte: $H_0 : \beta = H\varphi$, onde H é uma matriz de ordem $n \times s_i$ e expressa em termos econômicos a hipótese de perfeita integração entre os três mercados enfocados, enquanto que, φ é um vetor de parâmetros a serem

²⁴ A questão relativa a imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo encontra-se detalhada em JOHANSEN (1995) e HARRIS (1995).

estimados na *i*-ésima relação de co-integração, e que têm ordem $s_i X$
1. Matricialmente, tem-se:

$$H = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \end{bmatrix}$$

Ao utilizar os modelos VAR ou VEC, um dos principais objetivos é examinar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, sendo assim, torna-se necessário efetuar alguns ajustes em relação a matriz de variância-covariância dos resíduos (Σ), pois geralmente essa não é uma matriz diagonal, o que implica que os choques u_{1t} , u_{2t} , ..., u_{nt} , podem ocorrer simultaneamente com probabilidade diferente de zero, ou seja, podem estar contemporaneamente correlacionados, sendo que, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância-covariância para evitar que choques sobre determinada variável contamine todo o sistema, impedindo dessa maneira que se possa analisar somente o efeito individual desse choque sobre o comportamento da variável de interesse.

O procedimento mais utilizado para diagonalizar essa matriz consiste em efetuar a decomposição de Cholesky²⁵. A partir desse procedimento é possível verificar o efeito, período a período, que um choque unitário de um desvio padrão, em só uma das variáveis do modelo, têm sobre todas demais variáveis do mesmo. No entanto, é importante frisar que, apesar da ortogonalização dos erros pela decomposição de Cholesky resultar em uma matriz de variância-covariância de inovações diagonal, isto é, não apresentar correlação serial entre os termos de erro, ainda assim, a decomposição de Cholesky é um método arbitrário pois atribui efeitos comuns, ou seja, mudando a ordem das equações tal procedimento pode levar a mudanças na função de resposta de impulso, fato esse que exige muito cuidado na interpretação das funções de resposta de impulso. Em outras palavras, de acordo com BLISKA (1990, p. 46) uma “das principais vantagens das inovações ortogonalizadas sobre as demais

²⁵ O processo de diagonalização da matriz de variância-covariância encontra-se detalhado em BRANDÃO (1985).

é a de serem não correlacionadas. No entanto, há uma decomposição diferente para cada ordenação das variáveis, sendo que a direção do efeito captado decorre da seleção arbitrária da ordem das variáveis no vetor analisado. Logo, quanto menor a covariância contemporânea (menor correlação entre os resíduos) menor é a importância da ordem selecionada”. Portanto, mesmo não havendo sentido de causalidade entre duas variáveis, ainda assim, pode haver efeito de um choque em uma delas sobre a outra em função da presença da covariância entre seus respectivos erros.

4 – Análise dos resultados

Antes da execução dos testes de raiz unitária foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas em cada teste, visando dessa forma, incluir um número suficiente de defasagens que elimine a autocorrelação dos resíduos. Para *LROT* em nível, o Critério de Informação de Schwarz indicou que é necessária a inclusão de uma defasagem apenas, enquanto que, para *LROT* diferenciada não torna-se necessário incluir qualquer defasagem (Tabela 1). Em relação à *LPBR* em nível, o Critério de Informação obteve valor mínimo para um modelo auto-regressivo de ordem 3, sendo assim, foram utilizadas três defasagens no respectivo teste de raiz unitária. Para *LPBR* diferenciada, obteve-se um modelo de médias móveis de ordem um, obrigando dessa forma a utilização do método *data dependent* para a determinação do número de defasagens²⁶. Os resultados do método *data dependent* indicaram a necessidade de cinco defasagens no teste de raiz unitária (Tabela 1).

²⁶ Detalhes envolvendo a utilização do método *data dependent* são apresentados em PERRON (1994).

Tabela 1. - Determinação do número de defasagens segundo o Critério de Informação de Schwarz (BIC) para executar o teste de raiz unitária do tipo ADF para as variáveis LPBR e LROT, Julho 1994 a Setembro 2000.

Variável	Valor mínimo do Critério de Informação BIC	Defasagem(ns) efetivamente utilizada(s) no modelo ARMA
LPBR ¹	BIC(3,0) = -5,96849	Três defasagens
∇ LPBR ²	BIC(0,1) = -5,97594	Cinco defasagens ³
LROT	BIC(1,0) = -6,4903	Uma defasagem
∇ LROT	BIC(0,0) = -6,53082	Nenhuma defasagem

¹ Variável em nível, ² Variável diferenciada, ³ método *data dependent*

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000).

Os testes de raiz unitária com as variáveis em nível identificaram a presença de raiz unitária, enquanto que, os testes conduzidos com as variáveis diferenciadas mostraram que elas são estacionárias considerando-se todos os três níveis de significâncias adotados para cada estatística implementada. Portanto, as duas variáveis foram consideradas diferença estacionárias, ou seja, integradas de ordem um ($I(1)$), pois foi necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para tornar cada uma delas estacionárias (Tabela 2).

Diante da presença de uma quebra estrutural ocorrida em janeiro de 1999, em relação à variável LTC utilizou-se o testes de raiz unitária com quebra estrutural.

Os valores críticos a serem utilizados dependem da posição ocupada pela quebra estrutural na série. Entretanto, de acordo com PERRON (1994), a menos que a quebra estrutural ocorra muito perto do início ou do fim da série, as variações nos valores críticos são irrelevantes. Portanto, na maioria das vezes, pode-se utilizar o valor crítico correspondente à quebra estrutural no meio da série, isto é, com $\lambda=0,5$. No caso desse trabalho a quebra se deu na observação número 54, valor esse que corresponde a 72,0%, ou seja, está mais

próximo da metade do número total de observações do que de seu extremo superior.

Tabela 2 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)¹ para as variáveis LPBR e LROT, Julho de 1994 a Setembro de 2000

Variável	τ_{τ}	ϕ_3	τ_{μ}	ϕ_1	τ	I ²
LPBR ³	-2,06	2,58	-2,05	3,29	1,43	I(1)
∇ LPBR ⁴	-3,96 ⁶	7,91 ⁶	-3,78 ⁵	7,14 ⁵	-3,39 ⁵	I(0)
LROT ³	-1,99	2,69	-0,96	0,49	-0,27	I(1)
∇ LROT ⁴	-7,34 ⁵	26,92 ⁵	-7,23 ⁵	26,12 ⁵	-7,27 ⁵	I(0)

¹ Valores críticos para τ_{τ} , τ_{μ} e τ obtidos conforme descrito em MACKINNON (1991) e correspondem respectivamente a -3,1486, -2,5794 e -1,6171 em nível de 10,0%, e -3,4475, -2,8855 e -1,94262 em nível de 5,0% e -4,0367, -3,4856 e -2,5828 em nível de 1,0%, enquanto que os valores críticos para ϕ_3 e ϕ_1 foram obtidos diretamente de DICKEY e FULLER (1981) e são iguais respectivamente a 5,47 e 3,86 em nível de 10,0%, e 6,49 e 4,71 em nível de 5,0%, e 8,73 e 6,70 em nível de 1,0%; ² Ordem de integração; ³ Variável em nível; ⁴ Variável diferenciada; ⁵ Significativo em nível de 1,0%; ⁶ Significativo em nível de 5,0%; ⁷ Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000).

O valor calculado para o teste de raiz unitária com quebra estrutural é inferior em módulo ao seu respectivo valor tabelado (2,15 < 3,73) em nível de significância de 5,0% (Tabela 3). Logo, pode-se afirmar que, a hipótese nula de raiz unitária é aceita, e em contrapartida, rejeita-se a hipótese alternativa de que há flutuação estacionária ao redor de uma função tendência determinística.

Tabela 3.- Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Regressão com Variável de Intervenção e do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado para a Variável LTC, Modelo *Additive Outlier* (AO) caso 1, Julho de 1994 a Setembro de 2000.

Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t ²
LTC	Intercepto (μ)	-0,1619 (0,014)	-11,09 ³
	Tendência (β)	0,006476 (0,000466)	13,88 ³
<i>Dummy</i> ⁴	DT _t *	0,3159 (0,0222)	14,25 ³
Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre os resíduos		Parâmetro	Teste t (α) ⁵
Para $\lambda^v = 0,5$ o Valor Crítico ao nível de 5% para a estatística t (α) é igual a -3,73		α	-2,15
Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t ²
<i>Dummy</i>	D _t	-0,31286 (0,01530)	-20,45 ³
<i>Dummy</i>	D _{t-1}	0,60235 (0,03251)	18,53 ³
<i>Dummy</i>	D _{t-2}	-0,28937 (0,03027)	-9,56 ³

¹ Erro padrão da estimativa entre parênteses. ² Teste t convencional. ³ Significativo ao nível de 5%. ⁴ Variável de intervenção que capta mudança na inclinação da função tendência, a qual é definida como: $DT_t^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e igual a zero caso contrário, sendo que T_b representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁵ As tabelas contendo os valores críticos de t (α) encontram-se em PERRON (1994).

⁶ $\lambda = \frac{T_b}{t}$ onde T é o número total de observações, logo λ representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.
Fonte: Dados Básicos da Conjuntura Econômica (1994/2000).

Dado que, os testes de raiz unitária mostraram que as três variáveis são integradas de ordem um, então, passou-se para o próximo passo, o qual, consistiu na realização do teste de co-integração, visando desse forma, verificar se essas variáveis tendem a uma situação de equilíbrio no longo prazo.

Antes de fazer o teste de co-integração, foi necessário estabelecer o número de defasagens que seriam utilizadas no referido teste. O Critério de Informação de Akaike obteve menor valor do modelo auto-regressivo para a terceira defasagem. Em função desse resultado, foram utilizadas três defasagens na realização do teste de co-integração.

Outro procedimento importante que antecede o teste de co-integração consiste em determinar qual dos cinco casos analisados por JOHANSEN e JUSELIUS (1990) e JOHANSEN (1995) deve ser adotado. Isso ocorre, em virtude do fato de que, ao construir o modelo vetorial de erro (VEC) a partir do modelo auto-regressivo vetorial (VAR), os termos determinísticos no VEC podem diferir daqueles existentes no VAR. Mais precisamente, quando há relações de co-integração determinísticas entre as variáveis, os termos determinísticos no modelo VAR não estarão presentes no VEC. Por outro lado, se o relacionamento é de co-integração estocástica, então, os termos determinísticos aparecem no VEC embutido no termo de correção de erro, ou então, como um termo independente no VEC. No presente caso, a partir da análise gráfica, optou-se em testar o caso 2, no qual, a constante não aparece no VEC, mas entra no modelo via o termo de correção de erro, contra o caso 3, onde, o intercepto está no VEC e não há presença de tendência linear.

O teste de co-integração de Johansen constatou que em nível de 5,0%, tanto para o caso 2, quanto para o 3, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração *versus* a hipótese alternativa de que há um vetor de co-integração, não pode ser rejeitada. Porém, em nível de 10,0% ocorre o contrário. Também, dado que, o valor calculado para ambos os casos encontra-se muito próximo do valor crítico tabelado em nível de 5,0%, optou-se em aceitar a hipótese alternativa em detrimento da hipótese nula. Portanto, há somente um vetor de co-integração (Tabelas 4 e 5). Outro aspecto relevante, diz respeito ao fato de que os valores dos

*eigenvalues*²⁷ encontram-se dentro do círculo unitário. Sendo assim, de acordo com JOHANSEN (1995), isto indica que o tipo de não estacionariedade apresentada pelas variáveis analisadas em nível pode ser facilmente removida através da aplicação do operador de diferenças, isto é, confirmam que as variáveis são diferença estacionárias (DS). Uma vez que, o número de vetores de co-integração é menor que o número de variáveis (*rank* é reduzido), então ao invés de se utilizar o modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), deve-se utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).

Tabela 4 – Resultados do Caso 2 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LROT*, *LPBR* e *LTC*, Julho de 1994 a Setembro de 2000.

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	(1)	(1)
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0,2805	34,54 *	34,80		
1	1	0,1080	10,84	19,99		
2	2	0,0356	2,61	9,13		

(1) Termo de correção de erro; ¹ Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%,* Significativo em nível de 10,0% conforme OSTERWALD-LENNUM (1992).
Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000) e Conjuntura Econômica (1994/2000).

Em função dos testes de co-integração apresentados acima, torna-se necessário determinar qual dos dois será utilizado nesse estudo. Para tal tarefa foi utilizado o pacote estatístico/econômico SAS versão 8.1, o qual, permite testar qual dos dois casos é o mais adequado a partir da imposição de restrições, conforme apresentado no Quadro 1.

²⁷ Também denominados de autovalores.

Tabela 5 – Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística λ traço, variáveis LROT, LPBR e LTC, Julho de 1994 a Setembro de 2000.

H_0:	H_1	Eigenvalue	λ traço	Valor Crítico ¹	(1)	(2)
Rank = r	Rank > r				Constante	Linear
0	0	0,2794	29,09 *	29,38		
1	1	0,0734	5,49	15,34		
2	2	0,0001	0,01	3,84		

(1) Termo de correção de erro; (2) modelo de correção de erro;

¹ Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%,* Significativo em nível de 10,0% conforme OSTERWALD-LENNUM (1992).

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000) e Conjuntura Econômica (1994/2000).

Quadro 1 – Teste de hipótese em relação ao caso a ser utilizado no Teste de co-integração de Johansen.

Hipóteses	Termo de correção de erro	Modelo de correção de erro
Hipótese nula: H ₀	Constante	Linear
Hipótese alternativa: H _A	Constante	Constante

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS)*

O teste de hipótese acima, partiu da premissa que, a hipótese nula diz respeito ao Caso 3, o qual caracteriza-se pelo fato do termo de correção de erro ter uma constante e o modelo de correção de erro ter uma tendência linear determinística. A hipótese alternativa, a qual se refere ao Caso 2, apresenta a presença de

constante tanto no termo como no modelo de correção de erro (Quadro 1).

Dado que , tanto para o Caso 2 como para o 3, verificou-se a presença de um único vetor de co-integração, sendo assim, para a determinação de qual Caso deve ser escolhido, torna-se necessário fazer o teste de co-integração de Johansen com restrição, para um vetor de co-integração. A partir da Tabela 6, constata-se que, a hipótese nula não pode ser rejeitada, uma vez que, a possibilidade de se cometer o Erro Tipo I (aceitar H_0 quando na verdade ela é falsa), é de apenas 6,90%, portanto, aceita-se H_0 a qual se refere ao Caso 3 (Tabela 6).

Tabela 6 – Teste de co-integração de Johansen com restrição para um vetor de co-integração.

<i>Rank</i>	<i>Eigenvalue</i> caso3	<i>Eigenvalue</i> caso 2	χ^2	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
0	0,2805	0,2794	5,46	3	0,1414
1	0,1080	0,0734	5,35 ¹	2	0,0690
2	0,0356	0,0001	2,60	1	0,1066

¹ Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000) e Conjuntura Econômica (1994/2000).

A partir dos resultados do teste de co-integração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isto é feito através da análise dos coeficientes das variáveis relativas à primeira equação de co-integração normalizada. Neste caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base o valor da estimativa do coeficiente de *LPBR*, logo, o valor da estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Portanto, *LPBR* representa a variável de saída (endógena) do sistema enquanto que, *LROT* e *LTC* são consideradas de entrada

(exógenas). Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal invertido para *LROT* e *LTC* na última coluna da direita da Tabela 7, uma vez que, na equação de co-integração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

As estimativas dos parâmetros de longo prazo do Modelo Vetorial de Erro mostram que, variações nos preços da soja em Rotterdam são transferidas mais que proporcionalmente, em torno de 119,31% para os preços domésticos no Brasil, mostrando que essa é elástica (Tabela 7).

Constata-se que, variações na taxa de câmbio nominal, são transferidas mais que proporcionalmente para os preços domésticos no Brasil, contudo, em menor magnitude, em torno de 103,87% se comparado as variações decorrentes no preço de soja em Rotterdam (Tabela 7)

A partir de tal evidência, conclui-se que ,o preço da soja no Brasil, é mais dependente de variações ocorridas no Porto de Rotterdam do que de variações ocorridas na taxa de câmbio, comprovando o resultado obtido por CARVALHO e NEGRI (2000, p.27). Mais especificamente, de acordo com esses autores, em relação ao comportamento do setor agropecuário brasileiro, diante de variações na taxa de câmbio real, no “longo prazo, a desvalorização cambial de 1,00% ocasionaria alavancagem das exportações do setor em apenas 0,12%, enquanto o aumento no produto mundial em 1,00% influenciaria positivamente as exportações setoriais em 0,65%. Isso demonstra que a recente desvalorização da moeda nacional provavelmente terá pouca repercussão nas exportações do setor, que vem sendo prejudicado pelo atual cenário de estagnação da economia mundial. Obviamente, esses impactos não se dão de maneira imediata, pois há um processo de ajustamento no curto prazo. O nível de atividade mundial somente se reflete na decisão dos exportadores no trimestre seguinte, enquanto, no mesmo período, uma alteração positiva no câmbio real se reflete negativamente nas exportações, e esse movimento inicial é compensado no trimestre seguinte”. Portanto, as exportações de produtos agrícolas são mais sensíveis às condições de demanda no mercado mundial do que em função da variação da taxa de câmbio, em termos de longo prazo, ou seja, o efeito preço tem maior peso sobre o comportamento dos preços domésticos comparativamente ao efeito câmbio.

Tabela 7– Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), variáveis *LROT*, *LTC* e *LPBR*, Julho de 1994 a Setembro de 2000.

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>LROT</i>	0,00163	-1,19311
<i>LTC</i>	0,14744	-1,03867
<i>LPBR</i>	-0,41648	1,00000

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000) e Conjuntura Econômica (1994/2000).

Segundo COSTA (1999) citando HARRIS (1995), os valores dos coeficientes dos parâmetros α mostram a velocidade de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, diante de um desequilíbrio transitório (curto prazo), um valor alto de α indica que a velocidade de ajuste é rápida em direção ao equilíbrio no longo prazo. Em contrapartida, um valor pequeno para α revela que a redução do desequilíbrio de curto prazo, para uma situação de equilíbrio no longo prazo, tende a ser corrigida lentamente. Conforme a Tabela 7, o valor estimado do coeficiente de *LROT* é igual a 0,00163. Isso indica que, os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos lentamente, com velocidade de ajuste de apenas 0,16% em cada período, logo, isso implica em um tempo relativamente extenso para se atingir o equilíbrio de longo prazo. Tal resultado pode ser justificado pelo fato de que Rotterdam é um mercado formador de preços, conforme demonstrado em diversos trabalhos, não sendo tão dependente de variações de preços que prevalecem no mercado internacional. MACHADO e MARGARIDO (2000), analisaram a sazonalidade dos preços do grão de soja nos EUA, Brasil, Argentina e Rotterdam utilizando o método X-11 ARIMA e concluíram que os preços neste Porto europeu foram os que apresentaram menor amplitude sazonal. Possivelmente, esse resultado reflete o fato de que os preços da soja em Rotterdam estão menos sujeitos a

oscilações comparativamente aos outros três mercados, dado que, o fluxo de soja para esse Porto é praticamente constante ao longo do ano, uma vez que, quando é safra no Hemisfério Norte, a safra comercializada no mercado internacional é procedente dos EUA, sendo tal época de entressafra no Hemisfério Sul. Contrariamente, quando é entressafra no Hemisfério Norte, corresponde ao período de safra no Hemisfério Sul, a qual é a única responsável pelo abastecimento do mercado mundial dessa *commodity*.

O valor estimado do coeficiente para a variável *LTC* é igual a 0,14744, indicando dessa forma, que a mesma tem um ajuste relativamente mais rápido do que a variável *LROT*, pois os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos por volta de 14,74% em cada período relativamente ao período imediatamente antecedente.

Por outro lado, o coeficiente de curto prazo estimado para os preços da soja no Brasil mostra que, comparativamente aos preços em Rotterdam, os primeiros tendem a eliminar os desequilíbrios transitórios com velocidade de 41,64% em cada período, contra apenas 0,16% do segundo (Tabela 7). Portanto, pode-se inferir que, no longo prazo, o desequilíbrio de preços no mercado de grão de soja no Brasil tende a ser eliminado rapidamente relativamente aos preços da soja no mercado de Rotterdam, refletindo a condição de que o Brasil é tomador de preços no mercado internacional de soja, isto é, os preços domésticos desse produto no Brasil respondem rapidamente aos estímulos do mercado externo, mostrando o elevado nível de atrelamento do preços internos brasileiros em relação aos internacionais.

Visando verificar se a Lei do Preço Único prevalece no mercado internacional do grão de soja, foi imposta a restrição de que os parâmetros de longo prazo (β) para as variáveis *LROT* e *LTC* são iguais a um. Sendo assim, o modelo vetorial de correção de erro foi novamente estimado, mas desta vez, foram colocadas restrições de que os coeficientes relativos a *LROT* e *LTC* são ambos iguais a um. Em função da imposição dessas restrições, a matriz *H* têm o seguinte aspecto (Quadro 2).

Quadro 2 – Matriz H com as restrições impostas aos parâmetros β

Variável	Vetor 1	Vetor 2
<i>LPBR</i>	1	0
<i>LROT</i>	-1	0
<i>LTC</i>	-1	0

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS)*

Dado que foram impostas as restrições de que $\beta_{11} = -\beta_{21} = -\beta_{31}$, o modelo vetorial de correção de erro foi estimado novamente, levando em consideração essas restrições sobre os parâmetros de longo prazo, as quais, afetam o comportamento dos elementos de curto prazo α (Tabela 8).

Tabela 8– Estimativas dos coeficientes de curto - α -e longo - β - prazos do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com restrições sobre os parâmetros β , variáveis *LROT*, *LTC* e *LPBR*, Julho de 1994 a Setembro de 2000.

Variáveis	Estimativas de α com restrições sobre β	Restrições sobre (β)
<i>LROT</i>	-0,12104	-1
<i>LTC</i>	0,03762	-1
<i>LPBR</i>	-0,38338	1

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000) e Conjuntura Econômica (1994/2000).

Ao impor as restrições de que os parâmetros de longo prazo (β) para *LROT* e *LTC* são ambos iguais à unidade, verifica-se que houve mudanças nos coeficientes de ajustes de desequilíbrios transitórios nessas duas variáveis, pois desequilíbrios transitórios de preços do grão de soja em Rotterdam tendem a serem corrigidos mais rapidamente (12,10%) no período atual relativamente ao período anterior do que desequilíbrios de curto prazo envolvendo a taxa de câmbio no Brasil (3,76%) conforme Tabela 8. Apesar dessas mudanças, ainda assim, desequilíbrios transitórios nos preços da soja em Rotterdam são corrigidos mais lentamente (12,10%) do que os desequilíbrios de curto prazo nos preços dessa *commodity* no Brasil, a qual, apresenta uma velocidade de ajuste da ordem de 33,38% no período atual tendo como referência o período anterior, ou seja, esses resultados confirmam àqueles obtidos para o modelo vetorial de correção de erro sem restrições (Tabelas 7 e 8). Mais especificamente, dado que, o porto de Rotterdam é formador de preços, além do que, seu abastecimento de soja é praticamente constante ao longo do ano, então, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos mais lentamente do que desequilíbrios de preços no Brasil, o qual é tomador de preços no mercado internacional como já analisado anteriormente. Também, é necessário observar que ao impor restrições sobre os parâmetros, o efeito preço tende a ser mais acentuado sobre o comportamento dos preços domésticos relativamente ao efeito câmbio como era esperado.

Finalmente, para confirmar que a imposição das restrições de que os parâmetros de longo prazo para *LROT* e *LTC* são significativas, isto é, validam a Lei do Preço Único, foi realizado teste χ^2 para o conjunto de restrições, ou seja, β assume valor igual a um, tanto para *LROT*, quanto *LTC*.

Os resultados do teste χ^2 mostram que a probabilidade de se cometer o *Erro do Tipo I*, isto é, aceitar a hipótese nula de que os coeficientes dos parâmetros restritos são significativos conjuntamente ($\beta_{11} = \beta_{21} = \beta_{31} = 1$), quando na verdade ela é falsa, está abaixo de 1,0%, logo, aceita-se a hipótese nula em detrimento da hipótese alternativa, de que os parâmetros restritos não são significativos ($\beta_{11} \neq \beta_{21} \neq \beta_{31} \neq 1$), conforme apresentado na Tabela 9. Em termos econômicos, isto quer dizer que, a Lei do Preço Único

no mercado internacional do grão de soja é válida, pois, no longo prazo, variações na taxa de câmbio nominal e nos preços desse produto no Porto de Rotterdam são transferidas plenamente para os preços domésticos no Brasil, configurando dessa forma, que a elasticidade de transmissão de preços é unitária, conforme era esperado.

Tabela 9 – Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo (β) do vetor co-integração para as variáveis *LROT* e *LTC*

Valor do <i>eigenvalue</i> com restrição	<i>eigenvalue</i>	χ^2	Graus de liberdade	P value
0,1644	0,2794	10,66 ¹	1	0,0011

¹ Significativo em nível de 1,0%.
Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000).

A análise da função de resposta de impulso mostra que, variações não antecipadas nos preços do grão de soja em Rotterdam, são transferidas para os preços no Brasil, sendo que, ocorrem em três períodos distintos. Após um choque não antecipado nos preços em Rotterdam, os preços no Brasil apresentam acentuada trajetória ascendente, aproximadamente, até o quarto mês após a incidência desse choque. A partir do quarto até o sétimo mês, os preços domésticos no Brasil tendem a continuar se elevando, porém, a uma taxa decrescente. Do sétimo mês em diante, o preços estabilizam-se, contudo, num patamar mais elevado comparativamente àquele de antes do choque inicial nos preços em Rotterdam (Figura 1). Portanto, dado que o Brasil é tomador de preços no mercado internacional de soja, uma elevação da demanda por essa *commodity* no mercado mundial, resulta na elevação dos preços desse produto no Brasil.

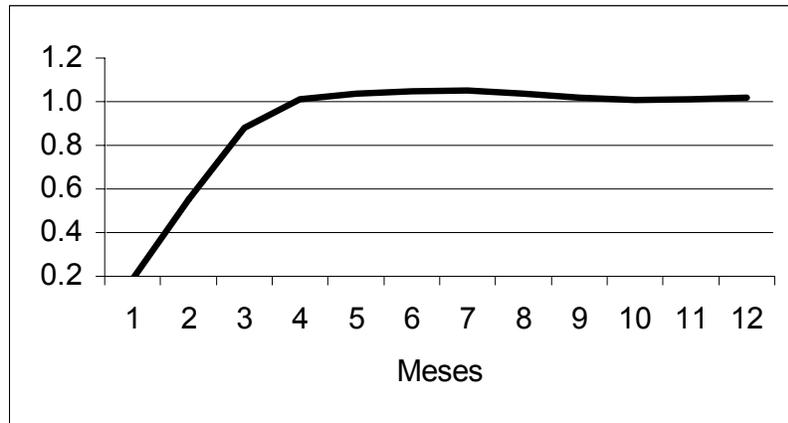


Figura 1 - Função de Resposta de Impulso dos preços do grão de soja no Brasil em relação a variações de preços em Rotterdam, para 12 meses.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1994-2000).

Já, a função de resposta de impulso envolvendo a taxa de câmbio nominal e os preços da soja no Brasil, apresentam um comportamento mais instável comparativamente àquele obtido anteriormente. Um choque não antecipado na taxa de câmbio nominal, inicialmente, conduz a uma elevação nos preços da soja no Brasil. A seguir, os preços da soja no mercado doméstico tendem a cair entre o segundo e o quinto mês após o choque inicial, voltando a crescer entre o quinto e oitavo mês, voltando a decrescer entre o oitavo e décimo período decorridos a partir do choque inicial, para então, voltar a elevar-se (Figura 2).

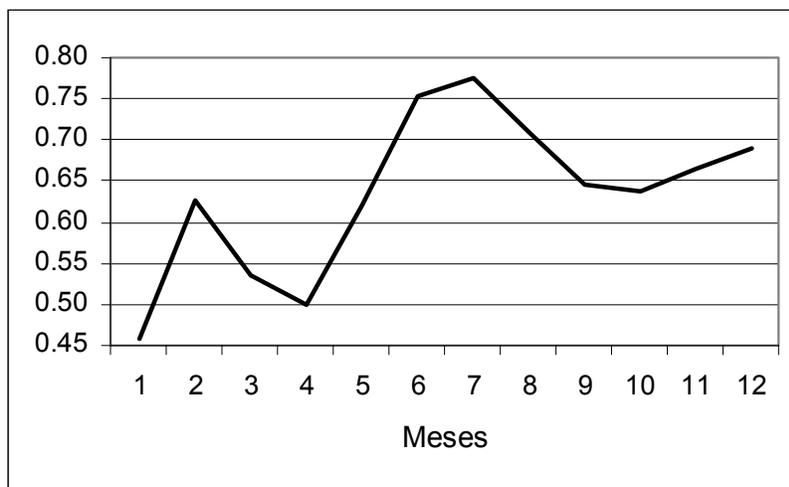


Figura 2 - Função de Resposta de Impulso dos preços do grão de soja no Brasil em relação a variações na taxa de câmbio nominal, para 12 meses.

Fonte: Dados básicos da Conjuntura Econômica (1994-2000).

Conclusões

Este trabalho analisou, como variações originadas nos preços *CIF* do grão de soja no Porto de Rotterdam e da taxa de câmbio nominal são transmitidas para os preços *FOB* da soja no Brasil. O modelo teórico adotado tem como base a Lei do Preço Único, o qual parte da premissa que, variações nos preços externos e na taxa de câmbio nominal, tendem a ocasionar variações nos preços domésticos, na mesma magnitude no longo prazo. O teste de co-integração sem restrições sobre os parâmetros de longo prazo indicou a presença de um vetor de co-integração, logo existe relacionamento de longo prazo entre as variáveis analisadas. Os resultados obtidos para as estimativas dos coeficientes do modelo de correção de erro com restrições sobre os parâmetros de longo prazo, mostraram que o coeficiente relativo ao curto prazo, no caso do

Brasil, tende a ajustar-se mais rapidamente mediante os desequilíbrios transitórios, relativamente aos desequilíbrios de preços em Rotterdam, uma vez que, apresenta velocidade de ajustamento de 38,33% em cada período, contra 12,10% em Rotterdam. Ainda com relação aos coeficientes dos parâmetros de curto prazo, verificou-se que, a variável taxa de câmbio nominal é a que apresenta menor velocidade para correção de desequilíbrios transitórios, cerca de 3,76% somente. No longo prazo, os preços *FOB* do grão de soja no Brasil tendem a acompanhar plenamente as variações de preços *CIF* de Rotterdam, e da taxa de câmbio nominal, confirmando dessa forma, a validade da Lei do Preço Único, conforme mostraram os resultados do modelo vetorial de correção de erro com restrições sobre os parâmetros de longo prazo. Os resultados obtidos nesse estudo, confirmam que, no curto prazo, os preços de *commodities* agrícolas são mais sensíveis às condições de demanda prevaletentes em nível mundial (efeito preço) por esse tipo de produto, do que em relação às variações na taxa de câmbio nominal (efeito câmbio). Portanto, diante de problemas no Balanço de Pagamentos, apenas a desvalorização da taxa de câmbio não garante a entrada de divisas para tentar corrigir esse desequilíbrio das contas externas, sendo que, é necessário também, que os principais países demandantes dessas *commodities* estejam num ciclo de crescimento econômico. Para finalizar, esses resultados, de um lado, captam o próprio processo de globalização das economias, onde há maior inter-relação entre os preços domésticos e externos, como, também, o processo de abertura da economia brasileira, iniciado em 1990, e que foi intensificado pós Plano Real.

PRICE ELASTICITY TRANSMISSION IN THE INTERNATIONAL MARKET OF SOYBEAN

Abstract: *this paper analyzed the elasticity price transmission in the market of soybean between Rotterdam Port and Brazil. The analysis period used was of July from 1994 to September of 2000. The economic model has as base MUNDLACK and LARSON (1992). It was estimated a vector error correction model without and with restrictions, and impulse response function. The results showed that, in the short run, the prices of soybean in Brazil*

tend to eliminate the transitory unbalances more quickly than Rotterdam prices. In the long run, it was verified that variations of the prices in Rotterdam are transmitted totally for the prices of the soybean in Brazil, confirming the Law of the One Price in this market. The results of the impulse response function showed that, no anticipated variations in the soybean prices in Rotterdam are transferred to Brazil in two different periods. In the first, the prices grow in an ascending way to approximately the seventh month after the initial shock, starting from then, the prices tend to stabilize along the time. While, variations in the nominal exchange rate cause abrupt oscillations in the prices of the soy in Brazil.

Keywords: price elasticity transmission; vector error correction; international trade, soybean

LITERATURA CITADA

- BANERJEE, Anindya *et al.* **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data.** New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).
- BARROS, Geraldo S.A.C. **Preços de commodities agrícolas e o câmbio flexível.** Piracicaba: ESALQ, 1990. 36p.
- BARROS, Geraldo S.A.C; BURNQUIST, Heloisa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: Encontro Latino Americano da Econometric Society, 7, São Paulo, 1987. **Anais...** São Paulo, 1987, p 175-190.
- BLISKA, Flávia M. de Mello. Formação de preços de carne bovina: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial. **Agricultura em São Paulo**, v. 37, n. 3, p. 41-59, 1990.
- BOX, George E.P.; TIAO, George C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. **Journal of the American Statistical Association**, v. 70, n.3, p.70-79, Mar. 1975.
- BRANDÃO, Antonio S. P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. **Revista de Econometria**, v. 5, n. 2, p. 33-80, nov. 1985.
- CARVALHO, Alexandre ; NEGRI, João A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998).** Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão n. 698, jan. 2000. 30p.

- CARVALHO, Maria A. ; SILVA, César R.L. **Economia Internacional**. São Paulo: Saraiva, 2000. 300p.
- CONAB. **Exportações brasileiras principais produtos de origem agropecuária**. Disponível em [:<http://www.conab.gov.br/publicações/indicadores/0901-Exportação.htm>](http://www.conab.gov.br/publicações/indicadores/0901-Exportação.htm) capturado em 13 de fev. 2001.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: **Fundação Getúlio Vargas**, 1994-2000.
- COSTA, Silvia M.A.L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. **Anais**. Brasília: SOBER, 1999.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n.4, p.1057-1072, jul., 1981.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v. 74, n.366, p.427-431, Jun. 1979.
- ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. **Long-run economic relationship: readings in cointegration**. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. (Advanced texts in econometrics).
- FREITAS, Silene M. ; MARGARIDO, Mario A. ; BARBOSA, Marisa Z. ; FRANCA, Terezinha J.F. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agricultura em São Paulo**, 48(1); n.1, p. 1-20, 2001.
- HARRIS, Richard I.D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.
- JOHANSEN, Soren. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).
- JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice. **International economics: theory and policy**. 4. ed., Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766p.

- MACHADO, Eduardo L. ; MARGARIDO, Mario A. Seasonal price transmission in soybean international market: The case of Brazil and Argentina. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38, Rio de Janeiro, 30 de julho a 05 de agosto. 2000. **Anais...** Brasília: SOBER, 2000.
- MACKINNON, James 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.267-276.
- MARGARIDO, Mario A. Aplicação de Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural em Séries Econômicas no Brasil na Década de 90. **Informações Econômicas**, v. 31, n.4, abr. 2001. p. 7-22.
- 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, Mario 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, Mario A. ; SOUSA, Eduardo L.L. Formação de preços da soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v 45, n. 2, p. 52-61, 1998.
- MILLS, Terence C. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University, 1990. 377p.
- 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.
- OILSEEDS: **World Market and Trade**. Washington: USDA, 1990/2000.
- OSTERWALD-LENUM, Michael. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.54, n. 3, p.461-472. 1992.
- PERRON, Pierre. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist**. New York: ST. Martin's Press, 1994. p.113-146.
- PINO, Francisco A. e ROCHA, Marina B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, 32(4):345-61, out/dez. 1994.

Mário A. Margarido; Frederico A. Turolla; Jocelyne M. Fernandes

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, Jan. 1980.

USDA: [www//faz.usda.gov/oilseeds/circular/2001/01-03/table5t7.pdf](http://faz.usda.gov/oilseeds/circular/2001/01-03/table5t7.pdf), fev.2001.