

## **ANÁLISE DOS EFEITOS PREÇO E CÂMBIO SOBRE O PREÇO DO ÓLEO DE SOJA NA CIDADE DE SÃO PAULO: uma aplicação do modelo VAR**

**RESUMO:** Analisou-se os efeitos que variações na taxa de câmbio e preços internacionais do grão de soja tem sobre o preço do óleo de soja, em nível de varejo, na cidade de São Paulo. Utilizou-se métodos de séries de tempo, teste de raiz unitária, causalidade de Granger, co-integração de Johansen, modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR), decomposição da variância dos erros de previsão e função de resposta de impulso. O período analisado abrange janeiro de 1999 a dezembro de 2002. 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 são co-integradas, ou seja, não há relacionamento de longo prazo entre elas. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão e da função de resposta de impulso mostraram que choques na taxa de câmbio e preço da soja tem efeitos apenas de curto prazo sobre o preço do óleo de soja. O fato das variáveis não co-integrarem, possivelmente, reflete o fato de que o mercado de óleo de soja apresenta características distintas dos demais segmentos do complexo soja. Não somente variáveis externas, mas também, domésticas são importantes na formação do preço do óleo de soja.

**Palavras-chave:** óleo de soja, preço, modelo VAR, teste de causalidade.

## **ANALYSIS OF THE PRICE EFFECTS AND EXCHANGE RATE ON THE PRICE OF THE SOYBEAN OIL IN THE CITY OF SÃO PAULO: an application of the VAR MODEL**

**ABSTRACT:** This paper analyzed the effects that variations in the exchange rate and international prices of the soybean have on the price of the soybean oil, in retail level, in the city of São Paulo. This article tested methods of time series, like unit root test, Granger causality test, Johansen cointegration test, Vectorial Autoregressive model (VAR), Variance Decomposition of Prediction Error and Impulse Response function. The period includes January from 1999 to December of 2002. The causality tests showed that the exchange rate and international price of the soy affect the behavior of the price of the soy oil, however, the variables are not co-integrated, in other words, there is no long run relationship among them. The results of the variance decomposition of the prediction error and of the impulse response function showed that the exchange rate and price of the soybean have effect just in the short run on the price of the soy oil. Empirical results point out that variables don't cointegrate, possibly, reflects the fact that the market of soy oil presents characteristics different from the other segments of the soy complex. Not only external variables, but also, internal variable are very important in the formation of the price of the soy oil.

**Key-Words:** soybean oil, price, VAR model, causality test.

**JEL Classification:** C00, C3, C32.

## 1 - INTRODUÇÃO

A implementação do Plano Real, em julho de 1994, estabilizou os preços da economia brasileira após um longo processo de inflação crônica, que se acentuou na década de 80 e primeiros anos da década seguinte.

Em relação ao Plano Real há dois períodos bem definidos em termos macroeconômicos. O primeiro caracterizou-se pela adoção de uma política com câmbio praticamente fixo<sup>1</sup>, a chamada âncora cambial, foi o principal instrumento utilizado para conter o processo inflacionário. O segundo, iniciou-se em 1999, a partir da forte desvalorização do real frente ao dólar.

No primeiro período, a valorização cambial proporcionada pelo Plano Real resultou em sistemáticos *déficits* da Balança Comercial conduzindo ao desequilíbrio das Transações Correntes e, conseqüentemente, do próprio Balanço de Pagamentos. Para contornar esse problema o Governo adotou uma política monetária contracionista, isto é, manteve a taxa de juros doméstica acima das taxas de juros internacionais, visando, com essa medida, atrair o capital internacional e equilibrar o Balanço de Pagamentos. O principal problema com essa estratégia, ou seja, privilegiar a entrada de capital externo para financiar *déficits* no Balanço de Pagamentos, reside no fato de aumentar a vulnerabilidade do País diante de choques externos. Essa política funcionou de forma satisfatória no período de 1994 até a metade de 1997 quando iniciou-se a crise dos países do sudeste asiático<sup>2</sup>, a qual, posteriormente, contagiou outros países, Rússia (1998), Brasil (1999) e Argentina (2000). Essa crise internacional reduziu drasticamente o fluxo de capitais para os países emergentes. Como conseqüência da restrição de capitais para financiar o *déficit* do Balanço de Pagamentos o Brasil foi obrigado a queimar reservas para tentar manter a taxa de câmbio ao nível determinado pelo Banco Central (BACEN). Em 1999, o País abandonou o sistema de câmbio administrado e adotou o regime de câmbio flutuante<sup>3</sup>, dando início à segunda fase do Plano Real.

## 2 - A QUESTÃO INFLACIONÁRIA PÓS-PLANO REAL

No decorrer da primeira fase do Plano Real verifica-se que a evolução dos índices de preços ocorreu de forma lenta e gradual, isto é, sem fortes movimentos, seja no sentido ascendente, seja no descendente.

A brusca eliminação do processo inflacionário, a partir da implementação de um plano de estabilização, resulta na elevação do nível de renda da população e, conseqüentemente, tem reflexos imediatos sobre a economia no curto prazo. Essa elevação da renda induz aumento no consumo, ou seja, há rápido crescimento da quantidade demandada de bens e serviços pelos agentes econômicos num curto horizonte de tempo. No entanto, a capacidade produtiva da economia é fixa no curto prazo, logo, a quantidade ofertada de bens e serviços não tem condições de atender a essa abrupta expansão da demanda. Como resultado desse excesso de demanda há pressão sobre o nível de preços o que pode conduzir à volta do processo inflacionário. Para evitar essa possível situação, o Governo utilizou as reservas cambiais para financiar as importações de bens necessários para atender esse excesso de demanda. Esse sistema funcionou adequadamente enquanto o BACEN teve reservas disponíveis para sustentar as importações. A partir do final de 1998, as reservas cambiais atingiram um limite inferior crítico e o BACEN foi obrigado a abandonar o regime de câmbio administrado e deixou a taxa de câmbio flutuar.

No início de 1999 houve forte desvalorização do real frente ao dólar. O temor era de que a depreciação cambial pudesse reconduzir, novamente, a economia brasileira a uma trajetória com

---

<sup>1</sup>Na verdade, o mais correto seria afirmar que a taxa de câmbio era administrada, pois o Governo estabeleceu um sistema de bandas cambiais, ou seja, um intervalo, com limites máximo e mínimo, dentro do qual a taxa de câmbio poderia variar sem que houvesse intervenção do Banco Central. Como o intervalo da banda era estreito, pode-se dizer que o câmbio era fixo.

<sup>2</sup>Os chamados tigres asiáticos são: Coréia do Sul, Hong Kong, Taiwan, Cingapura, Tailândia, Malásia e Filipinas.

<sup>3</sup>No caso do regime de câmbio flutuante, a taxa de câmbio é determinada pelo mercado, porém, o BACEN pode intervir no mercado para tentar influenciar a taxa de câmbio quando esta se afasta muito de um valor julgado conveniente pelo BACEN. Nesse caso, diz-se que o regime cambial apresenta flutuações “suas”.

elevadas taxas de inflação, pois o País é dependente de uma série de produtos e insumos importados. Porém, isso não aconteceu, uma vez que a economia estava operando abaixo do pleno emprego e, portanto, não havia espaço para a remarcação de preços por parte dos diversos agentes econômicos. Apesar da flutuação cambial, ainda assim, as taxas de inflação mantiveram-se relativamente baixas até a primeira metade de 2002. A partir do semestre seguinte, fatores conjunturais internos (eleições, dificuldade do Governo em “rolar” suas dívidas) e externos (retração do fluxo de capital internacional) proporcionaram um movimento especulativo de grandes proporções no mercado cambial conduzindo a outra expressiva desvalorização do real. Esses fatores, juntamente com elevação de diversos preços administrados pelo Governo, entressafra agrícola e aumento de preços de diversas *commodities* no mercado internacional, no mesmo período, resultaram numa onda de remarcações de preços, tanto em nível de atacado<sup>4</sup>, quanto de varejo.

### 3 - BENS TRADEABLES E NONTRADEABLES

Basicamente, há dois tipos de produtos, os *tradeables*<sup>5</sup> e os *nontradeables*<sup>6</sup>. No caso de uma economia aberta, os preços dos produtos considerados *tradeables* são determinados pelos seus respectivos preços internacionais, taxa de câmbio nominal e tarifas. Em contrapartida, os preços dos produtos domésticos são formados a partir das condições de demanda e oferta internas que, por sua vez, são influenciadas pelas decisões no âmbito governamental. Por outro lado, muitas das decisões econômicas dependem dos preços relativos entre os setores *tradeable* e *nontradeable*, as quais utilizam como referência a taxa de câmbio real<sup>7</sup>.

No entanto, no caso dos produtos agrícolas, os preços dos produtos *nontradeables* podem ser afetados, ainda que indiretamente, por variações de preços dos produtos agrícolas no mercado internacional e, também, pela variação cambial. Um aumento do preço internacional dos *tradeables* e/ou uma desvalorização cambial podem induzir os agricultores a substituírem a produção de produtos domésticos pela de produtos exportáveis, ou então, desviarem parte da produção de *tradeables*, antes destinada ao consumo doméstico, para o mercado externo. Sendo assim, pode ocorrer retração da quantidade ofertada de *nontradeables* e *tradeables* no mercado doméstico, resultando em aumento de seus respectivos preços nesse mercado.

Portanto, pode-se afirmar que o processo de abertura da economia brasileira, iniciado em 1990 e intensificado com a implementação do Plano Real, possivelmente, tornou os preços domésticos mais sensíveis diante de choques cambiais e de variações de preços das *commodities* agrícolas no mercado internacional.

Especificamente, em relação à soja, alguns aspectos necessitam ser realçados. Em primeiro lugar, diversos estudos utilizando vários métodos econométricos relacionados ao campo de séries de tempo demonstraram que, apesar do Brasil ser o segundo maior produtor e exportador de soja, ainda assim, o país é tomador de preço do grão de soja e seus derivados no mercado internacional<sup>8</sup>. Outro ponto relevante, reside no fato de que alguns desses estudos econométricos demonstraram que os preços do grão e farelo de soja no Brasil e Argentina apresentam maior grau de sensibilidade diante de variações de preços em Rotterdam (preço *spot* ou físico) comparativamente às cotações da Bolsa de Chicago (preço futuro). Esse resultado mostra que é o lado da demanda<sup>9</sup> e não da oferta que forma o preço no mercado internacional.

<sup>4</sup>O Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), o qual capta principalmente as variações de preços em nível de atacado, atingiu 5,19% em novembro de 2002, sendo que, o acumulado do ano foi igual a 20,78%, a taxa mais alta desde a implementação do Plano Real em julho de 1994.

<sup>5</sup>Produtos *tradeables* são aqueles transacionados no mercado internacional.

<sup>6</sup>São aqueles produtos comercializados exclusivamente no mercado doméstico.

<sup>7</sup>Basicamente, a taxa de câmbio real expressa o poder de compra de uma moeda nacional utilizada nas transações com o resto do mundo.

<sup>8</sup> Detalhes sobre esse tema podem ser obtidos em PINO; NOGUEIRA JÚNIOR; TOLOI (1983), PINO e ROCHA (1994), MARGARIDO e SOUSA (1998), MARGARIDO et al. (1999), MACHADO e MARGARIDO (2001), FREITAS et al. (2001), MARGARIDO; TUROLLA; FERNANDES (2001), MARGARIDO; FERNANDES; TUROLLA (2002).

<sup>9</sup> A União Européia (UE) é principal consumidora da soja e seus derivados. Na média, no período 1997/98 a 2000/01, foi responsável por aproximadamente 40,0% do total das importações mundiais de soja.

Quanto às contas externas brasileiras, a soja ocupa lugar de destaque no que concerne à geração de divisas. Conforme MARGARIDO e TUROLA (2003), no período de 1997 a 2001, na média, as exportações do complexo soja<sup>10</sup>, em termos percentuais, representaram 23,27% do total de divisas geradas pela Balança do Agronegócio e 8,94% ao levar-se em consideração as exportações totais do país. Portanto, somente o complexo soja foi responsável por quase 10,0% do total de divisas geradas pelo país no período recente, fato esse que demonstra sua importância em relação à economia brasileira.

#### 4 – CESTA DE MERCADO

O valor<sup>11</sup> da Cesta de Mercado, em Reais, levantada pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) para a cidade de São Paulo, é divulgada na revista *Informações Econômicas* e no *site* do IEA. O Índice da Cesta de Mercado é dividido em dois grandes grupos de produtos<sup>12</sup>. O primeiro, denominado de Índice de Produtos de Origem Vegetal<sup>13</sup>, o segundo, envolve o Índice de Produtos de Origem Animal<sup>14</sup>.

A cesta de mercado é composta por 64 produtos<sup>15</sup>. A importância da participação percentual do óleo de soja na cesta de mercado do IEA é apresentada na Tabela 1. Somente o óleo de soja<sup>16</sup>, em 2002, respondeu, em média, por 4,13% do total de dispêndio de uma família média na cidade de São Paulo. Outro aspecto relevante, consiste no fato de que o óleo de soja corresponde a 87,1% do total de óleos consumidos na cidade de São Paulo, sendo que os restantes 12,9% envolvem os demais tipos de óleos vegetais (milho, algodão, canola, girassol).

As variações percentuais anuais, mostram que os preços internacionais da soja permaneceram praticamente estáveis entre 1999 e 2001, com exceção de pequena queda em 2000. Esse comportamento dos preços, possivelmente, é o resultado das crises de vários países emergentes, as quais iniciaram-se a partir de 1997, e afetaram o comércio internacional, especialmente, de *commodities*, resultando na estabilização e/ou redução de preços de diversas matérias-primas no mercado mundial. Em 2002, os preços internacionais da soja sofreram elevação relativamente ao ano anterior, cerca de 2,73%. Esse aumento dos preços internacionais da soja está relacionada ao fato de que os estoques mundiais encontravam-se abaixo do necessário para atender à demanda, induzindo dessa forma, ao crescimento dos preços desse produto no mercado mundial (Tabela 2).

<sup>10</sup> O complexo soja envolve: grão, farelo e óleo.

<sup>11</sup> O valor da Cesta de Mercado, corresponde à despesa familiar. Nesse caso, essa despesa tem como base as quantidades adquiridas pelo domicílio da família paulistana de renda e tamanhos médios, conforme Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF-1981/82), da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, da Universidade de São Paulo (FIEP/USP). Já os preços dessa cesta são coletados a partir de uma amostra delimitada pelo Instituto de Economia Agrícola.

<sup>12</sup> É necessário observar que cada item pode conter mais de uma qualidade, marca ou forma de apresentação do produto.

<sup>13</sup> Subdivide-se em, Produtos Básicos que englobam: Açúcar, Arroz, Café; Farináceos e Massas, incluindo, Farinhas (4 produtos), Macarrão, Pão; Feijão; Óleos (algodão, milho e soja); Frutas (Banana, Laranja e Outras (12 frutas); Hortaliças, tais como, Alface, Batata, Cebola, Tomate e Outras (20 hortaliças) e Outros produtos (massena, massa de tomate e goiabada).

<sup>14</sup> Subdivide-se em Carnes e derivados (Bovina, Frango, Suína e Derivados (lingüiça, banha e toucinho)); Leites e derivados (Leite, Derivados (manteiga e queijo)) e Ovos.

<sup>15</sup> É necessário realçar que os preços das carnes bovina e suína são médias ponderadas levando-se em consideração os preços médios dos diversos tipos de cortes. O preço da carne de frango é uma média dos preços do frango resfriado e congelado.

<sup>16</sup> Segundo FREITAS; BARBOSA; FRANCA (2000,p.30), a “produção de óleos vegetais é um dos mais importantes setores do sistema agroalimentar, em virtude do amplo leque de utilização desses produtos como matéria-prima no processamento de alimentos para o consumo humano e animal. CASTRO (1993) atenta que o complexo de oleaginosas interage com um total de 28 diferentes produtos, entre óleos, gorduras e grãos, caracterizando-se pelo entrelaçamento de diferentes cadeias agroindustriais, como a de rações e de carnes”.

Tabela 1 –Preço Médio do Óleo de Soja, Dispêndio Médio, Participação Percentual nos Grupos Óleos, Produtos Básicos, Produtos Vegetais e Dispêndio Total, Cidade de São Paulo, Janeiro de 2002 a Dezembro de 2002.

Período	Preço do Óleo de soja (A)	Quantidade Consumida <sup>1</sup> (B)	Dispêndio (R\$)				
			Óleo de Soja (A)*(B)	Total de Óleos	Produtos Básicos	Produtos Vegetais	Dispêndio Total
jan/02	1,46	5,46	7,97	9,07	78,82	139,52	223,79
fev/02	1,44	5,46	7,86	8,92	77,76	136,35	220,50
mar/02	1,43	5,46	7,81	8,87	75,88	132,83	216,53
abr/02	1,44	5,46	7,86	8,99	77,16	135,99	218,80
maio/02	1,40	5,46	7,64	8,77	76,36	134,20	216,35
jun/02	1,46	5,46	7,97	9,40	77,69	134,05	217,14
jul/02	1,58	5,46	8,63	10,08	81,08	139,08	223,38
ago/02	1,69	5,46	9,23	10,73	83,37	141,37	228,43
set/02	1,97	5,46	10,76	12,34	87,54	143,90	231,59
out/02	2,19	5,46	11,96	13,65	93,42	152,12	242,39
nov/02	2,43	5,46	13,27	15,13	105,22	168,15	264,04
dez/02	2,51	5,46	13,70	15,68	112,12	175,01	275,08
Média	1,75		9,55	10,97	85,54	144,38	231,50
Participação	-	-	-	87,10	11,17	6,62	4,13

<sup>1</sup> Obtido a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF/FIPE), 1981/82. Refere-se à quantidade média consumida ao longo do mês por uma família de tamanho médio.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Em relação ao preço do óleo de soja, verificou-se que, em 1999 e 2000, houve retração de 1,07% e 1,78%, respectivamente, captando, possivelmente, as influências de fatores externos e internos. A queda do preço da soja no mercado internacional aliada à redução das taxas de crescimento da economia brasileira, via utilização de uma política monetária restritiva, implicou na elevação do nível de desemprego, e conseqüente queda na renda e quantidade demandada domesticamente de vários produtos entre, os quais, o óleo de soja. A partir de 2001, as condições macroeconômicas externa e interna começaram a dar sinais de recuperação. No âmbito internacional, o preço da soja manteve-se praticamente constante, revertendo a tendência de queda predominante até então, para em 2002, voltar a uma trajetória ascendente. Pelo lado doméstico, a taxa de câmbio desvalorizou-se em 2,63%. A conjunção desses dois fatores, desvalorização cambial e melhora nos preços internacionais da soja, tendem a estimular as exportações desse produto, reduzindo a quantidade ofertada de matéria-prima da indústria de óleo, elevando seus custos de produção, os quais, possivelmente, são repassados para os preços do óleo no varejo. Nesse mesmo ano, o preço do óleo de soja variou em torno de 4,70%. No ano seguinte, enquanto os preços internacionais da soja elevaram-se 2,73%, a taxa de câmbio sofreu uma desvalorização da ordem de 5,06% e o preço do óleo de soja apresentou variação de 5,70%, sendo a maior elevação anual dentro do período analisado (Tabela 2).

Ao levar-se em consideração o período de 1999 a 2002, o preço internacional da soja variou positivamente em torno de 1,66%, enquanto que, a taxa de câmbio foi desvalorizada em 17,73% e o preço do óleo de soja subiu 11,64% (Tabela 2). Esses resultados mostram que forte correlação entre os preços do óleo de soja, variação cambial e preço internacional da soja.

Tabela 2 – Taxas de Crescimento dos Preços do Óleo de Soja, Taxa de Câmbio e Preços Internacionais do Grão de Soja, 1999-2002.  
(em %)

Ano	Preço do óleo de soja no varejo da cidade de São Paulo	Índice da Taxa de Câmbio nominal	Preço <i>CIF</i> do grão de soja em Rotterdam
1999	-1,074554	1,234766	0,078175
2000	-1,787840	0,864027	-0,141487
2001	4,291558	2,632426	-0,005702
2002	5,703517	5,062338	2,727244
<b>Período</b>			
1999-02	11,63754	17,73401	1,66543

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

## 5 - OBJETIVOS

Dada a maior inserção da economia brasileira no comércio internacional pós Plano Real, a tendência é de que variações cambiais e dos preços internacionais da soja sejam transmitidos mais intensamente para os preços dos produtos da Cesta de Mercado, com ênfase no preço do óleo de soja, na cidade de São Paulo. A elevação de preços da soja no mercado internacional estimula sua exportação, reduzindo a quantidade ofertada de grão de soja no mercado doméstico. Em função disso, acirra-se a competição entre as *tradings* e a indústria doméstica pelo produto, resultando na elevação de seu preço no mercado doméstico, fato esse que implica na elevação dos custos de produção das empresas voltadas para o mercado doméstico, como as empresas refinadoras de óleo, e também, das empresas que utilizam a soja como insumo para agregar valor ao seu produto final, seja tanto para consumo doméstico, quanto externo, como acontece em relação à empresas produtoras de carnes bovina, suína, frango, panificação, etc. Pelo outro lado, uma desvalorização amplifica esse processo, pressionando ainda mais os custos de produção dos produtores agrícolas e industriais, pois vários dos insumos utilizados nos respectivos processos produtivos são importados, fazendo com que estes últimos, tentem repassar essas variações para os preços em nível de varejo.

O objetivo desse estudo é analisar o comportamento dos preços do óleo de soja no mercado varejista da cidade de São Paulo em função de variações das cotações da taxa de câmbio e dos preços internacionais do grão de soja em Rotterdam, para o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002. Especificamente, objetiva-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre essas variáveis através de testes de co-integração. Também, foram realizados testes de causalidade de Granger e calculadas as decomposições da variância dos erros de previsão e funções de resposta de impulso<sup>17</sup> para avaliar como choques não antecipados nos preços da soja em Rotterdam e da taxa de câmbio transmitem-se para os preços do óleo de soja em nível de varejo na cidade de São Paulo.

## 6 - MATERIAL E MÉTODOS

### 6.1 - Material

Foram utilizadas três séries de tempo com observações mensais relativas às variáveis preço *Cost Insurance and Freight (CIF)*<sup>18</sup> do grão de soja, em Rotterdam (*PS*)<sup>19</sup>, preços da

<sup>17</sup> 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”.

<sup>18</sup> 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.

lata de óleo de soja, em nível de varejo, na cidade de São Paulo (*PO*) e taxa de câmbio, cotação média mensal de venda (*TC*). Os dados relativos aos preços internacionais do grão de soja foram extraídos da publicação OILSEEDS (1999/2002). As observações relativas aos preços de varejo do óleo de soja tiveram como fonte primária a cesta de mercado levantada pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). A série da taxa de câmbio foi obtida da CONJUNTURA ECONÔMICA e *site* do Banco Central do Brasil<sup>20</sup>. As variáveis foram utilizadas no formato logarítmico, sendo que, os preços do grão de soja em Rotterdam, preços da lata de óleo de soja praticados no comércio varejista da cidade de São Paulo e taxa de câmbio foram denominados de *LPS*, *LPO* e *LTC*, respectivamente.

Conforme PINO e ROCHA (1994), ao se trabalhar com séries de tempo, é preciso tomar cuidado em relação ao deflator a ser utilizado, dado que isso pode contaminar as séries e interferir nos resultados. Esses autores demonstraram matematicamente que é possível utilizar dados nominais ao invés de reais, dado que, a aplicação do operador de diferença funciona como um deflator nos casos em que o período de análise não seja muito extenso e que a taxa de inflação não seja muito elevada, como acontece nesse estudo.

## 6.2 – Métodos

Um processo estocástico é estacionário, ou mais especificamente, possui fraca estacionariedade, quando preencher três requisitos básicos. “Em primeiro lugar, sua média têm 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 ( $Var(y)$  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 ( $Cov(y_t, y_{t+s})$  é constante para todo  $t$  que não seja igual a  $s$ )” (FREITAS et al, 2001, p,3).

Para determinar a ordem de integração das variáveis foi utilizado o teste de raiz unitária<sup>21</sup> Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em DICKEY e FULLER (1981 e 1979). Os valores críticos para os testes de raiz unitária individuais foram obtidos em MACKINNON (1991), enquanto que, os valores críticos para os testes conjuntos foram extraídos de DICKEY e FULLER (1981).

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

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

onde:  $\alpha$  é o intercepto;  $t$  é a tendência,  $\nabla$  é o operador diferença ( $\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ), e  $\nabla_{t-j}$  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.

<sup>19</sup> Refere-se à notação utilizada para cada variável ao longo do texto.

<sup>20</sup> É necessário frisar que a série relativa à taxa de câmbio nominal foi transformada em índice, cuja base é agosto de 1994 igual a cem.

<sup>21</sup> Testar a presença ou não de raiz unitária assume grande relevância em termos de análise econômica, pois segundo NELSON e PLOSSER (1982), a maioria das séries econômicas possuem raiz unitária, e isso tem implicações importantes sobre a teoria dos ciclos econômicos. Mais especificamente, conforme ALENCAR (1998, p.171), se a “hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofresse gerariam na mesma um efeito permanente. As flutuações não seriam transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência”.

O teste de raiz unitária testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ( $\rho = 1$ ) contra a hipótese alternativa de que a série é 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  $\phi_1$ ,  $\phi_3$ ).

O conceito de causalidade conforme apresentado em Granger (1969) é definido como: a variável  $x$  causa a variável  $y$  (denotado como  $x \rightarrow y$ ) se o valor presente de  $y$  pode ser previsto com maior precisão pela incorporação de valores passados de  $x$  do que sem eles, mantidas as demais informações constantes. Portanto, se  $x$  causa  $y$ , então mudanças em  $x$  precedem mudanças em  $y$ . Isto quer dizer que  $x$  contribui no sentido de prever valores presentes de  $y$ , ou seja torna-se necessário incluir valores passados (defasados) de  $x$  como variáveis de entrada na equação de regressão que tem  $y$  como variável de saída, dado que os primeiros ajudam a prever o comportamento de  $y$ , e em contrapartida  $y$  não ajuda a prever o comportamento de  $x$ . Caso  $x$  contribua para prever  $y$  e  $y$  ajude a prever  $x$ , então é provável que uma terceira variável ajude a prever o comportamento de ambas. Matematicamente, tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{11}(B) & \Phi_{12}(B) \\ \Phi_{21}(B) & \Phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ x \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

ou então, da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11}(B) & \Phi_{12}(B) \\ \Phi_{21}(B) & \Phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (5a)$$

onde:  $\alpha_0$  e  $\beta_0$  são constantes e  $B$  é o operador de atraso, tal que,  $B^k X_t = X_{t-k}$ ,

Nesse caso, diz-se que  $x$  causa  $y$ , mas  $y$  não causa  $x$ , se  $\Phi_{12}(B) = 0$ , ou seja, os valores futuros de  $y$  são influenciados pelo seu próprio passado, mas não pelo passado de  $x$ , enquanto que, os valores futuros de  $x$  são influenciados pelos seus próprios valores passados e também, pelos valores passados de  $y$ .

Nesse trabalho foi utilizado o teste de Wald, cujo princípio consiste em aceitar a hipótese nula se o estimador sem restrições de  $\Phi_{ij}(B)$  for igual a zero, Para a tomada de decisão tem-se:

$$H_0 : \text{aceitar a hipótese nula, se } \xi_T^w \leq \chi^2_{95\%}$$

$$H_A : \text{rejeitar a hipótese nula, em caso contrário}$$

Mais precisamente, testa-se o seguinte relacionamento:

$$H_0 : C\beta = c$$

onde  $C$  é uma matriz de ordem  $s \times (k^2 p + k)$ ,  $k$  é o número de variáveis e  $p$  é a ordem de defasagem, com  $rank$  igual a  $s$ , e  $c$  é um vetor de dimensão  $s$ , sendo que,  $s = k p$ .

Dado que  $\hat{\beta}$  seja o estimador condicional de mínimos quadrados, o qual é dado por:

$$\hat{\beta} = ((X'X)^{-1} X' \otimes I_k) y$$

seja consistente e tenha distribuição normal assintótica tem-se que:

$$\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta) \underset{d}{\sim} N(0, \Gamma_p^{-1} \otimes \Sigma)$$

onde:  $X'X/T$  converge probabilisticamente para  $\Gamma_p$ , o qual representa a matriz de autocovariância cruzada<sup>22</sup> de um processo vetorial estacionário de dimensão  $p$ , enquanto que,  $\underset{d}{\sim}$  denota a convergência da distribuição,  $\Sigma$  é a matriz de covariância e  $\otimes$  é o produto de Kronecker.

<sup>22</sup> Maiores detalhes podem ser obtidos em HAMILTON (1994, p.261-2).

Sendo assim, obtém-se a estatística de Wald, a qual é formulada como:

$$T(C\hat{\beta}-c)'[C(\Gamma_p^{-1}\otimes\Sigma)C']^{-1}(C\hat{\beta}-c)\underline{d}\chi^2(s)$$

No caso do teste de causalidade, a matriz  $C$  é preenchida por elementos iguais a zero ou um, enquanto que,  $c$  é um vetor que contém somente zeros.

Finalmente, a validade do teste de causalidade dependerá da própria especificação do modelo, ou seja é imprescindível que toda informação relevante esteja contida no modelo. Também, é de fundamental importância, assegurar a ausência de correlação serial nos termos de erros, sendo que isto pode ser feito através da inclusão de um número de defasagens no modelo VAR que seja suficiente longa para eliminar a autocorrelação dos resíduos.

Para a determinação do número de defasagens (*lags*) foi utilizado o Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion (AIC)*)<sup>23</sup>.

Matematicamente, o critério de Akaike é representado como:

$$AIC = T \log |\Sigma| + 2N \quad (6)$$

onde:  $|\Sigma|$  = determinante da matriz de variância e covariância dos resíduos e  $N$  = número total de parâmetros estimados em todas equações do sistema. No caso de um modelo VAR com  $p$  defasagens contendo  $n$  variáveis mais intercepto o número total de parâmetros estimados em todas equações corresponde a:  $N = n^2 p + n$ , sendo que cada uma das  $n$  equações contém  $np$  defasagens mais intercepto.

A utilização do teste de co-integração<sup>24</sup> 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).

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 VAR<sup>25</sup> pode ser representado como:

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

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 obter uma estrutura de ruído *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 Vetorial de Correção de Erro (VECM), cujo formato é o seguinte:

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

onde,  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ), e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ ,

<sup>23</sup> Detalhes sobre o Critério de Informação de Akaike encontram-se em AKAIKE (1976).

<sup>24</sup> A definição de co-integração encontra-se em ENGLE e GRANGER (1991).

<sup>25</sup> 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).

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  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ . Visto com maior nível de detalhes, o termo  $\Pi$  é representado como:

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

sendo que,  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto que,  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo  $\beta' z_{t-k}$  o qual está embutido na equação (7), representa até,  $n - 1$  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  $\Pi$  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  $\Pi$  é zero, não há relacionamento de co-integração. Nenhum desses dois casos são particularmente interessantes. Mais importante, é quando  $\Pi$  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  $\nabla z_t$  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  $\alpha$  são iguais a zero, ou seja, dado que  $\Pi$  pode ser formulado como  $\Pi = \alpha \beta'$  onde  $\alpha$  e  $\beta$  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  $\beta$ .

Nesse estudo, para testar a presença de vetores de co-integração foram utilizadas as estatísticas  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{MAX}$ . Conforme JOHANSEN e JUSELIUS (1990), para testar a hipótese nula de que existem pelo menos  $r$  vetores de co-integração, essa hipótese é representada matematicamente como:

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

ou seja, somente os primeiros  $r$  autovalores ( $\lambda$ ) 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:

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n - 2, n - 1. \quad (10)$$

onde  $Q = (\text{função de verossimilhança restrita maximizada} \div \text{função de verossimilhança sem restrição maximizada})$ .

O segundo teste de significância utilizado foi a estatística  $\lambda_{MAX}$ , também denominada de *máximo autovalor*, a qual é representada como:

$$\lambda_{MAX} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n - 2, n - 1. \quad (11)$$

onde  $\hat{\lambda}_t$  são os valores estimados dos autovalores. Nesse caso, a hipótese nula é de que existam  $r$  vetores de co-integração, enquanto que, a hipótese alternativa é de que existam  $r+1$  vetores de co-integração.

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 ( $\Sigma$ ), pois geralmente essa não é uma matriz diagonal, o que implica que os choques  $u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt}$ , 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 Cholesky<sup>26</sup>. 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, 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 de seus resultados. Em outras palavras, de acordo com BLISKA (1990, p, 46) uma “das principais vantagens das inovações ortogonalizadas sobre as demais 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.

De acordo com MARGARIDO (2000, p.80), outra “maneira de caracterizar o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo é dado pela decomposição da variância dos erros de previsão para  $k$  períodos a frente, distribuindo esses erros de previsão para cada uma das variáveis em componentes que podem ser atribuídos a cada uma das variáveis de saída do sistema”. Em outras palavras, a decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas isoladamente, apresentando em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema.

## 7 – ANÁLISE DE RESULTADOS

Antes da realização dos testes de raiz unitária foi necessário determinar o número de defasagens a ser utilizado em cada teste de modo a tornar os respectivos resíduos não autocorrelacionados, de acordo com resultados obtidos pelo Critério de Informação de Schwarz para todas as variáveis, exceto para *LTC* diferenciada, onde foi necessária a utilização do método *data dependent*, conforme descrito em PERRON (1994), conforme apresentado na Tabela 3.

---

<sup>26</sup> O processo de diagonalização da matriz de variância-covariância encontra-se detalhado em BRANDÃO (1985).

Tabela 3 - 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 *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro 2002.

Variável	Valor mínimo do Critério de Informação BIC	Defasagem(ns) efetivamente utilizada(s) no modelo ARMA
<i>LPO</i> <sup>1</sup>	BIC(2,0) = -6,37265	Duas defasagens
$\nabla LPO$ <sup>2</sup>	BIC(1,0) = -6,46134	Uma defasagem
<i>LTC</i> <sup>1</sup>	BIC(2,0) = -6,42664	Duas defasagens
$\nabla LTC$ <sup>2</sup>	BIC(0,1) = -6,5443	Uma defasagem <sup>3</sup>
<i>LPS</i>	BIC(3,0) = -6,46426	Três defasagens
$\nabla LPS$	BIC(0,0) = -6,53971	Nenhuma defasagem

<sup>1</sup> Variável em nível, <sup>2</sup> Variável diferenciada <sup>3</sup> Método *data dependent* iniciando com doze defasagens.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

O próximo passo consistiu em determinar a ordem de integração de cada variável utilizando o teste de raiz unitária ADF. Os resultados mostraram que a hipótese nula constatando a presença de raiz unitária não pode ser rejeitada, para qualquer nível de significância e para qualquer estatística, para todas as variáveis em nível. Sendo assim, os testes foram refeitos, mas desta vez, com as variáveis diferenciadas. Nesse caso, a hipótese nula de que as variáveis apresentam raiz unitária foi rejeitada para qualquer dado nível de significância e estatística utilizada. Portanto, todas as variáveis foram consideradas como sendo integradas de ordem um (*I(1)*). Em outras palavras, é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para tornar cada uma delas estacionária, ou seja, todas são consideradas como sendo diferença estacionária (Tabela 4).

Tabela 4 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>1</sup> para as variáveis *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

Variável	$\tau_{\tau}$	$\phi_3$	$\tau_{\mu}$	$\phi_1$	$\tau$	Ordem de Integração
<i>LPO</i> <sup>2</sup>	-1,06	3,24	0,06	0,37	0,74	I(1)
$\nabla LPO$ <sup>3</sup>	-3,79 <sup>5</sup>	7,22 <sup>5</sup>	-2,87 <sup>6</sup>	4,12 <sup>6</sup>	-2,74 <sup>4</sup>	I(0)
<i>LTC</i> <sup>2</sup>	-1,06	2,11	1,09	2,77	2,12	I(1)
$\nabla LTC$ <sup>3</sup>	-5,68 <sup>4</sup>	16,14 <sup>4</sup>	-5,27 <sup>4</sup>	13,91 <sup>4</sup>	-4,67 <sup>4</sup>	I(0)
<i>LPS</i> <sup>2</sup>	-1,33	1,43	-1,12	0,95	0,79	I(1)
$\nabla LPS$ <sup>3</sup>	-5,68 <sup>4</sup>	16,31 <sup>4</sup>	-5,71 <sup>4</sup>	16,37 <sup>4</sup>	-5,72 <sup>4</sup>	I(0)

<sup>1</sup> Valores críticos para  $\tau_{\tau}$ ,  $\tau_{\mu}$  e  $\tau$  obtidos conforme descrito em MACKINNON (1991), enquanto que os valores críticos para  $\phi_3$  e  $\phi_1$  foram obtidos diretamente de DICKEY e FULLER (1981), <sup>2</sup> Variável em nível, <sup>3</sup> Variável diferenciada, <sup>4</sup> Significativo em nível de 1,0%, <sup>5</sup> Significativo em nível de 5,0%, <sup>6</sup> Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

Em relação aos testes de causalidade, os resultados mostraram que a hipótese nula (*H0*) de que *LPO não causa LTC* e *LPS não causa LTC* não pode ser rejeitada, ou seja, a probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, isto é, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira está abaixo do nível de significância de 1,0%, logo, os preços do óleo de soja não afetam os comportamentos da taxa de câmbio e do preços internacional do grão de soja, como era esperado. Por sua vez, a hipótese nula de que *LTC e LPS não causam LPO* é rejeitada, uma vez que, a probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, rejeitar *H0* e ela ser verdadeira está acima do nível de significância de 10,0%. Portanto, as variáveis *LTC* e *LPS* influenciam o comportamento de

*LPO*, não ocorrendo o contrário (Tabela 5). Esse resultado está coerente com o que preceitua a teoria econômica, pois, dado que, a principal matéria-prima na manufatura do óleo de soja é o grão de soja, e sendo este último uma das mais importantes *commodities* transacionadas no mercado internacional, esperar-se-ia que movimentos dos preços internacionais da soja condicionassem o comportamento dos preços domésticos do óleo de soja<sup>27</sup>. Também, é necessário observar que o próprio óleo de soja é comercializado externamente, porém, em menor escala comparativamente ao grão e farelo. Em função disso, além do seu próprio preço no mercado internacional, a taxa de câmbio também deve exercer papel preponderante na evolução dos preços domésticos do óleo de soja.

Tabela 5 – Resultados dos Testes de Causalidade de Granger para as variáveis *LPO*, *LTC* e *LROT*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

Teste	Hipótese Nula	Teste $\chi^2$	Graus de Liberdade	Probabilidade
1	<i>LPO não causa LTC e LPS</i>	13,59	4	0,0087
2	<i>LTC e LPS não causam LPO</i>	7,24	4	0,1238

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

A seguir, foram realizados os testes de co-integração de Johansen para às estatísticas  $\lambda_{\text{traço}}$  e  $\lambda_{\text{MAX}}$ . Os resultados obtidos mostraram que para ambas estatísticas não há presença de nenhum vetor de co-integração ao adotar-se o nível de significância de 5,0% (Tabelas 6 e 7)<sup>28</sup>. Portanto, não há relacionamento (ou equilíbrio) de longo prazo entre as variáveis. Dado que, não há nenhum vetor de co-integração, então, ao invés do modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), deve-se estimar um modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), porém, com as variáveis diferenciadas.

Tabela 6 – Resultados do teste de co-integração de Johansen para à estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ , variáveis *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico*	Intercepto no modelo de correção de erro	Intercepto no processo
Rank = r	Rank > r				Sem intercepto	Constante
0	0	0,2539	17,72	24,08		
1	1	0,0679	4,24	12,21		
2	2	0,0217	1,01	4,14		

\* Nível de significância de 5,0%.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

<sup>27</sup>De acordo com FREITAS; BARBOSA; FRANCA (2000,p. 33), o “ sistema de produção de óleos vegetais comestíveis é constituído por dois setores industriais: o processamento ou esmagamento e o refino. O primeiro relaciona-se diretamente com o setor agrícola e o segundo utiliza o derivado do esmagamento (óleo bruto) como matéria-prima para o processo a jusante, a produção de óleo refinado”.

<sup>28</sup> Também, em nível de significância de 10,0%, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não pode ser rejeitada.

Tabela 7 – Resultados do teste de co-integração de Johansen para a estatística  $\lambda_{MAX}$ , variáveis *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

H_0:	H_1	<i>Eigenvalue</i>	$\lambda_{MAX}$	Valor Crítico*	Intercepto no modelo de correção de erro	Intercepto no processo
Rank = r	Rank = r+1				Sem intercepto	Constante
0	1	0,2539	13,47	17,89		
1	2	0,0679	3,23	11,44		
2	3	0,0217	1,01	3,84		

\* Nível de significância de 5,0%.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

A Tabela 8 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as três variáveis. Conforme MARGARIDO (2000, p. 132-133), “a decomposição dos erros de previsão mostra o comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis econômicas. Mais especificamente, este instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente, ou seja, revela em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema”. A segunda coluna da Tabela 8 apresenta os períodos, que nesse caso estão expressos em número de meses. Neste trabalho, admite-se que um choque não antecipado sobre qualquer uma das variáveis analisadas perdure no máximo doze meses. No caso da variável *LPO*, a terceira coluna capta o percentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados sobre essa variável, isto é, mede qual o efeito que um choque não antecipado sobre *LPO* tem sobre ela mesma ao longo do tempo. A quarta e quinta colunas mostram os percentuais das variâncias dos erros de previsão de *LPO* que são atribuídas às variações em *LTC* e *LPS*, respectivamente. A partir da Tabela 8, verifica-se que, decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre *LPO*, cerca de um terço (33,5%) da variância dos erros de previsão de *LPO* é atribuída pelas variáveis *LTC* (16,95%) e *LPS* (16,54%), enquanto que, os restantes 66,5% deve-se a ela própria. Portanto, apesar do preço do óleo de ser influenciado pesadamente por ele próprio, a taxa de câmbio e os preços internacionais da soja também assumem certa importância no comportamento dos preços do óleo de soja em nível de varejo.

Tabela 8 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

Variável	<i>Lead</i>	<i>LPO</i>	<i>LTC</i>	<i>LPS</i>
<i>LPO</i>	1	1,00000	0	0
	3	0,75128	0,13956	0,10916
	6	0,66621	0,16902	0,16477
	9	0,66680	0,16887	0,16433
	12	0,66507	0,16951	0,16542

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de *LTC*, mostram que, decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, cerca de 70,0% de seu comportamento deve-se a ela própria, sendo que os aproximadamente 30,0% restantes são atribuídos a *LPO* (14,81%) e *LPS* (15,23%), respectivamente (Tabela 9).

Tabela 9 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

Variável	Lead	<i>LPO</i>	<i>LTC</i>	<i>LPS</i>
<i>LTC</i>	1	0,00274	0,99726	0
	3	0,13516	0,72384	0,14100
	6	0,14524	0,70462	0,15013
	9	0,14804	0,69996	0,15200
	12	0,14811	0,69961	0,15229

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

Para a variável *LPS*, doze meses após à incidência de um choque não antecipado sobre essa variável, cerca de 81,6% da sua decomposição da variância dos erros de previsão deve-se a ela mesma, sendo os restantes 18,5% distribuídos, em ordem decrescente, da seguinte forma, 10,6% para *LPO* e 7,8% para *LTC* (Tabela 10).

Tabela 10 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis *LPO*, *LTC* e *LPS*, Janeiro de 1999 a Dezembro de 2002.

Variável	Lead	<i>LPO</i>	<i>LTC</i>	<i>LPS</i>
<i>LPS</i>	1	0,07703	0,00848	0,91449
	3	0,08873	0,06801	0,84326
	6	0,10492	0,07583	0,81925
	9	0,10572	0,07789	0,81639
	12	0,10616	0,07794	0,81590

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1999-2002), CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

Em relação às respectivas funções de resposta de impulso, um choque não antecipado de *LPO* sobre ela própria mostra duas fases distintas. Inicialmente, a função de resposta de impulso descai exponencialmente até, aproximadamente, o sexto mês e a partir desse ponto ocorre reversão dessa tendência, e passa a elevar-se, porém, lenta e gradualmente, até estabilizar-se entre o décimo e décimo segundo períodos (Figura 1). Portanto, os efeitos de aumentos de preços do óleo de soja no varejo tendem a ser absorvidos pelo mercado ao longo do tempo até esgotarem-se ao final de doze meses após esse choque inicial, caracterizando um comportamento auto-regressivo, conforme era esperado.

Um choque não antecipado na taxa de câmbio induz rápida elevação (caracterizando um *overshooting*) do preço do óleo de soja no varejo até o primeiro mês após a incidência desse choque. Posteriormente, o preço do óleo de soja declina acentuadamente, até aproximadamente o terceiro mês após o choque inicial, para então, passar a crescer, porém, lentamente, até estabilizar-se entre o nono e décimo segundo períodos (Figura 2). Portanto, uma desvalorização cambial, tende a estimular a exportação de soja, pois os exportadores, apesar de auferirem a mesma receita em termos de dólares por tonelada de soja exportada, passam a receber mais em moeda doméstica, elevando dessa forma suas respectivas receitas em reais<sup>29</sup>. Em conseqüência disso, há menor quantidade ofertada desse produto no mercado doméstico<sup>30</sup> para atender à demanda das indústrias de óleo, elevando seus custos de produção,

<sup>29</sup> No período pós desvalorização cambial, apesar dos preços internacionais do grão de soja decrescerem cerca de 0,76% no período de 1999 a 2001, as exportações cresceram em torno de 10,12% no mesmo período e a taxa de câmbio desvalorizou-se em 13,65%.

<sup>30</sup> Conforme MARGARIDO e TUROLLA (2002), no período de 1993 a 1996, as variações anuais médias das quantidades exportadas de grãos, farelo e óleo foram -0,6%, 7,2% e 16,7%, respectivamente. Já, no período de

os quais, possivelmente, tendem a ser transferidos para os preços praticados no varejo. No entanto, dado que houve acentuada concentração no segmento de varejo nos últimos anos<sup>31</sup>, esse último reluta em repassar esse aumento para seus preços, pois o consumidor de óleo de soja tende a retrair seu consumo<sup>32</sup>. Diante desse quadro, provavelmente há necessidade de ocorrerem novas negociações entre indústria e varejo, as quais, levam um certo tempo. Em função desse breve período de negociações entre esses dois segmentos, o suprimento de óleo de soja para o varejo é prejudicado, como consequência, seu preço tende a elevar-se, porém, esse aumento não se sustenta por muito tempo, aproximadamente, trinta dias. Concretizadas as negociações, o suprimento de óleo para o varejo retorna ao seu fluxo normal, e como resultado, os preços tendem a declinar rapidamente entre quarenta e cinco a cinquenta dias, após o choque inicial. Posteriormente, os preços tendem a elevar-se, porém, lentamente, até estabilizarem-se entre o nono e décimo segundo períodos.

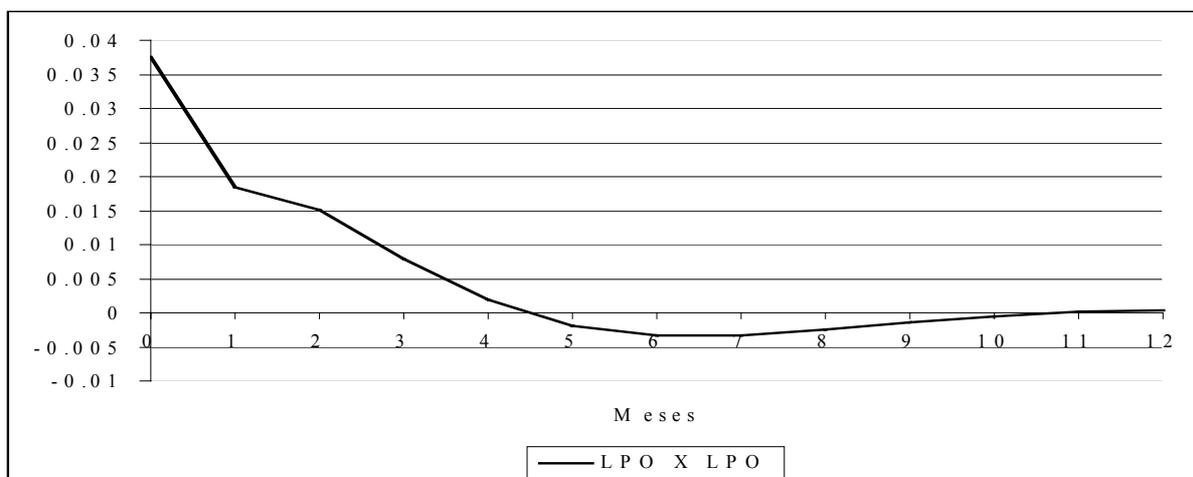


Figura 1 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques em *LPO* sobre *LPO*.

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

1997 a 2001, em plena vigência da Lei Kandir, houve drástica mudança na pauta de exportações dos produtos do complexo soja, pois a variação anual média das quantidades exportadas de grão, farelo e óleo foram iguais a 33,9%, 0,1% e 4,1%.

<sup>31</sup> Conforme FARINA e NUNES (2003, p.20-21), um “resultado importante até então pouco analisado foi o desenvolvimento do segmento de varejo de alimentos. Embora as dez maiores empresas tenham dobrado sua participação no faturamento geral do setor de supermercados (considerando alimentos e não alimentos), entre 94 e 2000, houve um aumento da participação dos supermercados independentes nas vendas de alimentos, assim como de lojas tradicionais. A concentração é de fato alta, mas não houve aumento significativo no período. Dois fenômenos devem ser considerados. A entrada de novas cadeias internacionais e o crescimento do mercado levaram a uma mudança no padrão de concorrência nesse segmento. Além da intensificação da rivalidade em preços, os supermercados investiram em diferenciação baseada em produtos percebíveis, e no desenho e linhas de produtos de lojas, para atender diferentes momentos de compra e segmentação da clientela. Como o mercado cresceu, pode ainda abrigar maior número de supermercados independentes e lojas tradicionais redefinidas. Uma das consequências da intensificação da concorrência foi a pressão por preços e padrões de qualidade de produtos e serviços sobre os fornecedores”.

<sup>32</sup> Dado que o óleo de soja é um produto de consumo básico, o consumidor não tem outras opções em relação à sua substituição por outros óleos, uma vez que, os preços desses óleos são mais elevados. Sendo assim, a única opção seria a redução de seu consumo, como por exemplo, evitando e/ou reduzindo o consumo de alimentos a base de frituras.

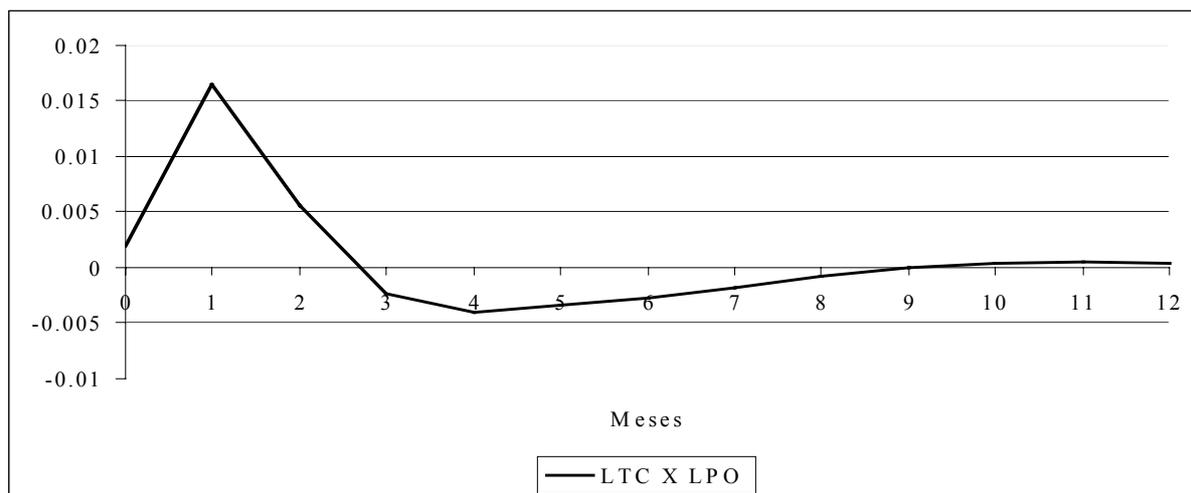


Figura 2 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques em *LTC* sobre *LPO*.

Fonte: Dados básicos da CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

Um choque não antecipado sobre o preço do grão de soja no mercado internacional provoca uma expressiva queda no preço do óleo de soja até o segundo mês após a incidência desse choque. A partir daí, o preço do óleo reverte a tendência e passa a elevar-se, porém, de forma moderada até aproximadamente o décimo período, para então, declinar levemente e estabilizar-se em torno do décimo segundo mês (Figura 3). O resultado obtido é contrário ao que esperava-se, uma vez que, a expectativa era de que choques de preços no mercado internacional de soja fossem transferidos positivamente para os preços do óleo no mercado doméstico, dado que há estreito relacionamento entre os preços externo e doméstico do complexo soja. Possivelmente, o comportamento obtido esteja relacionado aos seguintes fatores. Em primeiro lugar, o período abrangido pelo estudo caracteriza-se quase todo ele pela tendência de queda dos preços da soja no mercado internacional, em função das várias crises econômicas/financeiras que solaparam a economia mundial a partir de 1997, as quais, abalaram a confiança dos agentes econômicos, e conseqüentemente, desaceleraram o crescimento econômico mundial, deprimindo os preços das diversas *commodities*. Também, é preciso observar que o óleo é um subproduto do esmagamento do grão de soja, isto é, um produto residual. No período de 1999/00 a 2001/02, houve expressivo aumento da produção de soja, principalmente, no caso do Brasil, aumento esse derivado dos ganhos de produtividade do setor agrícola. Apesar da queda do preço do grão de soja no mercado internacional, nesse mesmo período, as exportações brasileira e argentina desse produto expandiram-se acentuadamente. Esse excesso de oferta de grão no mercado externo induz ao aumento no seu esmagamento pelos países consumidores, elevando também, a quantidade produzida de óleo no mercado internacional, induzindo queda de preço desse produto nos mercados externo e doméstico. Também, é necessário frisar que no período analisado, a economia brasileira apresentou reduzidas taxas de crescimento, resultando na queda da demanda agregada em termos de investimento, consumo e renda, e como conseqüência, no decréscimo da quantidade demandada de vários produtos, entre os quais, o óleo de soja. Portanto, os resultados da função de resposta de impulso, provavelmente, estejam captando esses fatos. Em outras palavras, dadas as características inerentes ao próprio segmento do setor de óleo em relação aos demais segmentos do complexo soja, um choque não antecipado, porém ainda que positivo, nos preços da soja no mercado internacional, apesar de estimular a sua exportação, afeta de forma negativa os preços do óleo tanto domesticamente, quanto no

mercado internacional, dado que há elevação da quantidade ofertada do produto em ambos mercados, os quais são interrelacionados.

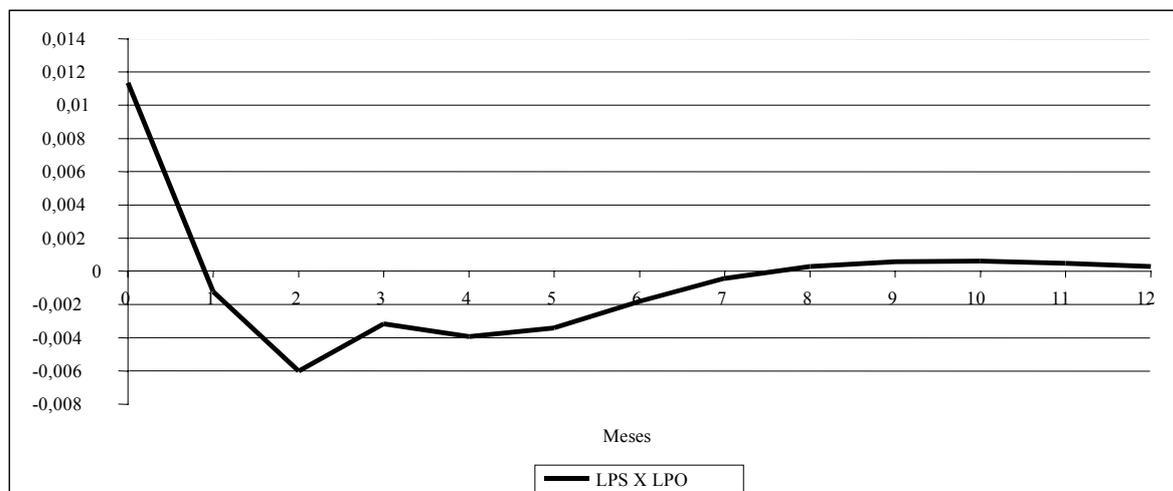


Figura 3 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques *LPS* sobre *LPO*.

Fonte: Dados básicos da CONJUNTURA ECONÔMICA (1999-2002), *site* do Banco Central do Brasil (2002) e Instituto de Economia Agrícola.

Finalmente, outro aspecto relevante, reside no fato de que todos os resultados obtidos a partir das respectivas funções de resposta de impulso mostraram que os efeitos dos choques não são permanentes. Um choque em qualquer uma das variáveis analisadas tem efeito transitório indicando que as variáveis são estacionárias.

## CONCLUSÕES

O óleo de soja tem considerável peso na cesta de mercado do consumidor paulistano, sendo assim, torna-se imprescindível estudos que objetivem aquilatar o conhecimento relativo ao comportamento de transmissão de preços desse produto.

No segundo semestre de 2002, o preço do óleo de soja foi considerado um dos “vilões” da inflação, onde diversos analistas econômicos afirmaram, mas não quantificaram cientificamente, que essa elevação de preço estava relacionada a fatores exógenos, melhoria dos preços da soja no mercado internacional, e fatores domésticos, como a acentuada desvalorização cambial, principalmente no segundo semestre daquele ano, tornando mais lucrativo para as *tradings* vender o grão de soja, principal matéria-prima para a indústria de óleos, no mercado externo, auferindo maior lucratividade, do que vender no mercado doméstico. Essa restrição da oferta doméstica de grão, possivelmente, elevou os custos de produção das processadoras de óleo, as quais, procuraram repassar esse aumento para o segmento de varejo. Também, conforme ressaltado por FREITAS; BARBOSA, FRANCA (2000), outro fator que contribuiu ainda mais para acirrar a disputa pela soja em grão entre exportadores e a indústria doméstica, reside no fato de que a produção brasileira de soja é comercializada exatamente no período de entressafra mundial, ou seja, exatamente quando as cotações são mais elevadas.

A partir da utilização de diversos métodos relacionados ao campo das séries de tempo, esse trabalho analisou como variações da taxa de câmbio e dos preços internacionais do grão de soja transferem-se para os preços do óleo de soja em nível de varejo, na cidade de São Paulo, para o período de 1999 a 2002. Os testes de causalidade mostraram que a taxa de

câmbio e o preço internacional da soja explicam o comportamento do preço do óleo de soja, conforme era esperado. No entanto, resultados dos testes de co-integração rejeitaram a hipótese de que essas variáveis são co-integradas, isto é, que exista relacionamento de equilíbrio de longo prazo entre elas. Isso impossibilitou a estimação das elasticidades de curto e longo prazo utilizando o modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), obrigando a utilização do modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR).

Aparentemente, apesar de choques sobre as variáveis preço internacional do grão de soja e da taxa de câmbio influenciarem o comportamento do preço do óleo de soja, em nível de varejo, na cidade de São Paulo, seus respectivos efeitos são, exclusivamente, de curto prazo, conforme os resultados obtidos a partir das respectivas decomposição da variância dos erros de previsão e função de resposta de impulso. Portanto, pode-se afirmar que a influência que as duas primeiras variáveis exercem sobre esta última está mais relacionada à questões de ordem conjuntural do que estrutural, ou seja, os efeitos dos choques tendem a ser completamente eliminados em curto período de tempo.

Também, a condição de não co-integração entre essas variáveis, provavelmente, está relacionada com o fato de que o “suprimento de óleo de soja no Brasil diferencia-se dos demais itens do complexo soja, pois o mercado interno é o principal destino da produção. O óleo refinado pode ser destinado à exportação, a outras indústrias alimentícias, inclusive às responsáveis pela produção de gorduras hidrogenadas<sup>33</sup> e/ou ao mercado varejista” (FREITAS; BARBOSA; FRANCA, 2000, p.36). Portanto, dado que, trata-se de um mercado completamente distinto dos demais segmentos do complexo soja, pode-se inferir que, apesar de variáveis relacionadas com o ambiente externo, tais como o preço internacional da soja e taxa de câmbio serem importantes para explicar o comportamento do preço do óleo de soja internamente, ainda assim, elas não são suficientes. Em função das próprias especificidades desse segmento, o comportamento dos preços do óleo de soja é fortemente influenciado por variáveis domésticas, pois, dada sua versatilidade, a soja é utilizada como matéria-prima em diversos segmentos agro-industriais<sup>34</sup>, ou seja, existe um complexo conjunto de vasos comunicantes, os quais, interligam empresas que visam diferentes mercados, desde aquelas exclusivamente voltadas para a exportação da soja, como outras que utilizam a soja como matéria-prima para agregar valor aos seus produtos finais, as quais, objetivam tanto o mercado doméstico, quanto externo, como é caso do setor produtor de frangos, como também, empresas cujos produtos destinam-se exclusivamente ao mercado doméstico, como por exemplo, as indústrias de óleo refinado, margarinas, etc. Além disso, conforme informações obtidas junto à Associação Brasileira da Indústria de Óleos Vegetais (ABIOVE), do custo total de óleo refinado, cerca de 60,0 a 70,0% do custo de produção advém do preço da própria soja, enquanto que, os restantes 40,0-30,0%, referem-se aos custos relacionados com embalagens, comercialização e processo de refino. Reforçando a questão de que fatores domésticos são relevantes para a formação do preço do óleo de soja no Brasil.

Outro aspecto a ser realçado consiste na necessidade da realização de estudos futuros que objetivem analisar e avaliar detalhadamente as alterações pelas quais o setor varejista vem passando nesses últimos anos, bem como, quais são seus efeitos no tocante ao relacionamento entre os segmentos industrial e varejista quanto a determinação do preço do óleo de soja para o consumidor.

---

<sup>33</sup>De acordo com o processo que os óleos recebem formam-se diversos tipos de gorduras. As principais demandantes são as indústrias de panificação e as sorveterias.

<sup>34</sup>No caso da Argentina, apesar de ser grande produtora e exportadora de soja, como acontece com o Brasil, a produção da primeira visa quase totalmente o mercado externo. Já, no caso do Brasil, parcela expressiva da produção de soja destina-se ao mercado doméstico. Isso deve-se ao fato de que o Brasil é um grande produtor de frango e suínos, sendo que, a soja é um dos principais componentes utilizados na produção da ração para alimentação animal.

## LITERATURA CITADA

- AKAIKE, H. Canonical correlations analysis of time series and the use of an information criterion. In: **Advances and Case Studies in System Identification**. New York: Academic Press, 1976. p.27-96.
- ALENCAR, Leonardo S, de. Raízes unitárias e cointegração: uma introdução. **Boletim do Banco Central do Brasil**, Brasília, p. 171-210, abr. 1998.
- BARROS, Geraldo S.A. de C. **Preços de commodities agrícolas e o câmbio flexível**. Piracicaba: ESALQ, 1990. 36 p.
- 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.
- BRANDÃO, Antonio S. P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. **Revista de Econometria**, v. 5, n. 2, p. 33-80, nov. 1985.
- CASTRO, Ana C. **Competitividade das indústrias de óleos vegetais**. Campinas: UNICAMP, 1993. 128p. (Estudo da Competitividade da Indústria Brasileira).
- 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).
- FARINA, E.M.M.Q. ; NUNES, R. Âncora verde e os ajustamentos microeconômicos no sistema agroindustrial de alimentos no Brasil pós-Real. São Paulo: FGV, 2003. (Palestra para alunos do curso de pós-graduação em economia de empresas em 26/02/03).
- 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.
- FREITAS, Silene M. ; BARBOSA, Marisa Z. ; FRANCA, Terezinha J.F. Cadeia de produção de soja no Brasil: o caso do óleo. **Informações Econômicas**, v.30; n.12, p. 30-40, dez. 2000.
- HAMILTON, J.D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press. 1994. 799p.
- HARRIS, Richard I.D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995, 176p.
- GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 37, 1969, p.424-438.
- JOHANSEN, Soren. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive 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.
- MACHADO, Eduardo L. ; MARGARIDO, Mario A. Seasonal price transmission in soybean international market: The case of Brazil and Argentina. **Pesquisa e Debate**, v.12, n.1 p.92-106, 2001.
- 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.; BUENO, Carlos R.F.; MATINS, Vagner A. Análise da evolução dos índices da cesta de mercado pós-Plano Real na cidade de São Paulo. **Informações Econômicas**, v.33, n.2, p.37-42, 2003.
- MARGARIDO, Mario A.; TUROLLA, Frederico A. Previsão de preços no mercado internacional de grão de soja. **Informações Econômicas**, v. 33, n.1, p.7-17, 2003.
- MARGARIDO, Mario A.; FERNANDES, Jocelyne M. ; TUROLLA, Frederico A. Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional de Soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v. 49, n.2, p.71-85, 2002.
- MARGARIDO, Mario A.; TUROLLA, Frederico A.; FERNANDES, Jocelyne M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa e Debate**, v. 12, n.2(20), p.5-40, 2001.
- MARGARIDO, Mario A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. Piracicaba: USP/ESALQ, 2000, 173p. Tese Doutorado.
- MARGARIDO, Mario 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.
- NELSON, Charles R. e PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, 10, p.139-162, 1982.
- 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.
- 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.
- PINO, Francisco A. ; NOGUEIRA JÚNIOR, Sebastião & TOLOI, Clélia M.C. Relações dinâmicas entre preços da soja brasileira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, 18(11):1163 – 1173, novembro, 1983.
- 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://www/faz.usda.gov/oilseeds/circular/2001/01-03/table5t7.pdf), fev. 2001.