

# FORMAÇÃO DE PREÇOS DE ÓLEOS ESPECIAIS NO MERCADO INTERNACIONAL: UMA CONTRIBUIÇÃO DOS MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS

Silene Maria de Freitas<sup>1</sup>  
Mario A. Margarido<sup>2</sup>  
Marisa Zeferino Barbosa<sup>3</sup>

**RESUMO** – Analisou-se como variações ocorridas nos preços *Cost Insurance Freight* (CIF) Rotterdam do óleo de soja, manifestam-se, quantitativa e temporalmente, sobre os preços dos óleos de girassol e canola. Foram utilizadas as séries de tempo mensais dos preços destes óleos, publicadas em WORLD (1989-2000) e o pacote estatístico/econométrico *Statistical Analysis Software* (SAS) versão 8.1, visando mensurar, no período de out. de 1989 à out. de 2000, as elasticidades de transmissão de preços, segundo o método de HAUGH e BOX (1977). Foram utilizados testes de raiz unitária do tipo ADF, modelos ARIMA, de função de transferência, testes de co-integração de Engle Granger e modelo de correção de erro. Verifica-se que diante de choques nos preços de óleo de soja, os preços dos óleos especiais (girassol e canola) respondem instantaneamente e de forma inelástica. O óleo de girassol mostrou-se pouco mais sensível às variações dos preços do óleo de soja do que os de canola. Os resultados inferem que quanto maior a similaridade na composição química de cada óleo, maior a elasticidade de transmissão de preços no curto prazo e mais lenta a velocidade com a qual os preços tendem a eliminar desequilíbrios no longo prazo.

**Palavras-chave:** óleos especiais, comércio internacional, modelos de séries de tempo.

## INTRODUÇÃO

O mercado internacional de óleos vegetais comestíveis é constituído, principalmente, pelos óleos de palma, soja, canola e girassol, que respondem por 98% das transações comerciais (OIL WORLD ANNUAL, 2000).

Os óleos vegetais apresentam estruturas químicas e nutricionais peculiares e específicas que os caracterizam para os diversos fins alimentícios (óleo de cozinha, óleo de salada, *shortening*, margarina, etc). Por exemplo, quanto mais ligações duplas (insaturações) uma gordura contém, mais fluida ela será. Assim o óleo de palma por ter alta concentração de ácidos graxos saturados (50%), apresenta maior consistência, sendo mais propício para a elaboração de gorduras hidrogenadas, do que para uso em saladas. Já, o óleo de soja, composto por 15% de gorduras saturadas, é mais indicado para frituras (ÓLEOS, 1997). Acredita-se que os óleos de girassol e canola atuem na prevenção de doenças cardiovasculares. Ambos possuem baixo teor de gorduras saturadas, 10 e 7% respectivamente, e são ricos em ácidos graxos essenciais. Tais óleos, considerados altamente salutar, são chamados de “óleos especiais”.

No entanto, a estrutura e as propriedades químicas peculiares a cada óleo podem ser modificadas por processos químicos tornando-os intercambiáveis entre si para os diversos usos finais (BASTIAN, 1990) aumentando a substitutibilidade entre eles.

---

<sup>1</sup> Bacharel em Ciências Sociais e Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola. e-mail: silene@iea.sp.gov.br

<sup>2</sup> Economista, MS em Economia de Empresas, Dr. em Economia Aplicada e Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola. e-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br

<sup>3</sup> Economista e Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola. e-mail: mzbarbosa@iea.sp.gov.br

A hipótese central deste trabalho é que as estruturas e propriedades químicas peculiares a cada óleo determinam o grau de substitutibilidade entre os óleos e a forma com que os preços de um respondem às variações nos preços de outro.

### **OBJETIVO**

Analisa-se como variações ocorridas nos preços *Cost Insurance Freight* (CIF) Rotterdam do óleo de soja, manifestam-se, quantitativa e temporalmente, sobre os preços dos óleos especiais (girassol e canola) no período de outubro de 1989 à outubro de 2000.

### **MATERIAL E MÉTODOS**

Foram utilizadas as séries de tempo mensais dos preços dos óleos de soja, girassol e canola, publicadas em WORLD (1989-2000) e o pacote estatístico/econométrico *Statistical Analysis Software* (SAS) versão 8.1, visando mensurar, no período de out. de 1989 à out. de 2000, as elasticidades de transmissão de preços, segundo o método de HAUGH e BOX (1977).

As variáveis foram utilizadas na forma logarítmica portanto, os valores dos coeficientes fornecem diretamente às respectivas elasticidades. A notação adotada para cada variável é a seguinte: *LSO*, preço do óleo de soja; *LGI*, preço do óleo de girassol e; *LCA*-preço do óleo de canola.

Para a determinação da ordem de integração das variáveis foram utilizados testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado conforme DICKEY e FULLER (1981 e 1979). A partir daí, para identificar o processo gerador de cada variável foram utilizados modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMAs) segundo BOX; JENKINS; REINSEL (1994), MILLS (1990) e VANDAELE (1983). Para calcular a elasticidade de transmissão de preços, construiu-se os modelos seguindo o método de HAUGH e BOX (1977), o qual fornece o sentido de causalidade<sup>4</sup> entre as variáveis. Para analisar o relacionamento de longo prazo entre os preços foi utilizado o teste de co-integração descrito em ENGLE e GRANGER (1991). Identificada a presença de co-integração entre as variáveis, necessariamente, existe um modelo de correção de erro (MCE), o qual permite a ligação entre os aspectos de curto e de longo prazos, 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 MCE tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações), quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente*” (BANERJEE, 1993).

Os valores críticos para os testes de raiz unitária individuais (estatísticas  $t_t$ ,  $t_m$  e  $t$ ) e para os de co-integração<sup>5</sup> foram extraídos de MACKINNON (1991), enquanto que, os valores críticos tabelados para os testes conjuntos de raiz unitária (estatísticas  $F_3$  e  $F_1$ ) foram obtidos diretamente de DICKEY e FULLER (1981). E, as elasticidades, conforme, OLIVEIRA e PINO (1985).

### **RESULTADOS**

A determinação do número de defasagens (para cada variável) a serem incluídas no teste de raiz unitária teve como referência o Critério de Informação de Schwarz (Tabela 1).

Os termos da segunda coluna que se encontram entre parênteses referem-se ao modelo auto-regressivo de médias móveis (ARMA) de ordem ( $p$ ,  $q$ ) estacionário e inversível que minimiza o valor do Critério de Informação. O primeiro termo representa a ordem do componente auto-regressivo ( $p$ ) e o segundo a ordem do componente de médias móveis ( $q$ ). O número de defasagens é determinado pelo componente auto-regressivo, tanto no caso de

---

<sup>4</sup> Maiores detalhes sobre a questão relativa ao teste de causalidade e o método Haugh e Box, podem ser obtidos em HAUGH e BOX (1977) e BHATTACHARYYA (1980).

<sup>5</sup> Um exemplo da aplicação do teste de co-integração detalhada encontra-se em MARGARIDO e ANEFALOS (2001).

modelos AR puros, quanto para os modelos ARMA. Já, naqueles casos em que só há a presença de médias móveis no modelo ARMA, utilizou-se o método *data dependent* apresentado em PERRON (1994). Este procedimento seleciona o valor de  $k$ , chamado de  $k^*$ , tal que o coeficiente da última defasagem de ordem  $k^*$  na auto-regressão é significativo e o coeficiente da última defasagem de ordem maior do que  $k^*$  não é significativo, de maneira a proporcionar a escolha da ordem máxima da defasagem ( $kmax$ ) que é feita *à priori*”. Como as variáveis utilizadas tem periodicidade mensal<sup>6</sup> adotou-se inicialmente um modelo auto-regressivo de ordem 12.

**Tabela 1.** Número de defasagens segundo o Critério de Informação de Schwarz para executar o teste de raiz unitária do tipo ADF, Out./ 1989 a Out./ 2000.

Variável	Defasagem(ns) utilizada(s) no modelo ARMA e valor mínimo do Critério de Informação SBC	Defasagens efetivamente utilizadas
LSO <sup>1</sup>	SBC(1,0) = -6,25427	1
∇ LSO <sup>2</sup>	SBC(0,0) = -6,30489	0
LGI <sup>1</sup>	SBC(1,2) = -5,95394	1
∇ LGI <sup>2</sup>	SBC(0,1) = -5,98218 <sup>3</sup>	4
LCA <sup>1</sup>	SBC(2,0) = -6,27906	2
∇ LCA <sup>2</sup>	SBC(0,1) = -6,29318 <sup>3</sup>	4

<sup>1</sup> Variável em nível, <sup>2</sup> Variável diferenciada, <sup>3</sup> Método *data-dependent* utilizando quatro defasagens para os testes ADF.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

Segundo os resultados dos testes de raiz unitária<sup>7</sup> para todas as variáveis em nível, constatou-se que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada em nenhum dos casos apresentados, seja para os testes individuais, quanto conjuntos. Sendo assim, os testes foram executados novamente, mas desta vez, com as variáveis diferenciadas, sendo que, em todos os casos a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em favor da hipótese alternativa de que as variáveis são estacionárias em nível de 1% (Tabela 2).

**Tabela 2.** Resultados dos Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>1</sup> para as variáveis LSO, LGI, LCA, Out./ 1989 a Out./ 2000.

Variável	$t_t$	$f_3$	$t_m$	$f_1$	$t$	Ordem de Integração
LSO <sup>2</sup>	-0,26	1,89	-0,54	0,32	-0,61	I (1)
∇ LSO <sup>3</sup>	-10,12 <sup>4</sup>	51,17 <sup>4</sup>	-9,83 <sup>4</sup>	48,29 <sup>4</sup>	-9,86 <sup>4</sup>	I (0)
LGI <sup>2</sup>	-0,85	1,29	-1,18	0,85	-0,58	I (1)
∇ LGI <sup>3</sup>	-4,69 <sup>4</sup>	11,08 <sup>4</sup>	-4,41 <sup>4</sup>	9,76 <sup>4</sup>	-4,44 <sup>4</sup>	I (0)
LCA <sup>2</sup>	-0,23	1,76	-0,72	0,36	-0,48	I (1)
∇ LCA <sup>3</sup>	-5,07 <sup>4</sup>	12,86 <sup>4</sup>	-4,67 <sup>4</sup>	10,91 <sup>4</sup>	-4,69 <sup>4</sup>	I (0)

<sup>1</sup> Valores críticos para  $t_t$ ,  $t_m$  e  $t$  obtidos conforme descrito em MACKINNON (1991) e correspondem respectivamente a , -3,1467, -2,5783 e -1,617 em nível de 10,0%, e -3,4442, -2,8833 e -1,94232 em nível de 5,0% e -4,0298, -3,4807 e -2,5812 em nível de 1,0%, enquanto que os valores críticos para  $f_3$  e  $f_1$  foram obtidos diretamente de DICKEY e FULLER (1981) e são iguais

<sup>6</sup> Nesse ponto, torna-se necessário realçar que todo processo de médias móveis estacionário e inversível pode ser escrito em termos de um processo auto-regressivo de ordem elevada (MILLS, 1990).

<sup>7</sup> O procedimento passo a passo para a realização do teste de raiz unitária pode ser encontrado em MARGARIDO e ANEFALOS (1999) e HOLDEN e PERMAN (1994).

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%, <sup>2</sup> Variável em nível, <sup>3</sup> Variável diferenciada, <sup>4</sup> Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

Considerando-se que o objetivo deste trabalho é analisar a elasticidade de transmissão de preços do óleo de soja para os óleos especiais, no mercado internacional, os modelos ARIMAs não serão analisados, mas somente apresentados os resultados dos modelos estimados (Tabela 3). A razão para esse procedimento reside no fato de que, os modelos univariados<sup>8</sup> embasam a elaboração dos modelos de função de transferência.

**Tabela 3.** Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Univariados, Out./ 1989 a Set./ 2000.

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa <sup>1</sup>	Teste <i>t</i>
ARIMA (10,1,16)	LSO	$f_{10}$	0,21375 (0,09602)	2,23 <sup>2</sup>
		$q_{16}$	0,26859 (0,10001)	2,69 <sup>2</sup>
ARIMA (6,1,16)	LGI	$f_1$	0,17620 (0,08865)	1,99 <sup>2</sup>
		$f_6$	0,17257 (0,08975)	1,92 <sup>3</sup>
		$q_{16}$	0,28257 (0,09884)	2,86 <sup>2</sup>
ARIMA (6,1,16)	LCA	$f_6$	0,24614 (0,08847)	2,78 <sup>2</sup>
		$q_{16}$	0,28996 (0,09367)	3,10 <sup>2</sup>

<sup>1</sup> Erro padrão da estimativa entre parênteses, <sup>2</sup> Significativo em nível de 5,0%, <sup>3</sup> Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

### Transmissão de Preços no Curto Prazo

Um dos requisitos básicos para se trabalhar com modelos de função de transferência é que as variáveis sejam estacionárias, e dado que, os testes de raiz unitária mostraram que todas as séries são integradas de ordem um, houve a necessidade de se trabalhar com elas diferenciadas para a estimação dos modelos de função de transferência.

Tais modelos mostram que, variações no preço do óleo de soja (*LSO*) são transmitidas em duas parcelas para os preços do óleo de girassol (*LGI*). O primeiro impacto é sem defasagem temporal, e com magnitude de 85,44%. Também, ocorre um impacto secundário, defasado de um mês relativamente ao impacto principal e com menor intensidade (13,35%)<sup>9</sup>. Portanto, variações nos preços do óleo de soja são transferidas em cerca de 98,79% sobre os preços do óleo de girassol, ao se levar em conta a soma dos dois impactos. O modelo de ruído é composto somente por um parâmetro de médias móveis de ordem 4. Isto indica que os preços do óleo de girassol, na média, tendem a ser corrigidos em torno de 21,10% tendo como

<sup>8</sup> Detalhes da utilização de modelos ARIMAs podem ser encontrados em FREITAS FILHO et al. (1993), MARGARIDO; KATO; UENO (1994), MARGARIDO et al. (1996) e MARGARIDO (1998) entre outros.

<sup>9</sup> Em relação aos sinais dos coeficientes de curto prazo ( $W$ ) do modelo de função de transferência é necessário observar que apesar de “todos os ômegas possuírem sinal positivo, somente  $W_0$  é realmente positivo, sendo os demais ômegas, na verdade negativos. Isto ocorre pelo fato de ao serem introduzidos na fórmula de função de transferência esses parâmetros são precedidos por um sinal negativo” (SANTIAGO, CAMARGO, MARGARIDO, 1997, p.41).

base os seus próprios preços dos quatro meses imediatamente anteriores relativamente ao período atual (Tabela 4).

**Tabela 4.** Estimativas dos parâmetros dos modelos de função de transferência, Out./ 1989 a Out./ 2000.

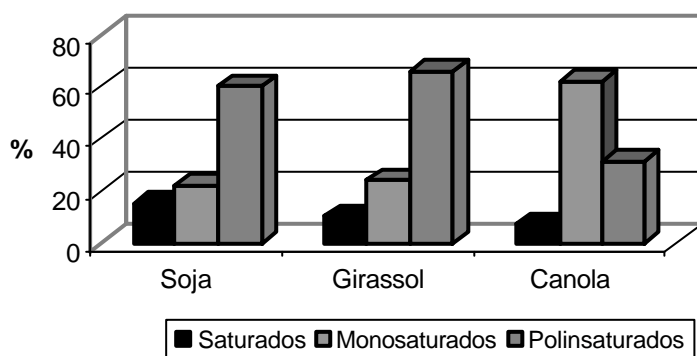
Série de entrada	Série de saída	Parâmetro	Estimativa	Teste <i>t</i>
<i>LSO</i>	<i>LGI</i>	$w_0$	0,85449 (0,07032) <sup>1</sup>	12,15 <sup>2</sup>
		$w_1$	-0,13358 (0,07071) <sup>1</sup>	-1,89 <sup>2</sup>
		$q_4$	0,21101 (0,08944) <sup>1</sup>	2,36 <sup>2</sup>
<i>LSO</i>	<i>LCA</i>	$w_0$	0,87445 (0,04240) <sup>1</sup>	20,62 <sup>2</sup>

<sup>1</sup> Erro padrão da estimativa, <sup>2</sup> Significativo ao nível de 5%, <sup>3</sup> Significativo ao nível de 10%.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

Quanto ao relacionamento entre os preços dos óleos de soja e canola (*LCA*), os resultados do modelo de função de transferência mostram que variações no preços em *LSO* transmitem-se sem defasagem temporal para os preços de *LCA*, indicando que a elasticidade de transmissão de preços é menor que a unidade. Mais precisamente, variações em *LSO* são transferidas para *LCA* instantaneamente com magnitude de 87,44%. No modelo *LSO* x *LCA*, há somente um impacto (instantâneo), além do que, não há presença de modelo de ruído<sup>10</sup> indicando que os preços do óleo de soja praticamente incorporam todas as informações relevantes para a formação dos preços do óleo de canola (Tabela 4).

No curto prazo, os preços dos óleos de girassol e de canola absorvem os impactos das variações no preço do óleo de soja, instantaneamente, com magnitudes bastante semelhantes (85,44% e 87,44%). No entanto, ao considerar-se o impacto secundário no modelo *LSO* x *LGI* (13,35%), a elasticidade de transmissão aproxima-se da unidade (98,79%), confirmando que o óleo de girassol é um substituto quase perfeito para o óleo de soja (Figura 1).

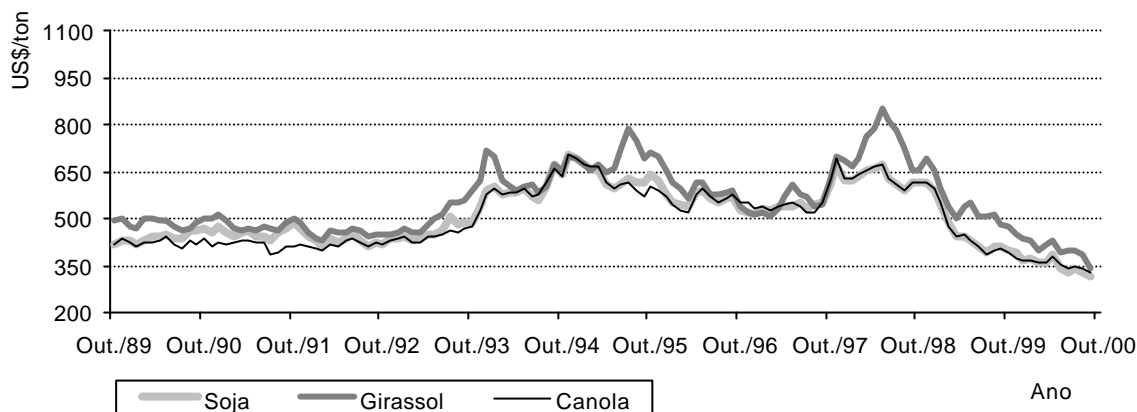


**Figura 1.** Teor de ácidos graxos contidos nos óleos de soja, girassol e canola. FONTE: ÓLEOS (1997).

<sup>10</sup> Conforme MARGARIDO et al. (1996) a “presença de um modelo de ruído seria devida ao fato de que alguma variável exógena importante para a explicação da variável endógena estaria sendo omitida na construção da função de transferência, ou seja, o modelo de ruído incorpora todos os demais aspectos relevantes para a explicação da variável de saída, mas que, por algum motivo, deixaram de ser inseridos (variáveis de entrada) na elaboração da função de transferência”.

## Transmissão de Preços no Longo Prazo

As séries apresentam comportamento com tendência estocástica, indicando que são diferenças estacionárias e que os preços dos óleos de girassol e canola, praticados em Rotterdam, caminham, ao longo do tempo, juntos com os preços do óleo de soja, indicando que elas são co-integradas (Figura 2).



**Figura 2.** Evolução dos Preços CIF Rotterdam dos Óleos de Soja, Girassol e Canola, Out./89 a Out./00

FONTE: Dados básicos da WORLD (1990-00)

No entanto, ao utilizar-se as variáveis nas diferenças visando estacionarizá-las, como pré-requisito para a elaboração dos modelos de função de transferência, os elementos de longo prazo das séries foram eliminados. Assim, para recuperar os aspectos de longo prazo é necessário realizar os teste de co-integração de Engle-Granger. Este, consiste em estimar modelos de regressão contendo tendência, constante e com as variáveis em nível. Os resultados dos testes  $t$  relativos aos modelos de regressão mostram que a tendência, constante e os coeficientes das variáveis de entrada ( $LSO$ ) são na sua maioria significativos em nível de 5,0%, com exceção da constante no  $LSO \times LCA$ , a qual é significativa em nível de 10,0%.

**Tabela 5.** Estimação das equações dos modelos de longo prazo, Out./ 1990 a Out./ 2000.

Modelo	Variável	Coefficiente estimado	Desvio Padrão	Teste $t$
LGI	Tendência	0,00059822	0,00014305	4,18 <sup>1</sup>
	Constante	0,58563	0,18028	3,25 <sup>1</sup>
	$LSO$	0,91339	0,02909	31,40 <sup>1</sup>
LCA	Tendência	0,00054982	0,00007707	7,13 <sup>1</sup>
	Constante	-0,18101	0,09713	-1,86 <sup>2</sup>
	$LSO$	1,02020	0,01567	65,09 <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Significativo em nível de 5,0%, <sup>2</sup> Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

Após a estimação das regressões com as variáveis em nível, os respectivos resíduos foram “capturados” para realizar testes de raiz unitária sobre eles, visando assim, verificar se essas variáveis são co-integradas ou não.

Os resultados dos testes de raiz unitária sobre os resíduos mostram que para as estatísticas  $t_t$  e  $t_m$  a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em detrimento da hipótese alternativa de que os resíduos são estacionários, sendo assim, as variáveis  $LGI$  e  $LCA$  são co-integradas com  $LSO$ .

**Tabela 6.** Teste de raiz unitária do tipo ADF <sup>1</sup> sobre os resíduos das equações dos modelos de longo prazo: (1) LGI e LSO; (2) LCA e LSO, Out./ 1989 a Out./ 2000.

Modelo	Teste $t_t$	Teste $t_m$	Número de defasagens e valor mínimo do Critério de Informação	Ordem de integração
(1)	-3,96 <sup>3</sup>	-3,98 <sup>2</sup>	SBC (2, 0) = -6,71398	I (0) = Estacionário
(2)	-4,32 <sup>3</sup>	-4,33 <sup>2</sup>	SBC (1, 0) = -7,76799	I (0) = Estacionário

<sup>1</sup> Teste de co-integração, modelo contendo tendência e intercepto, com valor crítico de  $t_t$  igual a -3,5507, -3,8531 e -4,4462 e de  $t_m$  igual a -3,0774, -3,3834, -3,9816 em nível de 10,0%, 5,0% e 1,0% respectivamente (MACKINNON, 1991), <sup>2</sup> Significativo em nível de 1,0%, <sup>3</sup> Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

Quando as variáveis são co-integradas, necessariamente existe um modelo de correção de erro, o qual mostra a velocidade em que ambas as variáveis convergem para uma situação de equilíbrio de longo prazo. Assim, incorporou-se o termo de erro (*TCE*) nos modelos de função de transferência (os quais são denominados de modelos de correção de erro (*MCE*))

Para o modelo de correção de erro *LSO X LGI*, verificou-se que, no curto prazo, variações nos preços do óleo de soja são transferidas para os preços do óleo de girassol em duas etapas, sendo a primeira instantânea, ou seja, sem defasagem temporal e com magnitude de 82,76%. O segundo impacto sobre *LGI* ocorre um mês após a incidência do choque inicial, tendo a magnitude de 11,63%. A elasticidade de transmissão de preços configura-se menor que a unidade (94,39%). Levando-se em conta os aspectos de longo prazo, o termo de correção de erro, apresenta magnitude de 17,60%, ou seja, o desequilíbrio de preços nos mercados do óleo de soja e girassol no período atual tende a ser lentamente corrigido tendo como base o período imediatamente anterior (Tabela 7).

**Tabela 7.** Estimativas dos parâmetros do modelo de correção de erro, Out./ 1989 a Out./ 2000.

Série de entrada	Série de saída	Parâmetro	Estimativa	Teste $t$
<i>LSO</i>	<i>LGI</i>	$w_{10}$	0,82762 (0,07082) <sup>2</sup>	11,69 <sup>3</sup>
		$w_{11}$	-0,11636 (0,07118)	-1,63 <sup>4</sup>
		$w_{20}$	-0,17606 (0,05009) <sup>2</sup>	-3,51 <sup>3</sup>
<i>TCE</i> <sup>1</sup>				
<i>LSO</i>	<i>LCA</i>	$w_{10}$	0,89202 (0,04057) <sup>2</sup>	21,99 <sup>3</sup>
		$w_{20}$	-0,20503 (0,05319) <sup>2</sup>	-3,85 <sup>3</sup>
<i>TCE</i> <sup>1</sup>				

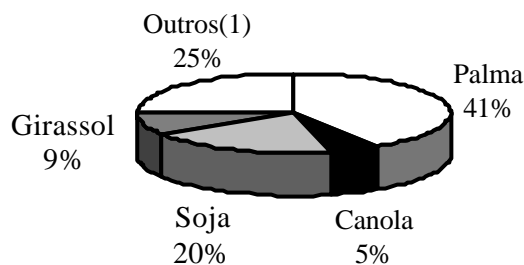
<sup>1</sup> Termo de Correção de Erro, <sup>2</sup> Erro padrão da estimativa, <sup>3</sup> Significativo ao nível de 5%, <sup>4</sup> Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos de WORLD (1989-2000).

Para os preços dos óleos de soja e canola, a análise de curto prazo revela que variações em *LSO* são transmitidas sem defasagem temporal e de uma única vez para os preços do óleo de canola e com magnitude de 89,20%. O coeficiente do termo de correção de erro é relativamente pequeno (20,50%), logo, o desequilíbrio entre esses dois mercados também tende a ser corrigido lentamente.

No entanto, dado que quanto maior o parâmetro de correção de erro, mais rápido o desequilíbrio entre as variáveis tende a ser eliminado, os preços do óleo de canola ajustam-se um pouco mais rápido do que os preços do óleo de girassol, o que pode estar associado à estrutura deste mercado.

O mercado de óleo de canola é bastante restrito em ambas as pontas. Os principais produtores de óleo de canola (China, União Européia e Índia), são, também, os principais consumidores, tendo pouca participação no comércio exterior deste produto. O principal importador do óleo de canola é o Estados Unidos, que negocia preferencialmente com o Canadá, de modo que o volume de óleo de canola negociado no porto de Rotterdam é baixo (Figura 3). O alto teor de gorduras monoinsaturadas contido neste óleo (Figura 2) deve-se em grande parte ao ácido oléico (aproximando-o do azeite de oliva), de modo que é mais adequado para atender a demandas específicas.



**Figura 3.** Participação de Óleos Vegetais Selecionados no Comércio Exterior de Óleos e Gorduras

(1) Refere-se à graxas, manteigas, óleos de mamona, de linhaça, de peixe, e de origem vegetal (oliva, coco, gergelim, palmiste, milho, amendoim e algodão).

FONTE: OIL WORLD ANNUAL (2000).

### **CONCLUSÕES**

O método de Haugh e Box (1977) detectou que os preços do óleo de soja exercem efeito sobre os preços dos óleos especiais estudados, não sendo o reverso verdadeiro, portanto, a causalidade é unidirecional.

Quanto a manifestação destes efeitos, os modelos de correção de erro parecem confirmar os resultados dos modelos de função de transferência, com pequenas alterações nas grandezas das elasticidades.

Ambos os modelos de função de transferência (com e sem o termo de correção de erro) mostram que: a) diante de choques nos preços de óleo de soja, os preços dos óleos especiais (girassol e canola) respondem instantaneamente indicando a interdependência entre eles; b) a transmissão de preços é inelástica, seja levando em consideração somente os impactos sem defasagem temporal, seja utilizando a soma dos impactos principais e secundários; c) as magnitudes dos impactos são bastante próximas; e, d) a intensidade das transmissões é maior nos modelos que envolvem os preços do óleo de girassol, indicando que estes são mais sensíveis às variações dos preços do óleo de soja do que os de canola, provavelmente devido à similaridade na composição química destes óleos.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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).
- BASTIAN Geoffrey, J. Q. Aceites vegetales y semillas oleaginosas: guia del comerciante - sistemas y tecnicas comerciales. Genebra, CCI, 1990. v. 1. 392p. (Manual de Produtos Básicos).
- BHATTACHARYYA, M.N. Comparasion of Box-Jenkins and Bonn monetary model prediction performance. *In*: BECKMANN, M; KÜNZI, H.P. **Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems.** Berlin: Spring-Verlag, 1980.
- BOX , George E. P.; JENKINS, Gwilym M. ; REINSEL, Gregory C. **Time series analysis: forecasting and control.** 3<sup>rd</sup>. New Jersey: Prentice Hall, 1994, 598p.
- DICKEY, David A; FULLER, Wayne A Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. *Journal of the American Statistical Association*, Whashington, V.74, n.366, p 427-431, jun, 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. Chicago, v.49, p 1057-1072, jul., 1981.
- 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 FILHO, Floriano *et al.* Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro. **Agricultura em São Paulo**, v. 40, n.2, p.67-93, 1993.
- HAUGH, Larry D. ; BOX, George E.P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v.72, n. 357, p.121-130, Mar. 1977.
- HOLDEN, Darryl ; PERMAN, Roger. Unit roots and cointegration for the economist. *In*: RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist.** New York: ST. Martin's Press, 1994. p.47-94.
- 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, 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. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no estado de São Paulo. São Paulo: IEA, 1998. 127p. (Coleção Estudos Agrícolas, 6/98).
- MARGARIDO, Mario A. ; ANEFALOS, Lilian C. Testes de co-integração utilizando o SAS: teoria e aplicação. **Informações Econômicas**, v. 31. n.1, p.7-21, jan. 2001.
- MARGARIDO, Mario A. *et al.* Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 2, p. 255-278, abr./ jun. 1996.
- MARGARIDO, Mario A.; KATO, Heitor T. ; UENO, Lídia H. Aplicação da metodologia Box-Jenkins na análise da transmissão de preços no mercado de tomate no Estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 24, n. 3, p. 405-432, set./dez. 1994.
- MILLS, Terence C. **Time series techniques for economists.** New York: Cambridge University, 1990. 377p.
- OIL WORLD ANNUAL.** Hamburgo: ISTA, 1996.

- ÓLEOS especiais: gordura e saúde. **Revista Cargill**. São Paulo: Cargill Agrícola S.A., ano 16, nº.96, p.16-20, jul./set., 1997.
- OLIVEIRA, Arício X. ; PINO, Francisco <sup>a</sup> Elasticidade em modelos de séries temporais. **In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA**, 7, Vitória, ES, 1985. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 1985.
- 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.
- SANTIAGO, Maura M.; CAMARGO, Maria L. ; MARGARIDO, Mario A. Detecção e análise de *outliers* na série temporal de índice de preços recebidos pelos agricultores no Estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 1, p. 29-51. 1997.
- VANDAELE, Walter. **Applied time series and Box-Jenkins models** . New York: Academic Press, 1983. 417p.
- WORLD Oilseed Situation and Outlook. Whashington: USDA, 1990-99.