

ANÁLISE DOS EFEITOS DE PREÇOS E CÂMBIO SOBRE
O PREÇO DO ÓLEO DE SOJA NA CIDADE DE SÃO PAULO:
UMA APLICAÇÃO DO MODELO VAR*

MARIO A. MARGARIDO¹ – CARLOS R. F. BUENO²
VAGNER A. MARTINS³ – LUCIANA B. CARNEVALLI⁴

Resumo: Analisou-se os efeitos que as variações na taxa de câmbio e os 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 o 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 no preço da soja têm 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.

* Recebido em 21/06/2003. Liberado para publicação em 23/08/2003. Versão preliminar desse trabalho foi apresentada no XXXI Encontro Nacional de Economia (ANPEC). Realizado em Porto Seguro (BA), no período de 09 a 12 de dezembro de 2003.

¹ Economista, mestre e dr. em Economia Aplicada, pesquisador científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA), e-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br.

² Veterinário, assistente técnico de direção do IEA, e-mail: crfbueno@iea.sp.gov.br.

³ Estatístico, assistente técnico de direção do IEA, e-mail: vagneram@iea.sp.gov.br.

⁴ Graduanda em Economia pela Fundação Santo André e estagiária do IEA, e-mail:lucibc@bol.com.br.

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

Classificação JEL: C00, C3, C32.

ANALYSIS OF THE PRICE EFFECTS AND EXCHANGE RATE ON THE
PRICE OF THE SOYBEAN OIL IN THE CITY OF SÃO PAULO:
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 co-integrate, 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 infla-

ção crônica, que se acentuou na década de 1980 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,⁵ 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 se iniciou a crise dos países do sudeste asiático,⁶ 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 no nível determinado pelo Banco Central (Bacen). Em 1999, o país abando-

⁵ 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.

⁶ Os chamados “tigres asiáticos” são: Coreia do Sul, Hong Kong, Taiwan, Cingapura, Tailândia, Malásia e Filipinas.

nou o sistema de câmbio administrado e adotou o regime de câmbio flutuante,⁷ 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 fim 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 ante o dólar. O temor era de que a depreciação cambial pudesse reconduzir a economia brasileira a uma trajetória com elevadas taxas de infla-

⁷ 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 “sujas”.

ção, 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 a 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 no nível de atacado,⁸ quanto no de varejo.

3. Bens *tradeables* e *nontradeables*

Basicamente, há dois tipos de produtos, os *tradeables*⁹ e os *nontradeables*.¹⁰ 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 de âmbito governamental. Por outro lado, muitas das decisões econômicas dependem dos

⁸ 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.

⁹ Produtos *tradeables* são aqueles transacionados no mercado internacional.

¹⁰ São aqueles produtos comercializados exclusivamente no mercado doméstico.

preços relativos entre os setores *tradeable* e *nontradeable*, as quais utilizam como referência a taxa de câmbio real.¹¹

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 de o 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.¹² 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).

¹¹ Basicamente, a taxa de câmbio real expressa o poder de compra de uma moeda nacional utilizada nas transações com o resto do mundo.

¹² Detalhes sobre esse tema podem ser obtidos em Pino; Nogueira Júnior; Tolo (1983), Pino e Rocha (1994), Margarido e Sousa (1998), Margarido e outros (1999), Machado e Margarido (2001), Freitas E outros(2001), Margarido; Turolla; Fernandes (2001), Margarido; Fernandes; Turolla (2002).

Esse resultado mostra que é o lado da demanda¹³ e não o da oferta que forma o preço no mercado internacional.

Quanto às contas externas brasileiras, a soja ocupa lugar de destaque no que concerne à geração de divisas. Conforme Margarido e Turolla (2003), no período de 1997 a 2001, na média, as exportações do complexo soja,¹⁴ em termos porcentuais, 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 valor¹⁵ da Cesta de Mercado, em reais, levantado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) para a cidade de São Paulo, é divulgado na revista *Informações Econômicas* e no site do IEA. O Índice da Cesta de Mercado é dividido em dois grandes grupos de produtos.¹⁶ O primeiro, denominado de “Índice de Produtos de Origem Vegetal”,¹⁷ o segundo, envolve o “Índice de Produtos de Origem Animal”.¹⁸

¹³ A União Européia (UE) é a principal consumidora de soja e seus derivados. Na média, no período 1997-1998 a 2000-2001, foi responsável por aproximadamente 40,0% do total das importações mundiais de soja.

¹⁴ O complexo soja envolve grão, farelo e óleo.

¹⁵ 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 -1981-198282), da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, da Universidade de São Paulo (FIPE/USP). Já os preços dessa cesta são coletados a partir de uma amostra delimitada pelo Instituto de Economia Agrícola.

¹⁶ É necessário observar que cada item pode conter mais de uma qualidade, marca ou forma de apresentação do produto.

¹⁷ Subdivide-se em produtos básicos que englobam açúcar, arroz, café, farináceos e massas, incluindo, farinhas (quatro produtos), macarrão, pão; feijão; óleos (algodão, milho e soja); frutas (banana, laranja e outras doze frutas); hortaliças, tais como, alface, batata, cebola, tomate e outras vinte hortaliças; e outros produtos (massena, massa de tomate e goiabada).

¹⁸ 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.

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 (R\$) (A)	Quantidade consumida ¹ (B)	Óleo de soja (A)*(B)	Dispêndio (R\$)			
				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
Mai./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

¹ Obtido a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF/FIPE), 1981-1982. Refere-se à quantidade média consumida ao longo do mês por uma família de tamanho médio. Mais especificamente, a quantidade consumida é medida em lata e/ou embalagem plástica (pet) de 900 ml. Em média uma família consome 5,46 unidades de óleo de soja por mês.
Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

A cesta de mercado é composta por 64 produtos.¹⁹ A importância da participação porcentual do óleo de soja na cesta de mercado do IEA é apresentada na tabela 1. Somente o óleo de soja,²⁰ 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 porcentuais 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 se iniciaram 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 relacionado ao fato de que os estoques mundiais se encontravam abaixo do necessário para atender à demanda, induzindo dessa forma, ao crescimento dos preços desse produto no mercado mundial (tabela 2).

Em relação ao preço do óleo de soja, verificou-se que, em 1999 e 2000, houve retração de 1,07% e 1,78%, respectivamente, captan-

¹⁹ 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 de frango resfriado e congelado.

²⁰ 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”.

do, 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 na 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 a taxa de câmbio foi desvalorizada em 17,73% , o preço do óleo de soja subiu 11,64% (tabela 2). Esses resultados mostram que há 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 CIF 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
Período			
1999-2002	11,63754	17,73401	1,66543

Fonte: Dados básicos da Oilseeds (1999-2002), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do Instituto de Economia Agrícola.

5. Objetivos

Dada a maior inserção da economia brasileira no comércio internacional pós-Plano Real, a tendência é de que as variações cambiais e dos preços internacionais da soja sejam transmitidas 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 para o externo, como acontece em relação à empresas produtoras de

carnes bovina, suína, frango, panificação, etc. Por 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 por meio 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,²¹ para avaliar como choques não antecipados nos preços da soja em Rotterdam e na 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)²² do grão de soja, em Rotterdam (PS);²³ preços da lata de óleo de soja, em nível de varejo, na cidade de São Paulo (PO); e taxa de câmbio,

²¹ 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”.

²² 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.

²³ Refere-se à notação utilizada para cada variável ao longo do texto.

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 revista Conjuntura Econômica e do *site* do Banco Central do Brasil.²⁴ 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 em vez 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 tem de ser constante ao longo do tempo ($E(y)$ é constante para todo t). Outra condição é que a sua variância também seja invariante ao longo do tempo ($Var(y)$ 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).

²⁴ 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.

Para determinar a ordem de integração das variáveis foi utilizado o teste de raiz unitária²⁵ 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 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: α é o intercepto; t é a tendência; ∇ é o operador diferença ($\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$); e 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 se assume ser identicamente e independentemente distribuída.

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 τ , τ_μ , τ_t), 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 \mathcal{O}_1 , \mathcal{O}_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

²⁵ 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, derubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência".

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: α_0 e β_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, ou seja, os valores futuros de y são influenciados pelo seu próprio passado, mas não pelo passado de x , enquanto 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 : aceitar a hipótese nula $\xi_T^W \leq \chi^2_{95\%}$, se

H_A : 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:

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

onde: $X'X/T$ converge probabilisticamente para Γ_p , o qual representa a matriz de autocovariância cruzada²⁶ de um processo vetorial estacionário de dimensão p , enquanto \xrightarrow{d} denota a convergência da distribuição, Σ é a matriz de covariância e \otimes é o produto de Kronecker.

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

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

No caso do teste de causalidade, a matriz C é preenchida por elementos iguais a zero ou um, enquanto 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 pela inclusão de um número de defasagens no modelo VAR que seja suficientemente 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))²⁷.

²⁶ Maiores detalhes podem ser obtidos em Hamilton (1994, p. 261-2).

²⁷ Detalhes sobre o Critério de Informação de Akaike encontram-se em Akaike (1976).

Matematicamente, o critério de Akaike é representado como:

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

onde: $|\Sigma|$ = determinante da matriz de variância-covariância dos resíduos e N = número total de parâmetros estimados em todas as 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-integração²⁸ 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 VAR²⁹ 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 regressores que sejam 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

²⁸ A definição de co-integração encontra-se em Engle e Granger (1991).

²⁹ 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).

procedimento tem 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 $\Pi = - (I - A_1 - \dots - A_k)$.

Segundo Harris (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionada ao fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes nas variações em z_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π . Visto com maior nível de detalhes, o termo P é representado como:

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

sendo que α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto β é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo $\beta' z_{t-k}$, o qual está embutido na equação (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 Π é completo (isto é, há $r = n$ colunas linearmente independentes), então as variáveis em z_t são $I(0)$, enquanto o posto de Π é zero, não há relacionamento de co-integração. Nenhum desses dois casos são particularmente interessantes. Mais importante é quando Π tem posto reduzido isto é, há $r \leq (n - 1)$ vetores de co-integração presentes”. Portanto, quando $r = n$, isto significa que z_t é estacionário, e, nesse caso, o ajuste do modelo deve ser

efetuado com as variáveis em nível. Quando $r = 0$, implica que ∇z_t é estacionário, e, conseqüentemente, o modelo deve ser ajustado com as variáveis diferenciadas. Finalmente, quando $0 < r < n$, isto equivale a testar quais colunas de α são iguais a zero, ou seja, dado que Π pode ser formulado como $\Pi = \alpha \beta'$, onde α e β correspondem a matrizes de dimensão $(n \times r)$, isto implica que $\beta' z_t$ é estacionário, o que leva à conclusão de que existem r vetores de co-integração, que são exatamente as r colunas de β .

Nesse estudo, para testar a presença de vetores de co-integração foram utilizadas as estatísticas λ_{trace} e λ_{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 (λ) são diferentes de zero. Essa restrição pode ser imposta para diferentes valores de r . O próximo passo consiste na comparação do valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição relativa 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 $Q =$ função de verossimilhança restrita maximizada \div função de verossimilhança sem restrição maximizada.

O segundo teste de significância utilizado foi a estatística λ_{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 $\hat{\lambda}_r$ são os valores estimados dos autovalores. Nesse caso, a hipótese nula é de que existam r vetores de co-integração, enquanto 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 à matriz de variância-covariância dos resíduos (Σ), pois geralmente essa não é uma matriz diagonal, o que implica que os choques $u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt}$ 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 Cholesky³⁰. 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, tem 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 inovação 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

³⁰ O processo de diagonalização da matriz de variância-covariância encontra-se detalhado em Brandão (1985).

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 à 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.

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
LPO^1	$BIC(2,0) = -6,37265$	Duas defasagens
∇LPO^2	$BIC(1,0) = -6,46134$	Uma defasagem
LTC^1	$BIC(2,0) = -6,42664$	Duas defasagens
∇LTC^2	$BIC(0,1) = -6,5443$	Uma defasagem ³
LPS	$BIC(3,0) = -6,46426$	Três defasagens
∇LPS	$BIC(0,0) = -6,53971$	Nenhuma defasagem

¹ Variável em nível. ² Variável diferenciada. ³ Método *data dependent* iniciando com doze defasagens.

Fonte: Dados básicos da Oilseeds (1999-2002), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do 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)¹ para as variáveis LPO, LTC e LPS, janeiro de 1999 a dezembro de 2002.

Variável	τ_τ	ϕ_3	τ_μ	ϕ_3	τ	Ordem de Integração
LPO ²	-1,06	3,24	0,06	0,37	0,74	I(1)
∇ LPO ³	-3,79 ⁵	7,22 ⁵	-2,87 ⁶	4,12 ⁶	-2,74 ⁴	I(0)
LTC ²	-1,06	2,11	1,09	2,77	2,12	I(1)
∇ LTC ³	-5,68 ⁴	16,14 ⁴	-5,27 ⁴	13,91 ⁴	-4,67 ⁴	I(0)
LPS ²	-1,33	1,43	-1,12	0,95	0,79	I(1)
∇ LPS ³	-5,68 ⁴	16,31 ⁴	-5,71 ⁴	16,37 ⁴	-5,72 ⁴	I(0)

¹ Valores críticos para τ e ϕ_3 obtidos conforme descrito em Mackinnon (1991), enquanto os valores críticos para τ_τ e τ_μ foram obtidos diretamente de Dickey e Fuller (1981), ² Variável em nível, ³ Variável diferenciada, ⁴ Significativo em nível de 1,0%, ⁵ Significativo em nível de 5,0%, ⁶ Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Dados básicos da Oilseeds (1999-2002), da Conjuntura Econômica (1999-2002), site do Banco Central do Brasil (2002) e do 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 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 acima do nível de significância de 10,0%, logo, os preços do óleo de soja não afetam os comportamentos da taxa de câmbio e dos preços internacionais do grão de soja, como era esperado. Por sua vez, a hipótese nula de que LTC e LPS *não causem* LPO é rejeitada, uma vez que a probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, isto é, rejeitar H0 e ela ser verdadeira, está abaixo do nível de significância de 1,0%. 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 soja³¹. 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 χ^2	Graus de liberdade	Probabilidade
1	LPO <i>não causa</i> LTC e LPS	7,24	4	0,1238
2	LTC e LPS <i>não causam</i> LPO	13,59	4	0,0087

Fonte: Dados básicos da Oilseeds (1999-2002), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do Instituto de Economia Agrícola.

A seguir, foram realizados os testes de co-integração de Johansen para às estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$ e λ_{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)³². Portanto, não há relacionamento (ou equilíbrio) de longo prazo entre as variáveis. Dado que, não há nenhum vetor de co-integração, então, em vez do modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), deve-se

³¹ 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”.

³² Também, em nível de significância de 10,0%, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não pode ser rejeitada.

estimar um modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), porém com as variáveis diferenciadas.

Tabela 6 – Resultados do teste de co-integração de Johansen para a 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), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do Instituto de Economia Agrícola.

Tabela 7 – Resultados do teste de co-integração de Johansen para a estatística λ_{MAX} , variáveis LPO, LTC e LPS, janeiro de 1999 a dezembro de 2002.

H_0:	H_1	Eigenvalue	λ_{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), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do 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 por 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 a 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 doze 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 os restantes 66,5% deve-se a ela própria. Portanto, apesar do preço do óleo 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	Lead	LPO	LTC	LPS
LPO	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), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do Instituto de Economia Agrícola.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de LTC mostram que, decorridos 1doze 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	LPO	LTC	LPS
LTC	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), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do 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 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	LPO	LTC	LPS
<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), da Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do 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 que passa a elevar-se, lenta e gradualmente, até estabilizar-se entre o décimo e o 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 fim 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 aproxi-

madamente o terceiro mês após o choque inicial, para então passar a crescer, lentamente, até estabilizar-se entre o nono e o 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 reais³³. Em consequência disso, há menor quantidade ofertada desse produto no mercado doméstico³⁴ para atender à demanda das indústrias de óleo, elevando seus custos de produção, 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 anos³⁵, esse último reluta em repassar esse aumento para

³³ 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%.

³⁴ 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 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%.

³⁵ 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 1994 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 perecíveis, 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”.

seus preços, pois o consumidor de óleo de soja tende a retrair seu consumo³⁶. 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 os dois segmentos, o suprimento de óleo de soja para o varejo é prejudicado, conseqüentemente seu preço tende a elevar-se, porém esse aumento não se sustenta por muito tempo, aproximadamente, por 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 45 e cinquenta dias, após o choque inicial. Posteriormente, os preços tendem a elevar-se, lentamente, até estabilizarem-se entre o nono e o décimo segundo períodos.

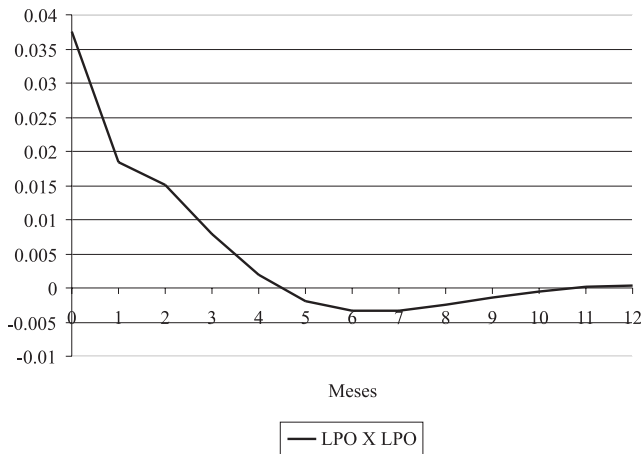
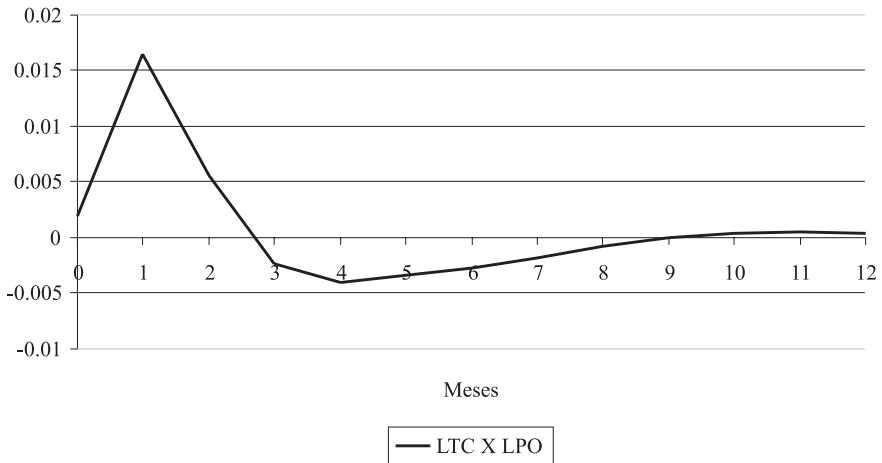


Figura 1 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques em LPO sobre LPO.

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola.

³⁶ 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 à base de frituras.

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

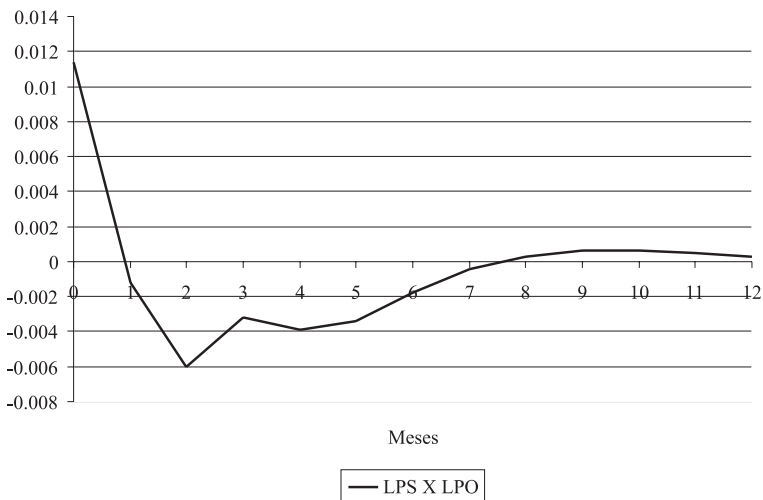


Fonte: Dados básicos da revista Conjuntura Econômica (1999-2002), do site do Banco Central do Brasil (2002) e do Instituto de Economia Agrícola.

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 de forma moderada até aproximadamente o décimo período, para em seguida declinar levemente e estabilizar-se em torno do décimo segundo mês (figura 3). O resultado obtido é contrário ao que se esperava, 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 econômico-financeiras que solaparam a economia mundial a partir de 1997, as quais, abalaram a confiança dos agentes econômicos, e, conse-

qüentemente, 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 1999-2000 a 2001-2002, 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

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



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

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

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.

8. 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, em que 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, 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. Tam-

bém, conforme ressaltado por Freitas; Barbosa, Franca (2000), outro fator, que contribui ainda mais para acirrar a disputa pela soja em grão entre exportadores e 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 as variações da taxa de câmbio e dos preços internacionais do grão de soja se transferem 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 do preço internacional do grão de soja e da taxa de câmbio influenciarem no 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 hidrogenadas³⁷ 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-industriais³⁸, 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 o externo, como é o 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 da 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.

³⁷ 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.

³⁸ No caso da Argentina, apesar de ser grande produtora e exportadora de soja, como acontece com o Brasil, a produção da primeira visa quase que 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.

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 à determinação do preço do óleo de soja para o consumidor.

Referências bibliográficas

- 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. 128 p. (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, 301 p. (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 26/2/03).

- 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, 1990-1999. **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, 799 p.
- HARRIS, Richard I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995, 176 p.
- 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, 267 p. (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, 2000**, 173 p. Tese de doutorado - PUSP/Esalq, Piracicaba.
- 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, Anais. Foz do Iguaçu, 1999, 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.; ROCHA, Marina B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, 32(4), p. 345-361, 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), P. 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://faz.usda.gov/oilseeds/circular/2001/01-03/table5t7.pdf), fev. 2001.