

# FATORES QUE INFLUENCIAM O CULTIVO DE AMENDOIM DAS ÁGUAS NO ESTADO DE SÃO PAULO: uma análise econométrica

---

Silene Maria de Freitas<sup>1</sup>  
Mario Antonio Margarido<sup>2</sup>

**RESUMO:** Foram utilizados métodos de séries de tempo, entre os quais, teste de raiz unitária, de co-integração de Johansen e modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), para analisar o relacionamento estrutural entre a área plantada com amendoim das águas no Estado de São Paulo e as seguintes variáveis: área plantada com amendoim da seca, volume de financiamento de crédito para custeio de amendoim, preço médio recebido pelo produtor de amendoim, preço médio recebido pelo sojicultor e área plantada com cana-de-açúcar. As séries de tempo englobam o período 1970-2001 e referem-se ao Estado de São Paulo. Os resultados mostraram-se condizentes com a teoria econômica, demonstrando a importância do modelo elaborado tanto para prescrever soluções relacionadas à oferta do produto quanto para esclarecimentos do mecanismo de resposta do setor produtor.

**Palavras-chave:** amendoim, modelo Vetorial de Correção de Erro, elasticidades.

## FACTORS INFLUENCING SECOND-HARVESTED PEANUT CROPS IN THE STATE OF SÃO PAULO: an econometric analysis

**ABSTRACT:** Utilizing time series methods such as the unit root test, the Johansen co-integration test and Vector Error Correction Model (VECM), this paper analyzes the structural relationship (short and long-run elasticities) between the peanut planted area in the state of São Paulo over 1970-2001 and the following variables: peanut planted area in São Paulo State, credit availability, price received by the producers; price received by soybean producers, drought peanut planted area and sugar-cane planted area. Results were found to be consonant with the economic theory, stressing the importance of the elaborated model both in prescribing solutions related to the product offer and in clarifying the reply mechanism of the production sector.

**Key-words:** peanut, Vector Error Correction Model, elasticities.

**JEL Classification:** C3, C32, C5, C52, C53.

---

<sup>1</sup>Socióloga, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: silene@iea.sp.gov.br).

<sup>2</sup>Economista, Doutor, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br).

## 1 - INTRODUÇÃO

O amendoim, na safra 2001/02, foi a terceira oleaginosa mais cultivada no mundo, ocupando cerca de 22,65 milhões de hectares, só perdendo para a soja, com 78,99 milhões de hectares, e algodão com 32,83 milhões de hectares. Para a safra 2002/03, a produção prevista será de 33,6 milhões de toneladas métricas de amendoim. Os principais produtores mundiais, em ordem decrescente, são: China, com 14,42; Índia, com 7,60; e Estados Unidos, com 1,94 milhão de toneladas, respectivamente (OILSEEDS, 2002).

A importância do amendoim é ressaltada pelo seu valor nutricional, pois possui praticamente mais calorias do que qualquer outro alimento, e as proteínas, ricas em aminoácidos essenciais à nutrição, compõem entre 21% e 36% do peso do grão. Devido a essas características, o amendoim integra a dieta alimentar diária de algumas regiões da África e da Ásia onde a situação nutricional é precária, com altas taxas de mortalidade infantil, e o alto preço da proteína animal limita sua aquisição (FREIRE; FIRMINO; SANTOS, 1998).

O Brasil já foi importante produtor de amendoim, ocupando papel expressivo tanto no suprimento interno de óleo vegetal quanto na exportação de subprodutos. Porém, a partir da década de 1970, diversos fatores mercadológicos, políticos e tecnológicos levaram à redução do cultivo nacional e, indiretamente, modificaram o perfil do mercado desta oleaginosa.

Rocha e Barbosa (1990) constataram, dentre outros fatores, que os dados referentes a financiamentos governamentais para custeio demonstraram desestímulo oficial à cultura e que os produtores de amendoim tinham pequena participação na obtenção do crédito para comercialização.

Além dos baixos recursos concebidos pela política agrícola brasileira, Nogueira Júnior (1976) realçou que os crescentes custos de produção da cultura do amendoim acompanhados por baixo rendimento por área, suscetibilidade às variações climáticas com influências negativas na qualidade do produto e intensas variações nos preços durante a comercialização também foram fatores que contribuíram para desestimular os manicultores.

Nos anos 70s, o surgimento da soja deslocou as culturas tradicionais de oleaginosas - algodão e amendoim - modificando o sistema de produção agrícola (grandes áreas e alto grau de tecnificação) e favorecendo a expansão do processamento de soja, que se apresenta vinculado à dinâmica internacional da produção de grãos (BELIK, 1992). Diante das transformações do mercado mundial, muitos agricultores migraram para culturas mais rentáveis e o amendoim passou a ser cultivado, em sua maioria, por pequenos e médios produtores, como cultura de baixo nível tecnológico, ficando em desvantagem em relação a outras oleaginosas na competição pelos fatores de produção (AMENDOIM, 1987).

Além da expansão da sojicultura, em resposta à crise mundial do petróleo, a efetivação do Plano Nacional do Alcool (PRÓ-ÁLCOOL), em 1975, e os altos preços internacionais da laranja também contribuíram para a redução do cultivo paulista de amendoim. Caser et al. (1994), estudando o efeito substituição atribuído aos produtos que incorporaram área de amendoim no Estado de São Paulo, constataram que no período 1969-80, cana-de-açúcar, soja e laranja incorporaram, respectivamente, 28%, 24% e 17% da área antes cultivada com amendoim. Nos dez anos seguintes, as áreas cultivadas com amendoim foram cedidas para cana (50%) e laranja (49%).

Seja devido à inexpressiva participação na arrecadação das divisas nacionais ou por não se constituir num produto básico da alimentação do brasileiro, ou até mesmo pela baixa rentabilidade auferida pelo produtor de amendoim, informações sobre este mercado têm sido pouco divulgadas, deixando os agentes econômicos engajados na cadeia produtiva de amendoim desamparados no momento de planejar a produção e/ou comercialização. Com o intuito de suprir parte desta lacuna, elaborou-se este trabalho.

## 2 - OBJETIVOS

Este trabalho tem por objetivo analisar a resposta dos produtores paulistas de amendoim das águas frente a diversas variáveis que influenciam na produção agrícola. Especificamente, estimam-se as

relações estruturais entre a área plantada com amendoim das águas e os preços médios recebidos pelos produtores de amendoim e de soja, bem como entre as áreas cultivadas com amendoim da seca e com cana-de-açúcar e, por fim, com o volume de financiamento de crédito para custeio de amendoim.

### 3 - MATERIAL E MÉTODOS

O modelo utilizado neste trabalho considera a área plantada com o amendoim da safra das águas ( $Ah$ ) como função do preço recebido pelos produtores de amendoim ( $PA$ ); preço recebido pelos produtores de soja ( $PS$ ); volume de financiamento de crédito para custeio de amendoim ( $Fi$ ); área plantada com amendoim da seca ( $As$ ); e área plantada com cana-de-açúcar ( $Ac$ ), defasada de cinco períodos.

#### 3.1 - Material

Os dados básicos para a elaboração do modelo proposto foram obtidos dos levantamentos efetuados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) e referem-se ao período 1970-2001, contendo 31 observações. O método de amostragem e depuração de tais levantamentos encontram-se, respectivamente, em Campos e Piva (1974); Pino e Jimenes Ossio (1977) e Pino (1986). Para o mesmo período utilizaram-se os valores concedidos para o crédito de custeio de amendoim no Estado de São Paulo, divulgados no Anuário (1969-2001).

As variáveis independentes preços recebidos pelos produtores de amendoim ( $PA$ ), de soja ( $PS$ ) e financiamento concedido ao custeio de amendoim ( $Fi$ ) constituem-se de médias anuais deflacionadas pelo Índice Geral de Preços de Mercado (IGPM), com base em julho de 1999.

#### 3.2 - Escolha das Variáveis e os Pressupostos Teóricos

A escolha das variáveis independentes inclu-

sas no modelo partiu de conhecimentos *a priori* sobre o sistema de produção de amendoim no Estado de São Paulo, a saber:

**a) Preço do produto (PA):** Embora a oferta de um produto possa ser pouco ou muito sensível em relação à alteração em seu preço, toda quantidade ofertada é uma função crescente do preço do produto a ser ofertado. Portanto, o coeficiente deve ser positivo.

**b) Área de reforma de canaviais (AC):** A quase totalidade da safra de amendoim das águas, no Estado de São Paulo, é realizada por arrendatários em áreas de reforma de canaviais. O plantio de amendoim das águas, nas principais regiões produtoras do estado, efetua-se após o quinto corte na cana-de-açúcar a partir do qual a cana é substituída por cana nova. No intervalo de tempo entre o último corte da cana e o novo plantio, o amendoim é cultivado. Embora não seja muito comum, de acordo com as condições mercadológicas dos derivados da cana-de-açúcar, o produtor pode prorrogar o corte da cana (dois ou mais anos), disponibilizando menos área para o amendoim. Sob esse aspecto, o plantio de amendoim torna-se concorrente da área de cana. Sendo assim, o coeficiente dessa variável deve ser negativo.

**c) Produtos Substitutos (PS):** Outras oleaginosas, como algodão e soja, têm sido, erroneamente, consideradas como produtos substitutos do amendoim. No mercado internacional existe, sim, uma substituíbilidade entre o subproduto óleo das três matérias-primas. No Brasil, a tecnologia utilizada para esmagamento industrial do caroço de algodão e do amendoim é diferente do da soja. Isso também contribui para que os preços dos óleos de amendoim e algodão para consumo humano sejam muito elevados, inviabilizando sua comercialização no mercado doméstico em nível de varejo. Nesse sentido tais óleos destinam-se basicamente a outros mercados, como o internacional, terapêuticos e/ou de cosméticos. Já, a soja tem seu valor econômico no subproduto farelo, que se destina à alimentação animal. Portanto, o óleo de soja é como uma "renda adicional" obtida no processamento industrial que tem como principal fonte o farelo. Associa-se a esse fato o grande volu-

me de soja produzido no Brasil que permite às indústrias trabalharem com economia de escala<sup>3</sup> e fornecerem ao mercado varejista um óleo barato. Portanto, pode-se dizer que o óleo de soja destina-se ao mercado doméstico enquanto os demais são exportados. No Brasil, o principal mercado de algodão é o têxtil, e o de amendoim, são as confeitarias. Dado o ciclo produtivo natural do algodão, ele não concorre nem mesmo em termos agronômicos com o cultivo de amendoim. Porém, a soja precoce, por ser uma leguminosa, também tem sido cultivada em áreas de reforma de canaviais, com excelentes resultados, podendo concorrer, em área, com o amendoim. Assim, costuma-se dizer que de acordo com as cotações do mercado o produtor possa optar por uma ou outra leguminosa. Portanto, incluiu-se no modelo de estimação a série de preço recebido pelo produtor de soja (PS) a fim de testar a veracidade desta afirmação. Caso a substitutibilidade seja viável, ela deverá expressar-se através do sinal negativo do coeficiente.

**d) Financiamento (Fi):** A sazonalidade dos produtos agropecuários e as condições de infra-estrutura de transporte, armazenagem e, até mesmo, de beneficiamento conferem à agricultura um elevado grau de risco e de instabilidade. Diferentemente de outros países que costumam amparar a agricultura através de subsídios ao produto final, no Brasil os benefícios são indiretamente concedidos através de mecanismos do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR). Por esse motivo, muitos economistas agrários associam o desempenho da agricultura ao sistema de crédito. Assim, admite-se que quanto maior o montante destinado ao crédito de amendoim, maior a área plantada e, portanto, o coeficiente será positivo.

**e) Safra da seca (As):** A safra da seca é responsável, em média, por 20% da produção total de amendoim no Estado de São Paulo, sendo cultivada predo-

minantemente na alta paulista, combinada ao processo de reforma de pasto. A colheita da seca ocorre no final de agosto, bem próxima ao plantio da safra das águas (fins de setembro/meados de outubro) e do recesso industrial (dezembro). Dada a pouca expressão do volume obtido nessa safra e a ocasião em que ocorre, ela não exerce forte pressão sobre a cotação do produto. A produção obtida nessa safra destina-se quase que totalmente ao setor sementeiro e portanto espera-se que o coeficiente estimado seja positivo.

### 3.3 - Métodos

O primeiro passo consistiu em determinar a ordem de integração das variáveis através do teste de raiz unitária do tipo ADF (*Augmented Dickey Fuller*), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1981 e 1979)<sup>4</sup>. Os valores críticos para os testes de raiz unitária foram obtidos em Mackinnon (1991).

Em termos econômicos, testar a presença de raiz unitária é um procedimento de suma importância ao se trabalhar com séries de tempo. Mais precisamente, a presença de raiz unitária traz implicações importantes sobre a teoria dos ciclos econômicos (NELSON e PLOSSER, 1982). Conforme Alencar (1998, p. 171), se a *"hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofresse gerariam na mesma um efeito permanente. As flutuações não seriam transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência"*.

No intuito de determinar os possíveis relacionamentos de longo prazo entre as variáveis optou-se em utilizar o teste de co-integração de Johansen, conforme apresentado em Johansen e Juselius (1990), Harris (1995) e Charemza e Deadman (1997). Os valores críticos utilizados encontram-se em Osterwald-Lenum (1992).

Também foram utilizados testes de exogeneidade para analisar o relacionamento entre as variáveis.

<sup>3</sup>"As economias de escala moldam o formato da curva de custo médio de longo prazo, enquanto que a posição desta curva depende das economias externas, como mudanças na tecnologia e variações nos preços dos fatores de produção na indústria ou na economia como um todo. As mudanças nestas condições externas vão representar um deslocamento da curva de custo médio de longo prazo (custo unitário de produção)" (MELO, 2002, p.10).

<sup>4</sup>Detalhes sobre a aplicação dos testes de raiz unitária estão apresentados em Margarido; Fernandes; Turolla (2002), Freitas et al. (2001); Margarido; Barros (2000) e Margarido; Anefalos (1999).

veis do sistema econômico. Uma vez detectada a presença de exogeneidade fraca, não há informação relativa ao parâmetro  $\beta$  no modelo marginal, ou seja, a variável contida nesse modelo não reage ao desequilíbrio de longo prazo<sup>5</sup>. Em outras palavras, quando uma variável A é fracamente exógena ela não influencia o comportamento de outra variável B, no entanto, A pode ou não ser influenciada pelo comportamento de B.

Em termos matemáticos, partindo-se do modelo vetorial de correção de erro:

$$\nabla z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^* \nabla z_{t-i} + \alpha \beta' z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (1)$$

o vetor  $z_t$  pode ser decomposto da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \nabla z_{1t} \\ \nabla z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \Gamma_{1i}^* \\ \Gamma_{2i}^* \end{bmatrix} \nabla z_{t-i} + \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix} D_t + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

onde:

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}, \Gamma_i^* = \begin{bmatrix} \Gamma_{1i}^* \\ \Gamma_{2i}^* \end{bmatrix} \text{ e } \Phi = \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix}.$$

O modelo condicional para  $z_{1t}$  dado o vetor  $z_{2t}$  (3) e o modelo marginal  $z_{2t}$  (4) podem ser escritos, respectivamente, como:

$$\begin{aligned} \nabla z_{1t} = & \omega \nabla z_{2t} + (\alpha_1 - \omega \alpha_2) \beta' z_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} (\Gamma_{1i}^* - \omega \Gamma_{2i}^*) \nabla z_{t-i} + \\ & + (\Phi_1 - \omega \Phi_2) D_t + u_{1t} - u_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

<sup>5</sup>De acordo com Brüggemann (2002, p. 1), "modelar a estrutura de ajustamento de curto prazo, isto é, os feedbacks e os desvios das relações de longo prazo, revela informações sobre a estrutura econômica básica do sistema. A modelagem dos mecanismos de feedback em modelos VAR co-integrados é tipicamente realizada para se testar a significância de feedback entre os coeficientes. Esses testes de significância são freqüentemente denominados de testes de fraca exogeneidade, porque certos conjuntos contendo restrições com zeros implicam fraca exogeneidade no longo prazo em relação aos parâmetros de co-integração".

$$\begin{aligned} \nabla z_{2t} = & \alpha_2 \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{2i}^* \nabla z_{t-i} + \\ & + \Phi_2 D_t + u_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

sendo que:  $\omega = \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1}$

Testar se a exogeneidade é fraca para o vetor  $z_{2t}$  em relação aos parâmetros  $(\alpha_1, \beta)$  significa determinar se  $\alpha_2 = 0$ . Portanto, as variáveis contidas no vetor  $z_{2t}$  não reagem ao desequilíbrio de longo prazo.

Para a elaboração dos cálculos optou-se pelo software *Statistical Analysis Software (SAS)*, versão 8.2.

## 4 - ANÁLISE DE RESULTADOS

### 4.1 - Testes de Raiz Unitária

Os resultados dos testes ADF mostram que, no caso das variáveis "área plantada com amendoim das águas" (*Lah*) e "área plantada com amendoim da seca" (*Las*), ambas em nível, a hipótese nula de que há raiz unitária não pode ser rejeitada para quaisquer níveis de significância adotado (1,0%, 5,0% e 10,0%) para nenhuma das três estatísticas ( $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau$ ). Portanto, essas duas variáveis são integradas de ordem um (Tabela 1).

Para as demais variáveis, também em nível, houve conflitos entre os resultados das estatísticas  $\tau_\tau$ , com as estatísticas  $\tau_\mu$  e  $\tau$ , a saber: as estatísticas  $\tau_\tau$  são significativas, somente em nível de 10,0% para as variáveis *LPS* e *Lac*; em nível de 5,0% para a variável *LPA*; e 1,0% para *LFI*. Para as demais estatísticas ( $\tau_\mu$  e  $\tau$ ) todas as variáveis apresentam raiz unitária, pois, dados os três níveis de significância utilizados, os valores calculados e apresentados na tabela 1, em módulo, são menores que os respectivos valores críticos obtidos de Mackinnon (1991).

O valor calculado da estatística  $\tau_\tau$  para a variável *LAc* está muito próximo do respectivo valor crítico em nível de 10,0%. Valores calculados que estejam na região de fronteira em relação ao respectivo valor crítico dificultam a tomada de decisão

**Tabela 1** - Resultados dos Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variável em nível	Estatística	Valor calculado	Variável diferenciada	Estatística	Valor calculado
<i>Lah</i>	$\tau$	-0,73	$\nabla Lah$	$\tau$	-4,67*
	$\tau_{\mu}$	-1,17		$\tau_{\mu}$	-4,77*
	$\tau_{\tau}$	-2,03		$\tau_{\tau}$	-4,70*
<i>Lfi</i>	$\tau$	-1,26	$\nabla Lfi$	$\tau$	-3,83*
	$\tau_{\mu}$	-0,29		$\tau_{\mu}$	-4,33*
	$\tau_{\tau}$	-4,43*		$\tau_{\tau}$	-4,29**
<i>LPA</i>	$\tau$	-1,18	$\nabla LPA$	$\tau$	-5,75*
	$\tau_{\mu}$	-1,39		$\tau_{\mu}$	-6,11*
	$\tau_{\tau}$	-4,21**		$\tau_{\tau}$	-6,01*
<i>LPS</i>	$\tau$	-1,28	$\nabla LPS$	$\tau$	-5,09*
	$\tau_{\mu}$	-1,24		$\tau_{\mu}$	-5,59*
	$\tau_{\tau}$	-3,46***		$\tau_{\tau}$	-5,45*
<i>Las</i>	$\tau$	-0,68	$\nabla Las$	$\tau$	-4,06*
	$\tau_{\mu}$	-1,03		$\tau_{\mu}$	-4,27*
	$\tau_{\tau}$	-1,42		$\tau_{\tau}$	-4,43*
<i>Lac</i>	$\tau$	2,97	$\nabla Lac$	$\tau$	-1,62***
	$\tau_{\mu}$	0,75		$\tau_{\mu}$	-3,51**
	$\tau_{\tau}$	-3,33***		$\tau_{\tau}$	-3,51***

\*Significativo em nível de 1,0%; \*\* significativo em nível de 5,0%; e \*\*\* significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados da pesquisa.

quanto a rejeição ou não da hipótese nula de raiz unitária.

Outros fatores que fortalecem essa dificuldade e propiciam resultados conflitantes na análise de presença ou não de raiz unitária nas variáveis são:

- Características das variáveis, pois, Nelson e Plosser (1982) constataram que a maioria das variáveis em economia são integradas de ordem um, ou seja, possuem raiz unitária.
- Tamanho da amostra, pois o teste ADF tem baixo poder diante de pequenas amostras, propiciando alta probabilidade de cometer erro tipo II.
- Em função desse baixo poder dos testes de raiz unitária, a inclusão de variáveis determinísticas, como tendência e/ou constante, bem como o nú-

mero de defasagens podem conduzir a resultados enganosos, ou seja, rejeitar (não rejeitar) a hipótese nula de raiz unitária quando ela é verdadeira (falsa).

- Hatanaka (1998) ressalta que quando as raízes características estão contidas no intervalo entre 0,9 e 1,0, o teste Dickey-Fuller não consegue distinguir um processo diferença estacionário (DS), ou seja, que contém raiz unitária, de outro tendência estacionário (TS), para uma amostra pequena.

Diante do exposto, os testes de raiz unitária foram realizados novamente, mas, desta vez, com as variáveis diferenciadas (Tabela 1). Os resultados obtidos mostram que não houve conflitos para as três estatísticas e seus respectivos níveis de significância,

confirmando que todas as variáveis são diferenças estacionárias (DS), ou seja, é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para torná-las estacionárias. Portanto, quando consideradas em nível, todas possuem raiz unitária.

#### 4.2 - Resultados do Teste de Co-Integração

O teste de co-integração de Johansen constatou a presença de três vetores de co-integração<sup>6</sup>. Portanto, as variáveis são co-integradas e, conseqüentemente, há relacionamento de longo prazo entre elas (Tabela 2).

Como o número de vetores de co-integração é maior que zero, porém, menor do que o número de variáveis do sistema (seis), então, ao invés do modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR), utilizou-se o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), para as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo.

Dado que há três vetores de co-integração, conforme o teste de co-integração de Johansen, então, matematicamente, a matriz  $\Pi$ , que contém as estimativas dos elementos de curto prazo ( $\alpha_{ij}$ )<sup>7</sup> e longo prazo ( $\beta_{ij}$ ), assume o seguinte formato:

$$\Pi = \alpha \beta' Z_{t-1}$$

onde:

$$\alpha = \begin{bmatrix} -0,50 & 0,06 & -0,27 \\ 0,37 & 1,18 & -0,35 \\ 0,68 & -0,31 & -0,18 \\ 0,16 & -0,25 & 0,83 \\ -0,24 & 0,25 & 0,20 \\ -0,01 & -0,12 & 0,03 \end{bmatrix}$$

<sup>6</sup>De acordo com Dickey; Jansen; Thornton (1994, p. 22), vetores de co-integração "podem ser pensados como representando restrições que o sistema econômico impõem aos movimentos das variáveis do sistema, no longo prazo. Conseqüentemente, quanto mais vetores de co-integração existirem "mais estável" o sistema. Outros aspectos mantidos constantes, é desejável que o sistema econômico seja estacionário em muitas direções possíveis".

<sup>7</sup>Dado que  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes, onde, os subscritos i e j representam, respectivamente, a linha e a coluna onde se encontra posicionado cada elemento no interior de cada uma dessas duas matrizes.

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & -0,63 & -1,05 & 0,83 & -0,31 & -1,10 \\ 1 & -0,24 & 1,16 & 0,04 & -0,74 & -0,02 \\ 1 & 0,07 & 0,53 & -0,66 & -0,43 & 0,12 \end{bmatrix}$$

$$Z_{t-1} = \begin{bmatrix} e \\ LAh_{t-1} \\ LFi_{t-1} \\ LPA_{t-1} \\ LPS_{t-1} \\ Las_{t-1} \\ LCana_{t-5} \end{bmatrix}$$

#### 4.3 - Elasticidades

Tendo como base os resultados do teste de co-integração, também, é possível verificar se os sinais dos coeficientes estimados para cada variável estão coerentes com o que preceitua o modelo teórico. Isso é feito via análise dos coeficientes das variáveis relativas ao primeiro vetor de co-integração normalizado. Nesse caso, a normalização teve como referência o valor da estimativa do coeficiente da variável "área cultivada com amendoim das águas" ( $LAh_{t-1}$ ) logo, o valor da estimativa desse coeficiente é igual a um. Mais especificamente,  $LAh_{t-1}$  representa a variável de saída (endógena) do sistema, enquanto as demais variáveis são consideradas como sendo de entrada (exógenas). Portanto, a análise dos sinais dos coeficientes das variáveis de entrada deve ser conduzida com o sinal invertido para cada uma dessas variáveis, conforme apresentado na última coluna da direita da tabela 3, uma vez que, na equação de co-integração não normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado, ou seja, elas são consideradas endógenas.

Excetuando-se o coeficiente angular da variável "área plantada com cana-de-açúcar", as estimativas dos parâmetros de longo prazo do modelo VEC, para todas as demais variáveis exógenas, mostraram-se coerentes com o que era esperado de acordo com o modelo teórico formulado (Tabela 3).

O financiamento ao crédito de custeio é estimulante à expansão do cultivo de amendoim das águas, uma vez que o acréscimo de um milhão no volume de crédito de custeio destinado a esta cultura pode ocasionar um acréscimo de 63,0% na área

**Tabela 2** - Resultados do Teste de Co-Integração de Johansen para a Estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ 

H <sub>0</sub> :	H <sub>1</sub> :	Autovalor	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico	Intercepto no modelo de correção de erro	Intercepto no processo
<i>Rank=r</i>	<i>Rank&gt;r</i>					
0	0	0,8761	126,96*	82,61	Sem constante	Constante
1	1	0,7488	74,75*	59,24		
2	2	0,5602	40,21*	39,71		
3	3	0,4630	19,67	24,08		
4	4	0,0954	4,13	12,21		
5	5	0,0628	1,62	4,14		

\* Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados da pesquisa.

**Tabela 3** - Estimativas dos Coeficientes de Curto e Longo Prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)

Variável	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo ( $\alpha$ ) <sup>1</sup>	Estimativas dos coeficientes de longo prazo ( $\beta$ ) <sup>1</sup>
$LAn_{t-1}$	-0,50260	1,00000
$LFi_{t-1}$	0,37939	-0,63163
$LPA_{t-1}$	0,68701	-1,05196
$LPS_{t-1}$	0,16537	0,83075
$Las_{t-1}$	-0,24707	-0,31993
$LAC_{t-5}$	-0,01298	-1,10440

<sup>1</sup> Refere-se ao primeiro vetor de co-integração.

Fonte: Elaborada a partir de dados da pesquisa.

plantada na safra das águas (Tabela 3). Já, o acréscimo de R\$1,00 na saca de 25kg de amendoim (casca) pode gerar um aumento superior a 100% na área plantada com amendoim, sendo, proporcionalmente, mais importante que o crédito rural. A elasticidade é maior que a unidade, indicando que o preço recebido pelo produtor de amendoim é extremamente relevante para determinar o comportamento dos produtores. Em outras palavras, quando os preços recebidos pelos produtores é considerado bom por eles, os lucros tendem a subir e, conseqüentemente, estimula-os a ampliarem a área plantada de amendoim.

Para a variável "preço recebido pelo sojicultor" ( $LPS_{t-1}$ ) o sinal também está de acordo com o que foi proposto no modelo teórico. Dado que a soja precoce pode ser cultivada na área de reforma de cana, ambas as culturas concorrem pelo mesmo fator de produção (área). Assim, aumento no preço da soja, da expectativa de maiores lucros com esse produto, induz os produtores a substituírem o plantio do

amendoim pelo da soja. Uma elevação de 10,0% no preço da soja pode fazer com que a área plantada de amendoim seja reduzida em 83,07%, no longo prazo (Tabela 3).

Curioso é o efeito da área cultivada com amendoim na safra da seca sobre a área cultivada na das águas. Como a colheita da seca ocorre no final de agosto e, portanto, bem próxima do plantio da safra das águas (meados de setembro/meados de outubro), que se desenvolve durante o recesso industrial (dezembro), poder-se-ia esperar que a área cultivada com amendoim da seca, por ser muito pequena, tivesse a conotação de "estoque" e, portanto, apresentasse coeficiente angular negativo. Ou seja, aumentos na área plantada com amendoim da seca, ao rebaixarem as cotações do produto, desestimulariam o plantio da safra das águas. No entanto, o modelo proposto atribui um coeficiente positivo para "área plantada com amendoim na safra da seca" ( $Las_{t-1}$ ), indicando que há um relacionamento direto entre ambas as áreas e que há um aumento de

31,99% na área plantada com amendoim das águas para cada hectare a mais cultivado com amendoim da seca (Tabela 3). A relação positiva indica que o modelo conseguiu captar uma especificidade do mercado de amendoim que se reflete na influência da demanda sobre a oferta. A safra da seca tem expressão na Alta Paulista, cujas condições edafo-climáticas ao distinguirem-se das da Alta Mogiana geram diferenças no sistema de produção, na qualidade do produto e em sua destinação final. A safra da seca é responsável, em média, por 20% da produção total de amendoim do Estado, sendo que mais de 15% daquele percentual advém da Alta Paulista, onde o solo é mais arenoso. Por ser pequena, a colheita da seca não rebaixa os preços praticados no mercado. O amendoim desta região já possui naturalmente a casca clara, muitas vezes evitando as operações de lavagem e/ou ventilação para remover as impurezas e resíduos de terra aderidos na vagem, reduzindo os custos operacionais do beneficiamento. Também é menos propenso a altos teor de umidade, o que reduz o uso de secadores. O amendoim colhido na safra da seca, dadas as características descritas, normalmente destina-se à exportação e ao segmento de sementes. Este item é um dos mais onerosos no cultivo de amendoim de modo que a colheita da seca está diretamente relacionada à redução dos custos agrícolas da safra das águas, o que justifica a relação elástica entre as áreas cultivadas com amendoim em ambas as safras.

O coeficiente angular estimado para a variável “área plantada com cana-de-açúcar” ( $LAC_{t-5}$ ) apresentou sinal positivo, indicando relação de complementaridade entre ambas as áreas, quando o esperado era de substitutibilidade. O valor do coeficiente estimado revela que a cada 10,0% de aumento na área de reforma de cana, decorridos cinco anos, a área plantada com amendoim das águas eleva-se em 110,04%. O resultado obtido choca-se com a literatura existente, sobretudo aquelas que atribuem o estímulo ao PRÓ-ÁLCOOL, em meados da década de 1970, ao declínio de área plantada com amendoim no Estado de São Paulo. No entanto, a cultura do amendoim é propícia para a rotação com a cana-de-

açúcar não só por ter ciclo curto (120 dias), como também por ser benéfica à brotação dos toletes, ao perfilhamento inicial das touceiras e à nutrição inicial da cana, reduzindo os custos de preparo do solo para o seu cultivo, o que pode confirmar a complementaridade entre ambas as culturas. Na verdade, o sinal do coeficiente  $LAC_{t-5}$  poderia ser questionável se a amostra não se limitasse ao Estado de São Paulo, que concentra quase 90% da produção nacional de amendoim, cultivando-o de forma bastante regionalizada. Nos anos em estudo, o amendoim tem se concentrado em duas regiões do Estado de São Paulo e a complementaridade entre as áreas de amendoim das águas e de cana-de-açúcar tem sido empiricamente comprovada na região da Alta Mogiana do Estado.

#### 4.4 - Velocidade de Ajuste

Os valores dos coeficientes estimados, de curto prazo, mostram as velocidades de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Mais especificamente, diante de um desequilíbrio transitório (de curto prazo), um elevado valor para  $\alpha$  indica que a velocidade de ajuste é rápida em direção ao equilíbrio de longo prazo. Por sua vez, um valor pequeno de  $\alpha$  mostra que a velocidade é baixa e, conseqüentemente, a passagem de uma situação de desequilíbrio de curto prazo para uma situação de equilíbrio de longo prazo tende a ser corrigida lentamente.

O coeficiente do “preço recebido pelo produtor de amendoim” ( $LPA_{t-1}$ ) foi o que apresentou maior velocidade de ajuste de desequilíbrio no curto prazo, que é corrigido em 68,70% a cada período (Tabela 3). Portanto, pode-se afirmar que os produtores respondem rapidamente ao estímulo de preço.

No curto prazo, o coeficiente da variável “área plantada na safra das águas” ( $LAH_{t-1}$ ) assume valor igual a 0,50260, logo, desequilíbrios transitórios para essa variável são corrigidos a uma velocidade de 50,26% a cada período, ou seja, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma relativamente

rápida, o que se justifica porque o amendoim é uma cultura anual (Tabela 3). No entanto, essa magnitude reflete que métodos ineficientes de produção permanecem frente ao uso concomitante da introdução de novas técnicas e equipamentos. O mesmo ocorre quando se analisa o coeficiente da área de amendoim da seca ( $LA_{S_{t-1}}$ ), cujo ajuste de curto prazo é bem mais lento (24,70%), conforme apresentado na tabela 3.

O coeficiente estimado para  $LF_{t-1}$  indica que desequilíbrios transitórios são corrigidos, a cada período, a uma velocidade de 37,94% (Tabela 3). Embora baixo, é necessário observar que o volume de crédito a ser concedido aos produtores depende de uma série de fatores “exógenos”, uma vez que passam por decisões de política econômica. Desde a década de 1980, o volume de crédito oficial para custeio e investimento agrícola, em termos reais, apresenta trajetória descendente, sendo que, surgiram formas alternativas de financiamento não governamentais para substituí-lo, as quais não foram inseridas no modelo.

Mesmo que a soja precoce possa concorrer em área com a do amendoim, a baixa velocidade de ajuste (16,54%) nos desequilíbrios transitórios envolvendo o preço recebido pelo sojicultor ( $LPS_{t-1}$ ) reflete a dificuldade do manicultor em adaptar a tecnologia das culturas, sobretudo em ciclos de baixos preços praticados no mercado de amendoim (Tabela 3).

Finalmente, a variável área plantada com cana-de-açúcar ( $LAC_{t,5}$ ) foi a que apresentou menor coeficiente estimado de velocidade de ajuste diante de desequilíbrios de curto prazo, uma vez que são corrigidos em apenas 1,29% a cada período (Tabela 3). Esse resultado reflete o fato de a área de cana-de-açúcar ser renovada a cada cinco anos e esta renovação não é feita por todos os produtores ao mesmo tempo, ou seja, há uma defasagem temporal, pois o plantio inicial para cada produtor individualmente ocorre em períodos de tempo distintos.

#### 4.5 - Resultados dos Testes de Exogeneidade

Testes de exogeneidade sobre os parâmetros

$\alpha$  foram realizados, visando confirmar que a área plantada de amendoim é influenciada pelas demais variáveis, objetivando, dessa forma, identificar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo.

A análise deve ser conduzida entre a variável “dependente” e cada uma das demais variáveis “independentes”, individualmente. Os resultados mostram que a hipótese nula de que “área plantada com amendoim na safra das águas” ( $LAH_{t-1}$ ) não reage em função de mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo foi rejeitada em nível de 1,0% para as variáveis “volume de crédito destinado ao custeio de amendoim” ( $LF_{t-1}$ ), “preços recebidos pelos produtores de amendoim” ( $LPA_{t-1}$ ) e de soja” ( $LPS_{t-1}$ ), e em nível de 5,0% para “área plantada com amendoim na safra da seca” ( $LA_{S_{t-1}}$ ). Sendo assim, pode-se afirmar que  $LAH_{t-1}$  não é fracamente exógena em relação a cada uma dessas variáveis (Tabela 4). Por sua vez, cada uma dessas variáveis também não é fracamente exógena em relação à  $LAH_{t-1}$ , logo, elas também são influenciadas por essa última (Tabela 4).

**Tabela 4 - Teste de Exogeneidade sobre os Parâmetros de Curto Prazo ( $\alpha$ )**

Variável	$\chi^2$	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
$LAH_{t-1}$	35,58*	3	<,0001
$LF_{t-1}$	12,18*	3	0,0068
$LPA_{t-1}$	36,54*	3	<,0001
$LPS_{t-1}$	11,19*	3	0,0107
$LA_{S_{t-1}}$	8,66**	3	0,0342
$LAC_{t,5}$	4,59	3	0,2045

\*Significativo em nível de 1,0%; \*\* significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados da pesquisa.

A variável  $LAH_{t-1}$  não é fracamente exógena em relação à “área plantada com cana-de-açúcar” ( $LAC_{t,5}$ ), ou seja, a primeira é influenciada diretamente pela segunda. Por sua vez, a área plantada com cana não é afetada pela variação da área de amendoim. Esses resultados estão de acordo com as expectativas, pois, dado que o amendoim é plantado em área de reforma de cana, visando repor alguns nutrientes no solo, quando a área plantada com cana aumenta, a de amendoim também tende a aumentar, mas não proporcionalmente, uma vez que outros

cultivos podem ser inseridos, ou seja, a área de amendoim expande-se de forma marginal, em relação ao crescimento da área de cana (Tabela 4).

## 5 - CONCLUSÕES

Os resultados obtidos a partir da utilização do Modelo Vetorial de Correção de Erro, exceto para a variável “área plantada com cana-de-açúcar”, mostraram-se consistentes com as hipóteses delineadas a partir da elaboração do modelo teórico-econômico, em termos dos sinais dos coeficientes estimados. O coeficiente angular estimado para a variável “área plantada com cana-de-açúcar” ( $LAC_{t-5}$ ) apresentou sinal positivo, indicando relação de complementaridade entre ambas as áreas, quando o esperado era de substitutibilidade. Provavelmente, por se tratar de um estudo regionalizado, o modelo conseguiu captar a complementaridade, empiricamente provada na principal região produtora do Estado de São Paulo, entre ambas as áreas (amendoim e cana).

No curto prazo, em módulo e em ordem decrescente de importância sobre o comportamento da variável dependente, aparecem as elasticidades estimadas para: preço médio recebido pelo produtor de amendoim, área plantada com amendoim das águas no ano anterior, volume de crédito para custeio, área plantada com amendoim da seca, preço médio recebido pelo produtor de soja e área plantada com cana-de-açúcar.

No longo prazo, em módulo e em ordem decrescente de importância, aparecem área plantada com cana-de-açúcar, preço médio recebido pelo produtor de amendoim, preço médio recebido pelo produtor de soja, volume de crédito disponível para o custeio da produção de amendoim, área plantada com amendoim da seca.

As variáveis “preço recebido pelo sojicultor” e “área plantada com cana-de-açúcar” adquirem maior expressão sobre a variável dependente quando vistas no longo prazo e que pode ser justificado pelo sistema de produção do amendoim indicando a dificuldade de adaptação de tecnologias, seja no que

concerne ao maquinário, no caso da soja, seja no uso do solo, em relação à cana-de-açúcar.

O modelo delineado serve de *approach* ao modelo de oferta e, como tal, confirmou a teoria de que o preço do produto assume grande relevância para explicar o comportamento do produtor em termos da oferta a ser gerada (área a ser plantada). Nesse sentido, é necessário observar que este trabalho possibilita a base para elaboração e desenvolvimento de modelos de previsão, além de fundamentar estudos posteriores que visem analisar o relacionamento estrutural, não somente para o próprio amendoim, como para demais produtos agrícolas.

## LITERATURA CITADA

- ALENCAR, L. S. de. Raízes unitárias e cointegração: uma introdução. **Boletim do Banco Central do Brasil**, Brasília, p. 171-210, abr. 1998.
- AMENDOIM. In: BRASIL. Ministério da Agricultura. CFP. **Preços mínimos**: estudos técnicos. Brasília, 1987. p. 13.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CRÉDITO RURAL. Brasília: Banco Central do Brasil, 1969-2001.
- BELIK, W. **A agroindústria processadora e a política econômica**. 1992. 219 p. Tese (Doutorado). - Universidade Estadual de Campinas, São Paulo.
- BRÜGGEMANN, R. **On the small sample properties of weak exogeneity tests in cointegrated VAR models**. Berlin: Humboldt Universität, Jan. 2002. p. 1-18.
- CAMPOS, H. DE; PIVA, L. H. O. Dimensionamento de amostra para estimativa e previsão de safra no estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 21, t. 3, p. 65-88, 1974.
- CASER, D. V. et al. **Evolução regional das principais atividades agrícolas do estado de São Paulo, 1969 à 1992**. São Paulo: IEA, 1994. 60 p. (Série Informações de Estatísticas Agrícolas, 2/94).
- CHAREMZA, W. W.; DEADMAN, D. F. **New directions in econometric practice**: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression. Great Britain: Edward Elgar, 1997. 344 p.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. **Journal of the America Statistical Association**, Washington, v. 74, n. 366, p. 427-31, Jun. 1979.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, p. 1057-72, Jul. 1981.
- DICKEY, D. A.; JANSEN, D. W.; THORNTON, D. L. A primer on cointegration with an application to money and income. In: RAO, B. B. **Cointegration for the applied economist**. New York: ST. Martin's Press, 1994. p. 9-45.
- FREIRE, R. M. M.; FIRMINO, P. DE T.; SANTOS, R. C. Importância e utilização do amendoim na dieta alimentar. **Óleos e Grãos**, São Paulo, v. 8, n. 44, p. 40-42, set./out. 1998.
- FREITAS, S. M. et al. Análise na dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.48, t.1, p. 1-20, 2001.
- HARRIS, R. I. D. **Cointegration analyses in econometric modelling**. London : Prentice Hall, 1995. 176 p.
- HATANAKA, M. **Time-series-based econometrics: unit roots and cointegration**. New York: Oxford University Press, 1998. 294 p. (Advanced Texts in Econometrics).
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. 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.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. **Long-run economic relationships: readings in cointegrations**. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-76.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. Testes de raiz unitária e o software SAS. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 46, t. 2, p. 19-45, 1999.
- \_\_\_\_\_; BARROS, G. S. C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 47, n. 2, p. 53-81, 2000.
- MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise de formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 71-85, 2002.
- MELO, L. M. Modelos tradicionais de concorrência. In: KUPFER, D. HASENCLEVER, L. (Orgs.). **Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2002. 640 p.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, p. 139-62, 1982.
- NOGUEIRA JUNIOR, S. **Evolução da produção e comercialização de amendoim no Brasil**. In: SIMPÓSIO NACIONAL Y LATINOAMERICANO DE OLEAGINOSAS, 8., Buenos Aires, 1976.
- OILSEEDS: Word Market and trade. Washington: USDA, Jun. 2002.
- OSTERWALD-LENUM, M. 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. 461-72. 1992.
- PINO, F. A. Detecção e correção de erros em levantamentos agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 21, n. 9, p. 976-85, set. 1986.
- \_\_\_\_\_; JIMENES OSSIO, J. H. Um método para a depuração de erros não amostrais em dados obtidos por levantamento de campo. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA RURAL, 13., Curitiba, jul. 1975. **Anais...** Brasília : SOBER, 1977. p. 409-10.
- ROCHA, M. B.; BARBOSA, M. Z. Aspectos econômicos da cultura do amendoim. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 37, t. 2, p. 101-66, 1990.

---

Recebido em 07/05/2003. Liberado para publicação em 11/09/2003.