

FORMAÇÃO DE PREÇOS DA SOJA NO BRASIL¹

Mario A. Margarido²

Eduardo Luis Leão de Sousa³

SOYBEAN PRICE FORMATION IN BRAZIL

RESUMO

O presente artigo procurou analisar a transmissão de preço da soja da Chicago Board of Trade (CBOT) para os praticados internamente no Brasil e no Estado do Paraná a partir das cotações médias mensais do período entre 1987 e 1997. Para tanto, utilizou-se a metodologia de séries temporais desenvolvida por Box, Jenkins e Reinsel e pode-se demonstrar que as variações das cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente, sem defasagem temporal para os preços recebidos pelos produtores do grão no Brasil e no Paraná. Entretanto, somente uma parcela desse total transfere-se para os preços internos, sendo, no caso dos preços recebidos pelos produtores em nível de Brasil, em torno de 70,57%, contra 62,22% dos preços recebidos pelos produtores paranaenses. Possíveis causas para essa não transmissão total residem no fato de que parte da produção de soja destina-se ao consumo interno, e há concentração das exportações do complexo soja em um determinado período do ano, além de distorções geradas pelo custo Brasil.

Palavras-chave: soja, modelos Box e Jenkins, transmissão de preços.

SUMMARY

This article purports to examine the transmission of CBOT soybean prices to domestic prices in Brazil and in the state of Paraná on the basis of monthly average quotations over 1987-1997. To this end, the time series methodology developed by Box, Jenkins and Reinsel was used. It can be observed that the soybean price changes in the United States are instantly reflected, with no time lag, on the prices obtained by soybean producers in Brazil in general, and in the state of Parana in particular. However, only a share of the total price is transmitted to domestic prices, namely, 70.57 percent for Brazilian producers in general, and 62.22 percent for Paraná's producers. This partial transmission might only be explained by the fact that part of the soybean production is channeled to domestic consumption; by the concentration of the soybean complex exports in a given period of the year, and by the distortions stemming from the Brazil cost.

Key-words: soy, Box and Jenkins models, price transmission.

¹ Este trabalho foi apresentado no XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER), realizado em Poços de Caldas (MG), no período de 10 a 14 de agosto de 1998.

² Economista, Mestre, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

³ Engenheiro Agrônomo, Mestre.

1 - INTRODUÇÃO

O Brasil é o segundo maior País produtor de soja, sendo superado apenas pelos EUA, produzindo, respectivamente, cerca de 20% e 50 % da produção mundial. Além disso, o complexo soja é, atualmente, o principal produto na pauta de exportações brasileiras, sendo responsável por cerca de 10% do total de exportações e quase 30% das exportações de produtos agropecuários registradas na balança comercial em 1997. Considerando-se a produção da safra 1997/98, foram exportados 30% da soja produzida no País, 55% do farelo e 35% do óleo produzido naquele ano.

Essa inserção do setor da soja brasileira na economia mundial confere ao produto grande dependência do mercado externo e de suas oscilações de preços, cujo grande sinalizador é a Chicago Board of Trade (CBOT). Assim, a maior parte dos impactos das expectativas e das movimentações do mercado são refletidos na CBOT, que passa a exercer um importante papel referencial de preços para todo o mercado mundial, esperando-se, portanto, um elevado nível de correlação entre as cotações negociadas na CBOT e as praticadas no mercado interno no Brasil⁴. Assim, em uma economia globalizada, essa discussão torna-se mais relevante, inclusive, para se analisar a questão da viabilidade de sucesso das Bolsas de Futuros nacionais, que passam a competir com os mesmos produtos que são negociados em Bolsas internacionais com elevada liquidez e, no caso da soja, largamente utilizada pelos operadores brasileiros do produto.

Com exceção de alguns períodos específicos, de um modo geral, os preços da soja no Brasil acompanham as cotações de preços praticados na CBOT (Figura 1). PINO e ROCHA (1994), analisando a transmissão de preços de soja nesses dois países, verificaram que, no período entre 1985 e 1990, o preço do grão no Brasil é afetado pelo preço da CBOT e que, apesar de não se transmitirem integralmente, os elevados níveis de elasticidade de transmissão evidenciam que o mercado

interno adapta-se ao externo. Outros autores (AGUIAR e BARROS, 1991; NEVES, 1993 e LAZZARINI, 1997) também analisaram a transmissão de preços da soja e mostraram influências do preço internacional sobre o interno, indicando que o Brasil, apesar de grande produtor e exportador de soja, caracteriza-se por ser um País tomador de preços no mercado externo.

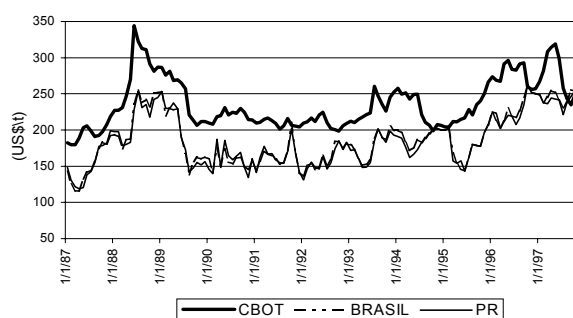


Figura 1 - Evolução das Cotações Médias Mensais da Chicago Board of Trade (CBOT) (primeiro vencimento) e dos Preços Pagos ao Produtor no Brasil e no Estado do Paraná, entre Janeiro de 1987 e Dezembro de 1997.

Fonte: Dados originais da CBOT e Centro de Estudos Agrícolas/IBRE/FGV.

Dessa forma, para se verificar a transmissão dos preços da soja dos EUA para o Brasil, utilizou-se, no presente trabalho, a metodologia de séries temporais desenvolvida por BOX; JENKINS; REINSEL (1994)⁵. Segundo MARGARIDO; KATO; UENO (1994), a "principal vantagem oferecida pelo método Box-Jenkins reside no fato de que o mesmo foi concebido especialmente para se trabalhar com séries temporais, as quais costumam apresentar elevada autocorrelação nos resíduos. Portanto, o que nas outras metodologias mais tradicionais (como, por exemplo, no modelo de regressão) são problemas, no método Box-Jenkins acaba sendo uma vantagem, pois o padrão das autocorrelações regular e parcial permite analisar o comportamento intrínseco da variável em estudo, gerando, assim, um nível a mais de explicação sobre a própria variável: os modelos univariados. Desta

⁴No ano de 1996, foram negociados na CBOT 14,24 milhões de contratos de soja, o que representa quase 2 bilhões de toneladas, ou cerca de 15 vezes a totalidade da produção mundial.

⁵A metodologia de séries temporais foi desenvolvida por George E.P. Box e Gwilym M. Jenkins na década de 70, no entanto, neste artigo está sendo utilizada a versão mais recente desse livro de autoria de BOX; JENKINS; REINSEL de 1994.

forma, a partir da análise dos modelos univariados pode-se obter uma explicação para o comportamento da série. Em outras palavras, a decomposição da série de tempo, mediante filtros lineares denominados de filtros de integração, auto-regressivo e de médias móveis, possibilita que se obtenha o processo gerador da série, ou seja, a passagem da série por esses filtros é capaz de extrair os diversos elementos que a compõem, tornando-a completamente aleatória (*white noise*). Portanto, por meio da utilização desses filtros é possível isolar da série os elementos que a explicam por si própria, sendo o restante ruído branco, podendo, então, ser explicado por outra série”.

2 - OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo é verificar se variações das cotações da soja na Bolsa de Chicago são transmitidas em igual magnitude para os preços médios recebidos pelos produtores de soja do Brasil e do Estado do Paraná, região onde é calculado o Indicador de Preços de Soja ESALQ/ Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), utilizado para a liquidação financeira dos contratos de soja na BM&F.

Uma importante característica do Paraná é que esse Estado é responsável não só pela maior industrialização da soja-grão, como pelo maior volume de embarque de produtos do complexo soja no País (Figuras 2 e 3). Realmente, o Paraná responde por mais de 30% da capacidade de esmagamento do grão do País e, pelo porto daquele Estado - Paranaguá -, é exportado cerca de 50% do total do volume de soja, farelo e óleo.

Assim, este trabalho pretende atingir os seguintes objetivos: a) verificar se variações nas cotações da soja na Bolsa de Chicago são transmitidas aos preços médios recebidos pelos produtores de soja em nível de Brasil e do Estado do Paraná, para averiguar se os preços da soja nesse estado podem ser considerados como um bom indicador, ou variável *proxy*, para balizar os preços da soja em nível de Brasil e b) medir o grau de impacto causado por variações nas cotações da soja na Bolsa de Chicago sobre os preços médios recebidos pelos produtores de soja em nível de Brasil e

do Estado do Paraná, ou seja, quantificar essa relação de preços, através do cálculo da elasticidade de transmissão de preços⁶. Modelos de função de transferência do tipo proposto por BOX; JENKINS; REINSEL (1994) foram utilizados para obter as relações entre as séries bem como sua estrutura de defasagem. Os cálculos foram realizados com o Statistical Analysis Software (SAS), conforme descrito em SAS INSTITUTE (1993). Posteriormente, as elasticidades foram obtidas segundo OLIVEIRA e PINO (1985).

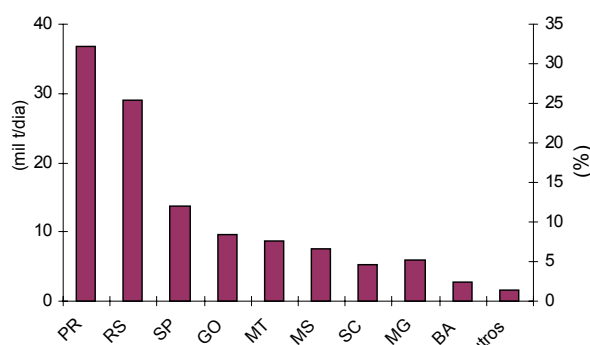


Figura 2 - Capacidade Instalada de Processamento de Soja, por Estados, Brasil, 1997.

Fonte: Associação das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE). Estatísticas do complexo soja, 1997. São Paulo, 1997. 60p.

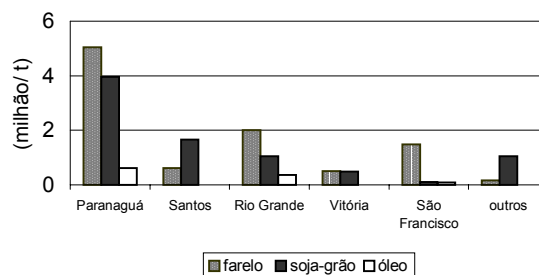


Figura 3 - Volume de Embarques do Complexo Soja, Brasil, entre Fevereiro de 1997 e Janeiro de 1998.

Fonte: Safras & Mercados: soja & grãos. São Paulo, v.22, n.1015, p.7, set. 1998.

3 - MATERIAL

⁶De acordo com BARROS; BURNQUIST (1987), "a elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço em um nível de mercado em relação à variação relativa no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial num deles".

Os dados básicos foram obtidos junto à CBOT e ao Centro de Estudos Agrícolas/IBRE/FGV. Foram considerados os valores médios mensais dos preços da soja na CBOT, no Brasil e no Paraná, sendo que o período de análise inicia-se em janeiro de 1987 e se estende até dezembro de 1997, com um total de 132 observações.

Os preços da CBOT referem-se às cotações médias mensais do primeiro vencimento em relação ao mês considerado, em dólar americano nominal. No caso dos preços praticados internamente - Brasil e Paraná -, foram considerados os preços recebidos pelos produtores no dia 15 de cada mês, coletados pela FGV, segundo metodologia própria. Os valores, originalmente disponíveis em moeda corrente, foram convertidos em dólar americano nominal do mesmo dia.

4 - METODOLOGIA

4.1 - Modelo Univariado

A metodologia de análise empregada neste estudo foi o tratamento das variáveis através do método elaborado por BOX; JENKINS; REINSEL (1994) para séries temporais. A idéia central da técnica desenvolvida por BOX e JENKINS (1976) é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e/ou pelos próprios erros passados (parâmetros de médias móveis). Em sua forma geral, os modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA) podem ser representados por:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (1)$$

onde: $\tilde{y}_t = y_t - \mu$; e \tilde{y}_t é a variável diferenciada (y_t) e centrada em relação à sua própria média (μ), enquanto que a variável diferenciada é representada como: $y_t = \nabla^d Y_t$, onde ∇^d é o operador de diferença, isto é, $\nabla^d = (1 - B)^d$ e Y_t é a variável

em nível, e B é o operador de atraso, tal que $B^j y_t = y_{t-j}$, e $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ é o operador auto-regressivo de ordem p , e $\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q$ é o operador de média móvel de ordem q .

O primeiro passo reside na filtragem da série original a fim de se descobrir seu respectivo processo gerador, de modo a torná-la estacionária, dado que isso é condição necessária para assegurar a sua inversibilidade, isto é, para que os valores projetados possam ser transformados em sua base original. Obtida a estacionariedade da série, passa-se para a etapa seguinte, a qual consiste na identificação do processo gerador da série. Através da análise das funções de autocorrelação regular e parcial objetiva-se identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis, e também, qual é a sua respectiva ordem ou ordens. "Após construir o(s) filtro(s) e submeter a série a este filtro, analisam-se os resíduos para a verificação da efetividade da filtragem. A hipótese subjacente é de que a filtragem efetiva resultará em um resíduo white noise, ou seja, aleatório com distribuição normal" (MARGARIDO; KATO; UENO, 1994).

4.2 - Modelo de Função de Transferência

Para se compreender o que seja a abordagem multivariada ou modelo de função de transferência, segundo VANDAELE (1983), é necessário que se recorra à literatura econométrica que trata sobre modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas geralmente é representado pelo nível da variável dependente Y_t como sendo função direta do número de valores passados da variável independente X_t . Em outras palavras, o conceito de função de transferência implica que variações na(s) variável(is) independente(s) são transmitidas para a variável dependente⁷. O modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

⁷Segundo PINO (1980), o efeito de uma mudança na série de entrada pode não se manifestar de forma imediata sobre a série de saída, isto é, pode ocorrer uma defasagem temporal entre a variação ocorrida na variável exógena e seu efetivo impacto sobre o comportamento da variável endógena.

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (2)$$

onde Y_t é a variável endógena, X_i (com $i = 1, \dots, n$) são as variáveis explicativas, $\mathcal{Z}(B)$ é o operador de média móvel, $\mathcal{N}(B)$ é o operador auto-regressivo, $T(B)$ representa os impactos de curto prazo e $*(B)$ representa a “memória” ou fator de ajustamento de longo prazo, e um parâmetro b que representa o impacto inicial da série de entrada X sobre a série de saída Y , isto é, a primeira defasagem significativa de X em relação a Y , representando o número completo de intervalos de tempo necessários para que a variável X_{it} produza algum efeito em Y_t , e r e s representam a quantidade de lags significativos exclusive b . A construção de modelos de Box e Jenkins envolve três passos, tanto no contexto univariado como no de função de transferência: identificação, estimação e verificação. Nos modelos com função de transferência analisam-se, também, as funções de correlação cruzada, as quais, envolvem as correlações entre a variável dependente e as variáveis explicativas. No processo de identificação, determinam-se os valores de p , d e q do modelo ARIMA e a ordem dos polinômios ω_j e δ_j e da constante de defasagem dos modelos de função de transferência. A verificação dos modelos é feita através da análise de resíduos, os quais devem estar limpos, ou seja, não pode existir correlação entre eles (*white noise*).

Ao se trabalhar com modelos ARIMA e modelos de Função de Transferência, dois são os métodos disponíveis que permitem a identificação da estrutura de influência entre as variáveis envolvidas. O primeiro deles é o método desenvolvido inicialmente por BOX e JENKINS (1976), enquanto que o segundo método foi elaborado por HAUGH e BOX (1977)⁸.

O método HAUGH e BOX (1977) parte dos próprios modelos ARIMAs construídos inicialmente

⁸Neste artigo será utilizado o método preconizado por HAUGH; BOX (1977), ao invés do método BOX; JENKINS (1976). Uma comparação entre esses dois métodos pode ser encontrada em MARGARIDO (1994).

para cada variável, no caso, as cotações da soja na Bolsa de Chicago e o preço médio recebido pelo produtor de soja em nível de Brasil e do Estado do Paraná e adiciona a hipótese de que existe causalidade entre a variável de entrada (ou exógena) cotação da soja na Bolsa de Chicago e as respectivas séries de saída (ou endógena) para cada modelo que, nesse caso, são os preços médios recebidos pelos produtores de soja no Brasil e no Paraná. De acordo com MARGARIDO et al. (1996), esse “método considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado, quanto pelo comportamento passado da(s) variável(is) de entrada. Filtrando-se cada variável pelo seu próprio filtro, elimina-se a influência dos eventos passados da própria variável, ou seja, privilegia-se a informação que não foi explicada somente pelo passado de cada variável. Portanto, essa metodologia consiste basicamente em utilizar o resíduo ‘limpo’ da série de saída em relação ao seu próprio passado e relacioná-lo com o resíduo ‘limpo’ (também em relação ao seu próprio passado) da(s) série(s) de entrada”. Logo, a principal vantagem proporcionada pelo método HAUGH e BOX (1977) consiste em determinar o sentido de causalidade entre as variáveis que estão sendo estudadas através da análise de suas funções de autocorrelação cruzada de seus respectivos resíduos.

4.3 - Testes de Raiz Unitária⁹

Nesse trabalho foi utilizado o teste denominado Dickey-Fuller Aumentado (ADF)¹⁰, para testar a estacionariedade ou não da série. Este teste baseia-se na seguinte regressão:

⁹Neste artigo, será empregado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para testar se as séries são integradas ou estacionárias. No entanto, deve-se enfatizar que existe outro procedimento, porém não paramétrico, para se testar a presença de raiz unitária, método que foi desenvolvido por PHILLIPS; PERRON (1988).

¹⁰Basicamente, a diferença entre o teste Dickey-Fuller e o teste Dickey-Fuller Aumentado reside no fato de que no primeiro caso testa-se a existência ou não da raiz unitária para o seguinte modelo de regressão: $y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, enquanto que na segunda situação, testa-se a equação(3), em que incorporam-se na regressão valores defasados da variável endógena (y_t) a fim de se verificar se há ou não autocorrelação entre os termos de erro.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \eta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$\text{onde, } \eta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1 \quad \text{e} \quad \lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

sendo p a ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal; Y denota a variável dependente e Δ denota o operador de diferença ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$). Os parâmetros a serem estimados são $\alpha, \beta, \eta, \lambda$. As estatísticas τ_τ e τ_μ , apresentadas por DICKEY e FULLER (1981), correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} da equação (1)¹¹. Essas estatísticas são especificadas para um modelo que inclui uma constante e uma tendência (τ_τ), e um modelo incluindo apenas constante (τ_μ). As hipóteses testadas em ambos os modelos correspondem a uma hipótese nula de que a série não é estacionária ($H_0: Y_t$ não é $I(0)$ ou $\eta = 0$); contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária ($H_1: Y_t$ é $I(0)$). Também foi utilizada a estatística ϕ_3 obtida por DICKEY e FULLER (1981), que testa se o coeficiente da variável tendência e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente iguais a zero na equação (3). Para a realização dos testes Dickey-Fuller Aumentado utilizou-se o *software* Econometric Views, version 2.0.

5 - ANÁLISE DE RESULTADOS

Os testes Dickey-Fuller Aumentado (DFA)¹² para cada variável mostrou a presença de raiz unitária, sendo assim, ao invés de se trabalhar com

¹¹Mais especificamente, conforme DICKEY; FULLER (1979), essa estatística não tem uma distribuição *t de Student*, portanto, para diferenciá-la em relação à notação tradicional t , esses autores a denominaram de estatística J_τ , cuja distribuição percentual pode ser encontrada em FULLER (1996, p.642).

¹²Para a determinação do número das defasagens foram utilizados os critérios de AIC (AKAIKE Information Criterion) e SBC (SCHWARZ Bayesian Criterion), com um total de doze defasagens.

as séries em nível foi necessário a aplicação de uma diferença de ordem um para cada uma delas para deixá-las estacionárias (Tabelas 1 a 3). Outro aspecto importante é que todas as variáveis estão centradas em relação às suas médias. Finalmente, todas as séries estão na forma logarítmica, logo, os valores dos coeficientes estimados de cada variável fornecem diretamente as suas respectivas elasticidades (Tabelas 4 e 5).

TABELA 1 - Testes de Raiz Unitária para Variável LEUA

Variável	J_J	J_τ	N_3
) LEUA	-2,95	-2,90*	1,25
)) LEUA	-2,85	-2,86**	6,02***

*Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5%.

**Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%.

***Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 2 - Testes de Raiz Unitária para Variável LBRA

Variável	J_J	J_τ	N_3
) LBRA	-2,02	-1,53	1,01
)) LBRA	-3,41**	-3,34*	10,05**

*Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5%.

**Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 3 - Testes de Raiz Unitária para Variável LPAR

Variável	J_J	J_τ	N_3
) LPAR	-1,82	-1,39	1,03
)) LPAR	-3,62*	-3,54***	11,72**

*Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5%.

**Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 10%.

***Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Outro aspecto a destacar é que, dado que o

principal objetivo deste estudo é estimar o valor dos parâmetros de curto prazo ω das funções de transferência, com vistas a determinar o grau de transmissão entre as variações na variável externa, que no caso é a cotação da soja na Bolsa de Chicago (LEVA), sobre as variáveis domésticas, que, nesse caso, é o preço médio recebido pelo produtor de soja em nível de Brasil (LBRA) e do Estado do Paraná (LPA), não serão apresentadas as estimativas dos modelos univariados, e também não serão analisados os parâmetros dos modelos de ruído de cada função de transferência¹³.

5.1 - Modelos de Função de Transferência

Somente serão analisados os efeitos dos impactos de curto prazo de LEUA sobre LBRA e de LEUA sobre LPA. No caso do modelo de função de transferência envolvendo a variável de entrada LEUA e a variável de saída LBRA (Equação 4), a análise de correlações cruzadas mostrou que há influência da primeira sobre a segunda, sendo que o impacto ocorre em t , ou seja ($b = 0$), e em magnitude igual à $T_0 = 0,70576$. Em outras palavras, variações nas cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente, isto é, sem defasagem temporal, para os preços médios recebidos pelos produtores de soja em nível de Brasil. No entanto, observa-se que essa transferência de informações não é integral, dado que apenas 70,58% das variações das cotações da soja no mercado norte-americano são transferidas para os produtores brasileiros (Tabela 4).

$$(1 - B) LBRA_t = \omega_0 (1 - B) LEUA_t \quad (4)$$

$$+ \frac{(1 - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) a_t}{(1 - \phi_{14} B^{14})}$$

TABELA 4 - Estimativas dos Parâmetros do Mo-

¹³Para informações sobre a análise de modelos univariados e de resíduo de modelos de função de transferência, podem ser consultados os seguintes trabalhos: SANTIAGO; CAMARGO; MARGARIDO (1997), MARGARIDO et al. (1996), MARGARIDO; KATO; UENO (1994), MARGARIDO (1994), FREITAS FILHO et al. (1993).

delo de Função de Transferência da Cotação Média Mensal da Soja na Bolsa de Chicago (primeiro vencimento) e do Preço Médio Mensal Recebido pelo Produtor de Soja no Brasil de Janeiro a Dezembro de 1997

Série de entrada	Parâmetro	Estimativa	Teste t
LEUA	T_0	0,70576 (0,11988) ¹	5,89 ²
Ruído	N_{14}	0,24892 (0,09025) ¹	2,76 ²
	2_2	0,17470 (0,08494) ¹	2,06 ²
	2_3	0,27223 (0,08502) ¹	3,20 ²

¹Erro padrão da estimativa.

²Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Dados básicos de CBOT e FGV.

O modelo de função de transferência contendo a variável exógena LEUA e a variável endógena LPA (Equação 5) apresentou comportamento semelhante ao do modelo analisado anteriormente, isto é, variações das cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente para os preços recebidos pelos produtores de soja no Paraná, porém, em magnitude um pouco inferior, pois o impacto de curto prazo ($T_0 = 0,62220$) mostra que variações nas cotações da soja nos EUA são transmitidas apenas parcialmente e sem defasagem temporal para os preços recebidos pelos produtores de soja do Paraná em torno de 62,22% (Tabela 5).

$$(1 - B) LPA_t = \omega_0 (1 - B) LEUA_t \quad (5)$$

$$+ (1 - \theta_1 B - \theta_4 B^4 - \theta_7 B^7 - \theta_8 B^8) a_t$$

6 - CONCLUSÕES

Apesar de o Brasil ser um dos principais produtores e exportadores mundiais de soja, os resultados obtidos com este estudo mostraram que o preço doméstico da soja é influenciado pelas TABELA 5 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Função de Transferência da Cotação

Média Mensal da Soja na Bolsa de Chicago (primeiro vencimento) e do Preço Médio Mensal Recebido pelo Produtor de Soja do Paraná de Janeiro a Dezembro de 1997

Série de entrada	Parâmetro	Estimativa	Teste <i>t</i>
LEUA	T_0	0,62220 (0,13350) ¹	4,66 ²
Ruído	2_1	0,22686 (0,08499) ¹	2,76 ²
	2_4	0,21821 (0,08731) ¹	2,57 ²
	2_7	0,14878 (0,08535) ¹	1,74 ³
	2_8	0,16095 (0,08954) ¹	1,80 ³

¹Erro padrão da estimativa.

²Significativo ao nível de 5%.

³Significativo ao nível de 10%.

Fonte: Dados básicos da CBOT e FGV.

variações que ocorrem no mercado internacional, ou seja, o País não é formador do preço desse produto e, sim, tomador de preço no mercado externo. Observou-se, porém, que as variações das cotações da soja no mercado internacional não são integralmente repassadas aos preços recebidos internamente pelos produtores de soja. Os modelos selecionados neste estudo mostraram que variações das cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente, sem defasagem temporal para os preços recebidos pelos produtores do grão no Brasil e no Paraná. Entretanto, somente uma parcela desse total transfere-se para os preços internos, sendo, no caso dos preços recebidos pelos produtores em nível de Brasil, em torno de 70,57% contra 62,22% dos preços recebidos pelos produtores paranaenses.

Pode-se inferir que alguns fatores contribuem para a não transmissão plena das cotações internacionais para os preços praticados no Brasil. Primeiramente, deve-se considerar que as estratégias desenvolvidas pelas empresas esmagadoras de soja causam certo impacto sobre a magnitude da transmissão de preços. Quando os preços externos são vantajosos, as empresas tendem a exportar a soja em grão e, conseqüentemente, espe-

ra-se que a transmissão de preço internacional sobre os preços domésticos seja mais intensa, independentemente do fato de o Brasil estar no período de safra e/ou entressafra em relação aos Estados Unidos¹⁴. Especificamente no caso do período da entressafra brasileira, a transmissão de preços vai depender do nível de utilização de capacidade da indústria esmagadora. Se o nível de utilização da capacidade é elevada e existem estoques de soja em grão em poder das cooperativas, então as indústrias vão demandar essa soja armazenada nas cooperativas e como resultado espera-se que a transmissão de preços seja elevada. Por outro lado, quando a utilização da capacidade instalada é baixa, espera-se que a transmissão tenha pequena magnitude no período de entressafra. Outro fator relacionado com o comportamento estratégico das empresas que pode afetar o nível de elasticidade de transmissão internacional de preços sobre os preços internos reside no fato de que, quando os preços internacionais estão em baixa, as empresas vão deslocar parte da produção de soja para esmagamento objetivando a produção de farelo e óleo para consumo doméstico e, nesse caso, espera-se que a elasticidade de transmissão de preços externos sobre os preços domésticos seja atenuada. Há, ainda, o custo Brasil, como a deficiência da infra-estrutura e atual política tributária, que gera distorções nos valores praticados internamente.

Outra conclusão importante do trabalho refere-se à análise dos preços médios recebidos pelos produtores do Paraná, onde constata-se que os preços praticados naquele estado são muito próximos da média nacional. A relação de transmissão de preços de Chicago sobre os preços médios em nível nacional e do Paraná (62,22/70,57) é de 88,17%, o que permite afirmar que o preço médio recebido pelos produtores paranaenses é uma boa estimativa ou *proxy* do preço médio nacional, podendo servir como preço de referência para os

¹⁴Segundo dados originais da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE) (relatório de estatística de esmagamento do soja - jan./97), pode-se concluir que, considerando-se a média dos últimos 5 anos, 77% do total da soja produzida é comercializada no período entre os meses de março e agosto. Já o volume de produtos exportados entre os meses de abril e setembro é de 91,5% para a soja grão, 65% para o farelo e 70% para o óleo.

produtores de outros estados. Nesse sentido, pode-se inferir que, considerando-se o período analisado, a utilização do Estado do Paraná para o

cálculo do indicador da soja para liquidação dos contratos futuros deve refletir adequadamente os preços da soja brasileira.

LITERATURA CITADA

AGUIAR, Danilo R. D.; BARROS, Geraldo S. A. C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos 80. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.21, n.1, p.89-103, jan./abr. 1991.

BARROS, Geraldo. S. A. C.; BURNQUIST, Heloísa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., São Paulo, 1987. **Anais...** São Paulo, s. ed., 1987. p.175-190.

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976. 375p.

_____; _____. REINSEL, Gregoryc. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice Hall/ Englewood Cliffs, 1994. 598p.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v.74, n.366, p.427-31, Jun. 1979.

_____; _____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-1072, Jul. 1981.

FREITAS FILHO, Floriano et al. Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.40, t.2, p.67-93, 1993.

FULLER, Wayne A. **Introduction to statistical time series**. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1996. 698p.

HAUGH, Larry D.; BOX, George E. P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v.72, n.357, p.121-130, Mar. 1977.

LAZZARINI, Sergio G. **Inovação e organização de bolsas de futuros: teoria e evidências no agrusiness brasileiro**. São Paulo: USP/FEA, 1997. 216p. Dissertação de Mestrado.

MARGARIDO, Mario A. **Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no estado de São Paulo**. São Paulo: FGV/EAESP, 1994. 96p. Dissertação de Mestrado.

_____; KATO, Heitor T.; UENO, Lídia H. Aplicação da metodologia Box-Jenkins na análise da transmissão de preços no mercado de tomate no estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.24, n.3, p.405-32, set./dez. 1994.

_____ et al. Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.50, n.2, p.255-78, abr./jun. 1996.

-
- NEVES, Leonidas C. Margens de comercialização e elasticidade de transmissão de preços na indústria de esmagamento de soja. Piracicaba: USP/ESALQ, 1993. Dissertação de Mestrado.
- OLIVEIRA, Arício X.; PINO, Francisco A. Elasticidade em modelos de séries temporais. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 7., Vitória, ES, 1985. **Anais...** Rio de Janeiro: SBE, 1985.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75, p.335-346. 1988.
- PINO, Francisco A. **Análise de intervenção em séries temporais**: aplicações em economia agrícola. São Paulo: USP/IME, 1980. 253p. Dissertação de Mestrado.
- _____; ROCHA, Marina B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.32, n.4, p.345-61, out./dez. 1994.
- SANTIAGO, Maura D. M.; CAMARGO, Maria de L.; MARGARIDO, Mario A. Detecção e análise de *outliers* na série temporal de índice de preços recebidos pelos agricultores no estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.27, n.1, p.29-51. 1997.
- SAS INSTITUTE. **SAS/ETS User's Guide**: version 6. Second edition. Cary, NC, 1993. 1022p.
- VANDAELE, Walter. **Applied Time Series and Box-Jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417p.

Recebido em 02/09/98. Liberado para publicação em 17/11/98.

Agricultura em São Paulo, SP, 45(2):52-61, 1998.