

RELAÇÕES DINÂMICAS ENTRE PREÇOS DA SOJA BRASILEIRA¹

FRANCISCO ALBERTO PINO, SEBASTIÃO NOGUEIRA JUNIOR²
e CLÉLIA MARIA DE CASTRO TOLOI³

RESUMO - Utilizando-se modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA) e análise espectral, estudaram-se relações dinâmicas e relações causais entre preços de soja em três níveis de comercialização: internacional (bolsa de Rotterdam), atacadista (cidade de São Paulo) e de produtor (Estado de São Paulo). Encontraram-se relações causais do nível internacional para o nível de produtor e interdependência entre os preços nos níveis de atacado e de produtor. As influências sobre o preço do produtor ocorrem em baixas frequências, enquanto as influências em sentido inverso ocorrem em altas frequências.

Termos para indexação: análise espectral, modelos de Box-Jenkins.

DYNAMIC RELATIONS IN BRAZILIAN SOYBEAN PRICES

ABSTRACT - Dynamic and causal relationships among soybean prices were studied using the Box-Jenkins approach and spectral analysis at three market levels: international price (Rotterdam), wholesale price (São Paulo city) and farmer's price (State of São Paulo, Brazil). The authors concluded that international price leads farmer's price and that there is feedback between farmer's price and wholesale price. Farmer's price leads at high frequencies (short-run influences) and is led at low frequencies (long-run influences).

Index terms: spectral analysis, Box-Jenkins models.

INTRODUÇÃO

Atualmente a soja é um dos principais produtos agrícolas do mercado mundial, atendendo especialmente a demanda de farelos protéicos e de óleos vegetais. O Brasil caracteriza-se como grande país exportador. As cotações no mercado internacional direcionam o plantio no ano imediatamente seguinte. Assim, é de se supor que o preço internacional afete os preços internos, sobretudo os do produtor, e, com menor ênfase, os do atacado. Se isto realmente acontecer haverá que se determinar o tempo médio que as alterações no preço internacional levam para afetar os preços internos.

A produção brasileira de soja cresceu à taxa anual de, aproximadamente, 30%, no período de 1970/78. Os fatores que mais influenciaram esta evolução foram as condições favoráveis de mercado (interno e, sobretudo, externo), aliadas aos programas de crédito agrícola à produção e à comercialização, e a participação ativa das cooperativas nesses processos (Kaster & Bonato 1980).

A existência de sazonalidade e de outros ciclos é outro aspecto interessante para analisar. As grandes oscilações de preços ocorridas com a soja e seus derivados no mercado internacional, são muito mais o reflexo de irregularidades na oferta, causadas basicamente por problemas climáticos nas principais regiões produtoras, do que consequência de variações na demanda (Bast 1981). Contudo, como a soja é passível de armazenamento e como há duas safras defasadas no ano, uma no hemisfério Norte (principalmente Estados Unidos e China), outra no Sul (Brasil, Argentina e Paraguai) é de se esperar que o componente sazonal seja pouco importante ou mesmo inexistente.

Este trabalho tem por objetivo analisar relações dinâmicas e relações causais entre séries de preços de soja em três níveis de comercialização: internacional, de atacado e do produtor. O melhor entendimento dessas relações pode ajudar na tomada de decisões do setor e na elaboração de políticas agrícolas adequadas.

Este tipo de análise já tem sido feito para alguns produtos agropecuários. Parikh (1971) usou a análise espectral para estudar flutuações de curto prazo em preços de café. Este autor lembra que o conhecimento de certos padrões cíclicos é essencial para efetivar políticas de estabilização de preços no mercado mundial. Encontrou-se um componen-

¹ Aceito para publicação em 7 de outubro de 1983.

² Eng.º Agr.º, M.Sc., Inst. de Economia Agrícola, Caixa Postal 8.114, CEP 01000 - São Paulo, SP.

³ Estatística, M.Sc., Inst. de Matemática e Estat. - USP, Caixa Postal 20.570, CEP 01000 - São Paulo, SP.

te periódico de menos de doze meses nos preços de café que parece causar as flutuações de curto prazo, mas não se conseguiu sustentar a hipótese de ciclos bem definidos de dois anos nos preços, causados pelo ciclo bianual da produção dos cafeeiros.

Barksdale et al. (1975) usaram a análise espectral sobre preços de carne bovina, mostrando que mudanças no preço no varejo seguem mudanças nos outros níveis de comercialização. Mostraram, ainda, que, em nível de abate, a quantidade responde aos preços durante cerca de nove meses nas frequências altas (curto prazo), mas há defasagem nas baixas frequências (longo prazo).

MATERIAL E MÉTODOS

Fontes dos dados

Utilizaram-se três séries de preços mensais de soja, de janeiro de 1971 a dezembro de 1980.

- Série 1: preço médio mensal recebido pelos produtores de soja do Estado de São Paulo, levantado pelo Instituto de Economia Agrícola (Tabela 1).
- Série 2: preço médio mensal de farelo de soja no mercado atacadista da cidade de São Paulo, levantado pelo Instituto de Economia Agrícola (Tabela 2).
- Série 3: cotação mensal de soja (tipo USA nº 2), CIF, na bolsa de Rotterdam, apresentada em Oil World Weekly (Tabela 3) e utilizada neste trabalho como "proxy" do preço internacional.

Tomou-se como indicador de preço do mercado atacadista o preço do farelo de soja porque esta tem sido a forma mais expressiva, tanto em volume quanto em valor, de exportação de soja pelo Brasil, uma vez que vem decaindo a exportação em forma de grão.

Branqueamento das séries

Para estudar as relações dinâmicas entre as séries adotaram-se dois enfoques diferentes: a análise espectral, conforme Koopmans (1974), e a análise das correlações cruzadas, apresentada por Pierce (1980) e por Haugh & Box (1977). Ambos os enfoques têm mostrado resultados interessantes neste tipo de estudo, focalizando cada um deles ângulos diferentes do mesmo problema. Na parte computacional, foram utilizados os programas do Econometric Software Package (Cooper 1973) para o branqueamento das séries, o BMD (Dixon 1974) para a análise espectral, e o programa de Pack (1977) para o cálculo de correlações cruzadas.

O estudo das relações entre duas séries pode resultar enganoso se não forem levadas em conta as autocorrelações existentes em cada série. Para eliminar este problema é necessário o prévio branqueamento das séries, isto é, a transformação das séries em ruído branco, definido como uma série de erros aleatórios independentes entre si, com

TABELA 1. Série 1: preço médio mensal recebido pelos produtores de soja, Estado de São Paulo, 1971/80 (cruzeiros correntes por tonelada).

Mês	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Jan.	573	582	714	1.168	1.489	1.405	2.572	2.925	4.453	7.878
Fev.	500	550	976	1.214	1.309	1.368	2.633	2.983	4.650	8.352
Mar.	486	526	977	991	1.177	1.368	3.033	3.217	4.915	8.413
Abr.	506	560	898	1.042	1.198	1.345	3.367	3.497	4.978	8.300
Mai.	499	588	1.072	965	1.238	1.400	3.458	3.515	4.973	8.363
Jun.	516	595	1.408	908	1.236	1.673	3.247	3.493	5.235	8.513
Jul.	542	606	1.659	984	1.264	1.905	2.635	3.477	5.963	8.993
Ago.	578	618	1.614	1.273	1.391	1.946	2.418	3.463	6.573	9.980
Set.	587	642	1.561	1.286	1.733	2.205	2.337	3.637	7.020	10.705
Out.	598	677	1.281	1.329	1.443	2.448	2.447	3.967	7.627	12.105
Nov.	596	674	1.166	1.478	1.407	2.543	2.615	4.260	7.790	13.330
Dez.	614	667	1.182	1.467	1.392	2.498	2.772	4.423	7.802	14.257

TABELA 2. Série 2: preço médio mensal de farelo de soja no mercado atacadista, cidade de São Paulo, 1971/80 (cruzeiros correntes por tonelada).

Mês	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Jan.	600	630	1.250	800	1.150	1.300	3.130	2.550	3.230	7.440
Fev.	600	630	1.280	900	1.010	1.430	3.310	2.550	3.230	7.910
Mar.	500	620	1.250	900	900	1.380	3.410	2.500	4.170	7.980
Abr.	500	640	800	900	1.020	1.460	2.500	3.100	4.230	7.700
Mai	480	660	800	820	1.000	1.710	2.500	3.280	4.230	8.600
Jun.	520	700	800	750	1.030	2.200	2.500	3.250	4.410	7.500
Jul.	580	710	800	850	1.100	2.370	2.500	3.200	5.370	7.500
Ago.	570	740	800	1.350	1.270	2.290	2.500	3.200	6.030	10.100
Set.	970	770	800	1.200	1.270	2.450	2.500	3.200	6.220	10.200
Out.	570	850	800	1.380	1.220	2.430	2.500	3.200	6.600	10.400
Nov.	590	950	800	1.310	1.190	2.410	2.400	3.230	6.840	10.400
Dez.	610	1.060	800	1.210	1.250	2.650	2.600	3.230	7.000	10.400

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

TABELA 3. Série 3: cotação mensal internacional de soja (USA nº 2), CIF - Rotterdam, 1971/80 (US\$ por tonelada).

Mês	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Jan.	125	125	214	261	256	189	287	239	284	268
Fev.	125	127	259	271	231	191	293	239	298	271
Mar.	124	135	258	265	226	190	328	273	310	264
Abr.	119	140	260	235	229	190	384	290	300	252
Mai	122	140	358	229	208	210	371	290	300	260
Jun.	127	138	470	228	207	248	326	278	322	262
Jul.	134	141	330	276	224	264	252	266	322	303
Ago.	131	141	331	320	243	248	230	262	302	309
Set.	124	135	266	303	227	261	205	264	292	335
Out.	125	136	245	335	211	254	209	271	283	340
Nov.	125	148	239	312	192	260	236	270	281	367
Dez.	126	174	254	288	185	269	241	278	279	324

Fonte: Oil World Weekly.

média zero e variância constante (não necessariamente, mas usualmente com distribuição normal).

O primeiro passo é identificar e estimar para cada série um modelo auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA), conforme descrito por Box & Jenkins (1976):

$$\phi(B) \Phi(B) \nabla^d \nabla^D z_t = \theta(B) \Theta(B) a_t,$$

onde $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ e

$$\Phi(B) = 1 - \phi_{12} B^{12} - \dots - \phi_{12P} B^{12P}$$

são operadores auto-regressivos;

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\Theta(B) = 1 - \Theta_{12} B^{12} - \dots - \Theta_{12Q} B^{12Q}$$

são operadores de médias móveis;

$$\nabla^d = (1 - B)^d$$

$$\nabla^D = (1 - B^{12})^D$$

são operadores de diferenças. Os expoentes 12 indicam sazonalidade e o operador B é definido por

$$B z_t = z_{(t-1)}.$$

A série temporal é representada por z_t e o ruído branco, por a_t .

Calculam-se, a seguir, os resíduos do modelo (iguais a valores observados menos valores previstos), obtendo-se três séries de resíduos sem autocorrelação (ruído branco), que serão utilizadas no restante do trabalho.

Análise espectral

Preliminares

A análise espectral estuda a série no domínio de frequência. O texto básico aqui utilizado foi o de Koopmans (1974).

Basicamente, considera-se que a série admite uma representação espectral, isto é, que ela pode ser decomposta em componentes harmônicos simples. Sejam z_t , $t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, observações de uma série temporal. Cada harmônico pode ser representado por uma senóide, como na Fig. 1, onde:

T é o período, isto é, o tempo necessário para completar um ciclo;

f é a frequência, medida em ciclos por unidade de tempo: $f = 1/T$;

λ é a frequência angular (ou simplesmente frequência), medida em radianos por unidade de tempo: $\lambda = 2\pi f$;

A é a amplitude, medida na mesma unidade que as observações da série;

ϕ é a fase, sem dimensão: $|\phi| < \pi$.

A representação espectral da série é, portanto, dada por

$$z_t = \sum_{\lambda} A_{\lambda} \text{ sen } (\lambda t + \phi_{\lambda}).$$

Uma medida do grau de atividade da série é a potência, definida por

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T z^2(t) dt.$$

De certa forma, a análise espectral consiste em decompor esta potência, estudando a contribuição de cada frequência para a potência total.

A teoria de Wiener

Na teoria de Wiener define-se a função de autocovariância por

$$C(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T z(t + \tau) z(t) dt$$

e a função densidade espectral, como a transformada de Fourier da função de autocovariância:

$$p(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau = -\infty}^{\infty} C(\tau) e^{-i\lambda\tau}, \quad |\lambda| < \pi, \text{ no caso}$$

discreto, e

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} C(\tau) e^{-i\lambda\tau} d\tau, \quad -\infty < \lambda < \infty \text{ no}$$

caso contínuo.

É interessante notar que o gráfico do espectro apresenta picos nas frequências em que ocorrem ciclos, em decorrência da concentração de potência nessas frequências. Logo, picos em baixas frequências indicam a existência de tendência de longo prazo na série.

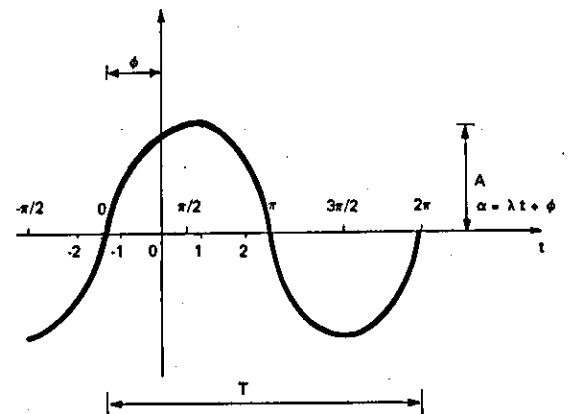


FIG. 1. Gráfico de $A \text{ sen } (\lambda t + \phi)$.

Analogamente, no caso bivariado, definem-se a covariância cruzada entre duas séries $z_j(t)$ e $z_m(t)$ e o espectro cruzado:

$$f_{j,m}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} C_{j,m}(\tau) e^{-i\lambda\tau} d\tau;$$

que também pode ser escrito

$$f_{j,m}(\lambda) = |f_{j,m}(\lambda)| e^{i\theta_{j,m}(\lambda)},$$

onde $\theta_{j,m}(\lambda)$ é a fase na frequência λ .

Interpreta-se esta fase como a defasagem média de $z_j(t)$ para $z_m(t)$ na frequência λ , isto é, $z_j(t)$ leva a $z_m(t)$ na frequência λ com defasagem $\theta_{j,m}(\lambda)$ (Koopmans 1974). A defasagem em unidade de tempo é obtida por

$$t_{j,m} = \theta_{j,m}(\lambda) / \lambda.$$

Define-se, ainda, a coerência (ou coeficiente de coerência) entre as duas séries, na frequência λ , por

$$\rho_{j,m}(\lambda) = |f_{j,m}(\lambda)| / [f_{j,j}(\lambda) f_{m,m}(\lambda)]^{1/2},$$

com $0 < \rho_{j,m}(\lambda) < 1$.

A coerência comporta-se de maneira semelhante a um coeficiente de correlação em valor absoluto. Assim, o quadrado da coerência pode ser interpretado como a proporção de potência na frequência λ de uma das séries que pode ser explicada por uma regressão linear sobre a outra série (Koopmans 1974).

Estimação

Sejam $z(1), z(2), \dots, z(N)$ as observações da série temporal.

A autocovariância é estimada por

$$\hat{C}(k) = \begin{cases} \frac{1}{N \cdot |k|} \sum_{t=1}^{N-|k|} [z(t+|k|) - \bar{z}] [z(t) - \bar{z}], & |k| < N-1 \\ 0, & |k| > N-1, \end{cases}$$

com $k = 0, \pm 1, \dots, e$

$$\bar{z} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N z(t).$$

Usou-se neste trabalho o estimador suavizado de covariância para o espectro:

$$\hat{f}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-M}^M \hat{C}(k) w_M(k) e^{-i\lambda k},$$

onde $w_M(k)$ é uma seqüência de pesos utilizada para suavizar ou estabilizar o estimador, e M é um inteiro menor

que N denominado ponto de truncamento. Neste trabalho usaram-se os pesos de Tukey ("hamming"):

$$w_M(k) = 0,54 + 0,46 \cos \frac{\pi k}{M},$$

para os quais definem-se os graus de liberdade equivalentes por

$$GLE = 2,5 \frac{N}{M}.$$

A covariância cruzada é estimada por

$$\hat{C}_{j,m}(k) = \begin{cases} \frac{1}{N \cdot |k|} \sum_{t=1}^{N-|k|} z_j(t) z_m(t+k), & |k| < N-1 \\ 0, & |k| > N-1 \end{cases}$$

O estimador suavizado de covariâncias do espectro cruzado é dado por

$$\hat{f}_{j,m}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-M}^M \hat{C}_{j,m}(k) w_M(k) e^{-i\lambda k},$$

enquanto a coerência é estimada por

$$\hat{\rho}_{j,m}(\lambda) = |\hat{f}_{j,m}(\lambda)| / [\hat{f}_{j,j}(\lambda) \hat{f}_{m,m}(\lambda)]^{1/2}.$$

Para testar a hipótese $\rho = 0$ contra $\rho > 0$ calculam-se

$$n = GLE/2e$$

$$(n-1) \hat{\rho}_{j,m}^2(\lambda) / [1 \cdot \hat{\rho}_{j,m}^2(\lambda)].$$

o qual deve ser comparado com o valor de uma tabela F com 2 e $(2n-2)$ graus de liberdade.

A fase é estimada por

$$\hat{\theta}_{j,m}(\lambda) = -\arctan \left[\frac{-\text{Im} \hat{f}_{j,m}(\lambda)}{\text{Re} \hat{f}_{j,m}(\lambda)} \right],$$

onde Re indica a parte real e Im indica a parte imaginária.

Para construir um intervalo de confiança para a fase ao nível α de significância, calcula-se

$$a = \left[\frac{1 \cdot \hat{\rho}_{j,m}^2(\lambda)}{\hat{\rho}_{j,m}^2(\lambda) (2n-2)} \right]^{1/2} t_{2n-2, \frac{\alpha}{2}}, \text{ para } \lambda \neq 0, \pi,$$

onde $t_{2n-2}(\frac{\alpha}{2})$ vem da tabela da distribuição t de Student ao nível $\alpha/2$ de significância e com $(2n - 2)$ graus de liberdade. O intervalo de confiança é dado por

$$\hat{\theta}_{j,m}(\lambda) \pm \text{arc sen } a.$$

No presente trabalho usaram-se $N = 120, M = 24$ e $\alpha = 0,05$

Análise das correlações cruzadas

As correlações cruzadas entre os resíduos são analisadas de acordo com a Tabela 4, onde u e v representam as séries dos resíduos das séries z_j e z_m , respectivamente. As variâncias das estimativas das correlações cruzadas são dadas por

$$\text{var} \{ \hat{\rho}_{uv}(k) \} \approx 1/(N - k),$$

segundo Haugh & Box (1977), com a qual se constroem os respectivos intervalos de confiança e se testa a hipótese de que $\rho_{uv}(k) = 0$.

RESULTADOS

Branqueamento das séries

Estimaram-se os seguintes modelos ARIMA univariados:

a. Série 1 (nível do produtor)
 $(1 - 0,6142 B - 0,3863 B^2) (1 - B^{12})^2 z(t) = (1 + 0,9651 B + 0,3684 B^2) (1 - 0,8829 B^{12}) a(t)$,
 com variância dos resíduos igual a 29.900 e sem autocorrelação significativa nos resíduos.

b. Série 2 (nível de atacado)
 $(1 - B) z(t) = a(t)$.

c. Série 3 (nível internacional)
 $(1 - B^2) z(t) = (1 - 0,9812 B) a(t)$,

com variância dos resíduos igual a 770 e sem autocorrelação nos resíduos.

Para as análises seguintes utilizaram-se as séries de resíduos dos três modelos acima.

Análise espectral

As estatísticas dos espectros cruzados entre as séries encontram-se nas Tabelas 5 e 6. O exame das estimativas das fases é irrelevante para valores baixos da coerência.

Análise das correlações cruzadas

As estimativas das correlações cruzadas entre as séries encontram-se na Tabela 7.

DISCUSSÃO

Pelos modelos ajustados no branqueamento das séries percebe-se que somente a série 1 (preço ao nível do produtor) apresenta componentes sazonais, como seria de se esperar. A série 3 (preço ao nível internacional) não apresenta componentes sazonais, provavelmente por causa da possibilidade de estocagem e da existência de duas safras defasadas. Os dados da Tabela 2 mostram relativa constância, razão pela qual a melhor previsão para a série 2 (preço ao nível do atacado) é a última observação disponível, o que explica o modelo bastante simples que foi obtido.

Análise espectral

A análise espectral detecta, entre as séries, in-

TABELA 4. Padrões de causalidade e suas condições sobre as correlações cruzadas das séries branqueadas.

Relação	Condição
z_j causa z_m	$\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k > 0$
z_m causa z_j	$\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k < 0$
Casualidade instantânea	$\rho_{uv}(0) \neq 0$
Interdependência	$\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k > 0$ e algum $k < 0$
z_m não causa z_j	$\rho_{uv}(k) = 0$ para todo $k < 0$
Casualidade unidirecional de z_j para z_m	$\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algum $k > 0$ e $\rho_{uv}(k) = 0$ para todo $k < 0$
z_j e z_m estão relacionados instantaneamente, mas, de nenhum outro modo	$\rho_{uv}(k) = 0$ para todo $k \neq 0$ e $\rho_{uv}(0) \neq 0$
z_j e z_m são independentes	$\rho_{uv}(k) = 0$ para todo k

Fonte: Pierce (1980).

TABELA 5. Quadrado da coerência entre as séries dos resíduos.

Período (meses)	Frequência (ciclos/mês)	Quadrado da coerência		
		Séries 1 e 2	Séries 1 e 3	Séries 2 e 3
-	0,0000	0,0071	0,8757*	0,0999
24,00	0,0417	0,0582	0,5096*	0,0781
12,00	0,0833	0,0832	0,0369	0,2055
8,00	0,1250	0,2113	0,5892*	0,1270
6,00	0,1667	0,1523	0,2766	0,0722
4,80	0,2083	0,0661	0,1724	0,1184
4,00	0,2500	0,1001	0,3424	0,0604
3,43	0,2917	0,3548**	0,2093	0,0130
3,00	0,3333	0,2509	0,2271	0,0478
2,67	0,3750	0,2174	0,4416*	0,0995
2,40	0,4167	0,0502	0,3432	0,0484
2,18	0,4583	0,2808	0,4282**	0,0848
2,00	0,5000	0,3413	0,3606**	0,1504
1,85	0,5417	0,0810	0,2195	0,1100
1,71	0,5833	0,1484	0,0602	0,0822
1,60	0,6250	0,2879	0,1457	0,0553
1,50	0,6667	0,1547	0,2488	0,0635
1,41	0,7083	0,0235	0,1264	0,2124
1,33	0,7500	0,0077	0,2258	0,1275
1,26	0,7917	0,0175	0,3204	0,0098
1,20	0,8333	0,0448	0,2541	0,0145
1,14	0,8750	0,0388	0,1126	0,0708
1,09	0,9167	0,0183	0,0072	0,3287
1,04	0,9583	0,0184	0,0546	0,0912
1,00	1,0000	0,0342	0,0090	0,0251

*Significativo ao nível de 5%.

**Significativo ao nível de 10%.

fluências periódicas, isto é, que ocorrem de maneira cíclica. Assim, da análise dos resultados das Tabelas 5 e 6, evidencia-se que o preço ao nível do produtor parece seguir o preço ao nível internacional em frequências muito baixas, a saber, em períodos de dois anos e na tendência a longo prazo (a coerência é significativamente não nula e a fase é negativa nas frequências zero e 0,0417 ciclos/mês). Isto quer dizer que, a cada dois anos, a influência do preço internacional atual torna-se mais forte sobre o preço do produtor atual, pois a diferença de fase não difere significativamente de zero. Por outro lado, o preço ao nível do produtor parece influenciar o preço ao nível internacional em frequências mais altas, isto é, em períodos de oito meses (com defasagem de $1,2223/0,1250 = 9,8$ meses) e de, aproximadamente, três meses (sem defasagem).

Existe, também, uma influência mais fraca (nível de significância de 10%) em períodos de dois meses com defasagem de cerca de cinco meses (os valores mais exatos são $2,1605/0,4583 = 4,7$ meses e $2,6053/0,5000 = 5,2$ meses); trata-se, provavelmente, de um componente harmônico da influência cíclica de período igual a oito meses que é mais forte. Resumindo:

- a. a cada três meses, variações no preço do produtor parecem influenciar variações no preço ao nível internacional;
- b. a cada oito meses, o preço internacional parecer responder ao preço do produtor de cerca de dez meses antes, o que, possivelmente, está associado ao ciclo produtivo, isto é, o preço do produtor influencia a quantidade a ser plantada, e a oferta, meses depois, refle-

TABELA 6. Fases entre as séries dos resíduos (radianos).

Período (meses)	Frequência (ciclos/mês)	Fase		
		Séries 1 e 2	Séries 1 e 3	Séries 2 e 3
-	0,0000	0,1612	-0,2016	-0,2712
24,00	0,0417	-3,1162	-0,4292	-0,6238
12,00	0,0833	2,4894	0,6518	-0,5579
8,00	0,1250	1,0113	1,2223*	0,0366
6,00	0,1667	-0,1079	0,9084	0,2712
4,80	0,2083	-1,6206	1,1267	-0,7628
4,00	0,2500	1,8824	1,0328	-0,5724
3,43	0,2917	0,9317**	0,6771	0,8620
3,00	0,3333	-0,0705	-0,0330	1,7747
2,67	0,3750	-1,4896	0,4055	1,7531
2,40	0,4167	1,7061	1,7359*	1,5734
2,18	0,4583	0,6942	2,1605*	1,8408
2,00	0,5000	-0,2221	2,6053*	2,2992
1,85	0,5417	-1,4335	-2,0655	1,7163
1,71	0,5833	2,8148	-2,3797	1,4840
1,60	0,6250	1,9696**	2,3651	1,5047
1,50	0,6667	0,8049	2,1213**	0,1485
1,41	0,7083	0,2855	1,6521	-0,0266
1,33	0,7500	1,6213	1,4804	0,3116
1,26	0,7917	1,5604	1,4481**	-1,2591
1,20	0,8333	2,7561	0,8783	-2,4795
1,14	0,8750	2,6614	1,2016	-2,9156
1,09	0,9167	0,8760	1,4111	-2,8623*
1,04	0,9583	-0,7584	-0,5286	-2,4338
1,00	1,0000	-2,3933	-1,7816	-1,4027

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 10%.

te-se sobre o preço internacional. Os valores da coerência e do nível de significância indicam que a influência a longo prazo do preço ao nível internacional sobre o preço ao nível do produtor é mais forte que a influência inversa a curto prazo.

Uma interpretação do exposto anteriormente é a que segue. Sendo o Brasil um grande exportador de soja, provavelmente, notícias sobre o comportamento das safras nas regiões produtoras atingem rapidamente o mercado internacional (Estados Unidos da América e Europa) e, sendo a demanda elástica (porque a soja tem grande número de substitutos), a reação das cotações internacionais dá-se a curto prazo. Por outro lado, sendo a oferta menos elástica que a demanda, como mostraram Carmo & Saylor (1974), além do que a elasticidade

da oferta diminui à medida que a cultura torna-se mais expressiva, a influência inversa dá-se a prazo mais longo: o preço ao nível internacional influencia as tendências de plantio e, portanto, a oferta e o preço futuros ao nível do produtor. De fato, segundo Toyama & Pescarin (1970), as variações na área plantada com soja no Estado de São Paulo deveram-se não a um incentivo de preços, mas à expansão do mercado consumidor deste produto, com a evolução industrial, o que pode ser explicado pelo grande investimento que a cultura exige, não permitindo rápida mudança de atividade. De acordo com Nogueira Junior & Negri Neto (1982), acredita-se que os agricultores, ao realizarem maciços investimentos exigidos por uma cultura tecnificada, como a soja, têm-se preocupado pouco com o tempo necessário para a maturação de seus pro-

TABELA 7. Correlações cruzadas das séries dos resíduos.

Defasagem na série de saída (meses)	Da série 3 (entrada) para a série 1 (saída)	Da série 3 (entrada) para a série 2 (saída)	Da série 2 (entrada) para a série 1 (saída)
- 24	0,026	- 0,052	0,118
- 23	- 0,053	0,019	0,058
- 22	- 0,040	- 0,032	0,094
- 21	- 0,007	0,090	0,126
- 20	0,034	0,032	- 0,086
- 19	0,045	- 0,014	0,044
- 18	0,064	0,000	- 0,032
- 17	0,036	- 0,020	0,120
- 16	0,011	- 0,020	0,054
- 15	0,077	- 0,030	- 0,052
- 14	0,023	0,022	0,050
- 13	- 0,011	- 0,025	- 0,048
- 12	- 0,045	0,007	- 0,072
- 11	- 0,004	0,018	0,072
- 10	0,002	0,044	0,140
- 9	0,019	0,030	- 0,050
- 8	0,044	0,007	- 0,070
- 7	- 0,035	- 0,069	0,014
- 6	- 0,021	0,023	0,161**
- 5	- 0,008	- 0,016	0,079
- 4	0,005	- 0,070	- 0,065
- 3	- 0,026	0,165**	0,082
- 2	- 0,035	0,021	0,143
- 1	0,105	- 0,016	0,291*
0	0,063	0,070	0,114
1	- 0,015	0,145	- 0,050
2	- 0,037	0,013	0,140
3	- 0,084	- 0,010	- 0,131
4	- 0,039	- 0,077	- 0,005
5	0,008	- 0,020	0,121
6	- 0,023	0,030	0,016
7	- 0,109	- 0,054	0,156**
8	0,004	0,049	0,113
9	- 0,045	- 0,051	0,039
10	- 0,195*	- 0,047	- 0,004
11	0,061	- 0,031	0,128
12	0,353*	- 0,040	0,222*
13	0,300*	- 0,079	0,050
14	- 0,011	0,119	0,092
15	0,038	0,001	0,192*
16	- 0,105	0,010	0,039
17	- 0,064	0,076	0,050
18	- 0,055	0,030	- 0,023
19	- 0,075	0,043	0,027
20	- 0,124	- 0,035	- 0,035
21	0,054	- 0,072	0,012
22	0,163	0,023	0,038
23	0,091	0,067	- 0,040
24	- 0,136	- 0,088	- 0,115

*Significativo ao nível de 5%.

**Significativo ao nível de 10%.

jetos de modernização e com as oscilações de preços, importando-se mais com o crédito de custeio. Não seria descabido dizer, também, que a melhoria do sistema de informação de preços para o produtor poderia aumentar a coerência em altas frequências, isto é, tornar mais rápida a resposta do preço do produtor a flutuações no preço internacional, propiciando ao produtor melhores oportunidades de ganhos. Isto já tem ocorrido em algumas cooperativas de produtores que, diariamente, apresentam aos seus associados as cotações internacionais de soja.

Da análise das Tabelas 5 e 6, verifica-se, ainda, que há alguma influência do preço do produtor sobre o preço do atacado (coerência significativa em períodos de 3,4 meses) com defasagem de $0,9317/0,2917 = 3,2$ meses, isto é, a cada três meses, o preço do atacado responde ao preço do produtor de três meses antes. Por outro lado, não se detectaram influências periódicas inversas, nem relações periódicas entre os preços do atacado e internacional. Se esta última existisse, seria a resposta a curto prazo (período de um mês) do preço do atacado ao preço internacional (maior valor da coerência e fase negativa significativamente não nula). Isto tudo ocorre porque a soja é um produto agrícola que apresenta curto canal de comercialização e exportação, com pequena influência do mercado atacadista, uma vez que, em geral, o exportador compra diretamente do produtor, enquanto o atacadista vende no mercado interno (Nogueira Júnior et al. 1981). Assim, quaisquer influências entre o preço internacional e o do atacado devem dar-se, provavelmente, através do preço do produtor.

Análise das correlações cruzadas

A análise das correlações cruzadas dos resíduos mostra as relações de causa e efeito em diversas defasagens no domínio de tempo. Assim, do exame da Tabela 7, verifica-se que o preço internacional relaciona-se com o preço do produtor de dez, doze e treze meses à frente, isto é, o preço internacional parece determinar o preço do produtor no ano seguinte, provavelmente através da tendência de plantio, como foi visto na análise espectral. Não se detectou relação causal do preço do produtor para o preço internacional, isto é, não se detectou

interdependência (feedback) entre as séries. Em resumo, para prever valores de preços de soja em nível do produtor paulista deve-se levar em conta as cotações de Rotterdam de dez, doze e treze meses atrás.

As correlações cruzadas entre o preço internacional e o do atacado não evidenciaram fortes relações de causa e efeito, restringindo-se a uma significância ao nível de 10% entre o preço do atacado e o preço internacional três meses à frente. É provável que esta influência se dê através do preço do produtor, como já foi discutido na análise espectral.

Preços atuais do atacado relacionam-se com preços passados (com defasagem igual a um mês) e com preços futuros (com defasagem de sete, doze e quinze meses) do produtor. Em outras palavras, o preço do atacado parece determinar o preço do produtor do ano seguinte, porém, menos fortemente que o preço internacional. Detectou-se a existência de interdependência (feedback) entre esses preços, uma vez que o preço do produtor parece determinar o preço do atacado do mês seguinte, por ser o atacadista um agente posterior no canal de comercialização.

Como foi visto, a análise espectral destaca as relações cíclicas entre as séries, enquanto a análise das correlações cruzadas mostra as relações causais que existem sempre entre as observações. Na prática, é de se esperar que as relações com preços do produtor sejam mais fortes em determinados períodos, devido ao próprio ciclo produtivo agrícola, uma vez que o produtor não disporá do produto para comercialização em igual volume durante todos os meses do ano. Isto significa que, se o volume de soja comercializada no Brasil no mercado a termo fosse grande e tivesse a participação ativa do produtor, esperar-se-ia elasticidade-preço maior e as relações com os outros preços poderiam ocorrer em frequências mais altas. Atualmente, somente 5% da soja é negociada a termo no Brasil, segundo Tsuneshiro & Nogueira Júnior (1982), embora se espere que esta participação aumente de modo gradativo.

CONCLUSÕES

1. Somente a série de preço do produtor apresenta componentes sazonais.

2. A melhor previsão para a série de preço do atacado é a última observação.

3. O preço do produtor segue o preço internacional nas frequências mais baixas, em períodos de dois anos (sem defasagem) e na tendência a longo prazo. A influência contrária acontece em frequências mais altas, em períodos de dois meses (defasagem de cinco meses), de três meses (sem defasagem) e de oito meses (defasagem de dez meses).

4. O preço do atacado segue o preço do produtor nas altas frequências, em períodos de três meses (defasagem de três meses).

5. Melhorias no sistema de informação de preços poderão tornar mais rápida a resposta do preço do produtor a oscilações no preço internacional.

6. Há relação causal entre o preço internacional e o preço do produtor com defasagem de dez, doze e treze meses, mas não há interdependência (feedback).

7. Há interdependência (feedback) entre a série de preço do produtor e a série de preço do atacado (defasagens de um mês da primeira para a segunda, e de sete, doze e quinze meses no sentido inverso).

8. As relações entre o preço do atacado e o internacional são fracas.

9. Maior agilização da comercialização a termo da soja no Brasil pode levar ao aumento da elasticidade-preço do produtor e ao aumento das relações em altas frequências.

REFERÊNCIAS

- BARKSDALE, H.C.; HILLIARD, J.E. & AHLUND, M. C. A cross-spectral analysis of beef prices. *Am. J. Agric. Econ.*, 57(2):309-15, May. 1975.
- BAST, J.C. Análise retrospectiva da soja no Brasil. In: MIYASAKA, S. & MEDINA, J.C., ed. *A soja no Brasil*. s.l., 1981. p.1046-54.
- BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1976.
- CARMO, M.S. do & SAYLOR, R.G. Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo. *Agric. S. Paulo*, 21(2):81-130, 1974.
- COOPER, J.P. *Econometric software package: users manual*. Chicago, University of Chicago, 1973.
- DIXON, W.J. *Biomedical computer programs*. Berkeley, University of California Press, 1974.
- HAUGH, L.D. & BOX, G.E.P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. *J. Am. Stat. Assoc.*, 72(357):121-30, Mar. 1977.
- KASTER, M. & BONATO, E.R. Contribuição das Ciências Agrárias para o desenvolvimento: a pesquisa em soja. *R. Econ. rural*, 18(3):415-35, jul./set. 1980.
- KOOPMANS, L.H. *The spectral analysis of time series*. New York, Academic Press, 1974. 366p.
- NOGUEIRA JÚNIOR, S.; ARAÚJO, P.F.C. & YAMAGUISHI, C.T. Considerações sobre a economia da soja. In: MIYASAKA, S. & MEDINA, J.C., ed. *A soja no Brasil*. s.l., 1981. p.1019-34.
- NOGUEIRA JÚNIOR, S. & NEGRI NETO, A. Crescimento diferenciado da soja no Brasil: uma análise regional. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1982. (Relatório de Pesquisa, 03/82).
- PACK, D.J. *A computer program for the analysis of time series models using the Box-Jenkins philosophy*. Columbia, Ohio, The Ohio State University, College of Administrative Science, Data Center, 1977.
- PARIKH, A. Study on coffee prices - a spectral approach. *Can. J. Agric. Econ.*, 19(3):15-25, Nov. 1971.
- PIERCE, D.A. *Multivariate time series*. s.l., Federal Reserve Board, 1980. Curso apresentado no V ELAM, Mar del Plata, Argentina, jul./ago. 1980.
- TOYAMA, N.K. & PESCARIN, R.M.C. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. *Agric. S. Paulo*, 17(9/10):1-97, set./out. 1970.
- TSUNESHIRO, A. & NOGUEIRA JÚNIOR, S. Prática do "hedging"; nova opção para a agricultura. *Inf. econ.*, 12(1):37-49, jan. 1982.

**VIth INTERNATIONAL COLLOQUIUM FOR THE
OPTIMISATION OF PLANT NUTRITION**

MONTPELLIER (France), September 2^d - 8th, 1984

"Monitoring and driving of mineral nutrition as a factor of the elaboration of the quantitative and qualitative yield of crops, with special emphasis towards specific conditions of Developing Countries".

Please ask immediately for the information circular to:

Secrétariat du colloque A.I.O.N.P.
GERDAT, B.P. 5035
34021 - MONTPELLIER Cedex, FRANCE

Note - The former Colloquia were named: "International Colloquia on the Control of Mineral Nutrition of Cultivated Crops".

