

TRANSMISSÃO DE PREÇOS DE SOJA NO BRASIL¹

FRANCISCO ALBERTO PINO² e MARINA BRASIL ROCHA³

RESUMO - Modelos de função de transferência relacionando o preço recebido pelos produtores de soja e pelas indústrias brasileiras aos preços na Bolsa de Chicago (CBOT) são estimados a fim de se analisarem flutuações de curto prazo (diárias) e a transmissão de preço. O preço de grão no Brasil é afetado principalmente pelo preço de grão na CBOT, e a elasticidade de transmissão de preço aumentou do primeiro período analisado (1985-87) para o segundo (1988-90). Os preços do complexo soja na CBOT são altamente correlacionados e, então, o preço de grão parece determinar a oferta de grão no Brasil e, portanto, os preços internos de farelo e óleo de soja.

Termos para indexação: grão de soja; farelo de soja; óleo de soja; modelos de Box-Jenkins.

SOYBEAN PRICE TRANSMISSION IN BRAZIL

ABSTRACT - Transfer function models relating the price received by Brazilian soybean farmers and industries to the prices at the Chicago Board of Trade (CBOT) are estimated in order to analyze short-term (daily) fluctuations and the price transmission. The price of grain in Brazil is mainly affected by the price of grain at CBOT, and the price transmission elasticity increased from the first period analyzed (1985-87) to the second (1988-90). The soybean complex prices at CBOT are highly correlated and so the price of grain seems to lead the grain supply in Brazil and, therefore, the Brazilian soybean meal and oil prices.

Index terms: soybean grain; soybean meal; soybean oil; Box-Jenkins models.

INTRODUÇÃO

A soja é um dos principais itens do complexo agroindustrial brasileiro, tendo se tornado um dos principais produtos de exportação do Brasil nas duas últimas décadas. Nos últimos dez anos – 1982/83 a 1992/93 – foram exportados, em média, cerca de 15%, 29% e 75%, respectivamente, dos volumes produzidos de grão, óleo e farelo de soja. Embora esses percentuais sejam relativamente elevados, notadamente para o farelo, e o Brasil seja o segundo país produtor mundial de soja, sua participação no mercado internacional não é expressiva o suficiente para impor as condições de preço nesse mercado. Nesse contexto, o Brasil pode ser considerado mais um país tomador de preços do que um formador de preços de soja e seus derivados no mercado internacional. De fato, as cotações internacionais, principalmente em Chicago e Rotterdam, têm afetado direta-

¹ Recebido em 30/08/94

 Aceito para publicação em 13/10/94

² Engº Agrº, Doutor, Coordenadoria Sócio-Econômica, Secretária de Agricultura e Abastecimento, Caixa Postal 8114, 01065-970, São Paulo, SP.

³ Engº Agrº, Instituto de Economia Agrícola, Caixa Postal 8114, 01065-970, São Paulo, SP.

mente o preço recebido pelo produtor nacional, direcionando seu plantio (Pino et alii, 1983).

Por outro lado, segundo Bast (1981), 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. Stolf (1992), aplicando modelo de equações simultâneas para previsão do preço mundial da soja, concluiu que este é muito sensível à razão da oferta (nível total de oferta da safra corrente em relação ao nível total de demanda da safra precedente), indicando que, quando a oferta é relativamente maior que o consumo estimado, uma queda do preço deve ser esperada, e vice-versa. Concluiu, ainda, que, quando as quantidades de grãos concorrentes da soja aumentam, o preço se reduz, assim como, quando a oferta de óleos vegetais e farelos oleaginosos cresce, o preço da soja também sofre reduções no mercado internacional.

Entretanto, a oferta de soja em grão é determinada em grande parte pela produção norte-americana, que até 1983/84 respondia por cerca de dois terços do total (Arruda et alii, 1985). Ainda que ao longo dos anos 80 os Estados Unidos tenham perdido muito de sua participação, passando a responder por pouco mais de 50% da produção em 1992/93, não perdeu, contudo, seu poder de ditar os preços no mercado internacional (Pereira, 1991).

Já a componente sazonal é menos nítida, porque há duas safras defasadas no ano, uma no hemisfério norte, principalmente nos Estados Unidos e na China, outra no sul, principalmente no Brasil, na Argentina (cuja participação vem crescendo) e no Paraguai (Pino et alii, 1983; Arruda et alii, 1985).

A transmissão de preços tem sido estudada em diversos produtos com diferentes métodos estatísticos e econométricos (Bliska, 1989; Carvalho et alii, 1983). Já a transmissão de preços de soja tem sido estudada por diversos autores (Pino et alii, 1983; Stolf, 1992; Neves, 1993) utilizando dados mensais ou anuais, que mostram influências de médio e longo prazos. Neste trabalho utilizaram-se dados diários, na tentativa de captar as relações de curto prazo na transmissão de preços.

MATERIAL E MÉTODO

Utilizaram-se dados diários de cotações no período 1985-90 para nove séries:

- a) Série 1: preço de soja em grão recebido pelo produtor (Cr\$/sc60kg), em Canoas, RS;
- b) Série 2: preço de soja em grão na Bolsa de Chicago (US\$/bushell);
- c) Série 3: preço de soja em grão na Bolsa de Chicago mais prêmio (US\$/t);
- d) Série 4: preço de farelo de soja recebido pela indústria no mercado interno (Cr\$/sc60kg), em São Paulo, SP;
- e) Série 5: preço de farelo de soja na Bolsa de Chicago (US\$/bushell);

- f) Série 6: preço de farelo de soja na Bolsa de Chicago mais prêmio (US\$/t);
- g) Série 7: preço de óleo de soja no recebido pela indústria no mercado interno (Cr\$/sc 60kg), em São Paulo, SP;
- h) Série 8: preço de óleo de soja na Bolsa de Chicago (US\$/bushell); e
- i) Série 9: preço de óleo de soja na Bolsa de Chicago mais prêmio (US\$/t).

Cada série foi dividida em dois períodos de três anos para estudo: 1985-87 e 1988-90. Como a unidade de tempo das séries era irregular, para cada série ela foi redefinida para dias em que existiu cotação em todos os níveis. O efeito dessa redefinição de unidade de tempo é alguma perda de informação que poderia haver em termos de ciclos semanais, que se tornam mais irregulares com esse procedimento. Se inicialmente poderia se esperar algum parâmetro com defasagem 5 (refletindo ciclos de 5 dias úteis), poder-se-á esperar, agora, parâmetros em outras defasagens próximas. Espera-se que o efeito da redefinição da unidade de tempo não tenha sido muito forte, uma vez que os sábados, os domingos e parte dos feriados são comuns aos locais em estudo. De fato, menos de 4% dos dias do período estudado tiveram alguma alteração. Finalmente, a alteração na unidade de tempo da forma como foi feita pode levar a inclusão de algum termo de médias móveis para melhor ajustar o modelo, de forma semelhante aos casos estudados em Pino, Morettin & Mentz (1987).

Modelos

Ajustaram-se às séries modelos de função de transferência (Box & Jenkins, 1976; SAS Institute, 1988) tendo como série de entrada as cotações na bolsa de Chicago e, como série de saída, a respectiva cotação no Brasil. A forma geral de tais modelos é:

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

onde

Y_t é a série de saída,

X_t é a série de entrada

a_t é a série de ruído branco (i.e., originada de uma seqüência de variáveis aleatórias independentes, identicamente distribuídas, com variância finita)

b é a defasagem na série de entrada,

$$\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_r - B^r \quad \text{e} \quad \delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_s B^s$$

são os operadores da função de transferência,

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \quad \text{e} \quad \phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$

são, respectivamente, os operadores de médias móveis e auto-regressivo do modelo do ruído, e B é o operador de atraso tal que $B y_t = y_{t-1}$, com $|B| < 1$.

A não estacionariedade e a heterocedasticidade são comuns nas séries de preços, sendo recomendável em muitos casos modelar a primeira diferença do logaritmo da série original y_t :

$$\begin{aligned} Y_t &= (1-B) \log y_t \\ &= \log y_t - \log y_{t-1} \\ &= \log \frac{y_t}{y_{t-1}} \end{aligned}$$

isto é, modela-se o relativo de preços ao invés do nível de preços.

Outra questão refere-se a deflacionar ou não os preços em moeda brasileira e que deflator utilizar, já que ele acaba por interferir nos resultados e, portanto, na análise. Seja Z_t a série original não deflacionada e d_t um deflator apropriado tal que:

$$y_t = z_t / d_t$$

Então,

$$\begin{aligned} Y_t &= \log \frac{y_t}{y_{t-1}} \\ &= \log \frac{z_t / d_t}{z_{t-1} / d_{t-1}} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \end{aligned}$$

Por outro lado, é usual ajustar o modelo à série centrada ao redor da média, quando se toma uma diferença de ordem 1: $Y_t - \bar{Y}$. Neste caso,

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= \frac{1}{n} \sum_i Y_i \\ &= \frac{1}{n} \sum \left(\log \frac{z_i}{z_{i-1}} - \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \right) \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}}$$

Porém, se a taxa diária de inflação for semelhante em dias consecutivos no período considerado, então,

$$\frac{d_t}{d_{t-1}} \approx \kappa$$

qualquer que seja t , isto é, essa relação é aproximadamente constante. Logo,

$$\begin{aligned} \log \frac{y_t}{y_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{y_i}{y_{i-1}} &= Y_t - \bar{Y} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} + \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \\ &\approx \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} \end{aligned}$$

Portanto, da forma como as séries foram transformadas, o modelo com a série deflacionada é aproximadamente equivalente ao modelo com a série sem deflação. Neste trabalho, problema com a deflação só existe quando há variação brusca na taxa de inflação de um dia para o outro, como aconteceu no dia da adoção de alguns dos planos econômicos governamentais, mas, nos demais dias, a aproximação é razoável e traz pouca perda de informação. Por esta razão, os dados não foram deflacionados no presente trabalho.

A identificação dos modelos foi feita da maneira usual pelo exame das autocorrelações, das autocorrelações parciais, das autocorrelações inversas e das correlações cruzadas (Box & Jenkins, 1976; SAS Institute, 1988).

Na escolha dos melhores modelos, estimados pelo método incondicional, consideraram-se aqueles que: a) tinham parâmetros significativos ao nível de 5%; b) não apresentavam autocorrelações significativas no resíduo; c) não apresentavam correlação alta entre as estimativas. Também o critério da informação de Akaike foi levado em conta na escolha dos melhores modelos (SAS Institute, 1988).

As hipóteses de que os preços na Bolsa de Chicago influenciam as cotações no Brasil e, em caso positivo, de que a elasticidade de transmissão dos preços seja próxima de 1 (indicando transmissão completa) podem ser testadas pela significância dos respectivos parâmetros no modelo e pelo cálculo de suas elasticidades (Oliveira & Pino, 1985). Para os modelos utilizados neste trabalho, a elasticidade de curto prazo é dada por

$$E_{CP} = \omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_t$$

enquanto que a elasticidade de longo prazo é dada por

$$E_{LP} = \frac{\omega_0 - \omega_1 - \dots - \omega_t}{1 - \delta_1 - \dots - \delta_s}$$

funcionando o denominador como um fator de ajustamento de longo prazo. A hipótese de que a elasticidade de transmissão dos preços esteja aumentando com o passar do tempo pode ser verificada pela comparação dos modelos estimados nos dois períodos estudados.

Decomposição do Modelo

Outra hipótese de interesse é a de que a elasticidade de transmissão dos preços seja diferente, conforme o preço esteja subindo ou descendo. Esta hipótese baseia-se na suposição de que, quando o preço internacional cai, a notícia deve chegar rapidamente aos centros produtores, enquanto que, quando aquele preço sobe, não há grande interesse por parte dos compradores em fazer a notícia chegar aos produtores. Esta hipótese pode ser verificada dividindo-se a série de entrada em suas partes positiva e negativa:

$$X_t = X_t^+ - X_t^-$$

com

$$X_t^+ = \max \{X_t, 0\}$$

$$X_t^- = \max \{-X_t, 0\}$$

Se essa hipótese não se sustentar, a função de transferência será a mesma para as partes positiva e negativa e os respectivos parâmetros serão altamente correlacionados (eventualmente, o procedimento iterativo de estimação não conseguirá convergir):

R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, v. 32, nº 4, p. 345-361, out./dez. 1994

$$\frac{\omega(B)^+}{\delta(B)^+} X_t^+ - \frac{\omega(B)^-}{\delta(B)^-} X_t^- = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_t^+ - \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_t^-$$

$$= \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_t$$

com

$$\omega(B)^+ = \omega(B)^- = \omega(B)$$

e

$$\delta(B)^+ = \delta(B)^- = \delta(B)$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Grãos

Sempre que possível, estimaram-se dois tipos de modelos: um que só contém o numerador da função de transferência e outro que contém o numerador e o denominador, sendo o último mais apropriado para detectar relações de longo prazo (tabelas 1, 2 e 3).

O preço do grão em Chicago se mostrou em todos os casos a série de maior influência sobre o preço do grão em Canoas, dada a presença de parâmetros com melhor nível de significância, exceto nos modelos 3 e 4 (tabelas 1 e 2), e maior elasticidade de transmissão em todos os modelos (tabela 3). Embora alta, sua elasticidade de longo prazo mostrou-se menor do que um, o que indica que as variações de preços em Chicago não se transmitem completamente para o produtor brasileiro. Essa transmissão não é perfeita porque o Brasil exporta somente a quarta parte dos grãos, indo o restante para a indústria. Entretanto, os altos valores da elasticidade mostram que o mercado interno adapta-se ao externo. As elasticidades dos modelos 1 e 5 evidenciam que boa parte dessa transmissão se dá num prazo de um ou dois dias.

Todas as elasticidades de curto prazo aumentaram do primeiro (1985-87) para o segundo período (1988-90), mostrando que a transmissão vem se tornando mais rápida com o passar do tempo. Este fato parece estar ligado à melhoria dos meios de comunicação e da tecnologia de informática, bem como à conscientização dos produtores brasileiros da importância da informação como elemento tecnológico em sua atividade.

A influência das demandas por óleo e por farelo no mercado nacional, indireta-

mente medidas pelos seus preços, e que completam os modelos, parece ter diminuído do primeiro para o segundo período, enquanto aumentava a influência do próprio preço do grão recebido pelo produtor. É possível que isso tenha ocorrido, porque, no segundo período os estoques mundiais de oleaginosas, em geral mantiveram-se mais estáveis do que no primeiro período.

A hipótese de que a elasticidade de transmissão dos preços seja diferente, conforme o preço esteja subindo ou descendo, parece não se sustentar, uma vez que as estimativas dos parâmetros da função de transferência mostrou ser muito semelhante para as partes positiva e negativa e os respectivos parâmetros mostraram ser altamente correlacionados (com correlação igual a 1 ou muito próxima deste valor), para os modelos que só contêm o numerador da função de transferência, enquanto, para o modelo que contém tanto o numerador quanto o denominador da função de transferência, o procedimento iterativo de estimação não conseguiu convergir. Optou-se aqui pelo simples relato dos resultados, não se apresentando neste ponto tabelas com os resultados sobre a decomposição do modelo, por economia de espaço, uma vez que os parâmetros da função de transferência mostraram-se praticamente idênticos para as partes positiva e negativa; além disso, no caso do modelo com numerador e denominador, sequer se obtiveram as estimativas, porque o procedimento de estimação não convergiu.

Farelo

Embora a maior parte do farelo seja exportada, a influência de seu preço em Chicago sobre o preço recebido pela indústria brasileira parece ter diminuído do primeiro para o segundo período, de uma transmissão completa (elasticidade próxima de um) para uma transmissão menor, embora ainda muito alta (tabelas 4, 5 e 6). No segundo período, o preço de grão recebido pelo produtor ocupou o lugar da influência do preço de farelo em Chicago. É provável que a influência do preço de farelo em Chicago sobre o preço de farelo em São Paulo esteja se dando através do preço de grão, uma vez que os preços de farelo e grão em Chicago são fortemente correlacionados entre si e a transmissão entre os preços de grãos acontece da forma tratada no item anterior. É notável o nível de significância dos parâmetros dos fatores de ajustamento de longo prazo nos modelos 9, 10 e 12 (iguais a 31,80, a 35,06 e 27,65, respectivamente, ao serem comparados com o valor de tabela do teste t de Student, igual a 1,96 ao nível de 5%), que depois mostraram-se não significativos nos modelos 11 e 13.

A influência da demanda por óleo, indiretamente medida pelo seu preço, e que completa os modelos, mostrou-se pequena, uma vez que o farelo e o óleo bruto são produtos obtidos no mesmo processo industrial. Por outro lado, a influência do próprio preço do farelo recebido pela indústria diminuiu entre os dois períodos, embora tal fato possa ter sido apenas conjuntural.

Também aqui, a hipótese de que a elasticidade de transmissão dos preços seja diferente, conforme o preço esteja subindo ou descendo, parece não se sustentar, pelas

mesmas razões que no caso de grãos.

Óleo

Os resultados para o óleo encontram-se nas tabelas 7, 8 e 9. Com o óleo aconteceu fato semelhante ao ocorrido com o farelo: a influência de seu preço em Chicago sobre o preço recebido pela indústria brasileira parece ter diminuído do primeiro para o segundo período, de uma transmissão completa (elasticidade de longo prazo igual a 1,00759 e 0,94872, nos modelos 15 e 18, respectivamente) para uma transmissão menor, quase insignificante (elasticidade igual a zero e 0,10785, nos modelos 16 e 20, respectivamente), conforme a tabela 9. De modo análogo, cresceu a importância do preço de grão em Canoas na determinação do preço de óleo de soja em São Paulo, passando a elasticidade de 0,36309 e 0,32108 para 0,94776, nos modelos 14, 15 e 16, ou de 0,34629 e 0,31962 para 0,91084 e 0,93882, nos demais modelos (tabela 9). Assim, no segundo período, a influência da oferta brasileira, medida indiretamente pelo preço de grão recebido pelo produtor, ocupou o lugar da influência do preço de óleo em Chicago, uma vez que os parâmetros para óleo em Chicago passam de significativos para não significativos ou parcialmente não significativos (dos modelos 14 e 15 para o modelo 16, bem como dos modelos 17 e 18 para os modelos 19 e 20), enquanto o oposto ocorre com os parâmetros do preço de grão em Canoas (tabelas 7 e 8). Na verdade, a maior parte do óleo vai para o mercado interno e sua demanda depende fundamentalmente do poder de compra do consumidor. Também aqui é notável o nível de significância dos parâmetros dos fatores de ajustamento de longo prazo nos modelos 15 e 18 (iguais a 31,14 e 47,71, respectivamente), que depois mostraram-se não significativo ou com baixa significância (igual a 1,71) nos modelos 16 e 20, respectivamente.

A influência da demanda por farelo, indiretamente medida pelo seu preço, e que completa os modelos, mostrou-se pequena no primeiro período, passando a nula no segundo. Por outro lado, a influência do próprio preço do óleo recebido pela indústria aumentou entre os dois períodos, embora, tal fato possa ter sido apenas conjuntural.

Também aqui, a hipótese de que a elasticidade de transmissão dos preços seja diferente, conforme o preço esteja subindo ou descendo parece não se sustentar, pelas mesmas razões que no caso de grãos.

CONCLUSÕES

Não se sustentou a hipótese de que a elasticidade de transmissão de preços seja diferente, conforme o preço esteja subindo ou descendo.

A série de maior influência sobre o preço de grão recebido pelo produtor foi a de preço de grão em Chicago, tendo a transmissão de preços aumentado do primeiro para o segundo período.

No caso de farelo e óleo, a série de maior influência foi a do respectivo preço em Chicago (período 1985-87, longo prazo) e o preço de grão recebido pelo produtor

(demais casos).

Dada a alta relação existente entre os preços em Chicago, é provável que o preço de grão nesse mercado influencie o preço (e, portanto, a oferta) de grão no mercado nacional e, através deste, acabe por influenciar os preços de farelo e óleo).

REFERÊNCIAS

- ARRUDA, M.L.C; CARVALHO, F.C.; NOGUEIRA JR., S. **Processamento, estocagem e exportação de soja em grão e derivados e sua relação com a alternância das safras estadunidense e brasileira.** São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1985. (Relatório de Pesquisa, 4)
- BAST, J.C. Análise retrospectiva da soja no Brasil. In MIYASAKA, S. & MEDINA, J.C. ed. **A soja no Brasil**, s.l., 1981. p. 1046-1054.
- BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M. **Time series analysis: forecasting and control.** San Francisco, Holden-Day, 1976.
- BLISKA, F.M.M. **Transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial.** Piracicaba, ESALQ-USP, 1989. (Dissertação de Mestrado).
- CARVALHO, F.C.; NOGUEIRA JR., S.; BRANDT, S.A. **Transmissão de preços de algodão nos mercados interno e externo.** São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1983. (Relatório de Pesquisa, 6).
- NEVES, L.C. **Margens de comercialização e elasticidade de transmissão de preços na indústria de esmagamento de soja.** Piracicaba, ESALQ-USP, 1993. (Dissertação de Mestrado).
- OLIVEIRA, A.X. & PINO, F.A. Elasticidade em modelos de séries temporais. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 7, Vitória, ES, 1985. **Anais...** Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Econometria, 1985. p. 401-412.
- PEREIRA, S.R. **Complexo soja: fundamentos e perspectivas.** In: SIMPÓSIO CULTURA E PRODUTIVIDADE DA SOJA PARA OS ANOS NOVENTA, Piracicaba, SP, 1991. Mimeo.
- PINO, F. A.; MORETTIN, P.A.; MENTZ, R. P. Modelling and forecasting linear combinations of line series. **Internation Statistical Review**, 55(3):295-313, 1983.
- PINO, F.A.; NOGUEIRA JR., S.; TOLOI, C.M.C. Relações dinâmicas entre preços da soja brasileira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, 18(11):1163-1173, 1983.
- SAS INSTITUTE. **SAS/ETS user's guide.** Cary, NC, 1988.
- STOLF, LC. **Mercados futuros, o uso da análise fundamental na previsão de preços de commodities agrícolas no Brasil: o caso da soja.** São Paulo, FGV, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, 1992. (Tese de Doutorado).

TABELA 1 - Preço de grão de soja em Canoas em função do preço de grão em Chicago (US\$/bushell), estimativas dos parâmetros e respectivas estatísticas t de Student.

Variável	Parâmetro	1985-87		1988-90	
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Grão (Chicago)	ω_0	0,27860 (5,98)	0,27682 (6,18)	0,50686 (8,31)	0,52518 (8,91)
	ω_1	-0,17551 (3,75)	-	-0,26356 (4,36)	-
	ω_2	-0,17474 (3,80)	-	-	-
	δ_1	-	0,82393 (5,75)	-	0,44335 (4,05)
	δ_2	-	-0,30155 (2,24)	-	-0,21392 (2,13)
Óleo (São Paulo)	ω_0	0,12972 (4,87)	0,14177 (5,59)	0,21598 (10,10)	0,21520 (10,05)
	ω_2	-0,10174 (3,83)	-	-	-
	w_3	-0,08035 (3,00)	-	-	-
	δ_2	-	0,58056 (6,19)	-	-
Farelo (São Paulo)	ω_0	0,13925 (5,41)	0,14111 (5,45)	0,02050 (2,03)	0,02105 (2,09)
	ω_1	-	-	-0,02120 (2,12)	-0,02124 (2,12)
	ω_3	-	-	0,01888 (1,90)	0,01962 (1,97)
Grão (Canoas)	ϕ_1	-	-	-0,09894 (2,48)	-0,09938 (2,49)
	ϕ_5	-	-	0,08135 (2,05)	0,08343 (2,10)
	ϕ_9	-	-	0,08654 (2,16)	0,08800 (2,20)

TABELA 2 - Preço de grão de soja em Canoas em função do preço de grão em Chicago (US\$/t), estimativas dos parâmetros e respectivas estatísticas t de Student.

Variável	Parâmetro	1985-87		1988-90	
		Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Grão (Chicago)	ω_0	0,25654 (5,48)	0,27861 (6,14)	0,46618 (8,14)	0,48320 (8,66)
	ω_1	-0,19045 (4,04)	-	-0,21356 (3,75)	-
	ω_2	-0,17074 (3,69)	-	-	-
	δ_1	-	0,61931 (6,74)	-	0,33270 (3,57)
Óleo (São Paulo)	ω_0	0,12611 (4,71)	0,13721 (5,33)	0,22338 (10,42)	0,22420 (10,45)
	ω_2	-0,10446 (3,92)	-	-	-
	ω_3	-0,08103 (3,01)	-	-	-
	δ_2	-	0,55507 (5,21)	-	-
Farelo (São Paulo)	ω_0	0,13520 (5,22)	0,13804 (5,29)	0,02059 (2,02)	0,02121 (2,08)
	ω_1	-	-	-0,02015 (2,00)	-0,01893 (1,88)
	ω_3	-	-	0,01835 (1,83)	0,01828 (1,82)
Grão (Canoas)	ϕ_1	-	-	-0,08954 (2,24)	-0,09062 (2,26)
	ϕ_3	-	-	0,06573 (1,65)	0,06523 (1,64)
	ϕ_9	-	-	0,07435 (1,85)	0,07156 (1,78)

TABELA 3 - Preço de grão de soja em Canoas, elasticidades de transmissão de preços.

Modelo	Prazo	Grão (Chicago)	Óleo (São Paulo)	Farelo (São Paulo)
1	-	0,62885	0,31181	0,13925
2	curto	0,27628	0,14177	0,14111
	longo	0,57845	0,33800	-
3	-	0,77042	0,21598	0,02282
4	curto	0,52518	0,21520	0,02267
	longo	0,68155	-	-
5	-	0,61773	0,31160	0,13520
6	curto	0,27861	0,13721	0,13804
	longo	0,73186	0,30839	-
7	-	0,67974	0,22338	0,02239
8	curto	0,48320	0,22420	0,02186
	longo	0,72411	-	-

TABELA 4 - Preço de farelo de soja em São Paulo em função do preço de grão em Chicago (US\$/bushell), estimativas dos parâmetros e respectivas estatísticas t de Student.

Variável	Parâmetro	1985-87		1988-90
		Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11
Farelo (Chicago)	ω_0	0,05203 (2,33)	0,06459 (2,90)	-0,58294 (2,46)
	δ_1	0,94657 (31,80)	0,94246 (35,06)	-
Óleo (São Paulo)	ω_0	0,09174 (4,87)	0,11009 (3,10)	-0,20431 (2,35)
	δ_1	0,71787 (6,47)	-	-
	b	-	1	-
Grão (Canoas)	ω_0	0,22821 (4,70)	0,27712 (5,91)	0,26607 (2,43)
	δ_1	-	-	0,80268 (8,14)
Farelo (São Paulo)	ϕ_1	-0,09810 (2,68)	-0,09109 (2,48)	-
	ϕ_3	-0,08303 (2,26)	-0,07582 (2,06)	-
	ϕ_6	-0,09147 (2,48)	-0,09446 (2,56)	-
	ϕ_8	0,10585 (2,88)	0,09985 (2,71)	-
	ϕ_{10}	0,09423 (2,56)	0,08433 (2,29)	-

TABELA 5 - Preço de farelo de soja em São Paulo em função do preço de grão em Chicago (US\$/t), estimativas dos parâmetros e respectivas estatísticas t de Student.

Variável	Parâmetro	1985-87	1988-90
		Modelo 12	Modelo 13
Farelo (Chicago)	ω_0	0,06713 (3,12)	-
	δ_1	0,90957 (27,65)	-
Óleo (São Paulo)	ω_0	0,11943 (3,38)	-0,21883 (2,48)
	b	1	-
Grão (Canoas)	ω_0	0,28815 (6,24)	0,21048 (2,18)
	δ_1	-	0,84232 (9,50)
Farelo (São Paulo)	ϕ_1	-0,09673 (2,63)	-
	ϕ_3	-0,08079 (2,20)	-
	ϕ_6	-0,10441 (2,84)	-
	ϕ_8	0,09106 (2,47)	-
	ϕ_{10}	0,08041 (2,18)	-

TABELA 6 - Preço de farelo de soja em São Paulo, elasticidades de transmissão de preços.

Modelo	Prazo	Farelo (Chicago)	Óleo (São Paulo)	Grãos (Canoas)
9	curto	0,05203	0,09174	0,22821
	longo	1,05877	0,32517	-
10	curto	0,06459	0,11009	0,27712
	longo	1,12252	-	-
11	curto	-	-	0,26607
	longo	-	-	1,34842
12	curto	0,06713	0,11943	0,28815
	longo	0,74234	-	-
13	curto	-	-	0,21048
	longo	-	-	1,33486

TABELA 7 - Preço de Óleo de soja em São Paulo em função do preço de óleo em Chicago (US\$/bushell), estimativas dos parâmetros e respectivas estatísticas t de Student.

Variável	Parâmetro	1985-87		1988-90
		Modelo 14	Modelo 15	Modelo 16
Óleo (Chicago)	ω_0	0,11986 (3,04)	0,09161 (3,63)	-
	ω_1	-0,10363 (2,61)	-	-
	ω_2	-0,08909 (2,23)	-	-
	ω_3	-0,07723 (1,96)	-	-
	δ_1	-	0,90908 (31,14)	-
	b	1	-	-
Grão (Canoas)	ω_0	0,25126 (5,34)	0,22877 (4,85)	0,64455 (11,15)
	ω_1	-	-	-0,13225 (2,25)
	ω_2	-	-	-0,17096 (2,96)
	ω_3	-0,11183 (2,45)	-0,09231 (1,97)	-
Farelo (São Paulo)	ω_0	0,06913 (1,95)	0,08128 (2,41)	-0,05122 (3,02)
	ω_1	-0,07983 (2,31)	-	-
	δ_1	-	0,59073 (2,69)	-
Óleo (São Paulo)	ϕ_1	-	-	-0,14689 (3,73)
	ϕ_5	-	-	0,07901 (2,00)
	ϕ_{10}	-	-	-0,09397 (2,38)

TABELA 8 - Preço de óleo de soja em São Paulo em função do preço de óleo em Chicago (US\$/t), estimativas dos parâmetros e respectivas estatísticas t de Student.

Variável	Parâmetro	1985-87		1988-90	
		Modelo 17	Modelo 18	Modelo 19	Modelo 20
Óleo (Chicago)	ω_0	0,04547 (2,36)	0,06124 (4,44)	0,17238 (2,27)	0,16184 (2,23)
	ω_1	-0,06779 (3,21)	-	-	-
	ω_2	-0,08632 (3,99)	-	-	-
	ω_4	-0,06340 (3,00)	-	-	-
	ω_4	-0,03819 (1,99)	-	-	-
	δ_1	-	0,93545 (47,71)	-	-0,50054 (1,71)
Grão (Canoas)	ω_0	0,24123 (5,12)	0,23328 (4,98)	0,59812 (9,78)	0,59697 (9,76)
	ω_1	-	-	-0,13494 (2,30)	-0,14461 (2,45)
	ω_2	-	-	-0,17778 (3,09)	-0,1974 (3,34)
	ω_3	-0,10506 (2,32)	0,08634 (1,85)	-	-
Farelo (São Paulo)	ω_0	0,06792 (1,92)	0,07611 (2,22)	-0,05037 (2,98)	-0,05034 (2,98)
	ω_1	-0,07790 (2,25)	-	-	-
	δ_1	-	0,54006 (2,02)	-	-
Óleo (São Paulo)	ϕ_1	-	-	-0,14944 (3,80)	-0,15037 (3,82)
	ϕ_5	-	-	0,07975 (2,02)	0,08000 (2,02)
	ϕ_{10}	-	-	-0,09620 (2,44)	-0,09395 (2,38)

TABELA 9 - Preço de óleo de soja em São Paulo, elasticidades de transmissão de preços.

Modelo	Prazo	Óleo (Chicago)	Grão (Canoas)	Farelo (São Paulo)
14	-	0,38981	0,36309	0,14896
15	curto	0,09161	0,32108	0,08128
	longo	1,00759	-	0,19860
16	-	-	0,94776	-
17	-	0,30117	0,34629	0,14582
18	curto	0,06124	0,23328	0,07611
	longo	0,94872	0,31962	0,16548
19	-	0,17238	0,91084	-
20	curto	0,16184	0,93882	-
	longo	0,10785	-	-