AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

ANÁLISE DA FORMAÇÃO DOS PREÇOS RECEBIDOS PELOS SOJICULOTORES DOS ESTADOS DO RIO GRANDE DO SUL, PARANÁ E MATO GROSSO

JOELSIO JOSÉ LAZZAROTTO; ADELSON MARTINS FIGUEIREDO;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

VIÇOSA - MG - BRASIL

jjlazzarotto@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

ANÁLISE DA FORMAÇÃO DOS PREÇOS RECEBIDOS PELOS SOJICULOTORES DOS ESTADOS DO RIO GRANDE DO SUL, PARANÁ E MATO GROSSO

RESUMO: Os preços do setor soja, bem como dos demais setores agropecuários, são sensíveis aos fatores que promovem choques de oferta e de demanda, sobretudo os de ordem tecnológica, climática, de políticas macroeconômicas e comerciais. Assim, os preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja dependem de vários fatores internos e externos. Dessa maneira, o objetivo geral desta pesquisa foi analisar as principais variáveis que afetam os preços pagos pela soja produzida nos estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso. Em termos teóricos, adotou-se um modelo onde o preço interno da soja é função das variáveis *preço externo*, *taxa de câmbio* e *despesas líquidas com exportação*, bem como do *efeito sazonal*. Após aplicação de testes de estacionaridade e de co-integração, optou-se pela utilização do Mecanismo de Correção de Erros (MCE) na estimação dos modelos. Dentre os principais resultados observou-se que os preços internos recebidos pelos produtores de soja em grão sofrem influências significativas de todas as variáveis explicativas contidas nos modelos, destacando-se como principais as variáveis taxa de câmbio e preço externo. Portanto, flutuações inesperadas nos preços internacionais de soja, bem como, flutuações da taxa de câmbio podem afetar significativamente a rentabilidade dos agricultores brasileiros.

1. INTRODUÇÃO

Dentre os setores produtivos da economia, o agropecuário, está entre os que apresentam alta sensibilidade dos preços frente a choques de oferta e de demanda. Diversos fatores, sobretudo de ordens tecnológica e climática, podem ocasionar choques de oferta, levando, com isso, a alterações na quantidade ofertada de produtos agropecuários. Quanto aos choques de demanda, eles também podem ser decorrentes de uma gama de fatores, como políticas comerciais, relacionadas com exportações e importações, hábitos e exigências dos consumidores, políticas monetárias e outros.

Como resultado final, os choques de produção e/ou consumo, devido aos seus impactos nos preços pagos pelos referidos produtos, podem ter grandes reflexos sobre a rentabilidade das

atividades agropecuárias. Para o caso do Brasil, apesar de seu papel de destaque na produção agropecuária mundial, sua capacidade na determinação dos preços dos produtos desse setor é relativamente pequena, comparativamente a outros grandes produtores, como Estados Unidos e União Européia (Margarido e Barros, 2000).

Considerando que o Brasil, atualmente, ocupa a posição de segundo maior produtor e exportador mundial de soja grão, a realização de análises acerca da formação dos preços pagos aos sojicultores pode, entre outras coisas, trazer importantes contribuições relacionadas com os graus de competitividade e de fragilidade do setor sojícola nacional no contexto mundial. Partindo dessa justificativa, e admitindo que os preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja dependem de uma gama de fatores internos e externos, foi estabelecido o problema de pesquisa. Portanto, a realização deste estudo visou a obtenção de respostas referentes, principalmente, a seguinte questão: quais os impactos, em termos quantitativos, de variações nas variáveis *preço externo*, *taxa de câmbio* e *despesas líquidas com exportação*, bem como o *efeito sazonal*, sobre os preços recebidos pelos sojicultores do Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso? Esses estados estão entre os principais produtores da oleaginosa no País.

Como objetivo geral, buscou-se analisar as principais variáveis que poderiam, ao longo do tempo, afetar os preços pagos pela soja produzida nos referidos estados brasileiros. Em termos específicos, foram definidos quatro objetivos: 1) quantificar os impactos, medidos por meio de estimativas de elasticidades, das variáveis explicativas citadas no problema de pesquisa sobre os preços recebidos pelos sojicultores; 2) avaliar as diferenças que existem, entre os três estados, com relação a esses impactos; 3) verificar se, especialmente no longo prazo, as variações no preço externo da soja grão são totalmente repassadas para o preço recebido pelos produtores nacionais; e 4) determinar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis contidas no modelo estimado.

Para atingir os objetivos, este trabalho, além da introdução, possui outras cinco seções principais. Na seção dois, são feitas algumas discussões acerca do complexo soja brasileiro. Os modelos teórico e analítico utilizados estão apresentados, respectivamente, nas seções três e quatro. Para apresentar e discutir os resultados obtidos, foi elaborada a seção cinco. As principais considerações finais deste estudo estão na seção seis.

2. CONSIDERAÇÕES SOBRE O COMPLEXO SOJA BRASILEIRO

Nesta seção, que está dividida em duas partes, são feitas algumas considerações acerca do complexo soja brasileiro. Na primeira parte, são apresentados e discutidos alguns relevantes dados relacionados com a produção e as exportações dos produtos desse complexo. Na segunda parte, é feita uma rápida análise de alguns importantes trabalhos científicos, conduzidos no País, cujas problemáticas de pesquisa dizem respeito ao comportamento de preços dos produtos do referido complexo.

2.1. Aspectos relacionados com a produção e as exportações

A produção mundial de soja está concentrada, principalmente, na Argentina, no Brasil e nos Estados Unidos. Esses países, na safra 2004/05, foram responsáveis por cerca de 82% da produção mundial dessa oleaginosa. A partir do Quadro 1 é possível observar que, entre 1990 e 2005, houve crescimentos altamente significativos na exploração sojícola mundial, pois a área, a produção e a produtividade mundiais cresceram, respectivamente, a taxas de 3,79%, 5,18% e 1,33% ao ano. Entre os três países que são os maiores produtores, os crescimentos mais expressivos, em termos relativos, foram observados na Argentina e no Brasil, onde a produção de soja cresceu, respectivamente, 10,59% e 8,37% ao ano.

QUADRO 1 - Área, produção e produtividade de soja na Argentina, no Brasil, nos Estados Unidos e no mundo[1]

Ano	Argentina			Brasil			EUA			Mundo		
	Área	Produção	Produt.	Área	Produção	Produt.	Área	Produção	Produt.	Área	Produção	Produt.
1990	4.750	11.500	2.421	9.750	15.750	1.615	22.870	52.416	2.292	54.245	104.287	1.923

1991	4.800	11.150	2.323	9.700	19.300	1.990	23.477	54.065	2.303	55.083	107.352	1.949
1992	4.900	11.350	2.316	10.625	22.500	2.118	23.566	59.612	2.530	56.719	117.377	2.069
1993	5.400	12.400	2.296	11.440	24.700	2.159	23.191	50.885	2.194	60.407	117.767	1.950
1994	5.700	12.500	2.193	11.680	25.900	2.217	24.609	68.444	2.781	62.294	137.776	2.212
1995	5.980	12.430	2.079	10.950	24.150	2.205	24.906	59.174	2.376	61.295	125.003	2.039
1996	6.200	11.200	1.806	11.800	27.300	2.314	25.637	64.780	2.527	62.655	132.304	2.112
1997	6.954	19.500	2.804	13.000	32.500	2.500	27.968	73.176	2.616	68.743	158.240	2.302
1998	8.165	20.000	2.449	12.900	31.300	2.426	28.507	74.598	2.617	71.481	160.055	2.239
1999	8.583	21.200	2.470	13.600	34.700	2.551	29.318	72.224	2.463	72.133	160.629	2.227
2000	10.400	27.800	2.673	13.934	39.500	2.835	29.303	75.055	2.561	75.617	175.998	2.327
2001	11.400	30.000	2.632	16.350	43.500	2.661	29.532	78.672	2.664	79.662	185.094	2.323
2002	12.600	35.500	2.817	18.448	52.000	2.819	29.339	75.010	2.557	81.663	197.033	2.413
2003	14.000	33.000	2.357	21.520	50.500	2.347	29.330	66.778	2.277	88.434	186.257	2.106
2004	14.400	39.000	2.708	22.840	51.000	2.233	29.930	85.013	2.840	92.490	213.339	2.307
2005	15.200	40.500	2.664	21.500	58.500	2.721	28.842	82.820	2.872	90.976	221.552	2.435
TGC[2]	9,17	10,59	1,30	5,91	8,37	2,33	2,03	2,98	0,93	3,79	5,18	1,33

Notas: [1]Área em mil hectares; produção em mil toneladas; e produtividade em kg por hectare. [2]TGC=taxa geométrica de crescimento.
Fonte: USDA (2005).

Para o caso do Brasil, que atualmente é o segundo maior produtor do grão, os dados apresentados no Quadro 1 evidenciam, também, que o País possui alta competitividade em termos técnicos. Isso porque, mesmo com um crescimento anual da ordem de 5,91% na área cultivada com a oleaginosa, a produtividade continuou crescendo a taxas (2,33% ao ano) superiores às observadas nos demais países, demonstrando que o Brasil ainda possui recursos naturais, em excelentes condições, que podem ser incorporados ao processo produtivo sem causar nenhum comprometimento dos resultados técnicos. Esse significativo crescimento na produtividade deve-se, também, ao fato de o País, ao longo das últimas décadas, ter realizado importantes investimentos na geração e difusão de tecnologias de alto nível, visando a adequada exploração sojícola em diversas regiões brasileiras.

Quanto à comercialização, com base nos dados do Quadro 2, pode-se verificar que existe grande dependência do País para com o mercado externo de produtos do complexo soja. No ano agrícola de 2004/05, por exemplo, 40,1%, 58,7% e 45,5%, respectivamente, das produções de soja grão, farelo e óleo bruto foram destinadas a esse mercado. Ao se considerar as exportações em termos de equivalente grão[1], se observa que em torno de 74% da produção gerada pelo complexo soja são dependentes de consumidores externos.

QUADRO 2 - Percentuais de exportação de produtos do complexo soja brasileiro em relação à produção - 1997/98 a 2004/05

Safra	Grão	Farelo	Óleo bruto	Equivalente grão
1997/98	29,6	63,2	34,3	73,0
1998/99	29,0	63,2	39,1	73,0
1999/00	35,6	56,2	26,8	73,3
2000/01	40,8	62,4	38,0	78,9
2001/02	38,1	61,8	39,7	76,9
2002/03	38,2	61,7	46,9	72,2
2003/04	38,7	63,1	45,5	76,4
2004/05	40,1	58,7	45,5	74,2

Fonte: Elaborado a partir de dados da CONAB (2005).

Em termos de taxas geométricas anuais de crescimento das produções de soja grão, farelo e óleo bruto, entre 1997/98 e 2004/05, elas foram, respectivamente, de 9,12%, 5,93% e 5,93%. Para as exportações, nesse mesmo período, as referidas taxas foram de 14,05%,

[1] Considera-se a medida de equivalente grão como a soma do volume exportado de soja grão mais o volume de farelo exportado, porém dividido por 0,77, pois uma tonelada de grão permite obter cerca de 77% de farelo.

5,61%, 11,72% e 9,48%, respectivamente, para a soja grão, o farelo, o óleo bruto e as exportações em equivalente grão (Quadro 3).

QUADRO 3 - Produção e exportação de produtos do complexo soja brasileiro - 1997/98 a 2004/05 (mil t)

Safra	Grão		Farelo		Óleo bruto		Exportação (eq. grão)
	Produção	Exportação	Produção	Exportação	Produção	Exportação	
1997/98	31.370,0	9.287,7	16.590,0	10.477,0	3.990,0	1.366,9	22.894,2
1998/99	30.765,0	8.917,0	16.511,0	10.431,0	3.971,0	1.551,8	22.463,8
1999/00	32.344,6	11.517,3	16.669,0	9.375,0	4.009,0	1.072,9	23.692,6
2000/01	38.431,8	15.675,0	18.051,5	11.270,7	4.341,5	1.651,5	30.312,3
2001/02	41.916,9	15.970,0	20.263,5	12.517,2	4.873,5	1.934,8	32.226,1
2002/03	52.017,5	19.890,5	22.041,0	13.602,2	5.301,0	2.485,9	37.555,7
2003/04	49.792,7	19.247,7	22.949,5	14.486,6	5.519,5	2.508,9	38.061,5
2004/05	51.090,1	20.500,0	22.831,0	13.400,0	5.491,0	2.500,0	37.902,6

Fonte: Elaborado a partir de dados da CONAB

Essa grande dependência para com o mercado externo acaba constituindo forte justificativa para a realização deste estudo. Isso porque parte-se do pressuposto de que os preços internos do complexo soja são altamente influenciados por variáveis relacionadas com o comércio internacional (especialmente a taxa de câmbio e os preços externos).

2.2. Estudos relacionados com os preços do complexo soja nacional

Diversos estudos têm sido realizados com o intuito de avaliar aspectos relacionados com os preços pagos pelos produtos do complexo soja nacional. Aguiar (1990) analisou a formação de preços na indústria brasileira de soja, para o período de 1982 a 1989. Os resultados indicaram relação unicausais dos preços internacionais do grão e do óleo bruto para os correspondentes produtos nacionais. Para o farelo de soja, foi identificada relação bicausal.

Margarido, Fernandes e Turolla (2002), ao estimarem a elasticidade de transmissão de preços no mercado de soja grão, entre julho de 1994 e setembro de 2001, concluíram que os preços do grão de soja, no porto de Rotterdam e no Brasil, são co-integrados, ou seja, existe relação de equilíbrio de longo prazo entre esses dois mercados. Mais especificamente, no longo prazo, variações de preços do grão de soja no mercado externo, de acordo com esses autores, seriam transmitidas integralmente para os preços dessa *commodity* no mercado brasileiro, validando, assim, a lei do preço único.

Ainda segundo esses autores, os resultados refletiriam as características inerentes do mercado mundial de soja grão, que se caracterizaria por ter alta transparência quando comparado com outros produtos. Nesse sentido, o nível de intervenção governamental é muito menos intenso, comparativamente a outros mercados, como o do algodão. Essa observação foi, de certa maneira, corroborada pelo estudo de Barbosa, Margarido e Nogueira Junior (2002) pois, ao analisarem, entre janeiro de 1985 e dezembro de 2000, a elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão, constataram que, no longo prazo, as variações nos preços internacionais não eram totalmente transmitidas para os preços domésticos no Brasil.

Freitas *et al.* (2001) analisaram a transmissão de preços do Porto de Rotterdam, principal mercado consumidor de farelo de soja, sobre os preços de exportação deste subproduto no Brasil, nos Estados Unidos e na Argentina. A partir dos resultados, os autores concluíram que, tanto os preços FOB[2] na Argentina, quanto os do atacado nos Estados Unidos, sempre respondem aos choques europeus instantaneamente. Para o Brasil, os preços FOB absorveriam, de imediato, apenas parte dos impactos originados nas cotações de Rotterdam, sendo o restante efetivado após uma defasagem temporal de onze meses (Freitas *et al.*, 2001).

Mafioletti (2001) efetuou estudo relacionado com causalidade e elasticidade de

[2] FOB (Free on Board) = preço no porto, isento de frete e seguro.

transmissão de preços na cadeia agroindustrial da soja brasileira, na década de 1990. Dentre os principais resultados, identificou relação causal das séries de preços externos para as séries de preços internos dos produtos dessa cadeia. De acordo com os resultados, o autor também destacou a existência de indicativos sobre a grande rapidez de transmissão de preços no setor.

Margarido *et al.* (2003) conduziram estudo para verificar os efeitos que variações na taxa de câmbio e nos preços internacionais do grão de soja exercem sobre o preço do óleo desse produto, em nível de varejo, na cidade de São Paulo. Usando testes de causalidade, eles verificaram que as referidas variáveis, relacionadas com o mercado externo, explicavam o comportamento do preço do óleo de soja para a cidade de São Paulo. No entanto, os efeitos seriam, exclusivamente, de curto prazo.

Lovadine e Bacchi (2005), ao estudarem a causalidade e a transmissão de preços entre os mercados interno e externo de produtos do complexo soja, observaram que existem relações causais entre os preços domésticos e internacionais do farelo e do óleo. Em ambos os casos, as variações nos preços internos seriam antecipadas pelas dos preços externos. Por outro lado, não identificaram relação causal entre os preços interno e externo do grão. Dentre as conclusões principais, as autoras destacaram que, nos três casos, existem fortes relações contemporâneas, sinalizando que os preços internos são altamente dependentes dos externos.

De maneira geral, os trabalhos apresentados mostram que os preços pagos pelos produtos do complexo soja brasileiro são fortemente influenciados por variações nos preços externos. No entanto, foi verificado que muitos dos modelos utilizados nas análises de elasticidade e/ou de causalidade relacionadas com os preços desse complexo, em geral, tratam os preços internos como uma função apenas dos preços externos, ou seja, não incluem outras variáveis que também poderiam ter influências significativas.

3. O MODELO TEÓRICO

O modelo teórico utilizado neste trabalho foi construído com base em fundamentos teóricos que envolvem relações entre preços internos e externos. Sendo os produtos do complexo soja fortemente dependentes do mercado internacional, os pressupostos da lei do preço único, de certa maneira, podem ser incluídos no modelo em questão. Segundo essa lei, nos mercados com concorrência, livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos, que são comercializados em países diferentes, devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são expressos em termos da mesma moeda (Krugman e Obstfeld, 2005).

A validade da referida lei está diretamente relacionada com o processo de arbitragem internacional, que, a longo prazo, tende a igualar os preços nos mercados interno e externo. A arbitragem induz à elevação do preço no país de preços baixos, pois ocorre aumento da quantidade demandada nesse país. Por outro lado, provoca queda de preço no país com preços altos, devido ao excesso da quantidade ofertada. O processo de arbitragem continua até que se obtenha a igualdade de preços entre os dois países. Assim, caso a lei do preço único seja válida, os preços domésticos de determinado produto, no longo prazo, devem ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional. Nesse caso, variações de preços no mercado externo serão transmitidas, proporcionalmente, aos preços praticados no mercado doméstico, isto é, a elasticidade de transmissão de preços será igual a um (Margarido, Fernandes e Turolla, 2002). Algebricamente, a referida lei pode ser representada como (1):

$$PI_t = PE_t \times TC_t \qquad (1)$$

onde: PI_t = preço doméstico do produto *i*, no período *t*; PE_t = preço externo do produto *i*, no período *t*; e TC_t = taxa de câmbio nominal, no período *t*.

Contudo, pelo fato dessa lei levar em consideração apenas as variáveis *PE* e *TC* como determinantes do preço no mercado doméstico, para realizar este estudo foi utilizado um modelo mais amplo. Isso porque o preço ao produtor é fortemente influenciado por outras

importantes variáveis, que estão relacionadas, sobretudo, com o prêmio e com as despesas de exportação (Moraes, 2002).

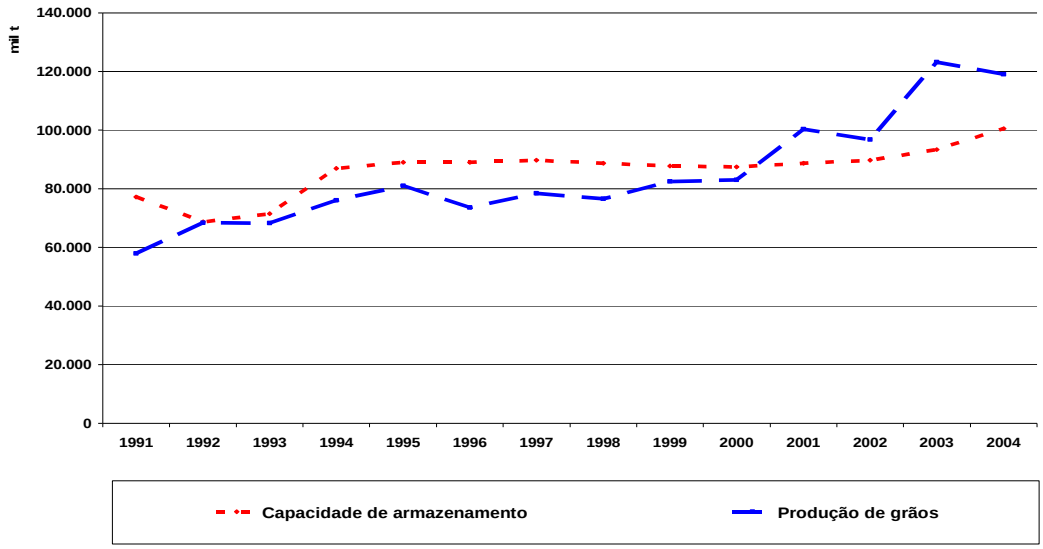
Especialmente em relação ao prêmio, é importante destacar que ele representa um item que pode assumir valores positivos ou negativos. Caso o preço FOB (preço estabelecido no mercado externo mais o prêmio de exportação) esteja acima da cotação no mercado externo, o prêmio será positivo (o contrário também será verdadeiro). Assim, devido ao prêmio, o preço FOB recebido pelo exportador pode, por exemplo, ser reduzido ou aumentado em mais de 10%. Isso pode resultar em grandes efeitos sobre a rentabilidade do exportador e do produtor, especialmente para os produtos que apresentam margens de comercialização bastante baixas, como é o caso da soja (Moraes, 2002).

Dentre os diversos fatores que afetam o prêmio, a partir de estudos de Aguiar (citado por Moraes, 2002), podem ser destacados:

- *as condições locais de oferta e demanda*: quando a exportação ocorre em uma época em que a oferta do país exportador é alta, o valor tende a ser reduzido;
- *as diferenças de qualidade*: quando existem diferenciais positivos de qualidade de um país em relação a outro, o primeiro tende a receber um prêmio maior; e
- *a eficiência do porto exportador*: como as despesas de transporte marítimo, em geral, são pagas pelos importadores, estes estarão dispostos a pagar um prêmio maior caso o produto seja exportado por um porto mais eficiente (menor despesa).

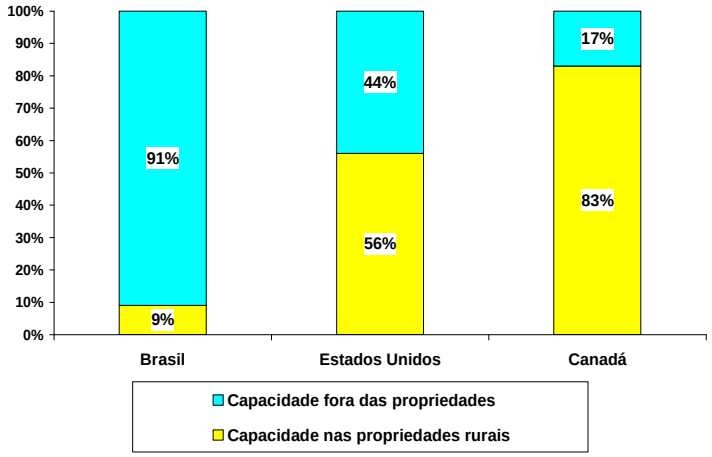
Quanto às despesas relacionadas com exportações da soja grão, existem estudos que mostram que o custo de escoamento da produção interna brasileira é, em média, 83% e 94% superior, respectivamente, aos observados nos Estados Unidos e na Argentina, que são os principais concorrentes do Brasil no mercado mundial dessa oleaginosa (Riva Neto, citado por Jank, Nassar e Tachinardi, 2005). Os altos custos de transporte acabam tendo grandes reflexos negativos sobre os preços recebidos pelos produtores, especialmente aqueles localizados em regiões mais distantes dos portos (Hijjar, 2004).

Na definição do preço da soja pago ao agricultor nacional, a questão da sazonalidade pode, também, ter influência significativa. Isso porque, a partir dos dados da Figura 1, pode-se verificar que, atualmente, o Brasil possui capacidade estática para armazenar apenas cerca de 84% da produção nacional de grãos. Adicionalmente, ao se tomar como base o período de 1991 a 2004, se constata que, enquanto a produção de grãos cresceu a taxas médias anuais de 4,81%, a capacidade de armazenamento dessa produção aumentou apenas a taxas de 1,96%. Essa limitação é agravada ao se considerar que parte da infra-estrutura de armazenamento do País não apresenta condições adequadas para receber e acondicionar os produtos agrícolas. Diante desse quadro, Lima, Branco e Caixeta Filho (2005) ressaltam que veículos de transporte, como caminhões, trens e embarcações, tornam-se silos móveis para armazenar a maior parte da produção nacional, logo após a colheita, até a sua chegada às indústrias ou aos terminais exportadores. Segundo esses autores, a baixa capacidade de armazenamento dificulta os ganhos especulativos advindos da variação sazonal dos preços de *commodities* agrícolas, o que acaba propiciando baixa capitalização por parte do produtor nacional.



Fonte: Evolução...(2005) e Brasil...(2005).
FIGURA 1 - Produção de grãos e capacidade estática de armazenamento no Brasil (mil t).

A falta de silos nos próprios estabelecimentos produtores de soja, também, resulta em um pico de demanda por serviços de transporte no período de colheita e, como conseqüência, observa-se a elevação dos valores de frete, principalmente, entre os meses de março a junho. A baixa capacidade de armazenamento, em nível de propriedades rurais, pode ser comprovada quando se analisa a capacidade de armazenagem dos produtores de países com melhores condições nesse tipo de infra-estrutura. Enquanto no Brasil a capacidade de armazenamento de grãos nas fazendas corresponde a apenas 9% da capacidade total disponível, nos Estados Unidos e no Canadá a maior parte da capacidade de armazenagem concentra-se nos estabelecimentos rurais (Figura 2) (Branco e Caixeta Filho, 2004).



Fonte: Beskow, Canadian Graim Comission e USDA (citados por Branco e Caixeta Filho, 2004).
FIGURA 2 - Capacidade de armazenamento nas propriedades rurais e fora delas - Brasil, Estados Unidos e Canadá.

Diante desses pressupostos, para tornar o modelo teórico mais próximo da realidade relacionada com os preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja, ou seja, analisar o impacto que diferentes variáveis, de ordem interna e externa, têm sobre esses preços, foi adotado um modelo teórico mais amplo (2), que consiste, basicamente, em uma ampliação da

modelo relacionado com a lei do preço único. Essa ampliação é, também, justificada pelo fato de se buscar identificar aspectos determinantes de diferenças nos preços recebidos pelos sojicultores localizados em importantes regiões brasileiras produtoras da oleaginosa.

$$PI_t = PE_t \times TC_t + DL_t + Saz \qquad (2)$$

onde: PI_t = preço recebido pelos produtores de soja[3] (R$/sc), no período *t*; PE_t = preço externo da soja, estabelecido na Bolsa de Chicago (CBOT) (US$/sc), no período *t*; TC_t = taxa de câmbio nominal (R$/US$), no período *t*; DL_t = despesa líquida interna para exportação da soja grão (R$/sc), no período *t*; e *Saz* = variável binária para captar possíveis diferenças de preços recebidos pelos produtores entre o primeiro e o segundo semestres (*Saz* = 0 para o primeiro semestre; *Saz* = 1 para o segundo semestre).

Sobre a variável *DL*, é importante fazer duas observações: 1) essa variável representa o somatório de um conjunto de variáveis referentes a despesas com exportação, do qual se descontou o valor pago pelo prêmio referente a essa atividade comercial: $DL_t = Fr_t + Pt_t + Co_t + Cr_t - \Pr_t$ (onde: Fr, Pt, Co e Cr correspondem, respectivamente, a despesas com frete, porto, comissões e corretagem do câmbio; e $\Pr$ representa o valor do prêmio, em reais); e 2) a variável foi construída dessa forma para tornar o modelo, ao mesmo tempo, mais amplo e operacional. O uso dessa variável permite, de certa maneira, avaliar se apenas as receitas relativas ao prêmio, ao longo do tempo, poderiam compensar as demais despesas com exportação da soja grão.

4. O MODELO ANALÍTICO

Nesta seção são apresentados os procedimentos metodológicos relacionados com o modelo analítico utilizado. Esses procedimentos são referentes a alguns pontos principais: dados e recurso computacional utilizados; o modelo estatístico e as hipóteses testadas; testes de estacionaridade e de co-integração; o mecanismo de correção de erros; e testes de autocorrelação e de especificação de modelos.

4.1. Fontes de dados e recurso computacional utilizado

Para analisar o comportamento dos preços pagos aos produtores de soja dos estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso, que são representados, respectivamente, pelos municípios de Passo Fundo, Cascavel e Rondonópolis, foram utilizados dados mensais (séries temporais), que compreendem o período de setembro de 1999 a outubro de 2005, relativos às variáveis contidas no modelo teórico (Quadro 4).

QUADRO 4 - Variáveis e fontes de dados utilizadas.

Variável	Fontes
Preços da soja grão no mercado interno	Safras&Mercado e FGV
Preços da soja grão no mercado externo	Safras&Mercado e FGV
Valores dos prêmios de exportação	Safras&Mercado e ABIOVE
Despesas relacionadas com exportação	Safras&Mercado
Taxa de câmbio nominal	Safras&Mercado e FGV

Para desenvolver os procedimentos econométricos, utilizou-se o software EViews 4.1.

4.2. O modelo estatístico em nível e as hipóteses teóricas

Para captar possíveis desvios decorrentes de variáveis não introduzidas no modelo teórico, foi adicionado, à equação (2), um termo de erro aleatório (u_t). Além disso, pelo fato de um modelo log-log fornecer diretamente as elasticidades[4], a equação (2) foi reescrita como (3):

[3] Para atingir os objetivos do trabalho, foram estimados modelos para as praças de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo. Isso porque, entre essas praças, existem importantes diferenças nas variáveis PI e DL.

[4] Elasticidade é uma medida de sensibilidade, ou seja, uma medida da variação percentual que ocorre em uma variável dependente em decorrência de uma determinada variação, também, percentual em uma variável independente (Binger e Hoffman, 1998).

$$\ln PI_t = \ln PE_t + \ln TC_t + \ln DL_t + Saz + \mu_t \quad (3)$$

onde: μ_t segue a distribuição normal, com média zero e variância constante $(\mu_t \sim N(0,\sigma^2))$, e não se correlaciona com os resíduos de outros períodos $(E(\mu_i,\mu_j)=0)$, e tampouco com nenhuma das variáveis explicativas contidas no modelo $(E(PE,\mu_t)=E(TC,\mu_t)=E(DL,\mu_t)=0)$.

Portanto, em termos de modelo estatístico, parte-se da premissa de que o preço recebido pelos produtores brasileiros de soja é função do preço externo, da taxa de câmbio nominal, das despesas líquidas internas com exportação, da época de venda do produto e do termo de erro. Logo deve-se estimar o modelo (4):

$$\ln PI_t = \beta_1 + \beta_2 \ln PE_t + \beta_3 \ln TC_t + \beta_4 \ln DL_t + \beta_5 Saz + \mu_t \quad (4)$$

Em relação aos coeficientes, tem-se o β_1, que é uma constante, que não possui grande significado em termos de análise econômica. β_2 corresponde à elasticidade do preço interno em relação ao preço externo. Quando o valor de β_2 é igual a um, significa que variações no preço internacional são plenamente transmitidas para o preço interno; por outro lado, quando o valor é igual a zero, isso implica que variações do preço externo não conduzem a nenhum tipo de resposta do preço doméstico, e a economia do país é completamente fechada (Margarido, Fernandes e Turolla 2002). β_3 e β_4 representam, respectivamente, as elasticidades do preço interno em relação à taxa de câmbio e às despesas líquidas internas relativas à exportação da soja grão. β_5 constitui o efeito sazonal (primeiro ou segundo semestre) sobre o preço interno.

Com relação às hipóteses referentes aos coeficientes, tem-se:

$$\beta_2 \begin{Bmatrix} H_0 = 0 \\ H_1 > 0 \end{Bmatrix}, \beta_3 \begin{Bmatrix} H_0 = 0 \\ H_1 > 0 \end{Bmatrix}, \beta_4 \begin{Bmatrix} H_0 = 0 \\ H_1 < 0 \end{Bmatrix} \text{ e } \beta_5 \begin{Bmatrix} H_0 = 0 \\ H_1 > 0 \end{Bmatrix}$$

sendo: $H_0 =$ hipótese nula (ausência de efeito estatístico significativo); e $H_1 =$ hipótese alternativa (presença de efeito estatístico significativo).

Deve-se destacar que, o modelo estatístico (4) só pode ser estimado dessa forma caso todas as variáveis que o compõem constituam séries temporais estacionárias em nível. Sobre essa questão, são realizadas discussões no próximo item.

4.3. Teste de estacionaridade

No estudo de séries temporais, uma das condições fundamentais para que se possa confiar nos resultados estimados é que essas séries apresentem processos estocásticos estacionários. Um processo estocástico é dito ser estacionário quando os valores relativos às suas média e variância são constantes ao longo do tempo, bem como o valor da covariância, entre dois períodos de tempo, depende apenas da distância ou defasagem entre esses períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada (Gujarati, 2000).

Dentre os diversos testes empregados para avaliar a estacionaridade de uma série temporal, tem-se o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que é utilizado para testar a presença de raiz unitária, que constitui uma situação de não estacionaridade (5).

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde: Δ é o operador de primeira diferença ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$); α é o termo de intercepto; T é a tendência; $\delta(=\rho-1)$, representa o coeficiente de teste da presença ou ausência de raiz unitária; ΔY_{t-i} é a própria variável dependente, diferenciada e defasada, cujo objetivo é eliminar a possibilidade de presença de autocorrelação dos resíduos; e ε_t é a estrutura de erros, que se pressupõe ter média zero, variância constante e ausência de autocorrelação.

Conforme pode-se verificar, na expressão (5) estão presentes o termo de intercepto e a

variável tendência. No entanto, ao utilizar o teste de ADF poderá ser necessário testar, também, variações na referida expressão, ou seja, testar a presença de raiz unitária por meio da estimação de outras duas expressões: em uma delas exclui-se apenas a variável tendência e na outra exclui-se, além dessa variável, o termo de intercepto.

Com base na auto-regressão (5), testam-se as hipóteses nula ($H_0 : \delta = 0$) e alternativa ($H_1 : \delta = 1$). Se a hipótese nula não for rejeitada ($|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{tabelado}}$), a série da variável Y_t é não-estacionária em nível, existindo, portanto, o problema de raiz unitária (Fava, 2000; Lütkepohl e Krätzig, 2004). Com base no teste de ADF, pode-se, portanto, identificar a ordem de integração de uma determinada série, ou seja, qual é a ordem de diferenciação que torna a série estacionária (exemplo: I(1), indica que a série é estacionária na primeira diferença).

Para definir o número de defasagens empregadas na realização dos testes de ADF, neste trabalho foi utilizado o critério de *SBC* (*SCHWARZ Bayesian Criterion*), com o intuito de minimizar a possível presença de autocorrelação nos resíduos.

4.4. Testes de co-integração

Quando são estimados modelos utilizando, por exemplo, a primeira diferença das variáveis, visando, com isso, eliminar a presença de um processo de tendência estocástica, são perdidas propriedades preciosas, relativas às relações de longo prazo entre as variáveis econômicas. No entanto, esse problema pode ser solucionado caso as variáveis contidas no modelo atendam aos princípios da co-integração: todas as variáveis contidas no modelo devem ser integradas de mesma ordem; a combinação linear das variáveis do modelo deve resultar em uma série cuja ordem de integração seja menor do que a das séries originais; as séries, ao longo do tempo, devem manter uma distância aproximadamente constante, ou seja, elas devem se mover de forma bastante sincronizada; e os erros estimados, obtidos a partir do modelo com as variáveis em nível, devem ser estacionários (Fava, 2000; Greene, 1997). Em um modelo de regressão simples, quando se realiza o teste de Engle-Granger (EG) e se verifica que os resíduos são I(0), as tendências das duas variáveis (dependente e explicativa) se anularão e, assim, elas terão o mesmo tipo de comportamento de longo prazo. Nesse caso, a regressão sobre os níveis das variáveis não irá gerar parâmetros inconsistentes, eliminando, assim, a possibilidade de correlação espúria entre elas (Gujarati, 2000).

Entretanto, para modelos de regressão múltipla o teste uni-equacional de EG é limitado. Isso porque podem existir múltiplos vetores de co-integração. Procurando solucionar esse problema, Johansen (citado por Figueiredo, 2004) propôs um procedimento a partir do uso do método de máxima verossimilhança. A metodologia elaborada por esse autor permite estimar relações de co-integração a partir de uma auto-regressão vetorial reparametrizada, com *p* defasagens [*VAR(p)*] (6).

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi_1 X_{t-1} + \xi_t \qquad (6)$$

onde: X_t é um vetor (k x 1) de variáveis estocásticas; ξ_t são erros idêntica e independentemente distribuídos, ou seja, que seguem a distribuição normal; e $\Pi = \alpha\beta'$, em que α e β' são matrizes (k x r), sendo r o posto da matriz Π, que é igual ao número de vetores linearmente independentes ou co-integrados.

O número de vetores de co-integração corresponderá ao número de raízes características (λ), estatisticamente diferentes de zero. Nesse caso, têm-se as seguintes possibilidades: 1) o vetor q_t é estacionário, então $r = k$; 2) Δq_t é estacionário e r = 0; e 3) as matrizes α e β' existem tal que $\Pi = \alpha\beta'$, ou seja, $0<r<k$.

Portanto, para testar a co-integração das séries temporais utilizadas neste trabalho, além do teste de EG (usado para verificar a estacionaridade dos resíduos obtidos da equação (4)), foram utilizados os testes traço $(\lambda_{traço})$ e de máximo autovalor $(\lambda_{\max})$, propostos por

Johansen e Juselius (citados por Figueiredo, 2004). Segundo esses autores, as hipóteses do teste traço são montadas de forma a verificar a existência do número máximo de (r) vetores co-integrados, ou seja: $H_0 : r_0 \leq r$ e $H_1 : r_0 > r$.

Por outro lado, a hipótese nula do teste de máximo autovalor é formulada de modo a verificar o número exato de vetores de co-integração, contra a hipótese alternativa de existência de $r + 1$ vetores: $H_0 : r_0 = r$ e $H_1 : r_0 = r + 1$.

Os testes traço e máximo autovalor são denotados, respectivamente, por: $\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^{p} \ln(1-\lambda_i)$, com $\mathrm{r} = 0, 1, 2, ..., \mathrm{p}-1$, e $\lambda_{\max} = -T \ln(1-\lambda_{r0}+1)$, onde T é o número de observações e λ_i são os autovetores estimados. Para os valores calculados, tanto na estatística traço quanto na de máximo autovalor, que forem maiores do que os níveis críticos estabelecidos por Johansen e Juselius, rejeita-se H_0 (H_0: ausência de co-integração).

Sobre o teste de Jonhansen, é importante, também, destacar que, para a sua realização, deve-se determinar, inicialmente, a ordem das defasagens de X_t, pois esse teste tem como base a seguinte hipótese: ao introduzir um número suficiente de defasagens, é possível obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários. Para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens que deveria ser aplicado para obter essa estrutura, podem ser utilizados os critérios *AIC (AKAIKE Information Criterion*) ou *SBC*. Esse número é determinado pelo menor valor do critério usado (Margarido, Fernandes e Turolla, 2002).

4.5. O mecanismo de correção de erros (MCE)

Assumindo que todas as variáveis explicativas contidas no modelo (4) são I(1) e que, também, sejam co-integradas, é possível estimar a equação (7), e dessa forma resolver o problema da perda das informações relativas ao longo prazo.

$$\Delta \ln PI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln PE_t + \beta_3 \Delta \ln TC_t + \beta_4 \Delta \ln Dl_t + \beta_5 Saz + \beta_6 Ed_{t-1} + u_t \qquad (7)$$

onde: $\Delta \ln$ indica primeira diferença da variável logaritmizada (logaritmo natural); Ed_{t-1} = erros defasados, obtidos do modelo original, estimado em nível (4); e u_t = termo de erro aleatório com as propriedades usuais.

A inserção da variável *Ed*, no modelo estimado com as primeiras diferenças, constitui o próprio MCE. Isso porque a série de erros que foi incluída é que faz a ligação entre os valores de curto com os de longo prazo. Portanto, o coeficiente β_6, ao contrário dos demais β_s, que captam alterações de curto prazo na variável dependente, permite capturar o equilíbrio para o ajustamento de longo prazo, ou seja, o tempo para eliminar as discrepâncias entre os valores efetivo e de longo prazo dessa variável. Como hipótese, se espera que esse coeficiente apresente sinal negativo, garantindo, assim, que qualquer desequilíbrio sobre o preço interno seja compensado por um movimento inverso nessa variável (Gujarati, 2000).

4.6. Teste para detectar a presença de autocorrelação

Pelo fato de as séries temporais, em geral, apresentarem problemas de autocorrelação nos resíduos, violando, portanto, a pressuposição $\left(\mathrm{E}(u_i, u_j) = 0\right)$ do modelo clássico de regressão linear, foi empregado o teste de Breusch-Godfrey (BG) para avaliar a possível presença desses problemas.

Esse teste parte do pressuposto de que o termo de perturbação u_t é gerado pelo esquema AR(p), ou seja, $u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \ldots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$, sendo $\varepsilon_t \sim N\left(0, \sigma^2\right)$. Logo, permite avaliar qualquer ordem de autocorrelação que esteja presente no modelo. A hipótese nula (H_0), testada por meio da estatística F, é: $\rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_p = 0$, ou seja, no modelo não existe autocorrelação de nenhuma ordem (Gujarati, 2000; Lütkepohl e Krätzig, 2004).

Para realizar o teste de BG, os resíduos $\left(\hat{\mu}_t\right)$ gerados na estimativa do modelo passam

a ser a variável dependente, que é, então, regredida contra todos os regressores presentes no modelo original, mais os seguintes regressores: $\hat{\mu}_{t-1,}\hat{\mu}_{t-2,}...,\hat{\mu}_{t-p}$ (Gujarati, 2000).

4.7. Teste de especificação do modelo

Para avaliar a especificação do modelo, foi utilizado o teste RESET (regression specification erros test). Ele é um teste geral para erros de especificação, que podem ter diversas origens, como variáveis independentes omitidas, forma funcional incorreta, erros de medida em variáveis, erros de simultaneidade e inclusão de valores defasados da variável dependente quando os resíduos têm correlação serial. O RESET consiste em testar um determinado modelo em relação a alternativas gerais não específicas, verificando se o modelo estimado viola ou não a seguinte propriedade do modelo clássico de regressão linear: $\sum \hat{u}_i \hat{y}_i = 0$. Se esta propriedade for violada, indica que existe correlação serial entre os resíduos e a variável dependente estimada (Gujarati, 2000; Lütkepohl e Krätzig, 2004).

Em termos operacionais, de acordo com Verbeek (2002), o modelo estará corretamente especificado se, dada a forma funcional alternativa (8), a hipótese H_0 não for rejeitada ($H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_q = 0$):

$$Y_t = X'_t \beta + \alpha_2 \hat{Y}_t^2 + \alpha_3 \hat{Y}_t^3 + \cdots + \alpha_q \hat{Y}_t^q + v_t \qquad (8)$$

onde: Y_t é uma variável dependente e $X'_t \beta$ a matriz de vetores das variáveis explicativas.

Não rejeitando H_0, o termo de erro aleatório, v_t, segue a distribuição normal. A hipótese nula pode ser testada por meio do teste F.

4.8. Teste da restrição do coeficiente da variável preço externo

Para verificar se as variações no preço externo da soja são, no longo prazo, totalmente repassadas para o preço interno do produto, foi empregado o teste Wald. A partir desse teste, que permite examinar restrições lineares impostas aos coeficientes da regressão, pode-se verificar se o coeficiente da variável "*preço externo*" é igual a 1 (a não rejeição dessa hipótese nula indica que, no longo prazo, as variações nos preços externos são plenamente transferidas para os preços internos). Esse é um teste baseado nas regressões irrestrita (modelo completo) e restrita, que usa o teste F (9). Caso o $F_{calculado}$ seja menor do que o $F_{tabelado}$, não se rejeita a hipótese nula, ou seja, as restrições impostas fazem sentido (EViews..., 2002).

$$F = \frac{(R_{ir}^2 - R_r^2)/m}{(1 - R_{ir}^2)/(n-k)} \qquad (9)$$

onde: R_{ir}^2 = coeficiente de determinação do modelo irrestrito; R_r^2 = coeficiente de determinação do modelo restrito; m = número de restrições; n = número de observações; e k = número de coeficientes estimados no modelo irrestrito.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, são efetuadas discussões sobre os resultados gerados com o emprego dos procedimentos descritos na seção anterior. A seção está organizada em três partes. Na primeira e na segunda, são realizadas análises, respectivamente, da estacionaridade e da co-integração das séries temporais. Na terceira, analisam-se os modelos estimados.

5.1. Análise da estacionaridade das séries

Ao se analisar os resultados obtidos com o teste de ADF (Quadro 5), pode-se verificar que, com níveis de significância variando de 1% a 10%, todas as séries, referentes aos três municípios tomados como objetos de estudo, são não estacionárias em nível.

QUADRO 5 - Resultados dos testes de ADF sobre as séries mensais em nível

Município de Rondonópolis			
Série	**Teste com o termo de intercepto e sem a tendência**	**Teste com inclusão do termo de intercepto e da tendência**	**Teste sem o termo de intercepto e sem a tendência**

	τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}		
		1%	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**
PRond	-1,638	-3,524	-2,902	-2,589	-1,797	-4,091	-3,473	-3,164	0,029	-2,597	-1,945	-1,614
DL	-2,370	-3,524	-2,902	-2,589	-3,628	-4,091	-3,473	-3,164	-0,280	-2,597	-1,945	-1,614
PE	-2,096	-3,524	-2,902	-2,589	-2,576	-4,091	-3,473	-3,164	0,016	-2,597	-1,945	-1,614
TC	-1,350	-3,523	-2,902	-2,588	-0,240	-4,089	-3,473	-3,163	0,149	-2,597	-1,945	-1,614
Município de Cascavel												
Série	**Teste com o termo de intercepto e sem a tendência**				**Teste com inclusão do termo de intercepto e da tendência**				**Teste sem o termo de intercepto e sem a tendência**			
	τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}		
		1%	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**
PCasc	-1,690	-3,524	-2,902	-2,589	-1,965	-4,091	-3,473	-3,164	0,084	-2,597	-1,945	-1,614
DL	-3,449	-3,529	-2,904	-2,590	-3,870	-4,097	-3,476	-3,166	-1,525	-2,598	-1,945	-1,614
Município de Passo Fundo												
Série	**Teste com o termo de intercepto e sem a tendência**				**Teste com inclusão do termo de intercepto e da tendência**				**Teste sem o termo de intercepto e sem a tendência**			
	τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}		
		1%	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**
PPasf	-1,634	-3,524	-2,902	-2,589	-1,745	-4,091	-3,473	-3,164	0,086	-2,597	-1,945	-1,614
DL	-3,147	-3,523	-2,902	-2,588	-3,823	-4,091	-3,473	-3,164	-2,608	-2,597	-1,945	-1,614

Notas: 1) os testes foram feitos com todas as séries logaritmizadas (logaritmo natural); 2) as séries PE e TC são as mesmas para os três municípios; e 3) as denominações "PRond", "PCasc" e "PPasf" correspondem, respectivamente, às séries de preços recebidos pelos produtores de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo. Fonte: Resultados de pesquisa.

Observando os resultados para detectar a presença de raiz unitária, com as séries logaritmizadas e na primeira diferença, se constata que todas são estacionárias nessa diferença, ou seja, são I(1) (Quadro 6). Diante disso, o modelo (4) não pode ser estimado, pois neste as séries estariam em nível.

QUADRO 6 - Resultados dos testes de ADF sobre as séries mensais nas primeiras diferenças

Município de Rondonópolis												
Série	**Rondonópolis**				**Cascavel**				**Passo Fundo**			
	τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}			τ_{calc}	τ_{tab}		
		1%	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**		**1%**	**5%**	**10%**
PI	-5,527	-4,091	-3,473	-3,164	-5,670	-4,091	-3,473	-3,164	-6,144	-4,091	-3,473	-3,164
DL	-6,557	-4,091	-3,473	-3,164	-6,509	-4,097	-3,476	-3,166	-7,519	-4,091	-3,473	-3,164
PE	-5,903	-4,091	-3,473	-3,164	-5,903	-4,091	-3,473	-3,164	-5,903	-4,091	-3,473	-3,164
TC	-7,210	-4,091	-3,473	-3,164	-7,210	-4,091	-3,473	-3,164	-7,210	-4,091	-3,473	-3,164

Nota: Os testes de ADF foram realizados apenas com a inclusão do termo de intercepto e da tendência. Fonte: Resultados de pesquisa.

5.2. Análise relativa à co-integração

Pelo fato de todas as séries estudadas serem I(1), para verificar se as mesmas são também co-integradas, foi realizado, primeiramente, o teste de EG. Com base nos dados do Quadro 7, pode-se verificar que os resíduos obtidos a partir de modelos com as variáveis em nível, para os três municípios, são estacionários, pois tem-se: $\tau_{calc} > \tau_{tab}$.

QUADRO 7 - Testes[1] de estacionaridade dos resíduos obtidos a partir de estimativas das

equações semelhantes a (4), para os três municípios

Município	τ_{calc}	τ_{tab} [2]
Rondonópolis	-4,158	-3,89
Cascavel	-4,547	-3,89
Passo Fundo	-3,997	-3,89

[1]Teste de ADF sem o termo de intercepto e sem a variável tendência. [2]Valor, a 10%, obtido na tabela estatística desenvolvida por Engle e Granger (Seddighi *et al.*, 2000, p. 285). Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados obtidos a partir dos Quadros 6 e 7 apontam para um equilíbrio de estado estacionário do erro estocástico, ou seja, uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Assim, comprovada a mesma ordem de integração das séries, bem como a estacionaridade dos resíduos, foi aplicado o teste de Johansen para verificar a presença de vetores de co-integração. A partir de análises dos resultados relativos aos critérios de *AIC* e *SBC*[5], foram utilizadas duas defasagens para realizar esse teste, aplicado sobre as variáveis presentes nos modelos estimados dos três municípios.

Para o município de Rondonópolis, foi constatado apenas um vetor de co-integração aos níveis de significância de 1% e 5%, conforme estatísticas traço e de máximo autovalor. Quanto aos resultados relativos ao município de Cascavel, identificou-se, tanto pela estatística traço (a 1% e a 5%), como pela de máximo autovalor (a 5%), a ocorrência de dois vetores. Em relação às variáveis referentes ao município de Passo Fundo, o teste traço (a 5%) identificou a presença de um vetor de co-integração (Quadro 8).

QUADRO 8 - Resultados dos testes de co-integração entre as séries contidas nas equações estimadas para os três municípios

Município de Rondonópolis				
Nº de vetores de co-integração	**Eigenvalue**	**Traço**	**Valor crítico (5%)**	**Valor crítico (1%)**
0**	0,389	54,770	47,21	54,46
1	0,134	19,795	29,68	35,65
2	0,083	9,578	15,41	20,04
3	0,047	3,414	3,76	6,65
Nº de vetores de co-integração	**Eigenvalue**	**Máximo autovalor**	**Valor crítico (5%)**	**Valor crítico (1%)**
0**	0,389	34,975	27,07	32,24
1	0,134	10,217	20,97	25,52
2	0,083	6,165	14,07	18,63
3	0,047	3,414	3,76	6,65
Município de Cascavel				
Nº de vetores de co-integração	**Eigenvalue**	**Traço**	**Valor crítico (5%)**	**Valor crítico (1%)**
0**	0,365	70,640	47,21	54,46
1**	0,356	40,218	29,68	35,65
2	0,106	10,724	15,41	20,04
3	0,047	3,218	3,76	6,65
Nº de vetores de co-integração	**Eigenvalue**	**Máximo autovalor**	**Valor crítico (5%)**	**Valor crítico (1%)**
0*	0,365	30,422	27,07	32,24
1**	0,356	29,494	20,97	25,52
2	0,106	7,506	14,07	18,63
3	0,047	3,218	3,76	6,65
Município de Passo Fundo				
Nº de vetores de co-integração	**Eigenvalue**	**Traço**	**Valor crítico (5%)**	**Valor crítico (1%)**
0*	0,290	50,661	47,21	54,46
1	0,226	26,359	29,68	35,65

[5] Para obter os valores desses dois critérios, foi utilizado o software JMulTi 4.04.

2	0,073	8,170	15,41	20,04
3	0,038	2,753	3,76	6,65
Nº de vetores de co-integração	**Eigenvalue**	**Máximo autovalor**	**Valor crítico (5%)**	**Valor crítico (1%)**
0	0,290	24,301	27,07	32,24
1	0,226	18,190	20,97	25,52
2	0,073	5,417	14,07	18,63
3	0,038	2,753	3,76	6,65

Nota: * e ** indicam, respectivamente, rejeição da hipótese quanto ao número de vetores de co-integração nos níveis de significância de 5% e 1%.
Fonte: Resultados da pesquisa

5.3. Análise dos modelos estimadas

Tendo em vista que as séries utilizadas neste trabalho foram co-integradas, adotou-se o modelo (7) para estimar as equações para os três municípios. Em relação a essas equações (Quadros 11, 12 e 13), inicialmente são apresentados os resultados referentes aos testes de autocorrelação e de especificação dos modelos.

A partir do Quadro 9, pode-se verificar que as equações finais estimadas (baseadas no modelo (7)) não possuem problemas de autocorrelação. Isso porque, para as regressões dos três municípios, não rejeitou-se a hipótese H_0 (H_0: ausência de autocorrelação).

QUADRO 9 - Resultados do teste de BG relativos às equações estimadas para os três municípios

Município	F calculado	NS para rejeitar H_0
Rondonópolis	0,2539	0,7766
Cascavel	0,1891	0,8281
Passo Fundo	0,8150	0,4471

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Com base nos resultados apresentados no Quadro 10, evidencia-se, também, que os modelos estimados foram bem especificados. Isso se justifica pois, utilizando o teste F, a hipótese H_0 não foi rejeitada (H_0: o modelo está especificado adequadamente).

QUADRO 10 - Resultados do teste RESET relativos às equações estimadas para os três municípios

Município	F calculado	NS para rejeitar H_0
Rondonópolis	1,0339	0,3106
Cascavel	0,0361	0,8498
Passo Fundo	0,02196	0,8826

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Antes de proceder a discussão sobre os resultados relativos aos coeficientes (β_s), é importante fazer algumas inferências sobre o ajustamento das regressões estimadas. De modo geral, pode-se considerar que as três regressões (Quadros 11, 12 e 13) ficaram bem ajustadas, pois as variáveis explicativas contidas nas mesmas explicam ao redor de 77%, 78% e 75% das variações na variável dependente (preços internos do grão de soja), respectivamente, para os municípios de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo. Esses valores são corroborados pela alta significância estatística do teste F, calculado nas três equações.

Em relação aos coeficientes estimados, para os três municípios eles foram todos estatisticamente significativos, com nível de significância de até 10% (a maior parte dos coeficientes foi significativa a 1%), e apresentaram os sinais esperados. Portanto, para todos os coeficientes estimados referentes às variáveis explicativas contidas nas equações, rejeita-se a hipótese H_0, evidenciando, assim, que todas essas variáveis exercem efeito significativo sobre os preços recebidos pelos sojicultores brasileiros.

Partindo para análises mais específicas acerca dos coeficientes estimados, se verifica que o Brasil, embora seja o segundo maior produtor mundial de soja, tem os preços dessa

oleaginosa definidos, principalmente, na CBOT, fazendo com que a rentabilidade do produtor brasileiro esteja fortemente atrelada ao comportamento dos preços internacionais. Isso se justifica pois, de acordo com os resultados, uma variação de 1% no preço da soja na CBOT (*PE*), mantendo constantes as demais variáveis explicativas presentes nos modelos, leva a variações, na mesma direção, da ordem de 0,727%, 0,808% e 0,657% nos preços recebidos, respectivamente, pelos produtores das regiões de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo. Esses resultados, de certa maneira, estão próximos ao obtidos por Lovadine e Bacchi (2005), que estimaram um valor de 0,676% para essa mesma elasticidade relacionada à soja brasileira.

QUADRO 11 - Resultados estimados para o município de Rondonópolis

Variável	Coeficiente	Valor do coeficiente	Erro padrão	t calculado	p-valor do teste t
Intercepto	β_1	-0,018$^{(***)}$	0,010	-1,746	0,086
$\Delta \ln PE_t$	β_2	0,727$^{(*)}$	0,083	8,709	0,000
$\Delta \ln TC_t$	β_3	0,740$^{(*)}$	0,110	6,726	0,000
$\ln \Delta Dl_t$	β_4	-0,044$^{(***)}$	0,027	-1,666	0,100
Saz	β_5	0,036$^{(*)}$	0,013	2,872	0,006
Ed_{t-1}	β_6	-0,613$^{(*)}$	0,135	-4,541	0,000
AR(1)[a]	β_7	0,372$^{(**)}$	0,172	2,168	0,034
Variável dependente = $\Delta \ln PI_t$ [b]			F calculado = 36,3008		
R^2 = 0,7702			P-valor do teste F = 0,0000		

Notas: *significativo a 1%; **significativo a 5%; e ***significativo a 10%. [a]Variável auto-regressiva de ordem 1 inserida no modelo para corrigir o problema de autocorrelação dos resíduos. [b]Corresponde aos preços recebidos pelos produtores da região de Rondonópolis. Fonte: Resultados da pesquisa.

Ao se considerar a taxa de câmbio (*TC*), mantendo constantes as demais variáveis, se constata que ela constitui outra variável que exerce grandes efeitos sobre os preços recebidos pelos produtores brasileiros. Variações em 1% nessa produzem variações, no mesmo sentido, de cerca de 0,74%, 0,803% e 0,965%, respectivamente, nos preços pagos pela soja nas regiões de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo.

Com relação à variável despesa líquida (*DL*), o seu coeficiente demonstra que, para os três locais estudados, mantidas constantes as demais variáveis presentes nos modelos, variações de 1% nessa variável provocam variações, em sentido contrário, de 0,044%, 0,056% e 0,014%, respectivamente, nos preços da soja de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo. Com relação a esses resultados, é importante ressaltar que, como a variável *DL* representa o somatório de um conjunto de variáveis de despesa com exportação, do qual se descontou o valor pago pelo prêmio referente a essa atividade comercial, as receitas advindas do prêmio têm sido menores do que as despesas de exportação.

QUADRO 12 - Resultados estimados para o município de Cascavel

Variável	Coeficiente	Valor do coeficiente	Erro padrão	t calculado	p-valor do teste t
Intercepto	β_1	-0,013$^{(***)}$	0,007	-1,821	0,073
$\Delta \ln PE_t$	β_2	0,808$^{(*)}$	0,076	10,656	0,000
$\Delta \ln TC_t$	β_3	0,803$^{(*)}$	0,108	7,405	0,000
$\ln \Delta Dl_t$	β_4	-0,056$^{(*)}$	0,012	-4,603	0,000
Saz	β_5	0,024$^{(**)}$	0,010	2,291	0,025
Ed_{t-1}	β_6	-0,517$^{(*)}$	0,094	-5,481	0,000
Variável dependente = $\Delta \ln PI_t$ [a]			F calculado = 47,5684		
R^2 = 0,7854			P-valor do teste F = 0,0000		

Notas: *significativo a 1%; **significativo a 5%; e ***significativo a 10%. [a]Corresponde aos preços recebidos pelos produtores da região de Cascavel. Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir do uso da variável binária (*Saz*), pode-se verificar, também, que existe um diferencial, entre os semestres, nos preços da soja praticados no Brasil. No segundo semestre, que constitui o período de entressafra da produção nacional da oleaginosa, os preços tendem a ser, em relação ao primeiro semestre, 3,6%, 2,4% e 2,9% maiores, respectivamente, nos municípios de Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo.

QUADRO 13 - Resultados estimados para o município de Passo Fundo

Variável	Coeficiente	Valor do coeficiente	Erro padrão	t calculado	p-valor do teste t
Intercepto	β_1	-0,014(***)	0,007	-1,949	0,055
$\Delta \ln PE_t$	β_2	0,657(*)	0,081	8,107	0,000
$\Delta \ln TC_t$	β_3	0,965(*)	0,113	8,559	0,000
$\ln \Delta Dl_t$	β_4	-0,014(***)	0,008	-1,692	0,095
Saz	β_5	0,029(*)	0,011	2,677	0,009
Ed_{t-1}	β_6	-0,409(*)	0,088	-4,666	0,000
Variável dependente = $\Delta \ln PI_t$ [a]			F calculado = 40,4543		
R^2 = 0,7512			P-valor do teste F = 0,0000		

Notas: *significativo a 1%; e ***significativo a 10%. [a]Corresponde aos preços recebidos pelos produtores da região de Passo Fundo. Fonte: Resultados da pesquisa.

Os coeficientes analisados até esse ponto mostram relações de curto prazo entre as variáveis explicativas e a dependente. Em termos de equilíbrio de longo prazo, devem ser analisados os coeficientes β_6 das três regressões. A partir dessas análises, é possível verificar que as elasticidades dos coeficientes equilibradores de longo prazo são de -0,613, -0,517 e -0,409. Esses resultados indicam que as discrepâncias entre os valores das elasticidades no curto e no longo prazos tendem a ser corrigidos, a cada mês, em 61,3%, 51,7% e 40,9%, respectivamente, em Rondonópolis, Cascavel e Passo Fundo. Analisando de outra forma, esses resultados sugerem que, ao ocorrer um choque em alguma das variáveis explicativas, o impacto total dessa variação sobre o preço interno da soja tenderia a se estabilizar em um período de aproximadamente dois meses. Esses valores, de certo modo, estão de acordo com os obtidos por Mafioletti (2001) que, ao analisar os preços internos como uma função dos preços externos da soja, verificou alta rapidez na transmissão das variações nesses preços para os primeiros (o período de transmissão médio foi próximo de dois meses).

Por fim, para verificar se a lei do preço único é válida ao se considerar o preço interno da soja como uma função do preço estabelecido na CBOT, realizou-se o teste Wald. Observando os resultados dispostos no Quadro 14, se constata que, para os três locais estudados, essa lei não é válida. Isso porque, a partir dos resultados da estatística F, rejeita-se a hipótese H_0 (H_0: o coeficiente β_2 é, estatisticamente, igual a 1). Esses achados são indicativos de que, no longo prazo, possivelmente por problemas de políticas comerciais adotadas, que causam certas distorções no mercado mundial da soja grão, variações nos preços estabelecidos na CBOT não são totalmente transferidas para os preços internos.

QUADRO 14 - Resultados obtidos com o teste de restrição dos coeficientes β_2

Município	F calculado	NS para rejeitar H_0
Rondonópolis	10,7443	0,0017
Cascavel	6,3768	0,0140
Passo Fundo	17,9532	0,0001

Fonte: Resultados da pesquisa.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir dos resultados e análises efetuados ao longo deste trabalho, é possível fazer algumas inferências importantes acerca dos modelos estimados e das principais variáveis que afetam os preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja. Primeiramente, pôde-se constatar que o uso de regressões múltiplas, baseadas no MCE, mostrou-se bastante adequado para analisar os referidos preços, praticados nas principais praças do País relacionadas com as cotações do produto. Isso porque, além do teste RESET evidenciar que as formas funcionais estavam bem especificadas, os resultados referentes aos ajustes e aos coeficientes justificam a utilização do MCE. Adicionalmente, foi possível realizar uma análise mais ampla acerca de um conjunto de varáveis que poderia afetar os preços pagos pela soja nacional, ampliando, assim, o conhecimento teórico relativo a esse campo de estudos.

Analisando, de forma geral, as estimativas realizadas, se observou que os preços em questão, ao longo do tempo, sofrem influências significativas de todas as variáveis explicativas contidas no modelo. Apesar dos diferenciais que existem, sobretudo, nas despesas com exportação e nos preços praticados nos estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, também, não foram verificadas grandes diferenças nas elasticidades estimadas para os três municípios representativos desses estados.

A taxa de câmbio e os preços externos foram as variáveis que apresentaram os maiores efeitos nos preços internos. Sobre a taxa de câmbio, a partir dos coeficientes de elasticidade estimados, pode-se afirmar que, uma desvalorização nessa taxa, como vem ocorrendo nos últimos anos, pode ter grandes conseqüências negativas para os sojicultores do País, comprometendo, assim, à rentabilidade de muitos desses agentes econômicos.

Para os preços externos, embora as estimativas não validaram a lei do preço único, foi verificado que as elasticidades dos preços domésticos, frente aos externos, também são altas. Isso evidencia que variações no mercado mundial de soja, que afetam os preços externos, podem ter reflexos altamente significativos sobre os preços internos. Essas observações permitem constatar, ainda, que o Brasil, apesar de ser o segundo maior produtor e exportador mundial de soja grão (USDA..., 2005), é tomador de preços no mercado mundial dessa *commodity*. Portanto, choques na oferta e/ou na demanda mundiais de produtos do complexo soja, que afetam os preços internacionais, podem resultar em significativos impactos nos preços domésticos. Sobre esse ponto, ao se efetuar uma breve análise relativa ao comportamento dos estoques mundiais de produtos desse complexo, entre 1990 e 2005, verifica-se uma situação um tanto insegura para o sucesso do agronegócio da soja no Brasil. Isso porque, de acordo com dados do USDA (2005), foi observado que no referido período os estoques mundiais de grão e farelo de soja tenderam a crescer, respectivamente, 6,46% e 0,42% ao ano. Esse aumento nos estoques pode ter conseqüências muito negativas, pois pode ocasionar significativas reduções nos preços praticados e, dessa forma, a viabilidade de muitos empreendimentos nacionais, caracterizados por altos investimentos, tantos no setor de produção como no de industrialização, poderá ficar comprometida. Para o setor de produção primária, quedas de preço podem ser mais danosas, uma vez que grande parte dos produtores brasileiros de soja explora a sojicultura em grandes áreas e sob sistemas de produção caracterizados pelo monocultivo do grão.

Os resultados também possibilitaram constatar que existe um diferencial decorrente de efeitos sazonais, pois os preços praticados no segundo semestre tendem a ser maiores nos três municípios estudados. Contudo, esse diferencial, em geral, não tem sido captado pelo produtor brasileiro de soja, pois grande parte da produção sojícola, ainda, é comercializada logo após a colheita do produto (primeiro semestre), justamente quando os preços são menores. Essa forma de comercialização, embora venha sofrendo mudanças, continua predominando no cenário nacional devido a três razões principais: 1) a maior parte dos agricultores brasileiros, apesar de possuir excelentes habilidade técnicas relacionadas com o

processo produtivo, possui sérias deficiências em termos de gestão, em que se incluem temas como custos, análise de mercado e, principalmente, planejamentos em níveis estratégico, tático e operacional; 2) aos contratos preestabelecidos com a indústria fornecedora de insumos, que muitas vezes obriga os produtores, logo após a colheita, a fazerem a comercialização da produção para honrar seus compromissos financeiros; e 3) ao fato de a infra-estrutura de armazenamento da produção agrícola brasileira ser, ainda, muito limitada.

Por fim, pôde-se verificar que o tempo de ajustamento, no sentido de eliminar as discrepâncias entre os valores de curto e de longo prazo nos preços recebidos pelos sojicutores do País, tende a ser relativamente pequeno.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS – ABIOVE. Disponível em: <http://www.abiove.com.br/>. Acesso em: 6 nov. 2005.

AGUIAR, D. R. D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja** - 1982/89. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. 1990. 140p. (Dissertação de Mestrado).

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.12, n.2, p.79-108. Jul./Dez. 2002.

BINGER, B. R.; HOFFMAN, E. **Microeconomics with calculus.** 2.ed. Massachusetts: Addison-Wesley, 1998. 633 p.

BRASIL: produção de grãos. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docs/PAGE/MAPA/ESTATISTICAS/CULTURAS/2.1.A_0.XLS>. Acesso em: 15 nov. 2005.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Acompanhamento da safra 2004/2005: sexto levantamento, ago./2005. Disponível em: <http://www.conab.gov.br>. Acesso em: 10 set. 2005.

EVIEWS 4 - user's guide. United States of America: Quantitative Micro Software, 2002. 711p.

EVOLUÇÃO da capacidade estática dos armazéns cadastrados. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/download/armazenagem/serie_historica_220102.xls>. Acesso em: 20 nov. 2005.

FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: VASCONCELOS, M. A.; ALVES, D. (Coord.). **Manual de Econometria**: nível intermediário. São Paulo: Atlas, 2000, p.245-252.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Disponível em: <http://fgvdados.fgv.br>. Acesso em: 5 nov. 2005.

FIGUEIREDO, A. M. **Diferenciação por origem na competitividade das exportações mundiais da agroindústria de soja, no período de 1990 a 2002**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa. 2004. 133p. (Dissertação de Mestrado).

FREITAS, S. M. de; MARGARIDO, M. A.; BARBOSA, M. Z.; FRANCA, T. J. F. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja - 1990-99. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.48, n.1, p.1-20. 2001.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 3.ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997. 1075p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

HIJJAR, M. F. Logística, Soja e Comércio Internacional. **Revista Tecnologística**, São Paulo, Ano X, n.107. Out. 2004.

JANK, M. S.; NASSAR, A. M.; TACHINARDI, M. H. Agronegócio e comércio exterior brasileiro. **Revista USP**, São Paulo, n.64, p.14-27. Dez./Fev. 2005.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional**: teoria e política. 6.ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558p.

LIMA, L. M. DE; BRANCO, J. E. H.; CAIXETA FILHO, J. V. Um modelo dinâmico para otimização do escoamento de soja em grão. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 43. **Anais...**, Ribeirão Preto, 2005. 17p. 1 CD-ROM.

LOVADINE, D.; BACCHI, M. R. P. Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 43. **Anais...**, Ribeirão Preto: SOBER, 2005. 1 CD-Rom.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323p.

MAFIOLETTI, R. L. Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.39, n.4, p.9-25. Out./Dez. 2001.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. de C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.47, n.2, p.53-81. 2000.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V.A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de são paulo: uma aplicação do modelo VAR. In: Encontro Nacional de Economia, 31. **Proceedings...**, Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.47, n.2, p.71-85. 2002.

MORAES, M. de. **Prêmio de exportação da soja brasileira**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. 2002. 90p. (Dissertação de Mestrado).

Safras&Mercado. Disponível em: <http://www.safras.com.br/>. Acesso em: 5 nov. 2005.

SEDDIGHI, H. R; LAWLER, K. A; KATOS, A. V. **Econometrics**: a practical approach. New York: Routledge, 2000, 396p.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/data/sdp>. Acesso em: 15 nov. 2005.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. New York: John Wiley & Sons, 2002.