FORMAÇÃO DE PREÇOS NA INDÚSTRIA
BRASILEIRA DE SOJA - 1982/1989

DANILO ROLIM DIAS DE AGUIAR
Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. GERALDO S. A. DE CAMARGO BARROS

Dissertação apresentada à Escola
Superior de Agricultura "Luiz de
Queiroz", da Universidade de São
Paulo, para obtenção do título
de Mestre em Agronomia, Área de
Concentração: Economia Agrária.

P I R A C I C A B A
Estado de São Paulo - Brasil
Junho - 1990

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Livros da
Divisão de Biblioteca e Documentação - PCAP/USP

A282f Aguiar, Danilo Rolim Dias de
Formação de preços na indústria brasileira de
soja; 1982/1989. Piracicaba, 1990.
140p.

Diss.(Mestre) - ESALQ
Bibliografia.

1. Soja - Indústria - Análise econômica 2. Soja -
Produto derivado - Preço I. Escola Superior de Agri-
cultura Luiz de Queiroz, Piracicaba

CDD 338.13334

FORMAÇÃO DE PREÇOS NA INDÚSTRIA BRASILEIRA
DE SOJA - 1982 / 1989

DANILO ROLIM DIAS DE AGUIAR

Aprovada em 08.06.1990

Comissão julgadora:

Prof.Dr. Geraldo S. A. de Camargo Barros

ESALQ/USP

Prof.Dr. Pedro Valentim Marques

ESALQ/USP

Prof.Dr. Tsunehisa Tamaki

FCAV/UNESP

Prof.Dr. Geraldo S. A. de Camargo Barros

Orientador

Aos meus pais

André e Roselly

OFEREÇO

3

À minha esposa

Bel

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao professor Geraldo S. A. de Camargo Barros, pela orientação, pela amizade e pelo exemplo.

Aos professores Pedro V. Marques, José F. de Noronha, Rodolfo Hoffmann e Joaquim Bento de S. Ferreira F^o, pelas sugestões oferecidas durante a execução da pesquisa. Em especial ao primeiro, pelo que aprendi com os trabalhos que desenvolvemos juntos.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, pela colaboração recebida.

Aos colegas do curso de pós-graduação,⁶ pelo companheirismo.

À CAPES, pela Bolsa de Estudos que possibilitou minha participação no curso de mestrado.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia Rural da FCAV da Unesp / Campus de Jaboticabal, pelo apoio recebido.

À Associação Brasileira da Indústrias de óleos Vegetais, na pessoa do Economista Fabio G.B. Trigueirinho, pelos dados fornecidos e pela atenção dispensada.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS.....	vi
LISTA DE FIGURAS.....	xi
RESUMO.....	xii
SUMMARY.....	xv
1. INTRODUÇÃO.....	01
2. PRODUÇÃO E COMERCIALIZAÇÃO DE SOJA NO BRASIL.....	07
2.1. Produção.....	07
2.2. Comercialização.....	14
3. REFERENCIAL EMPÍRICO E TEÓRICO.....	34
3.1. Procedimentos empíricos.....	34
3.2. Modelos econômicos.....	44
3.2.1. Modelo de Gardner.....	45
3.2.2. Modelo de Heien.....	59
4. METODOLOGIA.....	67
4.1. Objetivos.....	67
4.2. Hipóteses.....	68
4.3. Dados básicos.....	72
4.4. Métodos Econométricos.....	74
4.4.1. Teste de causalidade.....	75
4.4.2. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade uni-direcional.	83
4.4.3. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade bi-direcional.	84
4.4.4. Teste de assimetria.....	85
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	88
5.1. Testes de causalidade.....	88
5.2. Elasticidades convencionais de transmissão de preços para modelos de causalidade uni-direcional.....	98

5.3. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade bi-direcional.....	106
5.4. Testes de assimetria e estimativas das elasticidades de transmissão de preços segmentadas.....	112
6. CONCLUSÕES.....	125
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	134

LISTA DE TABELAS

Tabela n.º		Página
1	Consumo <i>per capita</i> de óleos e gorduras em 1982 em kg/habitante.....	02
2	Área plantada com soja nos principais Estados produtores do Brasil em 1000 ha - 81/82 a 87/88.....	08
3	Evolução da produção brasileira de soja - 1968/1988.....	09
4	Produção de soja nos principais países produtores em 1000 t.....	10
5	Produtividade da soja nos principais países produtores em kg/ha - 1982 a 1988.....	12
6	Produção de soja no Brasil por regiões - 1980/1988.....	14
7	Custos de produção e comercialização de soja em US\$/t até o porto de embarque.....	15
8	Valor das exportações brasileiras do complexo soja em US\$ 1000 - 1971/1988.....	17
9	Participação percentual dos principais países produtores nas exportações mundiais de soja e derivados em 1988.....	19

Tabela n.º

Página

10	Distribuição das unidades industriais por oleaginosas processadas em 1982.....	20
11	Capacidade nominal instalada de processamento de oleaginosas em t/dia - em 1989.....	21
12	Estratificação da capacidade por tamanho de planta das processadoras de soja em t/dia em alguns anos no Brasil.....	23
13	Participação das empresas nas exportações de óleo, grãos e farelo em 1988.....	24
14	Testes de causalidade entre os preços de exportação de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja - 1982/1989.....	90
15	Testes de causalidade entre preço de exportação de óleo de soja bruto e preço ao atacado de óleo de soja refinado - 1982/1989.....	91
16	Teste de causalidade entre preço de exportação da soja em grão e preço da soja em grão ao nível de produtor - 1982/1989.....	92

Tabela n.º

Página

17	Teste de causalidade entre preço do farelo de soja ao atacado e preço do farelo de soja no mercado internacional - 1982/1989.....	93
18	Teste de causalidade entre preço do óleo de soja ao atacado e preço de óleo de soja ao varejo - 1982/1989.....	94
19	Teste de causalidade entre preço ao produtor de soja em grão e preço ao atacado de óleo de soja - 1982/1989.....	96
20	Teste de causalidade entre preço ao produtor de soja em grão e preço ao atacado de farelo de soja - 1982/1989.....	96
21	Duração das defasagens significativas em meses para as equações de transmissão de preços da indústria de soja, definidas através do teste F	99
22	Equação convencional de transmissão de preços entre preço do óleo ao atacado (P_t^{oa}) e preço do óleo ao varejo (P_t^{ov}) - 1982/1989.....	101
23	Equação convencional de transmissão de preços entre preço de exportação do óleo bruto (P_t^{ob}) e preço ao atacado de óleo refinado (P_t^{ora}) - 1982/1989.....	102

Tabela n.º

Página

24	Equação convencional de transmissão de preços entre preço do óleo ao atacado (P_t^{oa}) e preço da soja em grão ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989.....	103
25	Equação convencional de transmissão de preços entre preço de exportação de soja em grão (P_t^{ge}) e preço ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989.....	105
26	Equação convencional de transmissão de preços entre preço do farelo de soja ao atacado (P_t^{fa}) e preço da soja em grão ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989.....	106
27	Forma reduzida da estimativa de preço de farelo ao atacado em função de preço de exportação de farelo (variável dependente - P_t^{fe}) - 1982/1989.....	107
28	Forma estrutural da estimativa de preço de farelo ao atacado em função de preço de exportação de farelo (variável dependente - P_t^{fa}) - 1982/1989.....	109
29	Forma reduzida da estimativa de preço de exportação de farelo em função de preço do farelo ao atacado (variável dependente - P_t^{fa}) - 1982/1989.....	110

Tabela n.º

Página

30	Forma estrutural da estimativa de preço de exportação de farelo em função de preço de farelo ao atacado (variável dependente - P_t^{fe}) - 1982/1989.....	111
31	Testes de assimetria na transmissão de preços na indústria brasileira de soja - 1982/1989.....	114
32	Equação de transmissão de preços segmentada entre preço do óleo ao atacado (P_t^{oa}) e preço do óleo ao varejo (P_t^{ov}) - 1982/1989.....	116
33	Equação de transmissão de preços segmentada entre preço de exportação de óleo bruto (P_t^{oe}) e preço ao atacado de óleo refinado (P_t^{oa}) - 1982/1989.....	117
34	Equação de transmissão de preços segmentada entre preço de exportação de soja em grão (P_t^{ge}) e preço ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989.....	119
35	Equação de transmissão de preços segmentada entre preço do farelo ao atacado (P_t^{fa}) e preço da soja em grão ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989.....	121
36	Elasticidades de transmissão de preços totais - convencionais e segmentadas - para a indústria de soja- 1982/1989.....	123

LISTA DE FIGURAS

Figura n.º		Página
1	Canais de comercialização da indústria brasileira de soja.....	28
2	Obtenção da curva de oferta derivada.....	49
3	Curva de demanda derivada.....	50
4	Equilíbrio no mercado do bem final e da matéria-prima.....	51
5	Efeito de aumento na demanda primária (Dx).....	52
6	Efeito da variação na oferta primária (Sa).....	55
7	Efeito da variação na oferta de insumos de mercado (Sb).....	56
8	Fluxograma com os resultados dos testes de causalidade no mercado da soja - 1982/1989 - (as setas indicam os sentidos de causalidade na transmissão de preços).....	97

FORMAÇÃO DE PREÇOS NA INDÚSTRIA BRASILEIRA
DE SOJA - 1982/1989

Danilo Rolim Dias de Aguiar

Orientador: Prof.Dr. Geraldo S.A. de Camargo Barros

RESUMO

Essa pesquisa procurou analisar o processo de formação dos preços em vários níveis de mercado da indústria brasileira de soja. A região definida para estudo foi o Estado de São Paulo, sendo centro de consumo a cidade de São Paulo para o óleo (varejo e atacado); e a região de Campinas, para o farelo (atacado). O mercado externo de soja e derivados também foi considerado. Foram usados dados mensais para o período de fevereiro de 1982 a novembro de 1989.

Analisou-se inicialmente o sentido de causalidade, através do teste de Granger-Sims, e estimou-se as elasticidades de transmissão de preços. Os resultados mostraram que a origem predominante dos choques de preços é o mercado internacional. Internamente, o nível de atacado tende a iniciar as variações de preços. O único nível de mercado interno que afeta o mercado externo é o atacado do farelo (relação bi-causal), provavelmente pela importância que o Brasil apresenta no mercado internacional.

A liderança nas variações de preços por

parte do mercado externo e do atacado pode ser explicada pelo maior acesso a informações e pelo maior poder de barganha dos importadores internacionais e dos atacadistas em relação aos demais níveis. A passividade do varejo na transmissão de preços parece dever-se a uma política de preços baseada na aplicação de um *markup* sobre o custo de produção.

As estimativas das elasticidades de transmissão mostraram tendência de transmissão integral das variações de preços (elasticidade unitária) entre os vários níveis de mercado, com exceção dos preços internacionais de farelo e soja em grão que seriam repassados mais que proporcionalmente para o atacado do farelo e para o nível de produtor, respectivamente. Essa transmissão mais¹⁰ que proporcional deriva, provavelmente, da rigidez do custo de exportação. Os períodos de defasagem na transmissão variaram entre um e quatro meses.

Testes de assimetria na transmissão de preços pelo procedimento de Houck permitiram verificar que havia tendência maior de transmissão de acréscimos de preços entre os vários níveis de mercado. Os acréscimos de preços seriam integralmente transmitidos, enquanto os decréscimos seriam transmitidos menos que proporcionalmente.

Os principais fatores associados à assimetria no mercado de soja seriam as dificuldades impostas pelas políticas econômicas para as importações (no caso de

assimetria entre preços externos e internos); a inelasticidade (renda e preço) da demanda de óleo; a perspectiva de que quedas de preços seriam apenas transitórias, em função das elevadas taxas de inflação que vigoraram durante o período em análise; e as estruturas concentradas de mercado nos níveis de atacado e varejo.

PRICE FORMATION IN THE BRAZILIAN
SOYBEAN INDUSTRY - 1982/1989

Danilo Rolim Dias de Aguiar

Adviser: Prof.Dr. Geraldo S. A. de Camargo Barros

SUMMARY

The objective of this paper is to analyse the price formation process at various market levels in the Brazilian soybean industry. The area analysed was the State of São Paulo. The city of São Paulo was defined as the area of consumption for oil (retail and wholesale levels), and Campinas for meal (wholesale level). The international soybean market was considered as well. The period analysed was 1982 to 1989.

Initially, the causality directions were analysed, through the Granger-Sims's test, and then the elasticities of price transmission were estimated. The international prices were shown to lead the domestic prices. At the domestic markets, the wholesale prices tend to lead the other prices. Bi-directional causality directions were found between the wholesale meal price and the international meal price, possibly due to the importance of Brazilian exports to the meal international market.

The price leadership by international markets

and wholesale level may arise from market power and availability of market information. The retail behavior suggests that this market level may use a markup pricing policy.

The elasticities of price transmission showed integral transmission (unitary elasticity) between the various market levels, except between the international meal price and the wholesale meal price, and between the international grain price and the farm grain price, both greater than one. These high elasticities arise, possibly, from rigidity of the exports cost. The number of lags for price transmission was between one and four (months).

The Houck's asymmetry test indicated that the various market levels respond more to price increases¹⁰ than to price decreases.

This asymmetry may be attributed, in part, to the oil demand inelasticity; the expectation that price decreases are transitory; the wholesale and the retail oligopolistic structure; and the Brazilian trade policies regarding agricultural imports.

1. INTRODUÇÃO

A indústria de soja^{1/} é importante atualmente tanto para a captação de moedas estrangeiras, pelas exportações brasileiras de farelo, óleo e grãos de soja, como para o suprimento do mercado interno de óleos comestíveis e concentrados proteicos. Enquanto as exportações chegam a superar a marca de US\$ 3 bilhões (vide Tabela 8), o consumo interno de óleo e farelo de soja também tem sido elevado. Segundo ROCHA & NOGUEIRA JR. (1988), entre os anos de 1983 e 1985 as quantidades consumidas internamente de farelo e óleo de soja foram, respectivamente, cerca de 20% e 60% das produções nacionais.

A importância do óleo de soja no abastecimento interno pode ser ressaltada observando-se a fração que esse tipo de óleo ocupa dentro do consumo global de óleos e gorduras no Brasil. Analisando-se os dados da tabela 1, verifica-se que o Brasil ocupa o primeiro lugar em

^{1/} A indústria brasileira de soja é composta principalmente pelas empresas agrícolas produtoras de soja em grão e por empresas de processamento (esmagadoras, refinarias, etc.), que produzem óleo e farelo de soja. Compoem ainda essa indústria, todos os demais agentes que operam na produção ou distribuição de soja em grão e derivados (exportadores, atacadistas, varejistas, etc.).

termos de consumo relativo *per capita* de óleo de soja (77,12% do consumo total de óleos e gorduras), perdendo em termos absolutos para os Estados Unidos, onde se consome muito mais óleos e gorduras.

Tabela 1 - Consumo *per capita* de óleos e gorduras em 1982 para diversos países em kg/habitante

País	consumo total	consumo de óleo de soja	participação do óleo de soja (em %)
	(A)	(B)	(B/A)
Brasil	15,60	12,03	77,12
CEE	35,66	5,80	16,26
outros da Europa	26,91	4,08	15,16
URSS	21,13	1,75	8,28
Canadá	27,52	5,98	21,73
EUA	35,67	18,66	52,31
Argentina	21,94	3,42	15,59
Média Mundial	13,13	2,97	22,62

Fonte: TRIGUEIRINHO (1989).^{1/}

Como o farelo consumido internamente é usado na elaboração de concentrados proteicos de rações

^{1/} TRIGUEIRINHO, F. G. B. (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais; São Paulo, SP). Comunicação pessoal, 1989.

balanceadas de aves, suínos e bovinos, o setor soja contribui para a arrecadação de divisas também através das exportações de carnes. Entre essas, pode-se destacar a carne de frango (em cujo processo produtivo o farelo de soja entra em proporção elevada), cujas exportações arrecadaram mais de US\$ 200 milhões ao ano durante a década de 1980.

A importância desse setor tanto para exportação como para abastecimento interno tem resultado em dois objetivos, aparentemente contraditórios, de intervenção sobre o mercado da soja. Esses objetivos são: geração de divisas, para fazer frente ao pagamento do serviço da dívida externa brasileira; e estabilização dos preços internos, para evitar o surgimento de choques inflacionários.

Definidos os objetivos das políticas públicas, a questão passa a ser quais as medidas que o governo deve adotar para garantir que esses objetivos sejam atingidos. A escolha das medidas corretas de intervenção depende, dentre outros fatores, da disponibilidade de informações sobre o fenômeno no qual se pretende interferir. Quando a interferência ocorre sobre variáveis que afetam o mercado de um determinado produto agrícola, é de importância fundamental o conhecimento do efeito dessas variáveis sobre o preço no nível líder do mercado agrícola (ou seja, o nível que

inicia a variação de preço) e da intensidade com que a variação no nível líder é transmitida aos demais níveis de mercado.

O conhecimento da origem dos choques de preços e da intensidade com que esses se transmitem entre os demais níveis, tanto no caso de acréscimos como no de decréscimos de preços, permite uma previsão mais segura dos efeitos desses choques sobre o setor agrícola e sobre os demais setores da economia. Com isso, torna-se mais factível a determinação, caso haja necessidade, de medidas eficazes para estabilizar os mercados agrícolas e aumentar o bem-estar de produtores e consumidores.

Esse trabalho procura justamente elucidar as questões relativas ao mecanismo de formação de preços no âmbito da indústria brasileira de soja. Busca-se explicar e quantificar as relações entre os preços nos níveis de mercado interno e externo de grãos, óleo e farelo, no período de 1982 a 1989. Período esse que, como se verá no capítulo 2, foi marcado por uma maior liberalização do mercado.

Para explicar o mecanismo de formação de preços agrícolas, deve-se partir do conhecimento das características estruturais do mercado a ser analisado. BARROS (1987, p.60) afirma que "o mecanismo de formação e determinação de preços e produção opera sob a dependência de uma superestrutura institucional. Esta superestrutura é

dada, principalmente , pelo grau de competitividade do mercado e pelo grau de intervenção governamental no mesmo. Essa superestrutura condiciona um mecanismo de transmissão de preços do consumidor ao produtor (e vice-versa), através do setor de intermediação. Esse mecanismo reflete, ao mesmo tempo, o grau apropriado (margem), por parte dos intermediários, do dispêndio do consumidor, afetando, assim, diretamente, a renda agrícola e o abastecimento".

Além do conhecimento da superestrutura institucional que afeta a formação e a transmissão dos preços, necessita-se lançar mão de modelos econômicos que expliquem teoricamente os efeitos observados.

O capítulo 2 sumariza alguns aspectos relacionados com a estrutura do mercado da soja e derivados no Brasil. Procurou-se mostrar a evolução da produção e da comercialização do setor, destacando-se as políticas públicas que induziram ao atual estado da indústria.

No capítulo 3, são apresentados os procedimentos estatísticos e dois modelos econômicos que explicam a formação de preços a diferentes níveis de mercados agrícolas.

O capítulo 4 traz a metodologia da pesquisa. Estão lá incluídos os objetivos, as hipóteses, a descrição do tipo e das fontes dos dados e os métodos econométricos. Os objetivos e as hipóteses não foram incluídos na introdução, como convencionalmente se faz, porque a

formulação desses depende de assuntos tratados nos capítulos dois e três.

Finalizando, os capítulos 5 e 6 trazem, respectivamente, a análise dos resultados e as principais conclusões da pesquisa.

2. PRODUÇÃO E COMERCIALIZAÇÃO DE SOJA NO BRASIL

2.1. Produção

A soja foi trazida para o Brasil pelos colonos japoneses há mais de setenta anos. Porém, só conseguiu se incluir entre os principais produtos nacionais a partir do início da década de 1970.

O desenvolvimento inicial dessa cultura se deu na região Sul, onde estão atualmente os dois maiores produtores nacionais: Rio Grande do Sul e Paraná. Além desses Estados, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, São Paulo, Santa Catarina, Goiás e Minas Gerais são os principais produtores (Tabela 2).

Tabela 2 - Área plantada com soja nos principais Estados produtores do Brasil em 1000 ha - 81/82 a 87/88

Est.	81/82	82/83	83/84	84/85	85/86	86/87	87/88
GO	320	370	571	690	621	540	758
MT	195	317	467	795	909	1100	1324
MS	832	940	1074	1307	1234	1184	1231
MG	228	258	310	431	430	415	498
PR	2197	2050	2200	2170	2140	1776	2149
RS	3603	3567	3567	3637	3261	3160	3444
SC	484	415	436	432	406	360	413
SP	516	470	480	494	476	462	512
BR	8393	8412	9163	10074	9644	9221	10622

Fonte: COMPANHIA DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO (1988).

O grande surto de crescimento da produção brasileira de soja ocorreu, conforme afirmou-se anteriormente, a partir do início da década de 1970. Os dados da tabela 3 mostram que a produção do Brasil já atingia 10 milhões de toneladas em 1975/76, partindo para patamares próximos a 25 milhões de toneladas no final da década de 1980.

Apesar da grande variabilidade da produção, destacando-se as quebras das safras de 1978, 1979 e 1986, pode-se verificar que a taxa média de crescimento anual entre 1968 e 1988 foi de 17,8%. Analisando-se por quinquênios, a produção cresceu à taxa média anual de 39,17%

na primeira metade da década de 1970; 0,61% na segunda metade; 0,60% na primeira metade da década de 1980; e praticamente zero entre 1985 e 1988.

Tabela 3 - Evolução da produção brasileira de soja - 1968/1988

Ano	Produção (1.000 t)
1968	654,5
1969	1.065,6
1970	1.508,6
1971	2.077,3
1972	3.666,0
1973	5.011,6
1974	7.876,2
1975	9.892,3
1976	11.227,0
1977	12.145,0
1978	9.726,0
1979	10.200,0
1980	14.887,4
1981	15.484,8
1982	12.890,9
1983	14.532,9
1984	15.340,5
1985	18.211,5
1986	13.997,5
1987	17.071,5
1988	18.038,4

Fonte: WILLIAMS & THOMPSON (1988); COMPANHIA DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO (1988).

A elevada taxa de crescimento da produção nacional permitiu ao Brasil atingir, em poucos anos, a posição de segundo maior produtor mundial dessa leguminosa, sendo superado apenas pelos Estados Unidos da América, tradicionalmente o maior produtor (tabela 4).

Tabela 4 - Produção de Soja nos Principais Países Produtores em 1000 t

Safra	EUA	CHINA	BRASIL	ARGENTINA	TOTAL MUNDIAL
1979/80	61722	7500	14962	3500	93293
1980/81	48772	7880	14978	3500	80393
1981/82	54435	9330	12835	4000	86234
1982/83	60677	9030	15458	3570	94667
1983/84	44520	9760	15400	7000	82800
1984/85	50640	9700	18200	6500	91600
1985/86	57100	6500	13200	7300	96530
1986/87*	54620	11550	17000	7500	99430

* Estimativa

Fonte: EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (1988).

A rápida elevação da produção brasileira de soja foi estimulada, inicialmente, pelo incremento das cotações externas, em função da intensificação da criação de rebanhos em regime de confinamento na Europa e nos Estados Unidos e do crescimento do número de animais nessas duas regiões. Entretanto, o grande impulso ocorreu

com a quebra da safra mundial em 1972/1973, fato esse que provocou uma elevação ainda maior do preço internacional e facilitou a entrada de novos produtores no mercado.

Em 1973, a quebra da safra levou os Estados Unidos a suspenderem suas exportações. Com isso, os países importadores, principalmente os europeus, verificaram a posição vulnerável em que se encontravam, dependendo quase que exclusivamente do farelo norte-americano para manter seu rebanho. O medo da dependência quase que total de um único país (que não tinha se mostrado muito confiável, já que vários compromissos deixaram de ser cumpridos em função da suspensão das exportações), abriu o mercado internacional a outros produtores, permitindo uma maior penetração da soja brasileira.

Outros fatores que favoreceram a expansão das exportações da soja brasileira foram a alternância entre a safra do Hemisfério Norte (colhida em setembro-outubro nos Estados Unidos) e a do Hemisfério Sul (colhida em março-maio no Brasil) e a melhor qualidade do farelo nacional (com exceção da soja do Rio Grande do Sul, que origina farelo com teor de proteína muito semelhante ao do farelo norte-americano, cerca de 44%, as demais regiões produtoras do Brasil produzem farelo com teor proteico da ordem de 47-48%).

Se, por um lado, a produção brasileira

cresceu a ponto de suprir fatia significativa do mercado, por outro, deve-se reconhecer que a produtividade agrícola da lavoura brasileira não tem evoluído satisfatoriamente. Como pode ser visto na tabela 5, a produtividade média do Brasil a partir de 1982 é um pouco menor que a média mundial, e bastante inferior à produtividade de seus principais concorrentes atuais no mercado internacional: Estados Unidos e Argentina.

Tabela 5 - Produtividade da soja nos principais países produtores em kg/ha - 1982 a 1988

ANO	BRASIL	EUA	ARGENTINA	CEE	MÉDIA MUNDIAL
1982	1565	2022	2090	2077	1720
1983	1792	2121	1841	2188	1700
1984	1650	1759	2405	2385	1630
1985	1800	1893	2064	2639	1730
1986	1482	2292	2179	2775	1860
1987	1814	2238	2000	2749	1880
1988*	1843	2270	2125	2612	1900
Média	1707	2085	2101	2489	1787

* Estimativa

Fonte: IAFELICE (1988).

Na caracterização da evolução da produção brasileira de soja, deve-se determinar também como ela afetou a economia agrícola das regiões onde penetrou,

ou seja, que tipo de uso tinham anteriormente os solos hoje destinados ao cultivo de soja. Sobre isso, ZOCKUN (1978) apresenta dados que mostram que a expansão da soja se deu, principalmente, em áreas de culturas e pastagens (88,4%) e não em áreas virgens (11,6%). No Rio Grande do Sul e no Paraná, a principal cultura substituída foi o milho. Em São Paulo, o algodão e o arroz também foram significativamente substituídos pela soja.

A expansão mais recente dessa cultura tem sido em direção aos solos de cerrado da região Centro-Oeste, principalmente Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás e Minas Gerais. Nessas novas regiões, a expansão da cultura tem enfrentado algumas dificuldades em função da menor fertilidade dos solos de cerrado (exigência de calagem e adubação mais pesadas, o que encarece o custo de produção na lavoura) e da maior distância em relação aos portos de embarque (o que eleva o custo de comercialização, deprimindo a renda do produtor rural).

A importância da incorporação dos solos da região Centro-Oeste no incremento da oferta de soja pode ser visualizada na tabela 6. Pode-se observar que a produção do Centro-Oeste, que correspondia a modestos 15% da oferta nacional em 1980, cresce e se aproxima de 50% no final da mesma década.

Tabela 6 - Produção de soja no Brasil por regiões-1980/1988

Ano	Participação (%)	
	Áreas tradicionais	Centro-Oeste
1980	85	15
1982	77	23
1984	71	29
1986	58	42
1988*	56	44

* Estimativa

Fonte: ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS (1988).

2.2. Comercialização

O processo de comercialização da soja envolve sua venda in natura pelos agricultores; o transporte; o armazenamento; o processamento para produção de farelo e óleo; a venda do farelo aos atacadistas, às fábricas de rações ou aos pecuaristas; a transferência do óleo da indústria para os atacadistas e varejistas; a venda do óleo aos consumidores nacionais; e a exportação de óleo, farelo e grãos.

A importância da atividade comercial para os resultados econômicos do setor soja pode ser verificada pela fração do custo total que corresponde ao custo de comercialização (tabela 7). Percebe-se pelos dados, que o

fator determinante da vantagem comparativa dos EUA sobre o Brasil na produção de soja é o custo de comercialização. Mais particularmente, são os custos de frete (principalmente) e os tributos que diferenciam os custos finais dos dois países.

Tabela 7 - Custos de Produção e comercialização de Soja em US\$/t até o porto de embarque^{1/}

Itens	Brasil*	Estados Unidos*
-de lavoura	165,0	179,0
-de comercialização	65,0	21,0
.frete	25,0	7,0
.tributos	32,0	21,0
.despesas portuárias	6,0	8,0
.quebras de transporte e corretagens e comissões	2,0	2,3
CUSTO TOTAL	230,0	200,0

* Brasil: safra 86/87; EUA: 1986

Fonte: TRIGUEIRINHO (1989).

^{1/} O custo de frete estimado na tabela 7 corresponde ao custo de transporte interno, até que o produto atinja o porto de embarque. Deve-se ressaltar que o custo de US\$ 25,00 por tonelada, para o Brasil, é um custo médio que leva em conta no máximo uma distância de percurso de 1.200 km dos portos. Para maior distância, maior é a desvantagem para o Brasil (a título de exemplo pode-se citar o custo estimado pela Organização das Cooperativas do Estado do Paraná para a região de Diamantino (MT), que foi de US\$ 62,00/t).

A diferença no custo de frete entre o Brasil e os Estados Unidos ocorre principalmente pelas deficiências na rede de transporte ferroviário e de cabotagem no Brasil (WILLIAMS & THOMPSON, 1988). Em função disso, o transporte da soja brasileira é feito predominantemente por via rodoviária. Para que se visualize a importância desse tipo de transporte, basta lembrar que, em 1983, 84,4% da soja nacional foi transportada por via rodoviária, 13,5% por ferrovia e 2,1% por hidrovia (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA, 1988).

No que diz respeito às exportações (tabela 8), após 1977 o Brasil incrementou suas vendas principalmente de derivados processados (farelo e óleo), o que foi possível pela política governamental que procurou estimular a exportação de produtos com maiores valores adicionados.

Segundo WILLIAMS & THOMPSON (1988), a expansão da indústria brasileira de esmagamento foi possível pelas vantagens oferecidas pelo governo brasileiro para a exportação de óleo e farelo e pela força do mercado mundial de soja em grão e derivados, verificada desde o início da década de 1970. Esses autores também verificaram que o esmagamento de soja cresceu paralelamente à capacidade das unidades e o nível de utilização das mesmas ficou em torno de 85% da capacidade instalada até 1977, quando o crescimento da capacidade

excedeu o aumento da produção interna.

Tabela 8 - Valor das exportações brasileiras de soja em grão e derivados em US\$ 1000 - 1971 a 1988

Ano	Farelo	Grão	Óleo	Total
1971	81.532	24.309	2.245	108.086
1972	152.348	127.927	15.160	294.971
1973	422.635	494.153	32.561	949.349
1974	303.044	586.271	1.899	891.214
1975	465.774	684.901	153.589	1.304.264
1976	795.004	788.538	196.424	1.779.966
1977	1.145.709	709.606	282.915	2.138.230
1978	1.047.725	169.886	294.911	1.512.522
1979	1.136.933	179.506	333.909	1.650.348
1980	1.449.013	393.930	421.250	2.264.193
1981	2.136.176	403.672	650.996	3.190.844
1982	1.619.165	123.457	379.016	2.121.638
1983	1.793.219	308.571	460.956	2.562.746
1984	1.460.179	454.116	651.349	2.565.644
1985	1.174.857	762.683	602.517	2.540.057
1986	1.254.716	243.218	142.065	1.639.999
1987	1.449.900	570.200	304.200	2.324.500
1988	2.023.200	728.300	294.200	3.045.700

Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL (1988).

As medidas de intervenção governamental que possibilitaram essa expansão (até certo ponto excessiva) da indústria de processamento de soja concentraram-se principalmente na área tributária. Para que se tenha uma

idéia das medidas adotadas, basta recordar a situação de 1975. Nesse ano, a alíquota de Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMD) para exportação de soja em grão era de 12,5%, para exportação de farelo (cuja comercialização interna era isenta de pagar o referido imposto, por se tratar de "insumo moderno") a alíquota era de 5%, enquanto que a exportação de óleo de soja estava totalmente isenta do ICM. Além dessa vantagem, e de vários subsídios recebidos pelos produtos processados, um esquema especial de financiamento para exportação viria a favorecer os exportadores de óleo e farelo em 1976.

Essa situação permaneceu até o final da década de 1970. Ainda que em 1979 fossem aumentados os impostos para exportação dos derivados de soja, as vantagens para a exportação de óleo e farelo eram de US\$ 30,00/t e US\$ 25,00/t, respectivamente, em relação às exportações de grãos (WILLIAMS & THOMPSON, 1988).

A essas medidas, várias outras vieram se somar, sempre no sentido de incentivar a expansão do parque esmagador nacional. Assim, verificou-se o referido excesso de capacidade instalada, que acabou por elevar significativamente o custo fixo de processamento da soja brasileira.

Por outro lado, o excesso de capacidade instalada permitiu ao Brasil um significativo aumento de suas importações em regime de *draw-back* a partir de 1978

(nesse ano e no ano seguinte ocorreram duas das maiores quebras de safra de soja no Brasil, o que ajudou a aumentar ainda mais a capacidade ociosa, viabilizando as importações para processamento interno).^{1/}

A participação do Brasil nas exportações mundiais também se direcionou para óleo e farelo. Em 1988, o País participou com 10% das exportações de grãos, 18% das exportações de óleo e 30% das exportações de farelo (tabela 9).

Tabela 9 - Participação percentual dos principais países produtores nas exportações mundiais de soja e derivados em 1988

País	grãos	óleo	farelo
Brasil	10	18	30
EUA	70	22	27
Argentina	9	21	16
China	5	-	-
CEE	-	34	20
outros	6	6	7

Fonte: JANK et alii (1989).

^{1/}Essas compras de grãos de soja para processamento interno não tem sido muito elevadas nos últimos anos, em função do controle excessivo sobre as importações. Quando ocorre importação, o objetivo é garantir o abastecimento interno de óleo durante a entressafra. Dependendo do preço, importa-se óleo ou grãos para serem esmagados no Brasil.

As empresas brasileiras de processamento de oleaginosas moem majoritariamente grãos de soja. Em 1982, 71,4% das unidades industriais do setor de oleaginosas processavam exclusivamente soja, enquanto que apenas 19 firmas (que representavam cerca de 10% do total de óleo produzido) não operavam com soja (tabela 10).

Tabela 10 - Distribuição das unidades industriais por oleaginosas processadas em 1982

Oleaginosas processadas	Unidades Industriais	(%)
soja (exclusivamente)	90	71,4
soja e algodão	1	0,8
soja e arroz	1	0,8 ⁵
soja e amendoim	5	4,0
soja e milho	3	2,4
soja e girassol	1	0,8
soja e linhaça	3	2,4
soja e semente de uva	1	0,8
soja, mamona e algodão	1	0,8
soja, mamona e amendoim	1	0,8
outras oleaginosas	19	15,2
Total	126	100,0

Fonte: TRIGUEIRINHO (1989).

Outra característica das empresas processadoras é que essas concentram-se nas regiões Sul e

Sudeste do País. Dados de 1989 mostram que apenas os Estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina juntos eram responsáveis por 84,7% da capacidade de esmagamento brasileira (tabela 11).

Tabela 11 - Capacidade nominal instalada de processamento de oleaginosas em ton/dia - 1989

Estado	Capacidade de esmagamento	
	Total	Participação (%)
São Paulo	19403	19,3
Paraná	33420	33,3
Rio Grande do Sul	26236	26,1
Santa Catarina	6020	6,0
Mato Grosso do Sul	3800	3,8
Goiás	4300	4,3
Minas Gerais	3100	3,1
Outros	4147	4,1
Total	100426	100,0

Fonte: TRIGUEIRINHO (1989).

Com relação à estrutura do mercado da soja, ARRUDA et alii (1985) estudaram sua organização industrial no Brasil e nos Estados Unidos. Verificaram que as empresas de processamento de soja apresentavam estruturas oligopolizadas nos dois países. Observaram ainda que o processamento nos Estados Unidos era mais uniformemente

distribuído ao longo do ano, enquanto que, no Brasil, a maior parte do esmagamento ocorria logo após a colheita. Isso, com a finalidade de aproveitar a elevação dos preços no mercado internacional que geralmente ocorre entre maio e agosto, em função da entressafra norte-americana.

Os dados da tabela 12 confirmam o que Arruda et alii afirmaram sobre as empresas nacionais. O crescimento da capacidade instalada deu-se basicamente com o aumento da fração de mercado das empresas maiores, o que ocasionou um incremento na concentração do setor. Em 1976, as plantas com capacidade de até 599 toneladas/dia eram responsáveis por 55,52% da capacidade instalada, contra 18,14% correspondentes às firmas com capacidade de mais de 1499 ton/dia. Já em 1985, essa situação inverteu-se, cabendo 23,79% da capacidade instalada para o menor estrato (até 599 ton/dia) e 47,36% para o estrato maior (mais de 1499 ton/dia). Por outro lado, verificou-se nos últimos anos um significativo aumento da fração das plantas de médio porte.

Analisando indicadores de concentração industrial, CARVALHO et alii (1984) verificaram que a parcela de mercado das 4 maiores firmas de processamento de soja era, em 1981: 48% para São Paulo; 43% para o Paraná; 94% para Santa Catarina; 39% para o Rio Grande do Sul; e 22% para o Brasil como um todo. Isso significa que, utilizando-se o sistema de classificação sugerido por BAIN (1959), São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul se enquadravam

na categoria "oligopólio levemente concentrado".

Tabela 12 - Estratificação da capacidade por tamanho de planta das processadoras de soja em t/dia em alguns anos no Brasil

estrato	1976	1977	1982	1985	1989
Até 599	19282 (55,5%)	19117 (46,0%)	21589 (24,0%)	21729 (23,8%)	20386 (20,3%)
600 a 1499	9150 (26,3%)	13150 (31,6%)	25150 (27,9%)	26350 (28,8%)	38020 (37,9%)
mais de 1499	6300 (18,2%)	9300 (22,4%)	43250 (48,1%)	43250 (47,4%)	42020 (41,8%)
Total	34732 (100%)	41567 (100%)	89989 (100%)	91329 (100%)	100426 (100%)

Fonte: TRIGUEIRINHO (1989).

Apesar do número de empresas de processamento não ser muito grande e de algumas delas abastecerem fatias significativas do mercado, a homogeneidade dos produtos vendidos (óleo e farelo) e a dependência em relação às cotações internacionais reduzem significativamente o poder de mercado das empresas brasileiras de esmagamento de soja. A diferenciação que existia há alguns anos atrás no mercado de óleo refinado, reduziu-se bastante com a adoção do processo de

desodorização pela maior parte das refinarias.

A exportação da soja e derivados nacionais é feita por diversos agentes, em função da forma do produto que é comercializado. As formas processadas são exportadas, via de regra, pelas próprias indústrias de processamento, enquanto que a soja em grão é exportada por cooperativas, empresas (na tabela 13, pode-se observar a participação das empresas de processamento na exportações) ou agentes exportadores. Quanto a esses últimos, GOLDEMBERG et alii (1978) verificaram que 83% dos agentes paulistas adquiriam o produto diretamente dos produtores, 16% dos atacadistas e 1% das cooperativas.

Tabela 13 - Participação das empresas de processamento nas nas exportações brasileiras de óleo, grãos e farelo em 1988

Exportador	Farelo		Óleo		Grãos	
	ton	%	ton	%	ton	%
indúst.	8179462	97,19	653441	99,85	959400	36,90
outros*	236401	2,81	1000	0,15	1640644	63,10
Total	9415863	100,00	654441	100,00	2600044	100,00

* inclui cooperativas, agentes exportadores, etc

Fonte: dados básicos de TRIGUEIRINHO (1989).

Entre os agentes exportadores brasileiros, pode-se destacar a participação do grupo Cutrale, que possui um grande terminal exportador. Em 1988, esse grupo foi responsável pela exportação de 730082 toneladas de grãos, o equivalente a 28,08% de todas as exportações brasileiras de soja em grão ocorridas durante o referido ano.

Os preços recebidos pelos exportadores brasileiros baseiam-se nas cotações da Bolsa de Chicago, principalmente, às quais são somados prêmios (positivos ou negativos) específicos para os produtos brasileiros.

Esses prêmios dependem da combinação de uma série de condições, algumas tendendo a aumentá-los e outras a diminuí-los. Do confronto entre essas forças será determinado o valor do prêmio e, portanto, o preço recebido pelo exportador. As principais condições são (baseado em informações apresentadas por TRIGUEIRINHO, 1989):

- . condições locais de oferta e demanda. Nesse caso, se a exportação for feita numa época em que o País tenha grande quantidade a oferecer (logo após uma boa safra), a tendência será de se pagar um prêmio menor (e até mesmo negativo). Se a exportação for feita na entressafra brasileira ou num ano de baixa produção, o prêmio tenderá a ser maior;

- . pequenas diferenças de qualidade. Para se exemplificar esse efeito pode-se citar o caso do Rio Grande

do Sul. Como afirmou-se anteriormente, o farelo do Rio Grande do Sul apresenta menor teor de proteína que os farelos produzidos com soja do Paraná, Estados do Sudeste e Estados do Centro-Oeste. Assim, há uma tendência de serem oferecidos prêmios menores pelo farelo sul-riograndense;

. eficiência do porto exportador. Como as despesas de transporte marítimo normalmente correm por conta dos importadores, esses estarão dispostos a pagar prêmios maiores se o produto for colocado num porto mais eficiente, que possibilite uma menor despesa de transporte. Como exemplo da influência dos portos sobre o prêmio, tem-se a situação das exportações argentinas. Os portos daquele País não oferecem condições para que os navios saiam com carga total, o que faz com que esses cargueiros tenham que parar no Brasil para completar a carga. Devido a essa deficiência portuária, há uma tendência de se pagar prêmio menor pelo produto argentino;

. condições de pagamento. Esse fator afeta particularmente o mercado do óleo, já que entre os países importadores há um predomínio de países pobres. Por exemplo, como os Estados Unidos financiam as compras de seus produtos (a juros relativamente baixos), e o Brasil e a Argentina só vendem à vista, muitos importadores aceitam pagar prêmios mais altos pelo produto norte-americano para desfrutar das vantagens creditícias oferecidas por aquele País.

Além dessas condições, quaisquer outras que representem vantagens para o importador potencial tenderão a elevar o valor do prêmio, enquanto que aquelas que representem desvantagens para o mesmo tenderão a depreciar o prêmio sobre a cotação da Bolsa de Chicago. Pelo lado dos exportadores, terão maiores prêmios os que tiverem vantagens sobre os demais (vantagens como: posse do produto em períodos de carência, produtos de melhor qualidade, melhor localização, subsídios, facilidade de crédito, etc.).

Para se fechar um fluxograma dos canais de comercialização da soja brasileira, agora que já se viu os agentes de comércio internacional, a análise se volta para os demais agentes: produtores, atacadistas e varejistas (na figura 1 pode-se visualizar um esquema dos canais de comercialização do setor).

As vendas de soja em grão pelos produtores brasileiros nas regiões de cultivo tradicional (Rio Grande do Sul e Paraná) se dão predominantemente através das cooperativas, em função da força que essas representam nessas regiões. No caso de regiões de produção mais recente (principalmente Centro-Oeste), predominam vendas diretas dos produtores para as indústrias, as quais possuem suas equipes de compradores ou recorrem aos serviços de corretores autônomos. Isso se dá pela menor organização do sistema cooperativo nessas regiões e pelo predomínio, que lá se verifica, de propriedades de grande porte.

Figura 1 - Canais de comercialização da indústria brasileira de soja.

As cooperativas, por sua vez, comercializam com as empresas de processamento ou exportam o produto *in natura* (diretamente). No entanto, várias dessas cooperativas hoje possuem suas próprias plantas de processamento de soja (principalmente no Paraná), o que lhes permite a comercialização direta do produto processado.

Após comprarem os grãos, as empresas esmagadoras os moem e obtêm óleo bruto e farelo. O óleo destinado à exportação é quase todo comercializado na forma bruta. Para consumo interno, esse óleo é refinado e embalado, geralmente em vasilhames de 900 ml. Para fazer o refino, a maioria das empresas possui unidade refinadora (principalmente aquelas que se encontram próximas aos centros de consumo). No caso do Rio Grande do Sul, o pequeno mercado consumidor daquele Estado e a proximidade dos portos de embarque favorecem a produção voltada para exportação (de óleo bruto), razão pela qual poucas processadoras possuem refinarias naquele Estado.

No mercado interno, o óleo de soja refinado é distribuído pela indústria de processamento para as redes de supermercados ou para os atacadistas, os quais repassam o produto para os varejistas. Os atacadistas assumem papel importante no abastecimento de pequenos varejistas e de regiões distantes dos pontos de processamento, visto que o número de varejistas que comercializa óleo é bastante elevado (segundo estimativa

de TRIGUEIRINHO, 1989, existem cerca de quinhentos mil pontos de venda de óleo no Brasil). Nos grandes centros urbanos, o órgão varejista mais importante na venda do óleo de soja é o supermercado. Nas cidades menores, os armazéns e mercearias também assumem importância.

No caso do farelo, as vendas das empresas de processamento no mercado interno se dão predominantemente para os criadores de animais. Seu uso principal, como foi dito, é na formulação de rações de aves, bovinos e suínos. As fábricas de rações também compram farelo para usarem como insumo, porém, a quantidade comprada por essas empresas é bem pequena se comparada com a parcela dos pecuaristas. Menor ainda é a parcela comprada pelos atacadistas. Esse predomínio de compra pelos pecuaristas, decorre das vantagens econômicas de se produzir a ração na própria fazenda, principalmente porque o frete encareceria sobremaneira a ração caso o farelo fosse transportado até a fábrica de rações e a ração fosse depois levada até os criadores.

Com relação à formação dos preços no mercado interno, as cotações externas têm sido a variável chave para as três formas, óleo, farelo e grão. Esse fato foi verificado parcialmente por PINO et alii (1983). Esses autores procuraram analisar as relações dinâmicas e causais entre preços de soja ao atacado (SP) (farelo), produtor (SP) (grão) e internacional (Bolsa de

Rotterdam) (farelo), usando modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA) e análise espectral. Verificaram que havia relação causal entre preço internacional e preço ao produtor (com o preço externo afetando o preço ao produtor no ano seguinte) e relação bi-causal (*feed back*) entre as séries de preços ao produtor e ao atacado.

Uma provável explicação para isso, é que o mercado externo representa a alternativa para os diversos agentes na sua tomada de decisão. O produtor não desejaria comercializar seu produto no mercado interno por um preço inferior ao que receberia caso exportasse. O mesmo ocorre com as empresas de processamento.

No âmbito das empresas de processamento, além das cotações externas, o custo de produção aparece como variável importante. As características oligopolísticas dessas empresas podem permitir a implementação de políticas de preços que garantam uma margem sobre os custos (*markup*). Dessa forma, as firmas tenderiam a cobrar uma margem sobre o custo de produção, repassando variações desse custo (aumento do preço do grão, por exemplo) ao consumidor final. A grandeza e a estabilidade dessa margem ao longo do tempo dependeriam do poder das empresas que operassem nesse mercado.

Outro fator importante para a análise dos

preços da soja e derivados, é a influência das políticas públicas sobre o setor. Já foram vistas algumas medidas de política econômica que estimularam a expansão da capacidade de esmagamento das indústrias de processamento, principalmente as tributárias. Agora serão vistas as medidas de intervenção direta no mercado de produtos.

O período de intervenções mais drásticas sobre a comercialização de soja foi de meados da década de 1970 até 1982, portanto fora do período envolvido nesta pesquisa. Nessa fase, além de impostos e subsídios de diversas magnitudes, o governo manteve o óleo de soja tabelado e criou um complexo sistema de cotas de exportações para garantir o abastecimento interno. O mecanismo básico consistia em permitir exportações apenas depois de estar garantido o abastecimento interno. As cotas eram sempre revistas em função de alterações nas condições de abastecimento, sendo que muitas vezes as exportações foram suspensas.

Para esse período, WILLIAMS & THOMPSON (1988) verificaram que as políticas internas do Brasil conseguiram reduzir significativamente a influência dos preços internacionais sobre os domésticos. De uma maneira geral, os preços dos grãos no mercado interno permaneceram abaixo das cotações externas, enquanto que os preços domésticos de óleo e farelo mantiveram-se acima dos preços internacionais.

Após 1982, as medidas políticas foram mais

brandas. As cotas foram abolidas, sendo mantidas as medidas fiscais (impostos e subsídios) e o tabelamento do óleo de soja. Em 1987, o tabelamento também foi abolido, voltando a entrar em vigor apenas nos períodos de congelamento geral de preços.

A partir de 1987, o setor passou para o regime de "liberdade vigiada". Nesse caso, as empresas têm liberdade para reajustar seus preços, mas são obrigadas a apresentar suas planilhas de custos ao Conselho Interministerial de Preços (CIP) para justificar cada reajuste. Se o CIP considerar o reajuste abusivo, ele pode suspender o novo preço e estabelecer o valor que deve vigorar no mercado.

A influência governamental sobre o comércio internacional de soja permaneceu principalmente através da política cambial e do controle sobre as importações. A taxa de câmbio foi administrada pelo governo durante todo o período aqui analisado. Seu valor era fixado quase que diariamente (principalmente na fase final do período, quando a inflação foi mais elevada) através das chamadas "minidesvalorizações" da moeda. Quanto às importações, essas só podiam se efetivar com autorização governamental, o que dificultava sua rápida operacionalização.

3. REFERENCIAL EMPÍRICO E TEÓRICO

A formação e a transmissão dos preços têm sido preocupação constante tanto em relação aos seus determinantes teóricos quanto em relação à sua mensuração empírica. Enquanto a preocupação teórica consiste em encontrar relações que se repetem sistematicamente, dadas as mesmas condições, a preocupação empírica consiste em mensurar essas relações e testar as hipóteses formuladas através da teoria.

Agora que já foram examinados alguns aspectos do mercado da soja, tratar-se-á da questão da transmissão de preços agrícolas, buscando-se reunir as principais referências teóricas e empíricas nas quais o presente trabalho se baseia. Iniciar-se-á pelos procedimentos empíricos mais importantes, deixando-se para o item seguinte a descrição dos principais modelos econômicos que serviram de referência teórica para essa pesquisa.

3.1. Procedimentos empíricos

Transmissão de preços

Dado um mecanismo de formação e transmissão

de preços, a preocupação inicial é verificar em quais níveis de mercado as variações de preços podem se originar e quais as variáveis que as provocam. Segundo BARROS & MARTINES F^o (1987), os seguintes fatores podem levar a variações no preço de um determinado produto agrícola:

a) ao nível de produtor - mudanças tecnológicas, preços de fatores e produtos alternativos, financiamento, clima, etc.

b) ao nível de intermediário - variações nos custos dos insumos de comercialização (transporte, armazenamento, condições de financiamento, etc.).

c) ao nível de consumidor - variações na renda, emprego, população, preço de outros bens, etc.

d) ao nível externo - preços internacionais de produtos agrícolas, taxa cambial, taxa de juros, etc.

Os estudos empíricos que têm sido feitos buscando aumentar a compreensão sobre a transmissão de preços agrícolas, têm procurado, basicamente, analisar o efeito de mudanças nestas variáveis exógenas sobre os preços nos diferentes níveis de mercado. Para mensurar as relações entre os preços, têm sido calculadas as elasticidades de transmissão de preços.

A elasticidade de transmissão de preços mostra em que porcentagem variarão os preços num dado nível de mercado quando variar em 1% o preço em outro nível. Algebricamente ela pode ser representada da seguinte

forma (o exemplo que vem a seguir mostra a elasticidade de transmissão de preços entre produtor e varejo):^{1/}

$$\eta_{pv} = \frac{\frac{\partial Pv}{\partial Pp}}{\frac{Pv}{Pp}} \quad (3.1.)$$

onde:

η_{pv} = elasticidade de transmissão de preços produtor/varejo

∂Pv = variação no preço ao varejo

∂Pp = variação no preço ao nível de produtor

Pv = preço ao varejo

Pp = preço ao produtor.

Se a η_{pv} for maior que um, significa que as variações percentuais dos preços ao nível de produtor serão menores que as variações percentuais dos preços ao nível de varejo. Se η_{pv} for menor que um, as variações percentuais de preços serão maiores ao nível de produtor; e, se η_{pv} for igual a um, as variações percentuais serão iguais nos dois níveis.

^{1/} Na prática, ao se estimar uma regressão entre dois preços, transforma-se as duas séries em logaritmos neperianos. Assim, o coeficiente da variável independente já será a estimativa da elasticidade de transmissão de preços. Por exemplo:

$$\ln Pv_t = \alpha + \beta \ln Pp_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ logo: } \beta = \text{elasticidade de transmissão de preços}$$

Causalidade na transmissão de preços

A estimação das elasticidades de transmissão de preços requer a definição prévia do sentido em que ocorre a transmissão (sentido de causalidade).

Quanto ao sentido de causalidade entre preços agrícolas, muitos autores consideram que este é dos preços de compra para os preços de venda (no exemplo anterior, considerou-se que o sentido era do produtor para o varejo), pressupondo a aplicação de um *markup* sobre os custos de produção (vide modelo de Heien, no próximo sub-item), enquanto outros consideram que a transmissão ocorre dos preços de venda para os preços de compra, devido à influência do consumidor. Por outro lado, existem aqueles que acreditam que o sentido de causalidade deve ser testado empiricamente, já que esse tenderia a variar principalmente por dois motivos: em função de serem diferentes os mecanismos de transmissão de preços para mercados diferentes; e pela possibilidade de mudança no sentido de causalidade entre diferentes períodos de tempo, já que a estrutura dos mercados pode variar, assim como os mecanismos de intervenção governamental.

Para testar o sentido de causalidade entre variáveis econômicas, SIMS (1972) desenvolveu um procedimento a partir do conceito de causalidade estabelecido por GRANGER (1969), procedimento este que também encontra-se discutido de forma mais aplicativa em

BISHOP (1979).

Granger considera que existe causalidade de uma variável X para uma variável Y se e somente se valores passados e correntes de X ajudam na previsão de Y .

O teste de Sims, que será descrito detalhadamente mais adiante, consiste em estimar duas equações com valores futuros, correntes e passados das variáveis independentes em relação a valores presentes da variável dependente, sendo que cada variável será dependente em uma e independente em outra equação. Após isso, testa-se a nulidade dos coeficientes dos valores futuros das variáveis independentes de ambas equações. Se considerarmos as variáveis X e Y , teremos as seguintes alternativas:

- . causalidade de X para Y ($X \Rightarrow Y$): se os coeficientes dos valores futuros de X não forem estatisticamente diferentes de zero e os de Y o forem.

- . causalidade de Y para X ($Y \Rightarrow X$): se os coeficientes dos valores futuros de X forem estatisticamente diferentes de zero e os de Y não o forem.

- . relação bicausal ($X \Leftrightarrow Y$): se os coeficientes dos valores futuros de ambas variáveis forem estatisticamente diferentes de zero.

- . ausência de causalidade: se os coeficientes dos valores futuros de ambas variáveis não forem estatisticamente diferentes de zero.

Diversos trabalhos têm sido feitos no Brasil para verificar o sentido de causalidade entre preços agrícolas (por exemplo, BURNQUIST, 1986; BARROS & MARTINES F^o, 1987; MARTINES F^o, 1988; BARROS, 1988; AGUIAR & BARROS, 1989; entre outros). Da análise dos resultados desses trabalhos pode-se afirmar que existe uma tendência das variações de preços se originarem ao nível de atacado. Isso se daria pelo fato desse nível comercializar uma variedade menor e um volume maior de produtos, o que possibilita aos atacadistas um maior acesso às informações sobre variações nos demais níveis e um menor custo de promover alterações nos preços. Para alguns produtos com maior elasticidade-renda da demanda (frutas, por exemplo), as variações poderiam originar-se ao nível de varejo, em função das oscilações do poder de compra dos consumidores. No caso de produtos com grande parcela destinada à exportação, os referidos estudos mostraram uma tendência das variações de preços se iniciarem ao nível de produtor. Como nenhuma dessas pesquisas considerou o setor de processamento (que geralmente faz a ligação entre os produtores e o mercado internacional), o efeito do mercado externo acabou sendo captado inicialmente ao nível de produtor rural^{1/}.

^{1/} Ver BARROS (1989) e MARQUES & AGUIAR (1989, p. 169-70).

Defasagem na transmissão de preços

Além do sentido de causalidade, ao se estimar elasticidades de transmissão de preços não se pode perder de vista que os ajustamentos podem não ocorrer instantaneamente, dando origem à chamada defasagem distribuída. BARROS (1987, p. 217) afirma que "a defasagem distribuída surge na teoria quando qualquer causa econômica (uma mudança no preço ou na renda) produz parte de seu efeito somente depois de um certo espaço de tempo, chamado defasagem. Ainda mais, esse efeito, quando ocorre, não o faz num só período, mas é distribuído por uma sequência de períodos de tempo."

Diversos fatores são apontados na literatura para justificar a presença de defasagem distribuída. Os principais deles são:

. [^]resistência a mudanças e incerteza. Os consumidores não desejam um ajustamento brusco a novos hábitos em função de mudanças em variáveis econômicas (preços e renda, principalmente). Isso porque essas alterações geralmente estão associadas a um certo grau de desutilidade e, também, porque é incerto o período de permanência da nova situação. Assim, por exemplo, se ocorrer uma grande majoração no preço de um determinado bem, a queda no consumo deverá ocorrer gradativamente, com os consumidores transferindo seus gastos para bens substitutos a medida que vão se convencendo da permanência da nova estrutura de preços. Pelo lado do

vendedor o problema é semelhante. Não é interessante, em algumas situações, promover um ajuste imediato no preço de um bem em função do aumento do custo da matéria-prima, por exemplo, já que essa elevação de custo pode ser temporária e uma elevação brusca de preços pode levar a uma perda de mercado.

. questões tecnológicas. Nesse caso, são fatores fixos de produção ou bens de consumo durável que dificultam o ajustamento. Mesmo no caso de certeza quanto à necessidade de mudar hábitos de consumo ou sistema de produção, o custo elevado dessa mudança (já que parte do patrimônio do indivíduo ou da firma terá que ser abandonado ou trocado com deságio, por ter se tornado obsoleto) pode determinar um ritmo bastante moderado para a mesma. Um exemplo recente é a implantação do sistema *compact disc laser* em substituição ao toca-discos comum. Apesar das vantagens do novo sistema, a substituição ocorre paulatinamente, já que muitos indivíduos investiram anteriormente na aquisição do sistema convencional.

Com a ocorrência de defasagem distribuída no ajustamento dos preços, o valor da elasticidade de transmissão de preços no instante em que ocorre a mudança na variável independente é apenas uma fração do efeito total que essa variação deverá causar sobre a variável dependente. Há, portanto, a necessidade de somar o efeito

que a variação na variável exógena causa nos diversos períodos (elasticidades parciais) para se determinar o efeito total (elasticidade total).

Assimetria na transmissão de preços

Outro teste estatístico que vem sendo usado na análise de mercados agrícolas, principalmente nos Estados Unidos, é o teste de assimetria desenvolvido por WOLFFRAM (1971) e aperfeiçoado por HOUCK (1977). Este teste procura identificar se acréscimos e decréscimos de preços são transmitidos com a mesma intensidade.

Os trabalhos que têm sido realizados com aplicação desse teste têm mostrado que diversas causas podem originar transmissões assimétricas de preços. Os principais fatores que podem estar associados à assimetria são: características dos produtos comercializados, estruturas de mercado, parâmetros da demanda, transitoriedade das variações de preços, intervenção governamental, nível de exigência e organização dos consumidores, etc.

Pode-se exemplificar alguns desses efeitos através da análise de uma suposta assimetria na transmissão de preços entre atacado e varejo para um dado produto agrícola. Se o produto for perecível, a tendência será de transmissão mais intensa de decréscimos de preços, já que a dificuldade de manter a qualidade do produto caso as vendas

diminuam torna inviável a transmissão de acréscimos excessivos. No caso de produto com demanda inelástica, a redução do preço leva à diminuição da receita bruta, o que pode favorecer transmissão mais intensa de acréscimos de preços. Quanto mais concentrada for a estrutura de um mercado, mais fácil será para os participantes do mesmo a transmissão mais intensa de acréscimos de preços, pois o poder de mercado desses agentes é maior. A transitoriedade das variações de preços pode dar origem à assimetria porque, caso os agentes suponham que uma queda no preço no nível imediatamente inferior seja transitória, eles podem não desejar transmitir esse decréscimo pelo desgaste que viria futuramente quando o preço necessitasse ser reajustado para cima. Um caso típico de intervenção governamental que pode originar transmissão assimétrica de preços é o do tabelamento de preço ao varejo. Nesse caso, os acréscimos de preços teriam dificuldade de serem transmitidos. Se os consumidores forem organizados, eles podem protestar quanto aos acréscimos de preços, o que levaria à transmissão mais intensa de decréscimos.

No caso de produtos perecíveis, WARD (1982) estudou a assimetria entre atacado e varejo para diversas hortaliças nos Estados Unidos. Verificou que os decréscimos de preços eram transmitidos com intensidade maior que os acréscimos, provavelmente pelo medo que os varejistas

teriam de ficar com o produto encalhado caso promovessem elevações bruscas de preços.

KINNUCAN & FORKER (1987) estudaram assimetria num mercado bastante oligopolizado: o mercado de laticínios (particularmente: leite, manteiga, queijo e sorvete). Verificaram que a elasticidade de transmissão para acréscimos nos preços ao produtor foi 16% a 238% maior que a correspondente elasticidade para decréscimos de preços ao produtor, dependendo do produto considerado.

A importância de estudos desse tipo está na possibilidade de uma previsão mais segura sobre o efeito de variações de preços, já que a elasticidade de transmissão convencionalmente estimada pressupõe que a resposta seja a mesma, tanto para acréscimos como para decréscimos de preços. Os estudos de Ward e Kinnucan & Forker mostram que nem sempre isso ocorre e que há necessidade de se desenvolverem outros estudos do gênero para outros mercados e para outras regiões.

3.2. Modelos econômicos

Nesse item serão expostos dois modelos que explicam teoricamente a transmissão de preços em mercados de produtos agrícolas. Inicia-se pelo Modelo de Gardner, que pressupõe concorrência perfeita e equilíbrio

instantâneo tanto nos mercados de insumos quanto no do produto. Depois, discute-se o modelo de Heien, que baseia-se no de Gardner, mas avança ao admitir a presença de desequilíbrio no curto prazo. Ambos os modelos permitem importantes conclusões sobre o comportamento de preços agrícolas, sendo o modelo de Gardner mais adequado quando a preocupação envolve períodos de tempo suficientemente grandes para que os diferentes mercados se estabilizem, enquanto que o modelo de Heien explica melhor alterações de curto prazo, mostrando o comportamento dos mercados durante a fase de ajustamento.

3.2.1. Modelo de Gardner

GARDNER (1975) desenvolveu um modelo estático comparativo considerando um produto final que seria produzido pela combinação da matéria-prima agrícola e do insumo de mercado, esse último representando o agregado das atividades de comercialização (com preços relativos dos componentes constantes).

Representando^{1/} o produto final por x , a matéria-prima agrícola por α e o insumo de mercado por b , o modelo seria composto pelo seguinte sistema de equações:

^{1/} A descrição que se segue baseia-se em BARROS (1987, p. 61-84).

$$x = f(a, b) \quad (3.2.)$$

$$x = D(Px, N) \quad (3.3.)$$

$$Pb = Px \cdot f_b, \quad f_b = \frac{\partial x}{\partial b} \quad (3.4.)$$

$$Pa = Px \cdot f_a, \quad f_a = \frac{\partial x}{\partial a} \quad (3.5.)$$

$$Pb = g(b, T) \quad (3.6.)$$

$$Pa = h(a, W) \quad (3.7.)$$

onde,

(3.2.) é a função de produção da indústria (com retornos constantes à escala);

(3.3.) é a função de demanda de x (Px = preço de varejo e N = variável exógena, que poderia ser população, por exemplo);

(3.4.) e (3.5.) são condições de maximização do lucro: preço do fator igual ao seu valor do produto físico marginal;

(3.6.) e (3.7.) são ofertas dos dois insumos, onde T e W são variáveis exógenas, que poderiam representar imposto fixo e clima, respectivamente.

Esse sistema é formado por seis equações e seis incógnitas (x , b , a , Px , Pa , Pb), admitindo, em condições normais, uma solução única de equilíbrio nos três

mercados (de a , b e x) para cada conjunto de variáveis exógenas (N , T , W).

O modelo analisa o efeito de variações nas variáveis exógenas (T , W e N) sobre a relação " P_x/P_a " e, portanto, sobre a margem relativa de comercialização (M'), onde:

$$M' = [(P_x - P_a)/P_x] = 1 - (P_a/P_x) \quad (3.8.)$$

Partindo do pressuposto de elasticidade de substituição entre a e b igual a zero ($s_{ab} = 0$), supondo que a combinação de duas unidades de b com uma unidade de a dá origem a uma unidade de x , BARROS (1987) apresenta graficamente o efeito das variáveis exógenas citadas.

Inicialmente, mostra-se a obtenção gráfica^{1/} da demanda derivada de a , para que se situe no mesmo gráfico os mercados de x e de a , o que permitirá analisar os efeitos da variação na oferta primária, na demanda primária e na oferta dos insumos de mercado.

^{1/} Nos gráficos que vêm a seguir, o eixo das quantidades (absissa) é $\hat{}$ arranjado de forma que cada ponto represente a proporção de 2 unidades de b para uma unidade tanto de a como de x . No caso da ordenada, P_b representa o preço de 2 unidades de b , enquanto que P_a e P_x representam preços de uma unidade de cada produto.

Obtenção gráfica da demanda derivada

A curva de demanda pelo produto final, a nível de consumidor, é denominada curva de demanda primária. Uma vez que o produto agrícola é utilizado como insumo na produção do produto adquirido pelo consumidor final, a curva de demanda a nível de fazenda (produtor rural) é denominada curva de demanda derivada, mesma denominação dada à curva de demanda do insumo de mercado.

A curva de demanda de um produto indica o máximo que os consumidores estão dispostos a pagar para terem o direito de adquirir e consumir aquele produto. Já a curva de oferta indica o valor mínimo ao qual os produtores estariam dispostos a produzir e a colocar no mercado cada volume de produção. Assim, conhecendo-se as curvas de oferta dos insumos a e b (S_a e S_b , respectivamente), pode-se somar verticalmente e saber quanto deveria ser cobrado pelos produtores do produto final x a cada nível de produção como na figura 2.

Figura 2 - Obtenção da curva de oferta derivada.

Fonte: BARROS (1987)

Para se obter a curva de demanda derivada, assume-se conhecidas a curva de demanda pelo produto final (D_x) e a curva de oferta do insumo b (S_b). Para cada nível de produção, o máximo que se poder pagar pela unidade do insumo a (que corresponde aos pontos da curva de demanda derivada pelo produto agrícola) será igual ao máximo que o mercado estará disposto a pagar pelo produto final (que corresponde aos pontos da curva de demanda primária) menos o mínimo que os produtores de b aceitam para oferecer esse insumo (que são os pontos da curva de oferta de b). Procedendo-se assim para cada uma das combinações possíveis, obtém-se a curva de demanda derivada pelo insumo

a, Da na figura 3.

Figura 3 - Curva de demanda derivada.

Fonte: BARROS (1987)

A curva de demanda derivada por b também pode ser obtida desde que se conheça a demanda pelo produto final D_x e a oferta do outro insumo (agrícola). Como, para a análise das margens de comercialização, o que interessa é o mercado do insumo a , o gráfico fundamental para análise envolvendo a oferta e a demanda de a e a oferta e a demanda de x é mostrado na figura 4. A diferença de preço nos dois mercados é a margem corrente absoluta ($\bar{M}$).

Figura 4 - Equilíbrio no mercado do bem final e da matéria-prima.

Fonte: BARROS (1987)

A seguir, apresenta-se o efeito teórico de alterações na demanda primária (D_x), oferta primária (S_o) e oferta dos insumos de mercado (S_b) sobre o equilíbrio dos mercados e sobre as margens de comercialização.

Efeito de variação na demanda primária

Nesse caso, supõe-se uma variação na variável N (um aumento populacional, por exemplo) que proporcione um deslocamento da curva de demanda primária (D_x) para a direita (para D'_x).

Com o deslocamento de D_x , D_o também

desloca-se para a direita (para D'_a), mantendo em relação a D'_x a mesma distância vertical que mantinha em relação a D_x . Isso ocorre pela pressuposição de proporções fixas, ou seja, $s_{ab}=0$.

Na figura 5 pode-se observar o efeito do deslocamento dessas curvas sobre os preços de x e de a . Tanto P_x quanto P_a sofrem aumentos, porém, o que vai interessar é qual dos dois aumentará mais.

Figura 5 - Efeito de aumento na demanda primária (D_x).

Fonte: BARROS (1987)

Se a quantidade demandada de x aumentar 10%, a quantidade demandada de a e b também aumenta em 10%. Se a elasticidade-preço da oferta de a (e_a) for menor que a elasticidade-preço da oferta de b (e_b), conforme geralmente ocorre em casos reais, já que os insumos de

comercialização possuem mais usos alternativos, os produtores de a responderão menos facilmente ao incentivo para produzir do que os de b . Como os produtores de x necessitam de ambos insumos, P_x deverá subir proporcionalmente mais do que P_b porque sua oferta é menos elástica. Como $P_x = P_a + P_b$, isto significa que (P_x/P_a) se reduzirá (com redução da margem de comercialização) quando houver um aumento na demanda, se $e_a < e_b$. Já se $e_a = e_b$; P_x , P_a e P_b aumentarão na mesma proporção e (P_x/P_a) ficará inalterado.

Essas conclusões foram tiradas supondo-se $s_{ab} = 0$. Caso s_{ab} seja maior que zero, com o aumento inicialmente maior em P_a haverá substituição de a por b , fazendo com que a relação P_a/P_b não seja tão alta quanto seria no caso de $s_{ab} = 0$. Apesar da margem diminuir também nesse caso, essa diminuição será menor que na situação anterior.

Outra conclusão que esse modelo permite, é sobre a variação na parcela do produtor agrícola no dispêndio do consumidor ($a.P_a/x.P_x$). Quando $s_{ab} < 1$, ocorre um aumento na parcela do produtor quando aumenta a demanda primária, já que o aumento de P_a/P_b mais que compensa a diminuição de a/b (numa situação extrema, se s_{ab} fosse zero, P_a/P_b aumentaria e a/b não se alteraria). Quando $s_{ab} > 1$, a diminuição de a/b mais que compensa o

aumento de P_a/P_b , o que proporciona uma redução na parcela do produtor agrícola para aumento na demanda primária. Finalmente, quando s_{ab} é exatamente igual a um, a parcela do produtor não se altera com variações na demanda primária.

Efeito de variação na oferta primária

Supondo uma redução na oferta de matéria-prima agrícola, devido a uma alteração na variável W (fenômenos climáticos, por exemplo), o efeito será o deslocamento da curva de oferta do produto agrícola (oferta primária), S_a , para a esquerda. Com isso, a curva de oferta do produto final (S_x) também se desloca para a esquerda, mantendo a mesma distância vertical em relação à oferta primária.

Novamente, tanto P_x como P_a aumentam (vide figura 6), cabendo a dúvida sobre qual dos dois aumenta mais. Como a quantidade ofertada de x diminui, diminuirá também a procura por b fazendo com que P_b se reduza. Assim, P_a tenderá a aumentar mais que P_x , provocando redução em P_x/P_a (e, conseqüentemente, na margem de comercialização).

Gardner demonstra também que, caso s_{ab} seja maior que zero, o efeito dessa possibilidade de substituição será atenuar as variações nos preços. Logo, a substituição de a (que teria preço maior) por b faria

com que a margem sofresse uma redução menor.

Figura 6 - Efeito da variação na oferta primária (S_a).

Fonte: BARROS (1987)

Da mesma forma que no caso de variação na demanda primária, o modelo demonstra que, se houver redução na oferta de a , a parcela do produtor agrícola aumenta se $s_{ab} < 1$ e diminui se $s_{ab} > 1$.

Efeito de variação na oferta de insumos de mercado

Uma redução na oferta de insumos de mercado (S_b), devido a uma variação em T (aumento de impostos, por exemplo), provocará um deslocamento para baixo da demanda derivada do produto agrícola (já que a e b são usados em proporção fixa) e para cima da oferta do produto final x

(figura 7).

Figura 7 - Efeito da variação na oferta de insumos de mercado (S_b).

Fonte: BARROS (1987)

Dessa forma, P_a cai e P_x aumenta, fazendo com que a margem aumente. Também nesse caso, s_{ab} tem papel moderador, induzindo a uma elevação menor na margem se for maior que zero.

Efeito das variações nas variáveis exógenas sobre a elasticidade de transmissão de preços^{1/}

Gardner analisa também o efeito de variações

1/ A elasticidade de transmissão de preços entre o produto na fazenda e o produto final no varejo pode ser representada por:

$$E_{P_x, P_a} = (\partial P_x / \partial P_a) \cdot (P_a / P_x)$$

na oferta primária (S_a), na demanda primária (D_x) e na oferta dos insumos de mercado (S_b) sobre a elasticidade de transmissão de preços entre o produto na fazenda e o produto final ao consumidor.

Conclui que, para $e_a < e_b$ (caso normal), um acréscimo na demanda de x fará com que P_a aumente mais que P_x , o que implica em elasticidade de transmissão de preços menor que a unidade.

Para uma redução na oferta primária (S_a), P_a tenderá a aumentar mais que P_x , o que implica em elasticidade de transmissão de preços também menor que um.

Caso ocorra uma alteração em S_b de tal forma que P_b aumente, P_x aumentará e P_a diminuirá, originando elasticidade de transmissão de preços negativa.

A importância dessas conclusões sobre o comportamento da elasticidade de transmissão de preços é que, sob certas condições (produção com proporções fixas e variações de preços originadas ao nível de oferta), é válida a seguinte relação:

$$\eta_{a,Pa} = \eta_{x,Px} \cdot \epsilon_{Px,Pa} \quad (3.9.)$$

onde, o primeiro termo é a elasticidade-preço da demanda derivada, o segundo é a elasticidade-preço da demanda primária e o terceiro é a elasticidade de transmissão de preços entre o produto agrícola na fazenda

e o produto final no varejo.

Através dessa relação, é possível, desde que se disponha da elasticidade-preço da demanda ao consumidor e da elasticidade de transmissão de preços entre produtor e varejo, deduzir a elasticidade-preço da demanda derivada. Assim, será possível inferir sobre a relação entre o preço do produto agrícola na fazenda e a quantidade demandada do mesmo.

Resumo das conclusões do modelo de Gardner

a) Qualquer evento que aumente D_a tende a reduzir a margem percentual de comercialização $[(P_x - P_a)/P_x]$, desde que $e_b > e_a$;

b) qualquer evento que aumenta S_a tende a aumentar a margem de comercialização;

c) eventos que aumentam S_b tendem a reduzir a margem de comercialização;

d) um acréscimo na margem provoca uma redução na parcela do produtor agrícola se $s_{ab} < 1$ e acréscimo se $s_{ab} > 1$;

e) a demanda de produtos agrícolas será, em geral, menos preço-elástica ao nível do produtor do que ao nível de varejo (ou seja, geralmente a elasticidade de transmissão de preços entre produtor e varejo será menor que um).

3.2.2. Modelo de Heien

Como foi dito no início desse sub-ítem, HEIEN (1980) desenvolveu um modelo procurando explicar o comportamento dos mercados agrícolas no período intermediário entre duas situações de equilíbrio. Esse período de desequilíbrio durante o processo de ajustamento dos mercados ocorre em função da não fluidez perfeita das informações, das diferentes velocidades de decodificação dessas informações e das próprias dificuldades de ajuste às novas condições após a decodificação das informações do mercado.

Dados os diferentes objetivos analíticos dos dois modelos citados, percebe-se que eles podem ser usados conjuntamente nas análises de preços agrícolas, sendo o de Hein mais apropriado para análises de curto-prazo e o de Gardner para analisar períodos maiores de tempo.

O modelo

Em seu modelo, Heien apresenta equações de oferta e demanda para o mercado de um produto agrícola nos níveis de varejo, atacado e produtor rural (produto agrícola propriamente dito), diferenciando-se do modelo de Gardner pela exclusão do mercado de insumos de comercialização. Essas equações são descritas a seguir:

Varejo

demanda (alimento pronto para consumo): $R_d = h_1(r, y)$, onde:

R_d = quantidade demandada ao varejo;

r = preço no varejo;

y = fatores exógenos tal com renda.

oferta: $R_s = h_2(r, w, z)$, onde:

R_s = quantidade oferecida pelo varejista;

w = preço ao atacado;

z = preços de outros fatores de produção (tais como serviços de comercialização).

Atacado

demanda: $W_d = h_3(r, w, z)$, onde:

W_d = quantidade demandada ao nível de atacado (demanda do varejista pelo produto do atacadista).

oferta: $W_s = h_4(w, f, x)$, onde:

W_s = quantidade oferecida pelo atacadista;

f = preço do produto agrícola na fazenda;

x = outros custos do atacadista.

Produtor Rural

demanda: $F_d = h_5(w, f, x)$, onde:

F_d = quantidade demandada do produto agrícola ao nível de produtor rural.

oferta: $F_s = h_6(f)$

F_s = quantidade de produto agrícola oferecida pelo produtor rural.

A principal diferença desse modelo em relação ao de Gardner (além da exclusão do mercado de insumos de comercialização) está em não assumir igualdade entre oferta e demanda em todos os níveis de mercado, ou seja: $R_d \neq R_s$, $W_d \neq W_s$ e $F_d \neq F_s$. Heien assume essa desigualdade em função da observação das variações que ocorrem no nível de estoques nos diversos mercados. Se oferta e demanda sempre se igualassem em todos os níveis de mercado, o volume de estoques em cada nível deveria permanecer constante ao longo do tempo, o que não ocorre na prática.

Para fechar o modelo em termos de igualdade entre equações e incógnitas, o autor apresenta mais três equações, as quais expressam os preços como funções do excesso de demanda:

$$r = h_7(R_d - R_s),$$

$$w = h_8(W_d - W_s) \text{ e}$$

$$f = h_9(F_d - F_s).$$

Heien observa que, para alguns níveis do sistema de distribuição de alimentos, relações de excesso de demanda como as anteriores são inapropriadas. Particularmente, isso se verifica para o caso do varejo.

Nesse nível, a ausência de agentes que operem com grande quantidade de produtos (como leiloeiros), os quais poderiam iniciar a mudança requerida para levar o estoque não planejado ($R_d - R_s$) a zero; e a dificuldade de se controlar e ajustar constantemente os preços dos produtos agrícolas devido ao grande número de produtos comercializados pelos supermercados, tornam impossível o ajuste imediato dos preços em função do excesso de demanda.

Por isso, Heien afirma que "uma teoria operacionalmente mais realista considera que o gerente da firma varejista aplica uma margem sobre os custos para cada produto como regra para chegar ao preço. Esta noção de determinação do preço pela margem é razoável quando observada pelo ponto de vista do gerente de um equipamento varejista. Mudanças de preços no próximo estágio imediatamente inferior podem ser pensados como 'sinais', os quais outros agentes podem receber" (p. 11). Heien observa ainda que é reduzida a possibilidade de diferentes agentes tomarem decisões muito distintas, visto que todos os agentes recebem o mesmo sinal.

O autor demonstra ainda que seu modelo é consistente com a teoria econômica. Assumindo retorno constante à escala (assumido também por Gardner) a função de custo da firma varejista $C = h_{10}(R_s, w, z)$ pode ser escrita como:

$$C = h_{10}(w, z) \cdot R_s.$$

$$\text{Logo, o custo marginal : } \frac{\partial C}{\partial R} = h_{10}(w, z).$$

Como em condições competitivas o custo marginal é igual ao preço, tem-se:

$$r = h_{10}(w, z) \quad (3.10.)$$

Assumindo que, para cada unidade de produto, insumos são requeridos em "proporções fixas" (pressuposto bastante próximo da realidade no curto-prazo), a função de produção básica do modelo será a função de Leontief:

$$R = \min (W/a_1, Z/a_2) \quad (3.11.)$$

A qual tem, para retornos constantes à escala

$C = (a_1 w + a_2 z) R$ como função de custo. Assim, em condições competitivas:

$$r = a_1 w + a_2 z. \quad (3.12.)$$

As funções de demanda de insumos associadas serão:

$$W = a_1 R, \text{ e}$$

$$Z = a_2 R.$$

Esse tipo de análise é adequada para períodos curtos de tempo porque a função de Leontief pressupõe elasticidade de substituição entre os insumos W e Z igual a zero. Isso é verdadeiro porque no curto-prazo

a tecnologia, e portanto a relação entre os insumos, não pode ser alterada em função das variações nos preços. No entanto, Heien apresenta também a alternativa de trabalhar com elasticidade de substituição constante e diferente de zero, o que poderia ser feito com o uso da conhecida função CES.

Partindo de (3.12.) como uma ótima política de preços para firmas com tecnologia de Leontief (proporções fixas entre os insumos) e retorno constante à escala, o autor inclui a política de estoques como elemento capaz de registrar o desequilíbrio no curto-prazo. Para simplificação, passa-se agora a considerar apenas dois níveis de mercado, varejo e produtor rural. A oferta ao varejo será dada por:

$$R = \min (F/a_1 , Z/a_2).$$

O preço ao varejo será:

$$r_t = a_1 \cdot f_t + a_2 \cdot z_t \quad (3.13.)$$

e a demanda derivada será,

$$F_t^d = a_1 \cdot R_t^s, \quad a_1 > 0. \quad (3.14.)$$

A demanda ao varejo será:

$$R_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 r_t \quad \alpha_1 < 0 \quad (3.15.)$$

e a oferta ao nível de fazenda:

$$F_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 f_t \quad \gamma_1 > 0. \quad (3.16.)$$

Os preços ao nível de produtor rural são instantaneamente determinados pelo excesso de demanda,

$$\Delta f_t = \beta_0 (F_t^d - F_t^s) \quad \beta_0 > 0, \quad (3.17.)$$

onde, Δf_t = variação no preço ao nível de produtor rural.

Como o preço ao varejo é dado por (3.13.), a variável que resta a ser controlada pelo varejista é a quantidade oferecida no período t . Desde que a demanda pode mudar (mudança em α_0), a firma não pode prever com certeza quanto será demandado. Assim, uma política útil seria igualar a oferta no período corrente com a demanda do período passado, ou seja:

$$R_t^s = R_{t-1}^d. \quad (3.18.)$$

Com essa última relação, o modelo dinâmico encontra-se completo. Combinando-se essas relações, pode-se compreender como ocorre o ajustamento em um mercado descrito por esse modelo.

Dado, por exemplo, um aumento na demanda ao varejo, os estoques diminuirão mais do que era esperado, mas os preços não se alteram nem no varejo nem ao nível de produtor rural. No início do período seguinte, a oferta do varejista aumentará seguindo a regra (3.18.), ou seja, os varejistas aumentarão sua oferta no período t para atender o aumento da demanda verificado no período $t-1$.

O aumento na oferta ao varejo será transmitida ao produtor através da regra (3.14.), e os preços em ambos os níveis aumentarão seguindo (3.17.) e (3.13.). O aumento no preço ao varejo vai diminuir a quantidade demandada nesse nível [através da regra (3.15.)], o que fará com que os estoques do varejista tornem-se maiores do que esses esperavam. Esse aumento no volume de estoque sinaliza para diminuição das compras junto ao produtor rural e o processo continuará até que preço e quantidade encontrem seu novo equilíbrio - supondo que a solução seja estável.

Heien demonstra ainda que o modelo dado pelas equações (3.13.) a (3.18.) pode dar origem a soluções estáveis e que para essas soluções estáveis a regra ótima de determinação de preço é aquela dada pela equação (3.13.).

4. METODOLOGIA

4.1. Objetivos

O objetivo geral dessa pesquisa é explicar o funcionamento do mecanismo de transmissão de preços no mercado de soja em grão e derivados. Com o conhecimento das relações entre os preços nos vários níveis desse mercado, pretende-se fornecer subsídio para a análise dos resultados das políticas comerciais que foram implementadas entre 1982 e 1989.

Assim, buscou-se fornecer evidência empírica sobre os efeitos das variações de preços nos níveis líderes (que iniciam as variações) sobre os preços nos demais níveis de mercado da indústria da soja. Esses efeitos foram mensurados através das elasticidades de transmissão de preços, tendo sido ainda testada a existência ou não de assimetria nesse processo de transmissão.

Inicialmente procurou-se verificar se havia alguma relação de liderança-preço entre os preços de óleo, farelo e grãos no mercado de exportação. Em função do

resultado da análise acima, duas possibilidades se abririam: a) caso houvesse um preço-líder, esse seria relacionado com o preço do grão ao nível de produtor e com o preço dos derivados processados ao atacado; b) na ausência de liderança-preço, os preços dos três produtos no mercado interno seriam relacionados com os preços das mesmas formas no mercado de exportação, ou seja, grãos com grãos, óleo com óleo, e farelo com farelo. Tendo sido verificada a maneira como os preços externos se relacionam com os domésticos, procurou-se testar o sentido de causalidade e estimar as elasticidades de transmissão de preços ao nível de mercado interno. Assim, foram relacionados preço do grão ao produtor com preço do farelo ao atacado; preço do grão ao produtor com preço do óleo ao atacado; e preço do óleo ao atacado com preço do óleo ao varejo.

Após verificar-se o sentido de transmissão de preços e a intensidade das transmissões, testou-se a assimetria dessas, estimando-se elasticidades de transmissões de acréscimos e de decréscimos de preços onde havia-se verificado assimetria.

4.2. Hipóteses

As características estruturais do mercado da soja, descritas anteriormente, bem como as conclusões

derivadas dos modelos explicitados, fornecem subsídios para as definições de algumas hipóteses testadas nessa pesquisa.

Uma das principais características da soja é sua relação com o comércio internacional. Tal relação deve provocar a influência mútua entre o preço internacional e o preço doméstico. Quebra da safra brasileira, ou produção de uma supersafra, devem afetar as cotações externas e os preços domésticos. Assim, dada a facilidade de transmissão das informações, não seria difícil que a cotação em Chicago variasse antes dos (ou conjuntamente com os) preços domésticos.

Variações na safra mundial (principalmente dos Estados Unidos, que é o maior produtor) provocam variações nas cotações das Bolsas, as quais tendem a ser transmitidas ao mercado interno brasileiro.

Logo, é razoável esperar um sentido de causalidade do preço de exportação para o preço doméstico.

Essa última hipótese deriva-se também da maior liberdade que o mercado da soja desfrutou no período aqui analisado. No período anterior, particularmente na década de 1970, a drástica interferência governamental no setor permitiu uma grande independência entre os preços internos e os externos (como constatarem WILLIAMS &

THOMPSON, 1988). No entanto, a maior liberdade comercial da década de 1980 deve ter alterado esse quadro possibilitando a internalização das variações dos preços de exportação.

A maior liberalização do mercado pode ter levado ainda a uma transmissão mais que proporcional das variações dos preços externos para os internos. Isso, devido a uma possível rigidez no custo de exportação. Se os custos de exportação forem aproximadamente fixos, a elasticidade de transmissão entre preços externos e internos pode ser maior que um (como verificou BARROS, 1986, trabalhando com dados agregados).

Com relação aos preços internos, a variação pode se iniciar ao nível de produtor ou ao nível de atacado. Variações ao nível de consumidor são pouco prováveis pois o óleo (único produto do complexo vendido ao varejo), por suas características de essencialidade, deve apresentar baixas elasticidades preço e renda da demanda.

Iniciando ao nível de produtor (principalmente para choques de oferta) ou ao atacado (pelo maior acesso às informações e pelo maior poder de mercado), a variação de preço tenderia a ser repassada ao varejo do óleo através da aplicação de um *markup* sobre os custos de produção.

Esse *markup*, no entanto, pode não ser

constante, originando transmissão assimétrica de preços entre atacado e varejo e entre produtor e atacado. O poder de mercado das empresas pode permitir um aumento do *markup* quando os preços se reduzem ao nível de produtor (num ano de super-safra, por exemplo), surgindo nesse caso maior transmissão de acréscimos de preços.

Já a intervenção governamental (principalmente no caso de tabelamento ou congelamento de preços ao varejo) pode provocar uma redução do *markup* em períodos de elevação do preço ao produtor. Nesse caso, os decréscimos de preços poderiam ser transmitidos mais intensamente que os acréscimos.

Outro possível ponto de assimetria ocorre entre os preços externos e os domésticos. As barreiras comerciais do Brasil podem dificultar a importação quando o preço externo for mais baixo que o interno, fazendo com que a queda do preço de exportação seja transmitida internamente de forma um tanto quanto amortecida. Por outro lado, as políticas de exportação e de estabilização de preços criaram diversas vezes uma série de barreiras à exportação (principalmente para óleo e farelo, no primeiro caso devido ao custo de vida e no segundo para atender reivindicações de avicultores) quando o preço de exportação subiu demasiadamente. Isso pode ter levado a um amortecimento na transmissão de acréscimos de preços

de exportação. Se prevalecer o primeiro efeito, os acréscimos nos preços externos serão transmitidos internamente com intensidade maior que os decréscimos. Se prevalecer o segundo, a assimetria será no sentido oposto (deve-se lembrar, no entanto, que o controle excessivo sobre as exportações não vigorou no período analisado).

4.3. Dados Básicos

Para estudar a transmissão de preços na indústria de soja houve a necessidade de se definir as regiões de produção e consumo a serem analisadas. A região de consumo considerada é a cidade de São Paulo (maior centro consumidor do país) para óleo de soja, e a região de Campinas (SP) para consumo de farelo de soja (principal produtora de frango do Estado de São Paulo). As unidades varejistas mais relevantes no consumo de óleo em São Paulo são os supermercados, sendo esses abastecidos geralmente pelas indústrias de processamento. As unidades que abastecem os produtores de frango também são as indústrias de transformação. Ao nível de produtor, será considerado apenas o Estado de São Paulo, apesar da importância que outros Estados têm no abastecimento do mercado paulista.

Os preços do óleo ao atacado considerados

são os fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento de São Paulo, correspondentes ao preço ao nível de mercado atacadista de São Paulo - capital. Apesar de os supermercados se abastecerem predominantemente nas firmas de processamento, o preço no mercado atacadista dá uma indicação do preço pago pelos varejistas.

Os preços ao atacado do farelo de soja utilizados são os fornecidos pela Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE), para as indústrias de processamento da região de Campinas.

Para o mercado varejista, os preços referem-se majoritariamente aos supermercados da capital paulista, sendo coletados pela Superintendência Nacional de Abastecimento (SUNAB).

Os preços ao nível de produtor são os fornecidos pelo IEA para o Estado de São Paulo e os preços de exportação foram fornecidos pela ABIOVE, correspondendo à cotação da Bolsa de Chicago somada ao prêmio.

O período em análise vai de fevereiro de 1982 a novembro de 1989, num total de 94 dados mensais de preços para cada nível de mercado. O deflator usado, quando necessário, foi o Índice Geral de Preços (IGP) - demanda interna da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

4.4. Métodos Econométricos

Foram realizadas as seguintes análises:

1- Determinação do Preço líder de exportação através de testes de causalidade entre: preço do óleo e preço do grão; preço do óleo e preço do farelo; preço do grão e preço do farelo.

2- Determinação da relação causal, estimativa da elasticidade convencional de transmissão de preços, teste de assimetria e estimativa das elasticidades de transmissão de acréscimos e de decréscimos de preços (caso tenha sido verificada assimetria) entre: preço de exportação e preço do grão ao produtor; preço de exportação e preço do farelo no atacado; preço de exportação e preço do óleo no atacado.

3- Determinação da relação causal, estimativa da elasticidade convencional de transmissão de preços, teste de assimetria e estimativa das elasticidades de transmissão de acréscimos e de decréscimos de preços (caso tenha sido constatada assimetria) entre: preço do grão ao produtor e preço do óleo no atacado; preço do grão ao produtor e preço do farelo ao atacado.

4- Determinação da relação causal, estimativa da elasticidade convencional de transmissão de preços, teste de assimetria e estimativa das elasticidades de transmissão de acréscimos e de decréscimos de preços (caso tenha sido verificada assimetria) entre: preço do óleo ao atacado e

preço do óleo ao varejo.

Os métodos econométricos que foram empregados consistem na realização de testes de causalidade de Sims, estimativa das elasticidades de transmissão de preços (conforme será visto mais adiante) e testes de assimetria de Houck.

4.4.1. Teste de causalidade^{1/}

O teste realizado baseia-se no procedimento de Sims, já descrito anteriormente. A seguir, para uma exposição mais detalhada do método, estão as duas equações do teste de causalidade entre o preço ao produtor e o preço de exportação de soja em grão:

$$\begin{aligned}
 P_{\text{pex}}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 P_{\text{pro}}_t + \sum_{i=1}^{12} \alpha_{2i} P_{\text{pro}}_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{3k} P_{\text{pro}}_{t-k} \\
 & + \sum_{j=1}^{11} \alpha_{4j} D_j + \alpha_5 T + \varepsilon_{1t}
 \end{aligned} \quad (4.1.)$$

$$\begin{aligned}
 P_{\text{pro}}_t = & \beta_0 + \beta_1 P_{\text{ex}}_t + \sum_{i=1}^{12} \beta_{2i} P_{\text{ex}}_{t+i} + \sum_{k=1}^{12} \beta_{3k} P_{\text{ex}}_{t-k} \\
 & + \sum_{j=1}^{11} \beta_{4j} D_j + \beta_5 T + \varepsilon_{2t}
 \end{aligned} \quad (4.2.)$$

^{1/} Os procedimentos econométricos são realizados através do "software" Rats (DOAN & LITTMAN, 1987).

Onde:

P_{ex} - logaritmo do preço nominal de exportação de soja em grão;

P_{pro} - logaritmo do preço nominal ao nível de produtor;

D_j - variáveis binárias para controle dos efeitos de sazonalidade;

T - variável tendência;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_{2i}, \alpha_{3k}, \alpha_{4j}$ e α_5 - parâmetros estimados na equação (4.1.);

$\beta_0, \beta_1, \beta_{2i}, \beta_{3k}, \beta_{4j}$ e β_5 - parâmetros estimados na equação (4.2.);

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ - erros aleatórios.

Ao se estimar as equações (4.1.) e (4.2.) para realizar o teste de causalidade, alguns cuidados devem ser tomados. Os principais deles são: a eliminação da autocorrelação entre os resíduos das regressões e a definição do número de defasagens futuras e passadas que devem ser usadas nas equações (4.1.) e (4.2.) (no exemplo apresentado, usou-se 12 defasagens futuras e 12 passadas). Esses assuntos serão tratados mais adiante.

Após eliminar a autocorrelação entre os resíduos, as hipóteses de nulidade testadas serão:

$$\alpha_{2\ 1} = \alpha_{2\ 2} = \dots = \alpha_{2\ 12} = 0 \quad (\text{na equação 4.1.}) \text{ e}$$

$$\beta_{2\ 1} = \beta_{2\ 2} = \dots = \beta_{2\ 12} = 0 \quad (\text{na equação 4.2.}).$$

Se as duas hipóteses forem rejeitadas ter-se-á relação bi-causal, se ambas não forem rejeitadas ter-se-á ausência de causalidade, se a primeira hipótese for rejeitada e a segunda não, a causalidade será de P_{ex} para P_{pro} e, finalmente, caso a primeira hipótese não seja rejeitada e a segunda seja, a causalidade será de P_{pro} para P_{ex} .

Para testar essas hipóteses utiliza-se a estatística F , estimando-se seu valor pela fórmula que vem a seguir para as equações (4.1.) com e sem variáveis futuras e (4.2.) com e sem variáveis futuras.

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_u) / (q - p)}{SQR_u / (n - q)}$$

Onde, SQR_r = soma dos quadrados dos resíduos da equação com restrição (sem valores futuros); SQR_u = soma dos quadrados dos resíduos da equação sem restrição (com valores futuros); q = número de parâmetros estimados na equação sem restrição; p = número de parâmetros estimados na equação com restrição; n = número de observações.

Voltando à questão do número de defasagens, SIMS (1972) usou em seu teste quatro valores futuros e oito passados (mesmo número de defasagens usadas por BURNQUIST,

1986; BARROS & MARTINES F^0 , 1987; MARTINES F^0 , 1988; entre outros). No entanto, não existe um número que se possa dizer perfeito. Sims argumenta que o número de valores futuros e passados deve ser "generoso" o suficiente para permitir a captação do sentido de causalidade pelo teste, porém não tão elevado que venha a causar problemas de multicolinearidade. Outra questão importante quanto ao número de defasagens, é que a assimetria entre valores futuros e passados pode vir a afetar o resultado do teste (FEIGE & PEARCE, 1979).

Assim, nessa pesquisa procurou-se utilizar um número um pouco maior de defasagens, distribuídas de maneira simétrica entre valores futuros e passados. No caso, estimou-se equações com doze variáveis futuras e doze passadas (conforme foi feito por BARROS, 1988; e por AGUIAR & BARROS, 1989).

A segunda questão, a da autocorrelação entre os resíduos das regressões, apresenta também problemas para a realização do teste de causalidade.

Diz-se que existe autocorrelação entre os resíduos (ou correlação serial, ou perturbações autorregressivas, todos sinónimos) quando o efeito da perturbação num período afeta o período seguinte. Esse problema é comum quando se trabalha com séries temporais, sendo tanto mais provável quanto mais curtos forem os períodos de observações individuais (mais provável, por

exemplo, para dados mensais do que para dados anuais).

É importante detectar a presença de autocorrelação entre os resíduos pelos efeitos que essa pode causar no caso de se usar os estimadores convencionais (mínimos quadrados) dos parâmetros das equações. Em presença de autocorrelação entre os resíduos, os estimadores de mínimos quadrados dos coeficientes da regressão apresentam ainda algumas das propriedades desejadas: são não tendenciosos e consistentes, sendo porém não eficientes e não assintoticamente eficientes.

O problema maior ocorre na execução dos testes de hipóteses, quando são necessárias as estimativas das variâncias dos parâmetros. Ao contrário do que ocorre com as estimativas dos coeficientes de regressão, as estimativas das variâncias desses coeficientes são tendenciosas. KMENTA (1988, p.331) afirma que a tendenciosidade das variâncias dos parâmetros "implica que, quando as perturbações são autoregressivas, as fórmulas convencionais para se efetuar testes de significância ou construirmos (sic) intervalos de confiança com relação a coeficientes de regressão levam a resultados incorretos. Isto é, as regiões de aceitação e intervalos de confiança calculados serão mais estreitos ou mais amplos do que os corretos, dependendo de ser positiva ou negativa a tendenciosidade da estimativa da variância".

No caso do teste de causalidade, usa-se o

teste F (conforme foi descrito), sendo que o resultado do teste dependerá do sentido de tendenciosidade da variância. Caso a tendenciosidade superestime a variância dos coeficientes futuros das duas variáveis, haverá uma tendência maior de se rejeitar a presença de causalidade. Em caso de subestimação da variância, testes que deveriam apontar ausência de causalidade tendem a mostrar relação bi-causal.

Para eliminar a autocorrelação entre os resíduos, SIMS (1972), propõe o uso de um filtro de segunda ordem do tipo:

$$(1 - K L)^2$$

onde:

$K = 0,75$; e L é o operador de defasagens.

Sims afirma também que a eficiência da filtragem pode não ser captada com o uso do teste de Durbin-Watson, visto que a autocorrelação remanescente pode ser de uma ordem superior a um. Nesse caso, uma maneira de se testar a presença de autocorrelação seria através das propriedades autorregressivas dos resíduos, conforme se explicará mais adiante.

Em relação à filtragem proposta por Sims, Mehra, citado por BISHOP (1979, p.3), discorda do uso de um filtro *ad hoc* e afirma que o filtro que elimina a autocorrelação para a equação $Y = f(X)$, não é necessariamente eficiente para eliminar a autocorrelação

para $X = f(Y)$. Assim, Mehra propõe um método experimental para definir os valores de K .

Outra maneira de se filtrar as variáveis quando existe autocorrelação entre os resíduos, apresentada por BISHOP (1979), é o método iterativo de Cochrane-Orcutt. Esse método tem sido bastante usado inclusive no Brasil (BURQUIST, 1986; BARROS & MARTINES F^O, 1987; MARTINES F^O, 1988; BARROS, 1988; AGUIAR & BARROS, 1989; entre outros), e foi também aplicado nessa pesquisa, motivo pelo qual será exposto a seguir.

A técnica iterativa de Cochrane-Orcutt segue a sequência descrita abaixo (o exemplo a seguir é de uma filtragem para autocorrelação de primeira ordem):^{1/}

a. Obter estimativas de mínimos quadrados de, por exemplo:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$$

Caso ocorra autocorrelação entre os resíduos, passa-se à etapa seguinte.

b. A partir dos resíduos $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, obter $\hat{\rho}$:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum \hat{\varepsilon}_{t-1}^2} \quad (t = 2, \dots, n)$$

^{1/} Baseado em KMENTA (1988, p. 336-39)

c. Construir novas variáveis $(Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})$ e $(X_t - \hat{\rho} X_{t-1})$ e obter estimativas de mínimos quadrados ordinários de :

$$(Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1}) = \alpha(1-\hat{\rho}) + \beta(X_t - \hat{\rho} X_{t-1}) + \mu_t \quad (t=2, \dots, n).$$

A verificação da eficácia do uso de $\hat{\rho}$ como filtro é realizada pelos testes de Durbin-Watson e $Q^{1/}$ e pelo exame das propriedades autorregressivas dos resíduos (μ_t) , estimando-se λ por mínimos quadrados ordinários na seguinte equação:

$$\mu_t = \lambda (\mu_{t-1}) + \nu_t$$

Caso $\hat{\rho}$ tenha sido eficaz em eliminar a autocorrelação entre os resíduos, o coeficiente λ deve ser não significativo estatisticamente, com o uso do teste t de Student^{2/}. Também o teste Q deve apresentar-se não significativo estatisticamente.

^{1/} Este teste corresponde à estatística Q de LJUNG-BOX, calculada pela seguinte fórmula:

$$Q = N(N+2) \left[\sum_{j=1}^{12} (1/N-j) r_j^2 \right]$$

Onde, r_j^2 é a "jotaésima" ordem da autocorrelação entre os resíduos. M é o número de autocorrelações usadas, sendo selecionada de acordo com a fórmula: $M = \min(N/2, 3\sqrt{N})$.

A vantagem do teste Q é que ele permite a verificação de autocorrelações de ordens elevadas. Operacionalmente, ele pode ser tratado (exceto para modelos ARIMA) como uma distribuição χ^2 (Qui-quadrado) com M graus de liberdade.

^{2/}

Ver BISHOP (1979, p. 2).

4.4.2. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade uni-direcional

Após a realização do teste de causalidade, estimou-se as equações de transmissão de preços obedecendo o sentido de causalidade verificado. No caso de sentido de causalidade do preço de exportação do grão para preço ao produtor, a equação básica seria:

$$P_{pro_t} = \sigma_0 + \sigma_1 P_{ex_t} + \sum_{i=1}^{12} \sigma_{2i} P_{ex_{t-i}} + \sum_{j=1}^{11} \sigma_{3j} D_j + \sigma_4 T + \varepsilon_t \quad (4.3.)$$

Onde todos os preços são nominais e estão na forma de logaritmos neperianos e D_j e T são as variáveis definidas anteriormente.

Partindo-se dessa equação, testa-se o número de defasagens significativas para se definir a equação de transmissão de preços. O procedimento consiste em avaliar a significância do teste F , a um nível de significância de 5%, à medida em que se excluem as defasagens (1 a 12), (2 a 12), ..., (11 e 12), sucessivamente.

Após a definição da forma final, os valores de σ (com exceção de σ_0) serão as elasticidades mensais de transmissão de preços.

4.4.3. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade bi-direcional

No caso de relação bi-causal, foi estimado um modelo de equações simultâneas como o descrito abaixo (a descrição corresponde à relação entre preço do farelo ao atacado e preço do farelo no mercado internacional). O número de defasagens foi definido *ad hoc*, consistindo de 12 valores passados mensais.

Forma estrutural:

$$P_t^{fe} = \delta_0 + \delta_1 P_t^{fa} + \sum_{i=1}^{12} \delta_{i+1} P_{t-i}^{fa} + \mu_{1,t} \quad (4.4.)$$

$$P_t^{fa} = \phi_0 + \phi_1 P_t^{fe} + \sum_{i=1}^{12} \phi_{i+1} P_{t-i}^{fe} + \mu_{2,t} \quad (4.5.)$$

onde:

P^{fe} = logaritmo do preço nominal de exportação do farelo de soja;

P^{fa} = logaritmo do preço nominal ao atacado do farelo de soja;

δ_1 a δ_{13} e ϕ_1 a ϕ_{13} são elasticidades de transmissão de preços parciais.

As equações do modelo em questão são superidentificadas, exigindo a utilização do método dos mínimos quadrados em dois estágios para estimação. O referido método consiste em:

- 1^o Estágio: estimação de regressões das variáveis endógenas contra todas as variáveis pré-determinadas (exógenas + endógenas defasadas). Para a equação (4.4.), o primeiro estágio consistiria em:

$$\hat{P}_t^{fa} = \pi_0 + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i P_{t-i}^{fe} + \sum_{k=1}^{12} \rho_k P_{t-k}^{fa} + \mu_{3,t} \quad (4.6.)$$

- 2^o Estágio: consiste em estimar a equação (4.4.), no caso da transmissão entre preço ao atacado e preço de exportação, utilizando o preço ao atacado estimado no primeiro estágio ($\hat{P}_t^{fa}$). Para estimar a equação (4.5.), o procedimento é o mesmo, estimando-se no primeiro estágio o preço de exportação do farelo ($\hat{P}_t^{fe}$) que será relacionado com o preço ao atacado no segundo estágio.

4.4.4. Teste de Assimetria

O teste de assimetria e as estimativas das elasticidades de transmissão de acréscimos e de decréscimos de preços foram realizados através do procedimento desenvolvido por HOUCK (1977). A título de simplificação, este método será descrito a seguir através de um modelo onde a variável dependente, P_y , é função apenas de uma variável independente, P_x . Dada a relação:

$$\Delta P_{y_i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{x_i}' + \alpha_2 \Delta P_{x_i}'' \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, t. \quad (4.7.)$$

onde,

$$\Delta Py_i = Py_i - Py_{i-1}$$

$$\Delta Px_i' = Px_i - Px_{i-1} \quad \text{se } Px_i > Px_{i-1} \quad \text{e,}$$

$$\Delta Px_i' = 0 \quad \text{se } Px_i < Px_{i-1}$$

$$\Delta Px_i'' = Px_i - Px_{i-1} \quad \text{se } Px_i < Px_{i-1} \quad \text{e,}$$

$$\Delta Px_i'' = 0 \quad \text{se } Px_i > Px_{i-1}$$

Px_0 é o valor inicial de Px

Py_0 é o valor inicial de Py

O valor de Py num ponto qualquer t será:

$$Py_t = Py_0 + \sum_{i=1}^T \Delta Py \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, t, \dots, T, \quad (4.8.)$$

onde T é o número total de observações além do valor inicial. A diferença entre os valores corrente e inicial de Py será:

$$Py_t - Py_0 = \sum_{i=1}^T \Delta Py. \quad (4.9.)$$

Substituindo (4.7.) em (4.9.), tem-se:

$$Py_t - Py_0 = \alpha_0 t + \alpha_1 (\sum \Delta Px_t') + \alpha_2 (\sum \Delta Px_t''). \quad (4.10.)$$

Fazendo Y_t^* , A_t^* e D_t^* igual a $Py_t - Py_0$, $\sum \Delta Px_t'$ e $\sum \Delta Px_t''$, respectivamente, e incluindo o termo estocástico ε_t , chega-se à equação a ser estimada:

$$Y_t^* = \alpha_0 t + \alpha_1 A_t^* + \alpha_2 D_t^* + \varepsilon_t, \quad (4.11.)$$

onde A_t^* é a soma de todos os acréscimos, período a período, desde o valor inicial até o período t , e D_t^* é o similar para decréscimos. Pode-se observar, ainda, que a variável A_t^* é sempre positiva, enquanto que a variável D_t^* é sempre negativa.

O teste de assimetria é feito testando-se a hipótese de que α_1 é estatisticamente igual a α_2 . Caso se rejeite esta hipótese haverá assimetria. As elasticidades de transmissão de preços serão os próprios coeficientes α_1 e α_2 , no caso dos preços estarem na forma de logaritmos naturais.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1. Testes de causalidade

Nas tabelas 14 a 20 são apresentados os resultados dos testes de causalidade. As variáveis básicas são as seguintes:

P_t^{oe} = logaritmo neperiano do preço de exportação do óleo de soja;

P_t^{oa} = logaritmo neperiano do preço do óleo de soja refinado ao atacado em SP;

P_t^{ov} = logaritmo neperiano do preço do óleo refinado ao varejo em SP;

P_t^{ge} = logaritmo neperiano do preço de exportação da soja em grão;

P_t^{gp} = logaritmo neperiano do preço da soja em grão ao nível de produtor em SP;

P_t^{fe} = logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja;

P_t^{fa} = logaritmo neperiano do preço do farelo de soja ao atacado em SP;

AP = acréscimos de preços (estando esses na forma de logaritmos neperianos);

DP = decréscimos de preços (estando esses na forma de logaritmos neperianos).

Em todas as regressões estimadas verificou-se a existência de autocorrelação de diferentes ordens entre os resíduos. No entanto, o filtro usado (técnica interativa de Cochrane-Orcutt) mostrou-se eficaz na eliminação desse problema.

Os resultados relativos aos testes de causalidade entre os preços de exportação estão todos descritos na tabela 14. Pode-se observar que não foi verificada nenhuma relação causal entre os referidos preços, já que não foi rejeitada nenhuma das hipóteses quanto à nulidade dos valores futuros das variáveis testadas (nenhum teste foi significativo). Sendo assim, passou-se à segunda fase de análises, testando-se o sentido de causalidade entre os preços de exportação e os preços domésticos das mesmas formas de produtos (soja em grão no mercado de exportação com soja em grão ao produtor; óleo bruto no mercado de exportação com óleo refinado ao atacado; e farelo no mercado de exportação com farelo ao atacado).

Tabela 14 - Testes de causalidade entre os preços de exportação de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja - 1982/1989

variável dependente	var. independente	F ^{1/}
P_t^{oe}	P_t^{ge}	1,344 (12,23)
P_t^{ge}	P_t^{oe}	1,220 (12,23)
P_t^{oe}	P_t^{fe}	0,803 (12,26)
P_t^{fe}	P_t^{oe}	0,862 (12,28)
P_t^{ge}	P_t^{fe}	0,770 (12,28)
P_t^{fe}	P_t^{ge}	0,952 (12,25)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

Na tabela 15 estão os resultados do teste de causalidade entre o preço do óleo ao atacado e o preço do mesmo produto (só que na forma bruta) no mercado internacional. Verifica-se que, ao nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese de nulidade dos coeficientes das variáveis futuras do preço do óleo ao atacado, enquanto que não se rejeita a hipótese de nulidade referente aos coeficientes futuros do preço de exportação (considerando-se nível de significância de 5%). Isso significa que o sentido

de causalidade é do preço de exportação para o preço ao atacado.

Tabela 15 - Teste de causalidade entre preço de exportação de óleo de soja bruto e preço ao atacado de óleo de soja refinado - 1982/1989

variável dependente	var. independente	F ^{1/}
P_t^{oa}	P_t^{oa}	3,10 ^{**} (12,24)
P_t^{oa}	P_t^{oe}	0,67 (12,29)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{**} nível de significância: 1%.

Os resultados do teste de causalidade entre preço da soja em grão ao nível de produtor agrícola e preço da soja em grão no mercado externo encontram-se na tabela 16. O teste F mostra que o sentido de causalidade é do preço internacional para o preço ao produtor, já que a hipótese de nulidade dos valores futuros do preço internacional não é rejeitada e a mesma hipótese referente aos preços ao produtor é rejeitada (nível de significância de 1%).

Tabela 16 - Teste de causalidade entre preço de exportação da soja em grão e preço da soja em grão ao nível de produtor - 1982/1989

variável dependente	var. independente	F ^{1/}
p_t^{gp}	p_t^{ge}	1,57 (12,25)
p_t^{ge}	p_t^{gp}	3,05 ^{**} (12,30)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{**} nível de significância: 1%.

Entre os preços do farelo de soja ao atacado e no mercado internacional existe uma relação bi-causal (tabela 17). Tanto os valores futuros do preço ao atacado como os do preço de exportação têm suas hipóteses de nulidade rejeitadas (nível de significância de 1%). Isso significa que, por exemplo, os preços de exportação do farelo influenciam os preços do farelo ao atacado, mas também são influenciados por variações que tenham ocorrido anteriormente nos preços do mercado atacadista. A mesma dedução é válida em relação a choques partindo dos preços ao atacado.

Tabela 17 - Teste de causalidade entre preço do farelo de soja ao atacado e preço do farelo no mercado internacional - 1982/1989

variável dependente	var. independente	F ^{1/}
P_t^{fe}	P_t^{fa}	4,29** (12,30)
P_t^{fa}	P_t^{fe}	4,80** (12,30)

1/ entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

** nível de significância: 1%.

As análises apresentadas nas tabelas 15 a 17 corroboram a hipótese formulada de influência do mercado externo sobre o interno. No caso do mercado de farelo, a relação bi-causal deve-se principalmente à grande importância do Brasil no mercado mundial. Relembrando os dados da tabela 9, o Brasil é o maior exportador mundial de farelo, com cerca de 30% das exportações mundiais (em 1988). Esse fato permite que variações ocorridas no Brasil afetem o mercado internacional. Como é de se esperar que variações ocorridas no mercado externo também afetem o mercado interno, tanto pela grande parcela de outros países (por exemplo, em 1988, os EUA detinham 27% e a CEE 20% do mercado mundial) como pela maior fluidez de informações nas Bolsas internacionais (principalmente Chicago), encontra-se a referida relação bi-causal.

Os resultados do teste de causalidade entre preço do óleo ao atacado e preço do óleo ao varejo mostram sentido de causalidade do atacado ao varejo (tabela 18). O teste da hipótese de nulidade referente aos valores futuros dos preços do óleo ao atacado não é significativo, enquanto que a hipótese de nulidade dos valores futuros do preço ao varejo é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Tabela 18 - Teste de causalidade entre preço do óleo de soja ao atacado e preço de óleo de soja ao varejo - 1982/1989.

variável dependente	var. independente	$F^{1/}$
P_t^{ov}	P_t^{oa}	0,23 (12,24)
P_t^{oa}	P_t^{ov}	2,83 ^{**} (12,31)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{**} nível de significância: 1%.

Esse último resultado parece indicar que o setor varejista de óleo de soja comporta-se de acordo com o que prevê o modelo de Heien. No caso de choques de oferta, as variações de preços tenderiam a iniciar-se ao nível de produtor rural ou ao atacado, já que esse último nível tem maior acesso a informações e poder de mercado, podendo antecipar-se ao produtor nas alterações de preços. O varejo

seria atingido através da alteração no custo do varejista (alteração essa que seria repassada ao preço ao consumidor). Quando da ocorrência de alterações na demanda, o modelo mostra que as alterações de preços também tendem a iniciar-se nos níveis mais próximos da produção, já que num primeiro momento o setor varejista alteraria apenas a quantidade de insumo comprada (para normalizar seu estoque). Com isso, o atacado elevaria o preço do óleo de soja e essa elevação seria repassada pelo varejista através de um *markup*. Essa explicação é bastante provável, pois o setor varejista de óleo na capital paulista é composto basicamente pelos supermercados.

Já o modelo de Gardner explica o sentido de causalidade do atacado para o varejo pela predominância de choques de oferta. Essa hipótese é consistente porque as elasticidades preço e renda da demanda de óleo são baixas, o que restringe a possibilidade de choques partindo da demanda.

Relação causal também é verificada entre preço do óleo ao atacado e preço da soja em grão ao nível de produtor (tabela 19). Nesse caso, rejeita-se a hipótese de nulidade dos valores futuros do preço da soja em grão ao produtor (nível de significância de 1%) e não se rejeita a mesma hipótese para valores futuros do preço do óleo ao atacado. Portanto, o sentido de causalidade é do preço do óleo ao atacado para o preço da soja em grão ao produtor.

Tabela 19 - Teste de causalidade entre preço ao produtor de soja em grão e preço ao atacado de óleo de soja - 1982/1989

variável dependente	var. independente	$F^{1/}$
p_t^{gp}	p_t^{oa}	1,41 (12,30)
p_t^{oa}	p_t^{gp}	8,07** (12,29)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

** nível de significância: 1%.

No caso da relação entre preço do farelo ao atacado e preço da soja em grão ao produtor, o sentido de causalidade verificado é do atacado para o produtor. O teste de nulidade dos valores futuros do preço do farelo foi não significativo, enquanto que o teste para valores futuros do preço da soja em grão ao produtor foi significativo ao nível de significância de 1% (tabela 20).

Tabela 20 - Teste de causalidade entre preço ao produtor de soja em grão e preço ao atacado de farelo de soja - 1982/1989

variável dependente	var. independente	$F^{1/}$
p_t^{gp}	p_t^{fa}	0,96 (12,31)
p_t^{fa}	p_t^{gp}	3,08** (12,29)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

** nível de significância: 1%.

Resumo dos resultados dos testes de causalidade

A figura 8 procura resumir os resultados até aqui apresentados. Como se observa, os preços internacionais influenciam os valores futuros dos preços domésticos, enquanto que, internamente, os choques de preços tendem a iniciar-se ao nível de atacado, passando desse para o varejo (óleo) e produtor.

Figura 8 - Fluxograma com os resultados dos testes de causalidade no mercado da soja - 1982/1989 - (as setas indicam os sentidos de causalidade na transmissão de preços).

É interessante notar que os preços ao nível de produtor agrícola são antecidos pelos demais (óleo ao atacado, farelo ao atacado e soja em grão no mercado internacional) quanto às variações. Os principais fatores que explicam esse retardamento no ajuste de preço em relação

aos demais níveis de mercado são: o menor poder de barganha dos produtores rurais e a maior dificuldade que esse nível tem de acesso às informações. O menor poder de barganha do produtor rural deriva-se da pequena parcela de cada produtor em relação à produção nacional, da homogeneidade do produto, da sazonalidade da produção (já que na safra há maior necessidade vender) e do confronto com mercados mais concentrados (indústria de processamento). A dificuldade de acesso às informações de mercado ocorre porque é elevado o custo de coletar, processar e analisar essas informações.

5.2. Elasticidades convencionais de transmissão de preços para modelos com causalidade uni-direcional^{1/}

Para a estimativa das elasticidades de transmissão de preços e para a execução dos testes de assimetria, foi necessário estabelecer o número de defasagens significativas das equações de transmissão de preços. Assim, realizou-se testes de exclusão de defasagens para as equações nas quais havia-se verificado sentido de causalidade unidirecional, a partir de um modelo com 12 defasagens, conforme foi descrito no capítulo anterior.

^{1/} O que aqui denominou-se "elasticidades convencionais" são as elasticidades de transmissão de preços estimadas sem se considerar assimetria na transmissão. Em contrapartida, as elasticidades estimadas com a segmentação das variações de preços em acréscimos e decréscimos (quando for verificada assimetria), serão denominadas "elasticidades segmentadas".

Os resultados dos testes mostram que os ajustamentos, nos diferentes níveis de mercado, ocorreram com alguma rapidez (tabela 21). Apenas os preços ao nível de produtor rural demoraram mais de um mês para absorver o efeito total das variações de preços verificadas nos demais níveis. As variações dos preços do óleo ao atacado foram transmitidas ao preço da soja em grão ao produtor durante um período de 3 meses, enquanto que variações no preço da soja em grão no mercado internacional foram transmitidas aos preços ao produtor brasileiro durante um período de defasagem de 4 meses.

Tabela 21 - Duração das defasagens significativas (em meses) para as equações de transmissão de preços da indústria brasileira de soja, definidas através do teste F - 1982/1989

var. dependente	var. independente	defasagens
p_{t}^{ov}	p_{t}^{oa}	1
p_{t}^{oa}	p_{t}^{oe}	1
p_{t}^{gp}	p_{t}^{oa}	3
p_{t}^{gp}	p_{t}^{ge}	4
p_{t}^{gp}	p_{t}^{fa}	1

Essa maior defasagem em relação ao produtor decorre das características estruturais desse nível de mercado. Os principais fatores que se associam a esse fato são o menor poder de barganha do produtor e a maior dificuldade em ter acesso às informações, fatores esses que já foram discutidos.

As estimativas das elasticidades convencionais de transmissão de preços estão apresentadas nas tabelas 22 a 26. Na estimação das equações de transmissão, assim como havia ocorrido na realização dos testes de causalidade, foi detectada presença de autocorrelação entre os resíduos de todas as regressões. Contudo, esse problema foi resolvido com a realização de filtrações pelo procedimento de Cochrane-Orcutt, já descrito anteriormente. O coeficiente de determinação (R^2) mostrou-se bastante elevado em todas as regressões (apenas na equação de transmissão de preços entre óleo no mercado externo e no atacado ele foi inferior a 90%), revelando que as alterações nas variáveis endógenas foram satisfatoriamente explicadas pelas variáveis exógenas utilizadas.

Os dados da tabela 22 mostram que, para uma variação de 10% no preço ao atacado, o preço ao varejo variaria 5,43% no mesmo mês, e 4,33% no mês seguinte. Todos os coeficientes mostraram-se significativos ao nível de significância de 1% (utilizando-se o teste t). O teste F, contudo, mostra que a soma dos coeficientes não é

estatisticamente diferente de um, ou seja, as variações de preços de óleo ao atacado tendem a ser totalmente transmitidas ao varejo após um mês.

Tabela 22 - Equação convencional de transmissão de preços entre preço do óleo ao atacado (P_t^{oa}) e preço do óleo ao varejo (P_t^{ov}) - 1982/1989

Var. indepen.	constante	P_t^{oa}	P_{t-1}^{oa}
estimativas	0,059**	0,543**	0,433**
(t)	(2,65)	(9,93)	(7,03)
<hr/>			
$R^2 = 0,999$	$Q^{1/} (21) = 22,88^*$		
DW = 1,94	$F^{2/} (1,36) = 0,28$		

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de soma das elasticidades mensais igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade do teste).

* Nível de significância do teste Q: 5%

** Nível de significância do teste t (Student): 1%

Quanto à equação convencional de transmissão de preços do óleo entre o mercado externo e o atacado (tabela 23), verifica-se que uma variação de 10% no preço de exportação provocaria variações de 3,29% e 6,62%, respectivamente, no mês da variação e no mês seguinte. Considerando-se o nível de significância de 5% (teste t), todos os coeficientes mostraram-se significativos. O teste F

mostra que as variações do preço de exportação tendem a ser integralmente transmitidas ao atacado após um mês (não se rejeita a hipótese de elasticidade total de transmissão de preços igual a um).

Tabela 23 - Equação convencional de transmissão de preços entre preço de exportação do óleo bruto (P_t^{ob}) e preço ao atacado de óleo refinado (P_t^{oa}) - 1982/1989

Var. indepen.	constante	P_t^{ob}	P_{t-1}^{ob}
estimativas	-1,020**	0,329*	0,662**
(t)	(-3,93)	(2,01)	(4,03)
<hr/>			
$R^2 = 0,876$	$Q^{1/} (24) = 21,51^*$		
DW = 1,61	$F^{2/} (1,42) = 0,002$		

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de soma das elasticidades mensais igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade do teste).

* Nível de significância dos testes Q e t (Student): 5%

** Nível de significância do teste t (Student): 1%

A equação de transmissão de preços entre o preço do óleo ao atacado e o preço da soja em grão ao produtor (tabela 24) mostra que apenas a constante e o coeficiente do preço do óleo sem defasagem mostraram-se significativos estatisticamente com o uso do teste t. Uma

variação de 10% no preço do óleo ao atacado provocaria variação no mesmo sentido de 9,1% no preço ao produtor no mesmo mês, variação em sentido contrário de 1,16% no mês seguinte, e variações no mesmo sentido de 0,81% e 1,59%, respectivamente, no segundo e terceiro mês após o choque inicial. Também nesse caso, a hipótese de elasticidade total de transmissão de preços igual a um não é rejeitada. (Klein 1979)

Tabela 24 - Equação convencional de transmissão de preços entre preço do óleo ao atacado (P_t^{oa}) e preço da soja em grão ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989

Var. indep.	cte.	P_t^{oa}	P_{t-1}^{oa}	P_{t-2}^{oa}	P_{t-3}^{oa}
estimativas	-0,123**	0,910**	-0,116	0,081	0,159
(t)	(-2,74)	(8,76)	(-0,92)	(0,63)	(1,24)
<hr/>					
$R^2 = 0,971$	$Q^{1/} (24) = 28,10^*$				
$DW = 1,75$	$F^{2/} (1,43) = 0,072$				

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de soma das elasticidades mensais igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade do teste).

* Nível de significância do teste Q: 5%

** Nível de significância do teste t (Student): 1%

A equação convencional de transmissão de preços entre o preço da soja em grão no mercado externo e o

preço da soja em grão ao produtor (tabela 25) mostra que uma variação de 10% no preço da soja em grão no mercado internacional, ocasionaria variações no mesmo sentido de 9,49%, 9,23% e 1,26%, respectivamente, no mesmo mês e nos dois meses seguintes ao choque; variação em sentido contrário de 6,15% no terceiro mês após a variação inicial; e variação no mesmo sentido de 6,24% no quarto mês. Apenas o coeficiente do preço de exportação com defasagem de dois meses não foi significativo com o teste t a nível de significância de 5%. A elasticidade total de transmissão de preços é 2,007, rejeitando-se pelo teste F a hipótese de elasticidade igual a um.

A transmissão mais que proporcional entre o preço de exportação e o preço ao produtor de soja em grão decorre da possível rigidez no custo de exportação. Como no período analisado a intervenção governamental foi branda, os custos dos exportadores mantiveram-se aproximadamente fixos, não variando com as oscilações do preço de exportação. Dessa forma, as variações das cotações externas tenderam a ser internalizadas mais que proporcionalmente.

Tabela 25 - Equação convencional de transmissão de preços entre preço de exportação de soja em grão (P_t^{ge}) e preço ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989

Var. indep.	cte.	P_t^{ge}	P_{t-1}^{ge}	P_{t-2}^{ge}	P_{t-3}^{ge}	P_{t-4}^{ge}
estimativas	-3,789**	0,949**	0,923**	0,126	-0,615*	0,624*
(t)	(-5,13)	(3,16)	(3,16)	(0,44)	(-2,23)	(2,37)
<hr/>						
$R^2 = 0,964$	$Q^{1/} (24) = 24,43^*$					
$DW = 1,74$	$F^{2/} (1,38) = 5,03^*$					

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de soma das elasticidades mensais igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade do teste).

* Nível de significância dos testes F , Q e t (Student): 5%.

** Nível de significância do teste t (Student): 1%.

Os parâmetros estimados para a equação convencional de transmissão de preços entre o preço do farelo ao atacado e o preço da soja em grão ao nível de produtor (tabela 26) são todos significativos pelo teste t , considerando-se um nível de significância de 1%. Para uma variação inicial de 10% no preço do farelo ao atacado, o preço da soja em grão ao nível de produtor variaria 6,09% no mesmo mês da variação inicial e 4,89% no mês seguinte. O teste F mostra que não se deve rejeitar a hipótese de elasticidade total de transmissão de preços igual a um.

Tabela 26 - Equação convencional de transmissão de preços entre preço do farelo de soja ao atacado (P_t^{fa}) e preço da soja em grão ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989

Var. indep.	constante	P_t^{fa}	P_{t-1}^{fa}
estimativas	-0,370**	0,609**	0,489**
(t)	(-5,00)	(6,90)	(4,85)
<hr/>			
$R^2 = 0,965$	$Q^{1/} (24) = 18,83^*$		
$DW = 2,30$	$F^{2/} (1,43) = 0,99$		

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de soma das elasticidades mensais igual a um.

* Nível de significância do teste Q: 5%

** Nível de significância do teste t (Student): 1%

5.3. Elasticidades de transmissão de preços em modelos de causalidade bi-direcional

O modelo que apresentou sentido de causalidade bi-direcional, entre preço de exportação de farelo de soja e preço de farelo de soja ao atacado, foi estimado na forma de equações simultâneas pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios, conforme foi descrito no capítulo anterior.

As tabelas 27 e 28 trazem, respectivamente, as equações reduzida e estrutural referentes a: $P_t^{fa} = f(P_t^{ge})$.

Tabela 27 - Forma reduzida da estimativa de preço de farelo ao atacado em função de preço de exportação de farelo (variável dependente - P_t^{fe}) - 1982/1989

regressor	coefi- cientes	t	regressor	coefi- cientes	t
a_0	0,136	0,40	P_{t-1}^{fe}	1,255**	6,56
P_{t-1}^{fa}	-0,116	-1,15	P_{t-2}^{fe}	-0,375	-1,37
P_{t-2}^{fa}	0,214	1,47	P_{t-3}^{fe}	0,169	0,62
P_{t-3}^{fa}	-0,149	-0,98	P_{t-4}^{fe}	-0,237	-0,90
P_{t-4}^{fa}	0,262	1,67	P_{t-5}^{fe}	0,143	0,54
P_{t-5}^{fa}	-0,359*	-2,09	P_{t-6}^{fe}	0,247	0,94
P_{t-6}^{fa}	0,188	1,04	P_{t-7}^{fe}	-0,029	-0,11
P_{t-7}^{fa}	-0,235	-1,27	P_{t-8}^{fe}	0,075	0,30
P_{t-8}^{fa}	0,012	0,06	P_{t-9}^{fe}	-0,217	-0,88
P_{t-9}^{fa}	0,256	1,42	P_{t-10}^{fe}	-0,516*	-2,12
P_{t-10}^{fa}	0,057	0,32	P_{t-11}^{fe}	0,283	1,12
P_{t-11}^{fa}	-0,105	-0,71	P_{t-12}^{fe}	0,181	0,86
P_{t-12}^{fa}	-0,068	-0,69			
$R^2 = 0,956$		$Q^{1/}(27) = 24,59^*$			

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

* nível de significância dos testes Q e t: 5%.

** nível de significância do teste t: 1%.

Na forma estrutural (tabela 28) pode-se observar que, para uma variação de 10% no preço

de exportação, o preço ao atacado variaria 4,54% em sentido contrário no mesmo mês, 18,35% no mesmo sentido no mês seguinte, seguindo-se efeitos desprezíveis até o décimo segundo mês, quando a variação seria de 19,72% no mesmo sentido da variação inicial. A elasticidade de transmissão de preços total seria 2,55, mostrando que as variações no mercado externo tenderiam a ser repassadas mais que proporcionalmente ao preço ao atacado. O teste F confirma esse efeito.

A elasticidade de transmissão de preços superior à unidade entre o preço de exportação de farelo e o preço da mesma mercadoria ao atacado, vem confirmar a tendência verificada para o mercado de soja em grão. Novamente, a evidência é de que o custo de exportação é rígido, o que provoca transmissões de preços mais que proporcionais entre os mercados externo e interno

As tabelas 29 e 30 mostram, respectivamente, as formas reduzida e estrutural que completam o sistema. Enquanto nas duas primeiras equações (tabelas 27 e 28) o R^2 foi superior a 95%, mostrando que as variáveis independentes explicam grande parte das variações nas variáveis dependentes, na equação estrutural apresentada na tabela 30 isso não se verifica. O valor de 59,4% pode ser considerado apenas razoável. Nas duas equações estruturais constatou-se forte autocorrelação entre os resíduos. Não se usou nenhum procedimento para eliminar a autocorrelação, já

Tabela 28 - Forma estrutural da estimativa de preço de farelo ao atacado em função de preço de exportação de farelo (variável dependente - P_t^{fa}) - 1982/1989

regressor	coeficientes	t
a_0	-11,063**	-5,69
P_t^{fe}	-0,453	-0,240
P_{t-1}^{fe}	1,835	0,79
P_{t-2}^{fe}	0,336	0,23
P_{t-3}^{fe}	-0,850	-0,60
P_{t-4}^{fe}	0,724	0,50
P_{t-5}^{fe}	-0,408	-0,28
P_{t-6}^{fe}	0,276	0,18
P_{t-7}^{fe}	-0,038	-0,03
P_{t-8}^{fe}	0,115	0,08
P_{t-9}^{fe}	-0,022	-0,01
P_{t-10}^{fe}	-0,599	-0,38
P_{t-11}^{fe}	-0,336	-0,22
P_{t-12}^{fe}	1,972*	2,04
<hr/>		
$R^2 = 0,980$	$F^{1/} (1,56) = 16,79^{**}$	
$Q (27) = 368,25$		

^{1/} Teste F referente à hipótese de soma dos coeficientes igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade).

* nível de significância do teste t: 5%.

** nível de significância dos testes t e F: 1%.

que o interesse aqui se restringe ao valor dos parâmetros e não às suas variâncias.

Tabela 29 - Forma reduzida da estimativa de preço externo de farelo em função de preço de farelo ao atacado (variável dependente - P_t^{fa}) - 1982/1989

regressor	coefi- cientes	t	regressor	coefi- cientes	t
a_0	-1,283	-1,97	P_{t-1}^{fe}	1,026	2,77
P_{t-1}^{fa}	0,853**	4,35	P_{t-2}^{fe}	-1,120*	-2,11
P_{t-2}^{fa}	0,335	1,19	P_{t-3}^{fe}	0,145	0,27
P_{t-3}^{fa}	-0,055	-0,19	P_{t-4}^{fe}	0,294	0,58
P_{t-4}^{fa}	0,041	0,13	P_{t-5}^{fe}	0,188	0,36
P_{t-5}^{fa}	-0,447*	-1,34	P_{t-6}^{fe}	0,301	0,59
P_{t-6}^{fa}	0,066	0,19	P_{t-7}^{fe}	-0,002	-0,01
P_{t-7}^{fa}	-0,187	-0,53	P_{t-8}^{fe}	-0,413	-0,85
P_{t-8}^{fa}	0,278	0,78	P_{t-9}^{fe}	-0,330	-0,69
P_{t-9}^{fa}	0,399	1,14	P_{t-10}^{fe}	-0,784	-1,66
P_{t-10}^{fa}	0,016	0,05	P_{t-11}^{fe}	1,052*	2,15
P_{t-11}^{fa}	-0,504	-1,75	P_{t-12}^{fe}	0,184	0,45
P_{t-12}^{fa}	0,177	0,92			
$R^2 = 0,999$		$Q^{1/}(27) = 31,07^*$			

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

* nível de significância dos testes Q e t: 5%.

** nível de significância do teste t: 1%.

Tabela 30 - Forma estrutural da estimativa de preço de exportação de farelo em função de preço de farelo ao atacado (variável dependente - P_t^{fe}) - 1982/1989

regressor	coeficientes	t
a_0	4,991 **	39,34
P_t^{fa}	0,589	1,96
P_{t-1}^{fa}	-0,350	-0,82
P_{t-2}^{fa}	0,097	0,33
P_{t-3}^{fa}	-0,029	-0,09
P_{t-4}^{fa}	-0,041	-0,13
P_{t-5}^{fa}	0,042	0,12
P_{t-6}^{fa}	-0,022	-0,06
P_{t-7}^{fa}	0,069	0,19
P_{t-8}^{fa}	-0,167	-0,46
P_{t-9}^{fa}	0,128	0,36
P_{t-10}^{fa}	-0,124	-0,36
P_{t-11}^{fa}	0,180	0,54
P_{t-12}^{fa}	-0,400	-1,86

$$R^2 = 0,594$$

$$Q(27) = 422,65$$

$$F^{1/}(1,56) = 363,51 **$$

^{1/}Teste F referente à hipótese de soma dos coeficientes igual a um (entre parênteses estão os graus de liberdade).

** nível de significância do teste t: 1%.

A forma estrutural (tabela 30) mostra que, para uma variação de 10% no preço ao atacado, o preço de exportação de farelo de soja variaria 5,89% no mesmo sentido no mesmo mês, 3,5% em sentido contrário no mês seguinte, sofrendo ainda diversas outras variações até o décimo segundo mês. O efeito total seria de apenas 0,28% no sentido oposto ao do choque inicial. O teste F referente à elasticidade total de transmissão de preços confirma que as variações ao atacado não são completamente repassadas ao mercado externo.

As informações obtidas através das equações estruturais do modelo simultâneo parecem mostrar que, apesar de haver influência mútua entre preço de exportação e preço ao atacado de farelo, as variações dos preços externos são transmitidas internamente mais que proporcionalmente, enquanto que as variações nos preços internos têm efeitos desprezíveis sobre os preços de exportação.

5.4. Testes de assimetria e estimativas das elasticidades de transmissão de preços segmentadas

Nas estimativas realizadas até aqui, os preços puderam ser usados na sua forma nominal, o que é interessante porque as variações mostradas referem-se aos valores na forma em que são encontrados. Contudo, na execução dos testes de assimetria e nas estimativas das

equações de transmissão segmentadas, os preços domésticos precisaram ser deflacionados. A razão básica para isso é que a inflação brasileira foi extremamente alta nesse período, o que tornou irrisório o número de decréscimos de preços nominais. Como, para a realização do teste pelo procedimento de Houck há necessidade de um número mínimo de decréscimos de preços (Kinnucan & Forker consideram que cerca de um terço de declínios de preços são suficientes), o teste foi realizado com preços reais.

Os declínios de preços nessa pesquisa referem-se tanto a quedas em preços nominais como à elevação desses a taxas menores que a elevação dos outros preços da economia (declínio relativo). No caso de acréscimos de preços, consideram-se aqueles que superaram o índice inflacionário. Dessa forma, as discussões que se seguem referem-se a preços reais nos diversos níveis de mercado.

Os resultados dos testes de assimetria entre as variáveis que apresentaram sentido de causalidade unidirecional estão resumidos na tabela 31. Para o modelo com causalidade bi-direcional, o teste de assimetria não foi executado pela impossibilidade operacional apresentada. Os testes foram feitos usando-se as defasagens que haviam se mostrado significativas. A presença de autocorrelação entre os resíduos foi verificada em todas as equações, sendo o problema resolvido com filtragens pela técnica de Cochrane-Orcutt (conforme pode ser visto pela significância

do teste Q .

Constatou-se a presença de assimetria na transmissão de preços entre: preço de exportação da soja em grão e preço da soja em grão ao nível de produtor; preço do farelo ao atacado e preço da soja em grão ao nível de produtor; preço de exportação de óleo e preço do óleo ao atacado, todos ao nível de significância do teste F de 5%; e entre preço do óleo ao atacado e preço do óleo ao varejo, neste caso ao nível de significância do teste F de 1%. Apenas entre preço do óleo ao atacado e preço da soja em grão ao produtor não foi constatada assimetria.

Tabela 31 - Testes de assimetria na transmissão de preços na indústria brasileira de soja - 1982/1989

var. dependente	var. independente	F ^{1/}
P_t^{gp}	P_t^{ge}	5,96* (1,65)
P_t^{gp}	P_t^{fa}	7,02* (1,60)
P_t^{gp}	P_t^{oa}	0,35 (1,67)
P_t^{oa}	P_t^{oe}	4,48* (1,74)
P_t^{ov}	P_t^{oa}	23,01** (1,85)

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

* nível de significância (teste F): 5%

** nível de significância (teste F): 1%.

Juntamente com a realização do teste de assimetria, estimou-se as equações de transmissão de preços segmentadas para as equações em que o efeito dos acréscimos de preços havia se mostrado diferente do efeito dos decréscimos, ou seja, para as equações assimétricas.

A tabela 32 apresenta a equação de transmissão de preços segmentada entre preço do óleo ao atacado e preço do óleo ao varejo. Os parâmetros estimados mostram que a elasticidade de transmissão de decréscimos é cerca de 71% menor que a de acréscimos. Para um aumento de 10% no preço ao atacado, o preço ao varejo aumentaria 7,91% no mesmo mês e 4,02% no mês seguinte, dando um efeito total de 11,93%. No caso de um decréscimo da mesma magnitude no preço ao atacado, o preço ao varejo cairia 5,77% no mesmo mês e 1,20% no mês seguinte, totalizando uma queda de apenas 6,97%. Os testes F referentes aos valores das elasticidades de transmissão de preços comprovam que nos dois casos as elasticidades são diferentes de um. O coeficiente de determinação (R^2) foi de 81%, o que evidencia que as variáveis independentes explicam grande parte das variações no preço do óleo ao varejo.

Esse resultado mostra que o setor varejista apresenta maior rigidez quando se trata de abaixar os preços, em função de uma queda no preço da matéria-prima, do que no caso de promover aumento de preço, para repassar a elevação no preço da matéria-prima.

Tabela 32 - Equação de transmissão de preços segmentada entre preço do óleo ao atacado (P_t^{oa}) e preço do óleo ao varejo (P_t^{ov}) - 1982/1989

Var. indep.	tendência	AP_t^{oa}	AP_{t-1}^{oa}	DP_t^{oa}	DP_{t-1}^{oa}
estimativas	-0,005**	0,791**	0,402**	0,577**	0,120
(t)	(-3,91)	(9,14)	(4,88)	(5,57)	(1,05)
<hr/>					
$R^2 = 0,810$	$Q^{1/} (27) = 33,91^*$				
$DW = 1,83$	$F^{2/} (1,85)^{1/} = 7,14^{**}$				
	$F^{3/} (1,86)^{1/} = 16,60^{**}$				

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de acréscimos de preços é um.

^{3/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de decréscimos de preços é um.

* Nível de significância do teste Q : 5%

** Nível de significância dos testes t (Student) e F : 1%

A equação de transmissão de preços segmentada entre preço de exportação e preço ao atacado de óleo (tabela 33) mostra que a transmissão de acréscimos foi 145,64% maior que a transmissão de decréscimos. Para um acréscimo de 10% no preço de exportação, o preço ao atacado aumentaria 3,53% no mesmo mês e 6,32% no mês seguinte, com efeito acumulado de 9,85%. Uma queda de 10% no preço de exportação, provocaria quedas no preço ao atacado de 3,55% e 0,46%, respectivamente, no mesmo mês e no mês seguinte, com efeito total de 4,01%. O teste F mostra que não se deve rejeitar a

hipótese de que os acréscimos de preços externos sejam integralmente transmitidos ao preço do óleo ao atacado, enquanto rejeita-se a mesma hipótese em relação aos decréscimos. O coeficiente de determinação da regressão é elevado (82%), mostrando que as variáveis exógenas explicam satisfatoriamente as variações no preço do óleo ao atacado. Mais uma vez pode-se verificar rigidez maior para transmissão de decréscimos de preços, dessa vez por parte do setor atacadista de óleo.

Tabela 33 - Equação de transmissão de preços segmentada entre preço de exportação de óleo (P_t^{oe}) e preço ao atacado de óleo (P_t^{oa}). - 1982/1989

Var. indep.	tendência	AP_t^{oe}	AP_{t-1}^{oe}	DP_t^{oe}	DP_{t-1}^{oe}
estimativas	-0,013**	0,353	0,632**	0,355	0,046
(t)	(-2,80)	(1,77)	(3,22)	(1,50)	(0,18)

$$R^2 = 0,820 \quad Q^{1/}(27) = 18,65$$

$$DW = 1,74 \quad F^{2/}(1,74)^{1/} = 0,01$$

$$F^{3/}(1,74)^{1/} = 12,75^{**}$$

^{1/} Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de acréscimos de preços é um.

^{3/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de decréscimos de preços é um.

* Nível de significância do teste Q: 5%.

** Nível de significância dos testes t (Student) e F: 1%.

Os efeitos de acréscimos e decréscimos de preços da soja em grão no mercado internacional sobre o preço ao produtor aparecem na tabela 34. Apenas o termo constante e os coeficientes do acréscimo de preço de exportação, com uma defasagem, e do decréscimo de preço de exportação, sem defasagem, mostraram-se significativos pelo teste *t*. O coeficiente de determinação (R^2) é baixo (56,6%), mostrando que o ajuste da regressão foi apenas razoável. Para um acréscimo de 10% no preço de exportação, o preço ao produtor aumentaria de 14,83% ao final de 4 meses. No caso de decréscimo de 10% no preço de exportação, o preço ao produtor cairia de 4,49% após o período total de ajustamento. Assim, a elasticidade de transmissão para acréscimos de preços foi 230% superior à elasticidade de transmissão de decréscimos. Entretanto, os testes *F* (ao nível de significância de 5%) mostram que não se deve rejeitar a hipótese de que ambas elasticidades totais de transmissão de preços sejam unitárias.

Tabela 34 - Equação de transmissão de preços segmentada entre preço de exportação de soja em grão (P_t^{ge}) e preço ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989

Var. indep.	Estimativas	(t)
tendência	-0,008**	(-3,09)
AP_t^{ge}	0,523	(1,68)
AP_{t-1}^{ge}	1,113**	(3,07)
AP_{t-2}^{ge}	-0,301	(-0,84)
AP_{t-3}^{ge}	-0,393	(-1,10)
AP_{t-4}^{ge}	0,541	(1,65)
DP_t^{ge}	1,136*	(2,33)
DP_{t-1}^{ge}	0,040	(0,07)
DP_{t-2}^{ge}	0,165	(0,31)
DP_{t-3}^{ge}	-0,045	(-0,08)
DP_{t-4}^{ge}	-0,847	(-1,73)
$R^2 = 0,566$ $DW = 1,69$ $Q^{1/} (27) = 23,09^*$ $F^{2/} (1,65)^{1/} = 3,27$ $F^{3/} (1,65)^{1/} = 2,71$		

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de acréscimos de preços é um.

^{3/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de decréscimos de preços é um.

* nível de significância dos testes Q e t (Student): 5%.

** nível de significância do teste t (Student): 1%.

Quanto às elasticidades de transmissão de

preços segmentadas entre preço do farelo ao atacado e preço da soja em grão ao nível de produtor (tabela 35), apenas o coeficiente do decréscimo de preço do farelo ao atacado com defasagem de um período não foi significativo pelo teste *t*. O coeficiente de determinação foi bom (75,8%), mostrando um ajustamento melhor que o da equação da tabela 34. Para 10% de acréscimo no preço ao atacado, o preço ao produtor elevaria-se 6,96% no mesmo mês e 4,37% no mês seguinte, com efeito total de 11,33%. No caso de decréscimo da mesma magnitude, o preço ao produtor cairia 5,25% no mesmo mês e 1,08% no mês seguinte, acumulando um efeito de queda de 6,33%. A elasticidade para decréscimo de preços foi 79% inferior à elasticidade para acréscimo de preços. Pelo teste *F*, os acréscimos de preços de farelo ao atacado são integralmente transmitidos aos preços ao produtor, enquanto os decréscimos não o são.

A análise conjunta dos testes de assimetria, das elasticidades de transmissão de preços segmentadas e das elasticidades convencionais, mostram a importância da segmentação para um conhecimento mais preciso dos efeitos de alterações em um nível de mercado sobre os preços nos demais níveis. A tabela 36 apresenta as elasticidades convencionais e as segmentadas, lado a lado. Para compatibilizar a análise comparativa, estimou-se as elasticidades convencionais com os preços domésticos corrigidos pelo IGP, sendo esses os valores apresentados na referida tabela.

Tabela 35 - Equação de transmissão de preços segmentada entre preço do farelo ao atacado (P_t^{fa}) e preço da soja em grão ao produtor (P_t^{gp}) - 1982/1989

Var. indep.	tendência	AP_t^{fa}	AP_{t-1}^{fa}	DP_t^{fa}	DP_{t-1}^{fa}
estimativas	-0,006**	0,696**	0,437**	0,525**	0,108
(t)	(-3,15)	(5,45)	(3,44)	(3,31)	(0,67)
<hr/>					
$R^2 = 0,758$	$Q^{1/}(27) = 25,35^*$				
$DW = 1,36$	$F^{2/}(1,60)^{1/} = 1,313$				
	$F^{3/}(1,60)^{1/} = 7,538^{**}$				

^{1/} entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

^{2/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de acréscimos de preços é um.

^{3/} Teste F referente à hipótese de que a elasticidade total de transmissão de decréscimos de preços é um.

* nível de significância do teste Q: 5%.

** nível de significância dos testes t (Student) e F: 1%.

Em geral, a estimativa convencional situou-se intermediária entre a elasticidade de transmissão de acréscimos e a elasticidade de transmissão de decréscimos, não servindo para representar nenhuma das situações. Isso levaria a erro se fosse mantida a pressuposição convencional (simplicidade na estimação convencional de elasticidades de transmissão de preços) de que as respostas dos agentes de comercialização são as mesmas tanto para acréscimos como para decréscimos de preços em outros níveis de mercado. Caso a estimativa convencional fosse usada para analisar efeitos

de acréscimos de preços, esses efeitos estariam sendo subestimados. Caso fosse usada para representar efeitos de declínios de preços, ocorreria superestimação. Assim, os testes de assimetria e as estimativas de elasticidades de transmissão de preços segmentadas (quando for constatada assimetria) permitem previsões muito mais seguras sobre os efeitos de choques de preços nos diferentes níveis de mercados agrícolas.

Tabela 36 - Elasticidades de transmissão de preços totais - convencionais e segmentadas - para a indústria brasileira de soja - 1982/1989

var. dep.	var. ind.	elasticidades		
		convencional	acrécimo	decrécimo
P_t^{ov}	P_t^{oa}	0,969	1,193	0,697
P_t^{oa}	P_t^{oe}	0,738	0,985	0,401
P_t^{gp}	P_t^{ge}	0,819	1,483	0,449
P_t^{gp}	P_t^{fa}	0,900	1,133	0,633

A transmissão mais intensa de acréscimo de preços mostra que os diversos agentes do mercado da soja apresentam maior rigidez em reduzirem seus preços reais

quando os preços caem em outros níveis do mercado. Os diversos testes F realizados mostraram uma tendência por parte dos vários níveis de mercado de transmissão integral dos acréscimos de preços verificados em outros níveis. Os testes referentes a decréscimos de preços mostraram que esses não seriam integralmente transmitidos.

No caso do varejo de óleo, a transmissão mais que proporcional de acréscimos de preços poderia ser explicada pela organização estrutural desse nível e pelas características do produto comercializado. Como o setor varejista paulistano de óleo é bastante concentrado, e as elasticidades preço e renda ao varejo desse produto são bastante baixas (produto essencial com poucos substitutos viáveis), é possível para esse nível de mercado repassar acréscimo de custos e amortecer a transmissão dos decréscimos. Outro fator que pode ter contribuído para essa assimetria é a expectativa inflacionária que ocorreu durante a década de 1980. Com isso, as quedas de preços poderiam ser vistas pelos diversos agentes do mercado como sendo transitórias.

As relações com o mercado internacional parecem refletir as dificuldades impostas pelas políticas governamentais no que concerne às importações. A possível rigidez do custo de exportação explica a transmissão mais que proporcional das variações externas, mas não explica a transmissão mais intensa de acréscimos de

preços. Uma possível explicação para essa assimetria pode ser encontrada na política comercial brasileira da década de 1980.

Como foi visto no capítulo 2, no período coberto por essa pesquisa, o governo brasileiro continuou controlando com bastante rigor todas as importações (principalmente após a crise de balanço de pagamentos de 1982). Porém, a política de exportação foi bastante liberalizada (com o fim das cotas e proibições de exportações) e a política cambial tornou-se mais agressiva, com a aceleração das desvalorizações cambiais. Assim, quando os preços de exportação sobem, o incremento das exportações pode permitir elevação no preço doméstico (elevação essa que poderia ser proporcional ou mais que proporcional à variação externa, dependendo da rigidez do custo de exportação e da estrutura dos mercados envolvidos). No caso de queda no preço de exportação, essa poderia não ser transmitida internamente na mesma magnitude, pela dificuldade de se importar o produto mais barato.

6. CONCLUSÕES

Essa pesquisa visou analisar as relações entre os preços de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja a diferentes níveis de mercado (mercado externo para as três formas; soja em grão ao produtor; farelo ao atacado; óleo ao atacado; e óleo ao varejo).

O capítulo 2 mostrou aspectos ligados à estrutura do setor. As informações apresentadas mostraram que o setor apresenta uma estrutura bastante concentrada (exceção feita ao nível de produtor rural), cabendo quase 50% do mercado para as quatro maiores firmas do Estado de São Paulo. Entretanto, parece que o poder de mercado dessas firmas não é tão grande, em vista da homogeneidade dos produtos comercializados.

Viu-se também que o principal órgão na comercialização de óleo ao varejo nos grandes centros urbanos são os supermercados, os quais se abastecem (assim como os pecuaristas, no caso do farelo) diretamente nas indústrias de processamento. O mercado internacional apresenta grande importância sobre a indústria brasileira de soja, já que, por exemplo, cerca de 40% do óleo e 80% do

farelo produzidos internamente foram exportados entre 1983 e 1985. A produção brasileira também é importante para o abastecimento internacional; em 1988, o Brasil participou do mercado mundial com 10% das exportações de grãos, 18% das exportações de óleo e 30% das exportações de farelo de soja.

Mostrou-se também no referido capítulo, que os preços recebidos pelos exportadores brasileiros dependem, além das cotações da Bolsa de Chicago, de prêmios pagos pelos importadores, os quais podem ser positivos ou negativos dependendo de uma série de variáveis. A participação brasileira no mercado internacional direcionou-se para os derivados de soja. Isso foi possível principalmente em função de medidas governamentais que estimularam a expansão da capacidade de processamento brasileira.

As políticas públicas, que influenciaram sobremaneira o setor na década de 1970, mostraram-se menos drásticas no período aqui analisado. As cotas de exportações foram abolidas, assim como o tabelamento, mais recentemente. Apenas as importações permaneceram sob controle rígido por parte do governo. O câmbio também permaneceu sob controle governamental durante todo o período envolvido nessa pesquisa, no entanto, as desvalorizações cambiais foram incrementadas após a crise de Balanço de Pagamentos de 1982.

Na parte empírica, foram realizados testes para verificar o sentido de causalidade entre as várias

séries de preços (pelo método de Sims). Os resultados foram: sentido de causalidade do preço do óleo bruto no mercado externo para o preço do óleo refinado ao atacado; sentido de causalidade do preço do óleo refinado ao atacado para o preço do óleo refinado ao varejo; sentido de causalidade do preço da soja em grão no mercado externo para o preço da soja em grão ao produtor; relação bi-causal entre o preço do farelo no mercado externo e o preço do farelo ao atacado; sentido de causalidade do preço do óleo ao atacado para o preço da soja em grão ao produtor; e sentido de causalidade do preço do farelo ao atacado para o preço da soja em grão ao produtor. Resumindo, os resultados mostraram que as variações iniciam-se predominantemente no mercado externo. Internamente, o nível de atacado, tanto de óleo como de farelo, liderou as variações.

A predominância de liderança no mercado internacional e ao atacado pode ser explicada pelo modelo teórico de Gardner. No caso, esse sentido de causalidade significaria o predomínio de choques de oferta. Como o setor externo e o atacado são os níveis onde as informações fluem mais rapidamente, esses poderiam antecipar-se ao produtor no ajustamento do preço. Se houvesse uma variação na oferta mundial, essa seria captada pelo mercado internacional e transmitida internamente via atacado. No caso de um choque de oferta partindo do Brasil, o efeito sobre o mercado internacional se faria sentir mais intensamente no caso do

farelo de soja, tendo-se em vista que o Brasil é o maior exportador mundial dessa mercadoria. Isso explicaria a causalidade bi-direcional entre preço de exportação de farelo e preço ao atacado do mesmo.

Com relação ao modelo de Heien, os vários níveis, com exceção do varejo, tenderiam a ajustar seus preços em relação ao excesso de demanda. Assim, os níveis que pudessem prever antecipadamente em relação aos demais suas relações de oferta e demanda poderiam iniciar a variação. No caso, esses níveis seriam o internacional e o atacado. O varejo tenderia a aplicar um *markup* sobre o custo de produção, repassando variações do preço do atacadista. A explicação através desse modelo não restringiria a origem dos choques de preços para a oferta, admitindo também a presença de choques de demanda. No entanto, os parâmetros da demanda de óleo comestível (particularmente sua inelasticidade em relação à renda e ao preço) tornam improváveis os choques de demanda.

Observou-se ainda que as variações dos preços ao nível de produtor tendem a ser antecedidas pelas variações que ocorrem no mercado internacional e ao atacado (tanto de óleo como de farelo). Isso pode ser explicado pelo menor poder de mercado que o produtor rural tem em relação aos demais níveis, e à maior dificuldade que esse nível de mercado tem de ter acesso às informações.

Após a definição do sentido de causalidade

entre os preços de soja e derivados, estimou-se as elasticidades de transmissão de preços. Verificou-se que o período de transmissão de preços no setor é bastante curto, com períodos de defasagem de um mês em geral. Apenas ao nível de produtor encontrou-se período de defasagem superior a um (três meses, no caso de choques partindo do preço do óleo ao atacado; e quatro meses para variações no preço da soja em grão no mercado internacional). Esse último fato pode ser explicado pelas mesmas razões que fazem com que os preços variem inicialmente nos outros níveis de mercado, quais sejam, o menor poder de mercado e o menor acesso a informações ao nível de produtor rural.

No caso em que foi verificado sentido de causalidade bi-direcional, estimou-se um sistema de equações simultâneas pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios, considerando-se período de defasagem de doze meses. As elasticidades totais de transmissão de preços encontradas foram: 0,976 entre preço do óleo ao atacado e preço do óleo ao varejo; 0,991 entre preço de exportação de óleo e preço de óleo ao atacado; 1,034 entre preço de óleo ao atacado e preço da soja em grão ao produtor; 2,007 entre preço de exportação de soja em grão e preço ao produtor; e 1,098 entre preço do farelo ao atacado e preço da soja em grão ao produtor. Apenas a elasticidade entre o preço de exportação da soja em grão e o preço ao produtor mostrou-se estatisticamente diferente de um. Isso significa que as

variações no preço de exportação da soja em grão são transmitidas mais que proporcionalmente ao mercado interno, enquanto que as variações nos demais níveis são transmitidas proporcionalmente entre si.

No modelo de equações simultâneas, encontrou-se elasticidade total de transmissão de preços entre preço de exportação de farelo e preço ao atacado da mesma mercadoria de 2,55. No caso de variações no preço ao atacado, a elasticidade de transmissão total de preços ao preço de exportação de farelo foi de apenas -0,0028. Efeitos esses confirmados pelo teste F quanto ao valor da elasticidade total. Esses dados parecem indicar que, embora exista relação bi-causal entre os preços de farelo ao atacado e no mercado externo, variações no preço de exportação tendem a ser transmitidas mais que proporcionalmente ao atacado ao longo de um ano, enquanto que as variações no preço ao atacado apresentam um efeito pequeno sobre os preços externos.

A transmissão mais que proporcional das variações nos preços de exportação para os preços domésticos ocorrem provavelmente pela rigidez do custo de exportação brasileiro. Como as alíquotas dos impostos de exportação não variam com o preço de exportação, o mesmo ocorrendo com outros componentes do custo, e como as desvalorizações cambiais acompanharam mais proximamente a inflação no período em análise, a internalização das

variações de preços ocorreu em amplitude superior à variação inicial no mercado externo.

Nas relações em que se havia constatado sentido de causalidade uni-direcional, testou-se se as transmissões de preços eram assimétricas pelo procedimento de Houck. Os resultados mostraram que apenas a relação entre preço de óleo ao atacado e preço da soja em grão ao produtor era simétrica. Verificou-se que em todos os casos de assimetria as elasticidades de transmissão de acréscimos de preços eram superiores às elasticidades de transmissão de decréscimos. Verificou-se ainda que, em geral, os acréscimos de preços eram integralmente transmitidos (com exceção dos acréscimos ao atacado que são transmitidos mais que proporcionalmente pelos varejistas de óleo), enquanto que os decréscimos eram transmitidos menos que proporcionalmente.

A análise mostra que os diversos níveis de mercado da indústria da soja tendem a transmitir mais intensamente os acréscimos de preços que os decréscimos. Esse fato parece estar associado às características do produto comercializado, à estrutura do mercado e à intervenção governamental. O produto comercializado ao varejo, o óleo refinado, apresenta demanda inelástica a preço e renda, o que torna mais interessante (em termos de receita bruta) a transmissão de acréscimos de preços. A estrutura concentrada ao atacado e varejo (supermercado) dá margem a um certo controle do mercado por parte dos agentes,

permitindo a transmissão menos intensa de decréscimos de preços. No caso da intervenção governamental, o efeito faz-se sentir principalmente no relacionamento entre os mercados externo e interno. Como as restrições às importações foram muito mais intensas que às exportações, os acréscimos de preços de exportação puderam ser intensamente transmitidos internamente, enquanto que as quedas dos preços de exportação puderam ser amortecidas pela dificuldade de se comprar o produto mais barato no mercado externo.

A análise comparativa das elasticidades de transmissão de preços convencionais com as segmentadas mostrou as deficiências das estimativas de elasticidades convencionais, visto que essas não representam adequadamente, caso ocorra assimetria, nem os acréscimos nem os decréscimos de preços. Esse fato justifica a inclusão da análise da assimetria nos estudos que futuramente venham a ser feitos sobre formação e transmissão de preços agrícolas.

As análises aqui realizadas trazem diversas implicações para política agrícola, tanto para política comercial como para políticas de estabilização de preços internos. Verificou-se que os preços de exportação influenciam os preços domésticos e que as variações externas são transmitidas mais que proporcionalmente aos preços internos. Esse efeito, que não havia sido verificado na década de 1970 por WILLIAMS & THOMPSON (provavelmente pela política de controle sobre as exportações e pela

sobrevalorização cambial)), mostram o potencial desestabilizador dos preços externos em relação à economia da soja. Essa tendência (verificada também por BARROS, 1986) pode tornar vantajosa ao Brasil a adoção de políticas tributárias com tarifas variáveis.

Adicionalmente, a política de restrição às importações pode ter permitido a transmissão mais intensa dos acréscimos de preços externos aos preços domésticos. Nesse caso, uma política mais liberal de importações poderia diminuir o poder de mercado dos exportadores, aumentando a eficiência do setor.

A transmissão maior dos acréscimos de preços em todos os níveis de mercado considerados (inclusive com transmissão mais que proporcional dos acréscimos de preços por parte dos varejistas) e o retardamento das variações de preços por parte dos produtores rurais, indicam que políticas de mercado que incrementem a competição no setor e que aumentem o poder de barganha dos agricultores também podem aumentar a eficiência da indústria. Algumas medidas possíveis nesse sentido seriam: implementação de um serviço governamental eficiente de coleta, processamento e divulgação de informações de mercado; incentivo às organizações de produtores rurais, tais como cooperativas e associações; criação de linhas de crédito para instalação de processadoras de menor porte para atendimento de mercados locais; entre outras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D.R.D. & G.S.A.C. BARROS. Transmissão de preços de laranja entre os mercados externo e interno. Revista de Economia e Sociologia Rural. Brasília, 27 (1): 61-70, jan/mar. 1989.

ARRUDA, M.L.C.; F.C. CARVALHO & S. NOGUEIRA JR. Processamento, estocagem e exportação da soja em grão e derivados e sua relação com a alternância^o das safras estadunidense e brasileira. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, IEA, 1985. 24 p. (Relatório de Pesquisa, 4/85).

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS. Repensando o setor soja, para a nova arrancada do desenvolvimento brasileiro. São Paulo, 1988, 31 p.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Especial: Séries históricas do setor externo - 1971-1985. Rio de Janeiro, 1988, 24(1), 328 p.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Mensal. Rio de Janeiro, 1987, 23 (12), 519p.

BAIN, J. S.. Industrial Organization. New York, John Wiley, 1959. 643p..

BARROS, G.S.A.C. Efeitos de choques macroeconômicos sobre a transmissão de preços agrícolas. In: XXIV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Lavras, 1986. Anais. Lavras, 1986. p. 245-59.

BARROS, G.S.A.C. Economia da comercialização agrícola. Piracicaba, FEALQ, 1987. 306 p.

BARROS, G.S.A.C. & J.G. MARTINES F^o. Comercialização de produtos agrícolas e sua relação com a inflação brasileira. Brasília, Instituto de Planejamento Econômico e Social, 1987. (Relatório de Pesquisa).

BARROS, G.S.A.C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. In: SEMINÁRIO DE PERSPECTIVAS DA AGRICULTURA, 4, Piracicaba, 1988. Anais. Piracicaba, Fundação de Estudos Agrários "Luiz de Queiroz", 1988, p. 99-119.

BARROS, G.S.A.C.. Formação de preços agrícolas e reflexos sobre o abastecimento. Revista de Economia e Sociologia Rural. Brasília, 27 (1): 1-4, jan./mar. 1989.

BISHOP, R.V. The construction and use of causality testes. Agricultural Economics Research, 31(4): 1-6, october, 1979.

BURNQUIST, H.L. A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas. Piracicaba, 1986. 83p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).

CARVALHO, F.C.; D. DESGUALDONETTO & S. NOGUEIRA JR.. Concentração da capacidade de processamento industrial de soja em grão no Brasil. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, IEA, 1984. 16 p. (Relatório de Pesquisa 6/84).

COMPANHIA DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO. Anuário Estatístico 1982/87, Brasília, 1988.

DOAN, T.A. & R.B. LITTERMAN. User's Manual: rats. Mineapolis, M.N. : VAR Econometrics, 1987. 525 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Programa Nacional de Pesquisa de Soja (versão 3). Centro Nacional de Pesquisa de Soja. Londrina, PR, 1988. 104 p.

FEIGE, E.L. & D.K. PEARCE. The casual causal relationship between money and income: some caveats for time series analysis. The Review of Economics and Statistics. 61 (4), nov., 1979.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. Conjuntura econômica. Rio de Janeiro. (Vários).

GARDNER, B.L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. American Journal of Agricultural Economics, 57(3): 399-409, 1975.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. Econometrica, 37(3): 424- 38, July, 1969.

GOLDEMBERG, I.J.E.; R. TOPEL & E. R. LINS. Exportações agrícolas de São Paulo e seu potencial - soja em grão. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1978.

HEIEN, D.M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. American Journal of Agricultural Economics, 61(1) : 10-18, 1980.

HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. American Journal of Agricultural Economics, 59:570-72, august, 1977.

IAFELICE, A. Produtividade: uma nova política para a soja. São Paulo, ABIOVE. 1988, 11 p.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Informações econômicas. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo. (Vários).

JANK, M.S., L.C. VIEIRA & M.F. NEVES. Soja: um mercado conturbado pela concorrência entre as oleaginosas. Preços Agrícolas. Piracicaba, 35: 7-8, set. 1989.

KINNUCAN, H.W. & O.D. FORKER. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. American Journal of Agricultural Economics, 68: 285-92, 1987.

KMENTA, J. Elementos de Econometria. 2. ed. São Paulo, Atlas, 1988. 2 v.

MARQUES, P.V. & D.R.D. AGUIAR. Comercialização de Produtos Agrícolas. Piracicaba, ESALQ/USP, Departamento de Economia e Sociologia Rural, 1989. 282p.. (Série Didática 54).

MARTINES F^o , J.G.. Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas. Piracicaba, 1988. 146 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/ USP).

ORGANIZAÇÃO DAS COOPERATIVAS DO ESTADO DO PARANÁ. Recomendações Técnicas para a Cultura da Soja no Paraná 1988/89. Cascavel, 1988. 94 p.. (Boletim Técnico 23).

PINO, F.A.; S. NOGUEIRA JR. & C.M.C. TOLOI. Relações dinâmicas entre preços da soja brasileira. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 18(11): 1163-1173, nov., 1983.

ROCHA, M.B. & S. NOGUEIRA JR. Controle de preços do complexo soja: margens de comercialização e ganhos econômicos potenciais, via redução de custos. São Paulo, Secretaria de Agricultura, IEA, 1988, 127 p. (Relatório de Pesquisa 15/88).

SIMS, C.A. Money, income and causality. American Economic Review, 62(4): 540-52, september, 1972.

WARD, R.W. Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64: 205-12, 1982

WILLIAMS, G.W. & R.L. THOMPSON. A indústria da soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado. Brasília, Companhia de Financiamento da Produção, 1988. (Coleção Análise e Pesquisa, 34).

WOLFFRAM, R. Positivist measures of aggregate supply elasticities: some new approaches- some critical notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 356- 59, 1971.

ZOCKUN, M.H.. A expansão de soja no Brasil: alguns aspectos da produção e consumo. São Paulo, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. 1978, Vol.1.