

# OFERTA E DEMANDA DO MERCADO INTERNO DE SOJA: UM MODELO DE DESEQUILÍBIO

Antônio Carlos Roessing\*

Sérgio Gomes Tosto\*\*

## RESUMO

Este trabalho teve por objetivo estimar as elasticidades de oferta e demanda das principais variáveis responsáveis pela formação do mercado interno da soja em grão. Foram utilizados modelos econométricos de equilíbrio e desequilíbrio. Os principais resultados mostram que, do lado da oferta, as decisões de produção são tomadas com base no resultado econômico da safra anterior. Do lado da demanda, as variáveis mais importantes são o consumo de óleo de soja, o consumo de farelo, o preço do óleo, a exportação de óleo e o preço da soja. O modelo mostrou que não se pode descartar a hipótese de que o mercado interno de grãos de soja funciona em desequilíbrio.

**Termos para indexação:** Comercialização; Modelos econométricos; Elasticidade-preço; Elasticidade-renda.

---

\* Pesquisador da Embrapa — D. S. em economia rural. Centro Nacional de Pesquisa de Soja. Caixa Postal 231, CEP 86001-970 - Londrina - PR.

\*\* Pesquisador da Embrapa — M.Sc. em economia rural. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Caixa Postal 034121, CEP 22460-000 - Rio de Janeiro - RJ.

## SUPLY AND DEMAND OF THE SOYBEAN INTERNAL MARKET: A MODEL OF DISEQUILIBRIUM

### ABSTRACT

*The objective of the present work was to estimate the elasticity of supply and demand of the main variables accounting for the formation of the internal market. Econometric models of equilibrium and disequilibrium were used. The results indicated that in considering supply, the decisions of production are based on the economical results of the previous growing season. On the other hand, the most important variables of demand are: the soybean oil and meal consumption; the price of the soybean oil; the amount of oil exported; and the soybean price. Results also showed that the hypothesis of disequilibrium in the soybean internal market cannot be discarded.*

**Index terms:** Soybean trade; Econometrics models; Price-elasticitie; Income-elasticitie.

### INTRODUÇÃO

Classificada botanicamente na família das leguminosas, a soja, conhecida há mais de quatro mil anos, é originária da Ásia, principalmente da China continental, Manchúria e Japão.

É considerada como a mais importante oleaginosa cultivada no mundo, produzindo mais proteínas por hectare do que qualquer outra cultura ou alimento. O grão da soja, possui, em média, 38% de proteína, 18% de óleo, 31,3% de hidratos de carbono e as principais vitaminas e sais minerais necessários à atividade biológica do ser humano.

Da produção mundial total das sete principais oleaginosas (soja, algodão, amendoim, girassol, colza, copra e palmiste), estimada em 251,50 milhões de toneladas, para o período 1994/95, a soja participou com 53,4%, ou seja, 134,2 milhões de toneladas. Levando-se em conta apenas o valor bruto da produção mundial de soja, farelo e óleo, atinge-se, em média, considerando a estimativa para o ano de 1995, a cifra de US\$ 33,5 bilhões, sem considerar os efeitos multiplicadores provenientes do complexo envolvido.

O Brasil é o segundo maior produtor de soja e o maior exportador de farelo de soja do mundo, tendo no complexo dessa leguminosa uma importante fonte de geração de divisas.

A participação da agricultura no PIB brasileiro, na década de 80, era de 10%. Em 1990, para um PIB de US\$ 440,72 bilhões, a agricultura participou com US\$ 42,13 bilhões, representando 9,5%. A produção de soja, nesse ano, atingiu um valor bruto da ordem de US\$ 4,66 bilhões, representando, portanto, 1,05% do PIB brasileiro e 11,06 do PIB agrícola (Tabela 1, a seguir). A produção de soja dos Estados Unidos, no mesmo ano, foi de 54,6 milhões de toneladas, cujo valor bruto atingiu US\$ 13 bilhões, porém apenas 0,2% do seu PIB. Isso significa que, dadas as características do estágio de desenvolvimento brasileiro, a produção de soja é mais importante para o Brasil do que para os Estados Unidos, embora este seja o maior produtor mundial dessa oleaginosa (Roessing e Guedes, 1993).

Além da grande geração de divisas para o país, a cultura da soja, gera milhares de empregos, considerando-se o processamento em toda a cadeia produtiva.

TABELA 1

**PIB brasileiro, PIB agrícola e VBP de soja (US\$ bilhões)**

Ano	PIB	PIB agrícola	VBP de soja	Participação da soja no PIB agrícola
1965	71,54	23,20	0,20	0,86
1966	86,40	18,19	0,23	1,26
1967	96,91	19,85	0,27	1,36
1968	104,86	13,48	0,22	1,63
1969	111,38	10,10	0,33	3,27
1970	133,12	13,72	0,51	3,72
1971	148,83	16,73	0,70	4,18
1972	170,85	19,20	1,21	6,30
1973	215,83	23,61	3,41	14,44
1974	238,46	25,29	4,36	17,24
1975	257,05	26,29	3,98	15,13
1976	291,04	29,29	4,53	15,14
1977	315,73	37,99	5,79	15,24
1978	332,68	32,93	3,91	11,87
1979	326,76	31,57	4,12	13,05
1980	303,96	30,24	5,22	17,26
1981	312,39	30,10	4,72	15,68
1982	327,26	26,39	3,46	13,11
1983	233,26	22,92	4,33	18,89
1984	234,25	24,47	4,52	18,47
1985	251,22	26,39	4,25	16,10
1986	311,22	30,94	3,16	10,21
1987	331,94	29,89	3,88	12,98
1988	356,46	32,73	4,24	12,95
1989	461,63	36,10	5,66	15,68
1990	440,72	42,13	4,66	11,06
1991	384,78	38,70	3,78	9,77
1992	396,71	40,41	4,58	11,33
1993	482,18	47,25	5,72	12,11

Fonte: FGV. Os valores do PIB e PIB agrícola foram transformados em dólar pelo dólar médio do ano, sem considerar o deflator implícito do PIB. Existem, portanto, diferenças em relação ao PIB quando considerado o respectivo deflator. O valor bruto da produção de soja foi calculado tomando-se a produção total multiplicada pelo preço médio anual, CIFF-Rotterdamda soja. Extraído de Roessing & Guedes (1993).

TABELA 2

**Soja no Brasil - área, produção e rendimento médio  
no período de 1959-1960 a 1995-1996**

Safra	Área(ha)	Produção (t)	Rendimento médio (kg/ha)
1959-60	171.440	205.744	1.200
1960-61	240.919	271.488	1.127
1961-62	313.640	345.175	1.101
1962-63	339.796	322.915	950
1963-64	359.622	304.897	848
1964-65	431.834	523.176	1.211
1965-66	490.687	594.975	1.213
1966-67	612.115	715.606	1.169
1967-68	721.913	654.476	907
1968-69	906.073	1.056.607	1.166
1969-70	1.318.809	1.508.540	1.144
1970-71	1.716.420	2.014.291	1.174
1971-72	2.191.454	3.223.965	1.471
1972-73	3.615.247	5.011.614	1.386
1973-74	5.143.367	7.876.527	1.531
1974-75	5.824.492	9.893.008	1.699
1975-76	6.417.000	11.227.123	1.749
1976-77	7.070.263	12.513.406	1.770
1977-78	7.782.187	9.540.577	1.226
1978-79	8.256.096	10.240.306	1.240
1979-80	8.774.023	15.155.804	1.727
1980-81	8.501.169	15.007.367	1.765
1981-82	8.203.277	12.836.047	1.565
1982-83	8.137.112	14.582.347	1.792
1983-84	9.421.202	15.540.792	1.650
1984-85	10.152.751	18.278.422	1.800
1985-86	9.537.000	13.400.000	1.405
1986-87	9.000.000	16.500.000	1.833
1987-88	10.602.000	18.053.000	1.702
1988-89	12.218.000	24.087.000	1.971
1989-90	11.465.000	19.850.000	1.731
1990-91	9.583.000	15.522.000	1.620
1991-92	9.528.000	19.175.000	2.012
1992-93	10.656.157	22.762.777	2.136
1993-94	11.501.700	25.059.200	2.179
1994-95*	11.678.700	25.934.100	2.221
1995/96**	11.000.000	22.000.000	2.000

Fonte: 1959/60 a 1988/89 IBGE - Anuário Estatístico do Brasil 1989/90 a 1992/93 - IBGE - Levantamento Sistemático da Produção Agrícola. 1993-94 e 1994/95 - CONAB-DIPLA. \* Dados sujeitos a revisão. \*\* Estimativa preliminar CONAB.

No Brasil, a soja foi introduzida em 1882 no estado da Bahia por Gustavo Dutra. Porém, somente no fim dos anos 60 e início da década de 70 é que a cultura teve um crescimento extraordinário. Com exceção das safras 1977-78 e 1978-79, para as quais as condições climáticas foram extremamente adversas, a produção aumentou rapidamente entre 1970 e 1980; de um milhão e meio para 15 milhões de toneladas, daí o Brasil ocupar, atualmente, o segundo lugar em volume de soja produzida (Tabela 2, na página 175). A produção brasileira cresceu o suficiente para participar de significativa parcela do mercado mundial. A produtividade da lavoura permaneceu abaixo da média mundial até 1991/92. Após essa safra evoluiu alcançando médias acima da produtividade média mundial (Tabela 3, a seguir).

TABELA 3

**Produtividade média da soja nos principais países produtores em kg/ha (1986/87 a 1995/96)**

Ano	Brasil	USA	Arg.	CEE	China	Outros	Mundial
1986/87	1,83	2,24	1,99	3,11	2,06	1,44	1,84
1987/88	1,70	2,28	2,27	3,09	1,46	1,38	1,91
1988/89	1,97	1,81	1,62	3,11	1,40	1,53	1,90
1989/90	1,73	2,17	2,17	3,02	1,58	1,23	2,06
1990/91	1,62	2,29	2,42	2,93	1,42	1,22	2,15
1991/92	2,01	2,30	2,32	3,39	1,43	1,30	2,06
1992/93	2,13	2,53	2,31	3,51	1,40	1,25	1,88
1993/94	2,18	2,19	2,27	3,01	1,50	1,31	1,94
1994/95	2,22	2,81	2,25	2,94	1,60	1,20	2,21
1995/96*	2,00	2,42	2,27	2,91	1,60	1,24	2,05

Fonte: United States Department of Agriculture (Jan./95).

\* Estimativa preliminar USDA.

Um setor que chega a participar com 30% do PIB agrícola, gera divisas da ordem de US\$ 3,5 bilhões a US\$ 4 bilhões e um valor bruto da produção (VBP) de cerca de US\$ 5 bilhões, reveste-se de importância econômica impar. Desta forma, o conhecimento das inter-relações de toda a sua cadeia produtiva pode facilitar o entendimento do processo de produção e comercialização. O conhecimento das variáveis responsáveis pela formação da oferta e demanda da soja e a magnitude das suas influências na decisão da produção são importantes para tomadas de decisão em relação a políticas do setor.

O objetivo geral do presente estudo foi descrever, estimar e analisar as relações estruturais (oferta e demanda) do mercado brasileiro interno de grãos de soja na suposição de equilíbrio/desequilíbrio mediante análise do período de 1970/93, utilizando, para isto, os modelos econométricos de equilíbrio/desequilíbrio. Como objetivos específicos, pretendeu-se: a) estimar a resposta dos coeficientes de elasticidade das variáveis mais relevantes de oferta e demanda agregada, a curto e longo prazos, no mercado interno; b) testar a hipótese de equilíbrio e desequilíbrio para o mercado interno de soja; c) identificar as fontes de instabilidade de mercado interno de grãos de soja; d) calcular os valores das estimativas das dimensões físicas do excesso de oferta e demanda.

## MATERIAL E MÉTODOS

### MODELO DE EQUILÍBRIO

O modelo de equilíbrio é constituído das equações de oferta e demanda de soja e da identidade entre quantidade ofertada e demandada.

Para o caso da soja, a curva de oferta de curto prazo ficaria então especificada da seguinte forma:

$$PROD - SO = A_0 + A_1 PROD - SO + A_2 P SOJA_{(t-1)} + A_3 PRMI_{(t-1)} + A_4 QPTR_{(T-1)} + A_5 CRRUR + A_6 QSFS + A_7 T + A_8 D + \varepsilon_1.$$

onde: PROD-SO = produção interna de soja em grão, expressa em toneladas, no ano  $t$ ;

$PROD-SO_{(t-1)}$  = produção interna de soja em grão, expressa em toneladas, no ano  $t-1$ ;

$PSOJA_{(t-1)}$  = preço real de soja em grãos, expresso em cruzeiros por toneladas, no ano  $t-1$ ;

$PRMI_{(t-1)}$  = preço real de milho, expresso em cruzeiros reais por tonelada, no ano  $t-1$ ;

$QPTR_{(t-1)}$  = produção interna de trigo, expressa em toneladas, no ano  $t-1$ ;

$CRRUR_t$  = crédito rural para financiamento de custeio, expresso em cruzeiros reais, no ano  $t$ ;

$QSFS$  = quantidade do superfosfato simples, expresso em tonelada no ano  $t-1$ ;

$T$  = variável de tendência ou de tempo, expressa em anos;

$D_1$  = variável “dummy”;

$\varepsilon_1$  = termo de erro aleatório.

A escolha dessas variáveis foi feita de acordo com a evidência do comportamento do mercado e amparada na literatura.

Pastore (1973), relacionando a resposta da produção agrícola aos preços praticados no Brasil, concluiu que, em nível individual, os estímulos de preços não são bem conhecidos, podendo, inclusive, possuir grandes impactos. No entanto, em nível agregado, quando esta variável se mostra significativa do ponto de vista estatístico, apresenta baixa elasticidade-preço da oferta. Espera-se uma relação positiva entre as variáveis  $PROD-SO$  e  $PSOJA_{(t-1)}$ .

A variável  $PRMI_{(t-1)}$  foi introduzida no modelo devido à possibilidade de substituição entre as duas culturas, por razões de ordem econômica (associada a um custo de oportunidade entre as duas alternativas) e por razões de ordem técnica (rotação de cultura na recuperação e preservação dos solos). Espera-se uma relação inversa entre as variáveis  $PROD-SO$  e  $PRMI_{(t-1)}$ .

A variável  $QPTR_{(t-1)}$  foi introduzida na equação para captar o efeito do seu desenvolvimento em sucessão à soja, como também do aproveita-

mento da estrutura cooperativista e do capital fixo existente pela sojicultura. Espera-se uma relação positiva em relação à variável  $QPTR_{(-1)}$ .

O crédito rural oficial de custeio colocado à disposição dos produtores de soja, geralmente, não é suficiente para todos, e, conforme dados da OCB (1988), existe uma defasagem que varia de 13% a 24% entre os valores básicos de custeio adequados para atender às necessidades da cultura e aos valores praticados pelo governo. O crédito rural é um dos componentes importantes para a obtenção de altas produtividades e, conseqüentemente, maior oferta do produto. Espera-se uma relação positiva entre *PROD-SO* e *CRRUR*.

Como o crédito rural de custeio oficial não tem sido suficiente, muitas vezes os produtores são levados a diminuir e, não raro, suprimir as aplicações de fertilizantes básicos, de modo a provocar quedas de produtividade. Nos casos em que os preços reais dos fertilizantes aumentam, essa prática tornou-se mais comum, provocando perdas de rendimento mais acentuadas. Espera-se uma relação positiva entre *PROD-SO* e *QSFS*.

A variável tendência deverá captar o deslocamento da curva de oferta de grãos, em nível de produtor, devido à incorporação de novas tecnologias. Espera-se uma relação positiva entre *PROD-SO* e *TENDEN*.

A variável *dummy* deverá captar os efeitos decorrentes das políticas governamentais. A relação entre a *PROD-SO* e esta variável poderá ser positiva, negativa ou igual a zero.

A variável  $\varepsilon_1$  representa as perturbações estocásticas, ou seja, um grande número de causas aleatórias não especificadas no modelo.

A curva de demanda de soja é derivada da demanda interna de farelo e óleo e da demanda externa de grão, farelo e óleo. Como a utilização direta da soja em grão no Brasil é irrisória, essa demanda representa a demanda de esmagamento.

Neste trabalho, admite-se que a demanda de esmagamento representa a demanda interna total de grãos. Assim sendo, a equação de demanda interna de grãos de soja foi especificada da seguinte forma:

$$ESMAG = B_0 + B_1 PSOJA_{(t)} + B_2 POLEOSO_{(t)} + B_3 CONSOLEO_{(t)} + B_4 EPER - CAP_{(t)} + B_5 CFSOJA + B_6 EXO_{(t)} + \varepsilon_2.$$

onde: *ESMAG* = quantidade interna de grãos de soja demandada pelas indústrias brasileiras, expressa em toneladas, no ano *t*;

*PSOJA*<sub>(t)</sub> = preço real de soja, expresso em cruzeiros reais por tonelada, no ano *t*;

*POLEOSO*<sub>(t)</sub> = preço real do óleo de soja, expresso em cruzeiros reais por tonelada, no ano *t*;

*CONSOLE*<sub>(t)</sub> = consumo interno de óleo de soja, expresso em toneladas, no ano *t*;

*RPER-CAP*<sub>(t)</sub> = renda per-capita brasileira, expressa em dólares anuais (1970-93);

*CFSOJA*<sub>(t)</sub> = consumo interno de farelo de soja, expresso em toneladas, no ano *t*;

*EXO*<sub>(t)</sub> = exportação de óleo de soja expresso em toneladas, no ano *t*;

$\varepsilon_2$  = termo de erro aleatório.

Para a variável preço real de soja, espera-se um resultado condizente com a teoria, ou seja, uma relação negativa.

Espera-se uma relação direta entre *ESMAG* e *POLEOSO*<sub>(t)</sub>, pois, apesar da possibilidade de substituíbilidade entre produtos, o custo unitário do óleo de soja dificilmente encontra produtos competitivos com a mesma qualidade, pelo menos dentro de uma faixa razoável de flutuações de preços.

A relação entre a variável *ESMAG* e *CONSOLE* deve ser também positiva, pois quanto maior o consumo de óleo de soja, maior será a demanda de esmagamento do grão.

Para as variáveis renda *per capita* e consumo de farelo de soja espera-se também uma relação direta com a variável *ESMAG*, pois um aumento de renda aumentará o consumo por derivados proteicos que, por sua vez, demandará farelo de soja.

A variável  $\varepsilon_2$  representa todas as variáveis que não estão no modelo.

## MODELO DE DESEQUILÍBRIO

Neste modelo, considera-se que os preços são relativamente rígidos e que não se ajustam de modo a igualar oferta e demanda. O mesmo é compatível com o modelo de desequilíbrio proposto por Fair e Jaffee (1972), enquadrando-se como modelo com “viscosidade de preços e racionamento de quantidades”. Este modelo de desequilíbrio pode ser estimado por quatro métodos alternativos.

O método utilizado neste trabalho foi o denominado método quantitativo. O sistema de equações simultâneas proposto por Fair e Jaffee (1972), segue a seguinte forma geral:

$$Q_t^d = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 P_t + u_{1t} \quad (1)$$

$$Q_t^s = b_0 + b_1 x_{2t} + b_2 P_t + u_{2t} \quad (2)$$

$$Q_t = \text{Min}(Q_t^d, Q_t^s) \quad (3)$$

sendo:  $Q_t^d$  = quantidade demandada no período  $t$ ;

$Q_t^s$  = quantidade ofertada no período  $t$ ;

$P_t$  = preço do bem no período  $t$ ;

$Q_t$  = quantidade efetivamente transacionada no mercado;

$x_{1t}, x_{2t}$  = vetores das variáveis exógenas da demanda e oferta no período  $t$ ;

$u_{1t}, u_{2t}$  = termos de erros.

A introdução do desequilíbrio é feita da seguinte maneira: sendo

$P_t - P_{t-1} = dP_t$ , pode-se escrever:

$$dP = \lambda(Q_t^d - Q_t^s) \quad (4)$$

$$Q_t^d - Q_t^s = \frac{1}{\lambda dP_t} \quad (5)$$

Considerando um período da amostra em que os preços estão subindo, ou seja,  $dP_t > 0$ , a parte observada será igual a oferta, ou seja;

$$Q_t = Q_t^s \quad (6)$$

Substituindo (6) em (5):

$$Q_t^d - Q_t = \frac{1}{\lambda dP_t} \quad (7)$$

Substituindo o valor de  $Q_t^d$  dado em (1) na equação (7) e resolvendo para  $Q_t$  tem-se:

$$Q_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 P_t - \frac{1}{\lambda |dP_t|} + u_{1t} \quad (8)$$

que representa a equação de demanda, onde:

$$|dP_t| = dP_t \text{ se } dP_t > 0$$

$$|dP_t| = 0 \text{ se } dP_t < 0$$

Da mesma forma, considere-se a parte da amostra em que os preços estão caindo, ou seja,  $dP_t < 0$ . A parte relevante do mercado, nesse caso, será a demanda, isto é:

$$Q_t = Q_t^d \quad (9)$$

Substituindo (9) em (5):

$$Q_t - Q_t^s = \frac{1}{\lambda dP_t} \quad (10)$$

Substituindo o valor de  $Q_t^s$  dado em (2) na equação (10) e, resolvendo-se para  $Q_t$  tem-se:

$$Q_t = b_0 x_{2t} + b_2 P_t + \frac{1}{\lambda |dP_t|} + u_{2t} \quad (11)$$

que representa a equação da oferta, onde:

$$|dP_t| = -dP_t \text{ se } dP_t < 0, \text{ ou}$$

$$|dP_t| = 0 \text{ se } dP_t > 0$$

As equações (8) e (11) representam o sistema de equações de oferta e demanda do modelo de desequilíbrio pelo método quantitativo de estimação.

A estimação das equações (8) e (11) apresentam dois problemas principais. O primeiro consiste na existência do mesmo coeficiente  $1/\lambda$  em ambas as equações. Esse problema pode ser solucionado com o emprego da restrição de igualdade dos coeficientes nas duas equações. O segundo problema consiste na possibilidade da existência de viés de simultaneidade devido à endogeneidade de  $P_t$ ,  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$ .

O problema de viés nas equações simultâneas é normalmente controlado com o emprego da técnica de estimação de mínimos quadrados em dois estágios. Porém, neste caso, a presença da endogeneidade das variáveis  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$  torna a técnica de mínimos quadrados em dois estágios bem mais complicada. Pode-se utilizar duas maneiras para simplificar a estimação das equações (8) e (11), de acordo com Fair e Jaffee (1972).

A primeira consiste em utilizar a variável  $P_t$  defasada, restringindo a fonte de simultaneidade apenas às variáveis  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$ . Em seguida, substituem-se, nas equações (8) e (11), as variáveis  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$  estimadas. A estimativa de  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$  deve ser feita num primeiro estágio, regressando essas variáveis com todas as variáveis exógenas do modelo. A dificuldade que surge neste caso é que, por definição,  $|dP_t|$  deve ser zero, sempre que  $dP_t$  for negativo, de maneira que  $|dP_t|$  não pode ser obtido no primeiro estágio da regressão sobre todos os pontos

de amostra. Um procedimento consistente seria estimar o primeiro estágio da regressão sobre aqueles pontos da amostra em que  $dP_t$  é positivo e usar os valores ajustados para construir a série  $|dP_t|$  estimado, inserindo zeros nos períodos em que  $dP_t$  for negativo. A endogeneidade de  $|dP_t|$  na equação (11) pode ser tratada de maneira simétrica, com a regressão do primeiro estágio estimada somente nos pontos da amostra em que  $dP_t$  é negativo.

A segunda maneira de simplificar a estimação das equações (8) e (11) é considerando  $P_t$  como variável endógena além de  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$ .

A estimativa de  $P_t$  será o resultado decorrente da série  $|dP_t| + |dP_t| + P_{t-1}$ , onde  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$  são obtidos como foi descrito anteriormente.

A série  $P_t$  estimada não pode ser obtida da regressão de  $P_t$  ou  $dP_t$  no primeiro estágio, sobre a amostra inteira porque isto não preserva, para cada equação, no segundo estágio, a ortogonalidade entre a série de valores ajustados e os termos de erro da forma reduzida (McCARTHY, 1971).

Amemiya (1974) propõe a estimação de  $P_t$ ,  $|dP_t|$  e  $|dP_t|$  fazendo uma regressão dessas variáveis com as variáveis exógenas apropriadas, utilizando a amostra inteira. Segundo esse pesquisador, o fato de existirem zeros na amostra não viola as condições de consistência dos estimadores de mínimos quadrados em dois estágios.

Neste trabalho, foi utilizado o método quantitativo proposto por Fair e Jaffee (1972), incorporando a sugestão apresentada por Amemiya (1974).

## RESULTADO E DISCUSSÃO

### MODELO DE EQUILÍBRIO

As variáveis selecionadas para representar a oferta que apresentaram os melhores resultados, em termos de significância dos parâmetros estimados, de coerência de sinais e de grau de ajustamento são apresentadas na Tabela 4, a seguir.

TABELA 4

#### Equação de oferta de grãos de soja no mercado interno brasileiro, 1970-1993 - modelo de equilíbrio

var. independentes (a)	Var. dependentes (b)	
	<i>LPROD-SO</i>	<i>MQO</i> (c)
<i>C</i>	0,5331	(0,4254)
<i>LPROD-SD</i>	0,2417	(1,6440)***
<i>LPSOJA-1</i>	0,4550	(3,8629)*
<i>LTENDEN</i>	0,6661	(3,8878)*
<i>D</i>	-1,7833	(-1,9150)**
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,9619	
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,9535	
<i>F</i>	113,708	
<i>D.W.</i>	1,9454	

Fonte: resultados da pesquisa. a) As variáveis são expressas em logaritmos neperianos. b) Os valores entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student, onde: \* significativo, 0,5%; \*\* significativo, 1,0%, e \*\*\* significativo, 1,5%. c) Modelo estimado pelo método iterativo de Cochrane-Orcutt.

O coeficiente da variável produção de soja defasada de um ano apresentou um sinal positivo, condizente com a teoria e é estatisticamente significativo — 15% de probabilidade. A magnitude desse coeficiente pode ser interpretada como a influência que o volume produzido em um determinado ano exerce na produção do ano seguinte. Valores inelásticos (entre zero e a unidade) indicam pouca influência da produção anterior; valores iguais à unidade indicam influência proporcional; valores maiores que a unidade refletem que a safra anterior, no período analisado, teve reflexos mais que proporcionais na decisão de plantio futuro, *ceteris paribus*.

O coeficiente da variável preço de soja defasada de um ano apresentou um sinal positivo, condizente com a teoria e é estatisticamente significativo — 0,5% de probabilidade. Esse resultado é importante no sentido de que reflete a tomada de decisão do agricultor quanto à semeadura da sua lavoura. O agricultor, de acordo com os resultados desta pesquisa, não toma decisão em relação ao preço futuro ou a expectativa dos preços, mas sim em relação aos preços e aos resultados econômicos da safra anterior.

O coeficiente da variável tendência apresentou sinal positivo, de acordo com a expectativa, significando que o tempo (tendência) atuou como uma *proxy* eficiente da variável tecnologia indicando que, no período considerado, os ganhos de produtividade, via emprego de tecnologia, foram importantes. O coeficiente foi estatisticamente significativo — 0,5% de probabilidade.

A variável *dummy*, introduzida no modelo para captar os efeitos da liberalização da comercialização da soja, apresentou um sinal negativo em seu coeficiente, significando que a liberalização da comercialização afetou negativamente a produção de soja. Isso não significa que a taxa geométrica de crescimento da produção de soja no período 1988/93 tenha sido negativa, mas que a produção aumentou a uma taxa praticamente nula (0,006% ao ano). No entanto, não se deve analisar a queda na taxa de crescimento da produção apenas baseando-se na interferência ou não do governo. O período 1988/93 foi caracterizado por duas frustrações de safra, além de influências de vários planos econômicos que afetaram negativamente o setor agrícola como um todo. Esta variá-

vel foi significativa — 15% de probabilidade. A estatística “F” demonstrou que as variáveis estimadas na forma logarítmica são importantes para explicar as variações nas quantidades ofertadas, dado que a significância encontrada foi da ordem de 1% de probabilidade.

A elasticidade-preço da oferta a curto prazo calculada foi da ordem de 0,46. Este coeficiente indica que um aumento de preço da ordem de 10% está associado a um acréscimo de 4,6% na quantidade ofertada, *ceteris paribus*. Os trabalhos que apresentam a elasticidade-preço da oferta de produtos agrícolas mostram que, em sua maioria, as respostas da oferta às variações de preços são inelásticas, variando conforme o produto e o grau de desenvolvimento do país (KRISHNA, 1977). Obviamente, devido à possibilidade de melhores informações de mercado e alocação de fatores de produção, as elasticidades a longo prazo tenderão a apresentar valores absolutos maiores.

Para o cálculo da elasticidade-preço a longo prazo, basta dividir os valores da equação estimada pela diferença entre o coeficiente da variável dependente defasada (*LPROD-SD*) e a unidade, operação que resulta no valor 0,76. A equação de oferta a longo prazo terá, então, a seguinte forma:

$$LPROD - SO = 0,7031 + 0,3187 LPROD - SO_{(t-1)} + 0,6004 LPSOJA_{(t-1)} + 0,8785 LTENDEN - 0,2352 D_1 + \varepsilon_t$$

Pela relação acima, o coeficiente de elasticidade-preço de oferta a longo prazo é da ordem de 0,60, indicando que um aumento no preço real de soja da ordem de 10%, provoca um aumento na oferta da ordem de 6,0%. Teoricamente, esperava-se um coeficiente de elasticidade-preço de oferta a longo prazo mais elástico, pois, como os fatores produtivos não são constantes ao longo do tempo, isto permite aos ofertantes maior flexibilização em relação aos mesmos. Outro fator relevante na especificação da função de oferta de longo prazo é o nível de conhecimento tecnológico, pois, com uso de mais tecnologia, pode-se esperar uma redução dos custos de produção e, conseqüentemente, maior oferta. Daí a elasticidade de oferta de longo prazo ter a tendência de ser mais elástica.

Os resultados da estimação da equação, que representa a demanda interna de grãos de soja, são apresentados, a seguir, na Tabela 5.

TABELA 5

**Equação de demanda de grãos de soja no mercado interno brasileiro, 1970-1993 - modelo de equilíbrio**

var. independentes (a)	Var. dependentes (b)
	<i>LESMAG MQO</i> (c)
<i>C</i>	2,7993 (3,3872)
<i>LPSOJA</i>	-0,1966 (-2,8752)***
<i>LCONSOLE</i>	0,7637 (7,8549)*
<i>LPOLEOSO</i>	0,2849 (3,6169)*
<i>LEXO</i>	0,1273 (6,5234)*
<i>LCFSOJA</i>	0,0873 (2,0192)***
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,9936
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,9917
<i>F</i>	524,325
<i>D.W.</i>	2,0020
<i>SER</i>	0,06127

Fonte: resultados da pesquisa. a) As variáveis são expressas em logaritmos neperianos. b) Os valores entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student, onde, \* significativo, 0,5%; \*\* significativo, 1,0%, e \*\*\* significativo, 1,5%. c) Modelo estimado pelo método iterativo de Cochrane-Orcutt.

O valor do coeficiente da variável preço de soja apresentou um sinal negativo, condizente com a teoria. Esse coeficiente, uma vez que se estimou a equação na forma logarítmica, representa a elasticidade-preço da demanda interna de grão de soja. Seu valor, igual a -0,197, indica

que, dada uma variação relativa de 10% nos preços da soja, a quantidade demandada sofrerá uma variação relativa de 1,97% no sentido oposto. A magnitude deste coeficiente, ou seja, a elasticidade-preço da demanda, apresentou valores mais inelásticos quando comparado com outras pesquisas, exceto o trabalho de Oliveira (1985). Esse valor está de acordo com a estrutura de esmagamento existente no país, que possui capacidade ociosa. Significa que, quanto mais matéria-prima, para esmagamento for demandada, menor serão os custos unitários. Dessa forma, dado o capital imobilizado, a demanda de grãos das indústrias não deve sofrer alterações significativas na quantidade, em decorrência de alterações no preço do produto, mesmo porque variações nos preços podem ser repassadas aos compradores.

O coeficiente da variável consumo interno de óleo de soja apresentou valor igual a 0,76. Esse valor indica variações de 7,6% na quantidade demandada de grãos para esmagamento, dada uma variação de 10% no consumo interno de óleo de soja, no mesmo sentido. Essa variável funciona como uma *proxy* da renda *per capita*, embora a elasticidade-renda da demanda de óleo de soja, mesmo no caso brasileiro, deva ser de baixa magnitude. Isso significa que, dada uma variação na renda *per capita*, a variação no consumo de óleo de soja deverá ser muito pequena. O consumo de óleo e de farelo são variáveis importantes na formação da demanda interna de grãos, pois são os principais subprodutos do emagamento da soja.

O coeficiente da variável preço do óleo de soja apresentou o valor de 0,28 positivo, como esperado. Esse valor indica variações de 2,8% na quantidade demandada de grãos para esmagamento, dada uma variação de 10% no preço de óleo de soja, no mesmo sentido, *ceteris paribus*. É possível que haja variações no preço do óleo não decorrentes de variações do preço do grão. Nesse sentido, aumentos do preço do óleo irão estimular aumento de demanda da indústria por grãos.

O coeficiente da variável exportação de óleo de soja apresentou o valor de 0,13. Esse valor indica variações de 1,3% na quantidade demandada de grãos para esmagamento, dada uma variação de 10% na exportação de óleo de soja, no mesmo sentido. Em termos de magnitude do coefi-

ciente, o valor apresentado está de acordo com o esperado, pois a quantidade exportada de óleo de soja representa apenas 10% do total de óleo produzido.

O coeficiente da variável consumo de farelo de soja apresentou o valor de 0,09. Esse valor indica variações de 0,9% na quantidade demandada de grãos para esmagamento, dada uma variação de 10% no consumo de farelo de soja, no mesmo sentido. Essa variável também funciona como uma *proxy* da renda *per capita*, embora não tenha apresentado a magnitude esperada, uma vez que a elasticidade-renda da demanda de farelo de soja, no caso brasileiro, deva ser significativa, pois essa demanda é derivada da demanda de alimentos, principalmente carne de aves e suínos. No entanto, a quantidade consumida internamente é pequena em relação ao total produzido, pois 75% é exportado. Isso contribui para o baixo valor absoluto da elasticidade de consumo interno de farelo de soja.

### MODELO DE EQUILÍBRIO

A suposição do modelo de desequilíbrio adotado neste trabalho foi o denominado na literatura de “viscosidade de preços e racionamento de quantidades”, no qual a quantidade verdadeiramente transacionada está sobre as curvas de oferta ou da demanda.

Na Tabela 6, a seguir, são apresentados os resultados da equação de oferta de grãos de soja por meio do modelo de desequilíbrio, utilizando-se os *MQ2E* e *MQ3E* com e sem restrição de igualdade do coeficiente  $1/\lambda$ .

O coeficiente da variável preço de soja estimado, que corresponde à elasticidade-preço da oferta de grão de soja, apresentou valores bem semelhantes para os diferentes métodos de estimação, com ou sem restrição do coeficiente  $1/\lambda$ . A magnitude do coeficiente da variável preço indica que, tudo o mais permanecendo constante, uma variação de 10% no preço da soja causa uma variação de 2,89% a 3,33% na quantidade ofertada desse produto, no mesmo sentido. Em relação ao modelo de equilíbrio, verifica-se uma menor reação da oferta às variações de preço para este modelo. De acordo com Ziemer e White (1982), os modelos de equilíbrio tendem a subestimar ou superestimar o valor absoluto dos coeficientes de elasticidade. Neste caso, o modelo de desequilíbrio apresentou valores absolutos da elasticidade menos elásticos que o modelo de equilíbrio. De acordo

TABELA 6

**Equação de oferta de grãos de soja no mercado interno brasileiro, 1970-1993 - modelo de desequilíbrio**

var. indep.(a)	Var. dependentes (b)			
	<i>LPROD-SO</i> <i>MQ2E</i> S/REST.	<i>LPROD-SO</i> <i>MQ2E</i> C/REST.	<i>LPROD-SO</i> <i>MQ3E</i> S/REST.	<i>LPROD-SO</i> <i>MQ3E</i> C/REST.
<i>C</i>	1,9143 (1,2379)	2,0811 (1,4093)	2,1017 (1,4126)	2,2181 (1,5623)
<i>LPSOJAE</i>	0,3078 (2,1975)***	0,2819 (2,3559)***	0,3328 (2,5122)***	0,31816 (2,8213)**
<i>LPROD-SO</i> <sub>(t-1)</sub>	0,2685 (1,6842)/*	0,2835 (1,8384)/*	0,1998 (1,4320)/**	0,2045 (1,5660)/**
<i>LTENDEN</i>	0,6527 (3,8993)*	0,6349 (3,9660)*	0,7268 (4,9282)*	0,7209 (5,2773)*
<i>LDPTO</i>	0,0071 (0,6086) N.S	0,0035 (0,6513) N.S	0,0079 (0,7860) N.S	0,0056 (2,4271)***

Fonte: resultados da pesquisa. Os valores entre parênteses correspondem à estatística “t” de Student, onde: \* significativo, 0,5%; \*\* significativo, 2,0%, e \*\*\* significativo, 5%; /\* significativo, 7,5%; /\*\* significativo, 15%. N.S. - não significativo; *LDPTO* = variação de preço quando  $P_t - P_{t-1} < 0$ ; *LPOJAE* = Preço real da soja estimado e logaritimizado.

com esses autores, os resultados do modelo dedesequilíbrio podem fornecer informações referentes ao efeito de distorções entre preço e quantidade provocadas por interferência institucional mais acuradamente que os modelos de equilíbrio. Mesmo em casos em que os modelos de equilíbrio não apresentam diferenças significativas em relação aos modelos de desequilíbrio, quando se aumenta o tamanho da amostra, os modelos de desequilíbrio podem captar melhor os efeitos das diversas intervenções no mercado que contribuam para afastá-lo da concorrência perfeita.

A variável tendência foi especificada no modelo como uma *proxy* para indicar incorporação tecnológica, indicando que, no período considerado, a tecnologia foi uma variável importante na formação da oferta de soja. Basta verificar que, no período considerado, a produtividade de soja aumentou a uma taxa geométrica anual igual a 2,41%.

A variável produção de soja, defasada em um ano, apresentou valores dos coeficientes que variaram entre 0,20 e 0,30. Isto indica que o volume produzido em determinada safra tem influência na decisão de produção da próxima safra. Neste caso, para o período considerado, essa influência foi sempre positiva, indicando crescimento da produção. Não houve grande variação em relação à magnitude apresentada pelo modelo de equilíbrio e desequilíbrio em relação a esta variável.

O coeficiente da variável “variação de preços” representado por  $LDPTO$  indica a variação de preços quando os mesmos estão caindo, ou seja, quando as quantidades transacionadas são ditadas pela curva da demanda. Os valores apresentados variaram de 0,0035 a 0,0079. O coeficiente da variável  $|dP_t|$ , quando estimado pelo  $MQ3E$ , com restrição, apresentou-se significativo (5%). Dessa forma, não se pode rejeitar a hipótese de desequilíbrio no mercado interno de soja. O valor do coeficiente  $1/\lambda$ , próximo de zero, indica altos valores de  $\lambda$ , e, conseqüentemente, um ajustamento na direção do equilíbrio bastante rápido. Caso contrário, altos valores do coeficiente  $1/\lambda$  indicam baixos valores de  $\lambda$  e, conseqüentemente, lentidão no ajuste, em direção ao equilíbrio. No caso extremo de  $\lambda = 0$ , não há ajuste e o mercado estará constantemente em desequilíbrio. No caso específico deste trabalho, o valor de  $\lambda$  variou de 126 a 285, indicando que o processo de ajuste entre preços e quantidades, apesar de o mercado ser caracterizado por desequilíbrio, não se dá tão lentamente como a hipótese formulada.

Na Tabela 7, a seguir, são apresentados os resultados da estimação da equação de demanda para o modelo de desequilíbrio, utilizando os  $MQ2E$  e os  $MQ3E$ , com e sem restrição de igualdade do coeficiente  $1/\lambda$ .

A elasticidade-preço da demanda apresenta melhores resultados quanto à significância e magnitude dos coeficientes, quando se utiliza o método  $MQ3E$ , com e sem restrição de igualdade para o coeficiente  $1/\lambda$ , do que o método  $MQ2E$ , com e sem restrição.

Zierner e White (1982) sugerem que o modelo de equilíbrio tende a superestimar ou subestimar o valor da elasticidade-preço da demanda. Esses pesquisadores encontraram valores menores de elasticidade-preço da demanda de carne nos Estados Unidos, quando estimada pelo método de

TABELA 7

**Equação de demanda de grãos de soja no mercado interno brasileiro, 1970-1993 - modelo de desequilíbrio**

var. indep.(a)	Var. dependentes (b)			
	<i>LESMAG</i> <i>MQ2E</i> S/REST.	<i>LESMAG</i> <i>MQ2E</i> C/REST.	<i>LESMAG</i> <i>MQ3E</i> S/REST.	<i>LESMAG</i> <i>MQ3E</i> C/REST.
<i>C</i>	2,8936 (1,1023)	3,0207 (2,7633)	2,8783 (2,8028)	2,8772 (2,8265)
<i>LPSOJAE</i>	-0,2479 (-1,6825)N.S.	-0,2764 (-1,9337)****	-0,3185 (2,4746)***	-0,3242 (2,5702)**
<i>LCONSOLE</i>	0,7893 (7,6910)*	0,7876 (7,6502)*	0,8325 (9,1298)*	0,8356 (9,3272)*
<i>LPOLEOSO</i>	0,3400 (2,2594)***	0,3678 (2,5129)***	0,4276 (3,3449)*	0,4347 (3,4858)*
<i>LEXO</i>	0,1227 (5,4000)*	0,1235 (5,4253)*	0,1109 (5,6497)*	0,1099 (5,7199)*
<i>LCFSOJA</i>	0,0855 (1,6473)N.S.	0,0897 (1,7312)****	0,0905 (2,0095)****	0,0914 (2,0787)****
<i>LDPTD</i>	0,0025 (0,9109)N.S.	0,0035 (1,3926)N.S.	0,0054 (2,2749)***	0,0056 (2,4271)***

Fonte: dados da pesquisa. Os valores entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student, onde: \* significativo, 0,5%; \*\* significativo, 2,0%, e \*\*\* significativo, 5%; \*\*\*\* significativo, 10,0%. N.S. - não significativo; *LDPTD* = variação de preço quando  $P_t - P_{t-1} > 0$ ; *LPSOJAE* = preço real da soja estimado e logaritimizado.

desequilíbrio. Em seu trabalho, foram utilizados os *MQ2E* para o modelo de equilíbrio e máxima verossimilhança de informação plena para o modelo de desequilíbrio. A interpretação do valor da elasticidade é a mesma que no modelo de equilíbrio, ou seja, dada uma variação relativa de 10% nos preços da soja, haverá uma variação relativa de 2,48% a 3,24% na quantidade demandada do grão, em sentido contrário, tudo mais permanecendo constante. Neste caso, o valor da elasticidade-preço da demanda apresentou-se menos inelástica quando comparada ao modelo de equilíbrio.

Os resultados da estimação da variável consumo interno de óleo, tanto no modelo de equilíbrio como no de desequilíbrio, mostraram elevada significância do teste *t*, bem como da magnitude do coeficiente. Neste caso, dada uma variação de 10% no consumo interno de óleo de soja, ocorrerá uma variação em torno de 8% na quantidade demandada do grão de soja, no mesmo sentido.

Os valores do coeficiente da variável exportação de óleo, tanto no modelo de equilíbrio como no de desequilíbrio, mostraram-se sempre significativos (0,5%), não sofrendo variações com os diferentes métodos de estimação. Portanto, dada uma variação de 10% na quantidade exportada de grão de soja, haverá uma variação na demanda de grãos de soja da ordem de 1%, no mesmo sentido. Esse resultado é condizente com a prática, pois cerca de 95% do óleo de soja produzido no país destina-se ao mercado interno.

A variável consumo interno de farelo de soja não apresenta grandes variações em relação ao método de estimação, porém a significância do teste *t* é menor que no caso da variável exportação de óleo de soja. Da mesma maneira que a variável anterior, dada uma variação de 10% no consumo interno de farelo de soja, haverá uma variação em torno de 1% na quantidade demandada de grãos de soja, no mesmo sentido, tudo o mais permanecendo constante. O significado e as relações entre as variáveis e sua consequência no comportamento do mercado foi mais bem comentado no modelo de equilíbrio, e, uma vez que as variáveis explicativas são as mesmas, as conclusões se estendem ao modelo de desequilíbrio, mudando apenas a magnitude do coeficiente.

O coeficiente  $1/\lambda$  da variável variação de preços (*LDPTD*) apresentou valores entre 0,0025 e 0,0056, dependendo do método de estimação. Os coeficientes estimados pelo método *MQ3E* apresentaram significância de 5%, tanto com restrição de igualdade, como sem restrição. Isso significa que não pode ser descartada a hipótese da existência de desequilíbrio no mercado interno de grão de soja. Desde que exista significância do coeficiente com restrição de igualdade, conclui-se que existe desequilíbrio tanto do lado da demanda como do lado da oferta, ou seja, o mercado não opera em equilíbrio entre preços e quantidades.

A comparação dos resultados deste trabalho com outras pesquisas fica prejudicada, pois não foram encontrados na literatura trabalhos que tenham utilizado o modelo econométrico de desequilíbrio para a estimação de equações de oferta e demanda para o mercado interno de grãos de soja.

## **IDENTIFICAÇÃO DAS FONTES DE INSTABILIDADE DO MERCADO INTERNO DE GRÃOS DE SOJA**

A verificação empírica é a de que não se pode descartar a hipótese de que o mercado interno de soja obedece ao regime de desequilíbrio, uma vez que os coeficientes  $LDPTO$  e  $LDPTD$  foram significativos. É possível, portanto, identificar se a fonte de instabilidade é originária da oferta ou da demanda. Para tanto, basta ajustar uma regressão linear simples entre os desvios da tendência da quantidade e os desvios da tendência do preço. Os desvios da tendência da quantidade são conseguidos por meio da regressão da quantidade, como variável dependente, contra o tempo (período estudado), como variável independente. A seguir, calcula-se a diferença entre os valores observados e os valores estimados (desvio). Da mesma forma, calculam-se os desvios da tendência dos preços.

Segundo Lord (1978), distúrbios causados pela demanda refletem em preços e quantidades movendo-se na mesma direção. Distúrbios ocasionados pela oferta refletem em preços e quantidades deslocando-se em direções opostas. Desta forma, coeficiente de regressão com sinal positivo e estatisticamente significativo indica distúrbios causados sobretudo pela demanda. Coeficiente de regressão com sinal negativo e estatisticamente significativo indica distúrbios ocasionados principalmente pela oferta. Coeficiente de regressão não-significativo indica distúrbios causados tanto pela oferta, como pela demanda.

Na Tabela 8, a seguir, são apresentados os resultados da regressão entre os desvios da quantidade em relação à tendência ( $Q$ ) e os desvios do preço em relação à tendência ( $P$ ). O coeficiente da regressão foi positivo e significativo (0,5%), sugerindo que os distúrbios do mercado interno de grãos de soja, em termos físicos, são provenientes principalmente da demanda.

TABELA 8

**Resultados da estimação da equação de identificação  
da fonte de instabilidade no mercado interno brasileiro  
de grãos de soja, 1970-1993**

Variável Independente	Variável Dependente <i>Q (MQO)</i>
<i>C</i>	-2,066823E-07 (-3,191872E-06)
<i>P</i>	0,918104 (3,44753)*
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,3508
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,3212
<i>F</i>	11,8855
<i>D.W.</i>	1,0453
<i>SER</i>	0,317222

Fonte: resultados da pesquisa. Os valores entre parênteses correspondem à estatística “t” de Student; \*significativo 0,5%; *Q* = desvio da quantidade em relação à tendência; *P* = desvio do preço em relação à tendência.

De acordo com o funcionamento da estrutura do mercado de soja, esse resultado é esperado. Os produtores, que enfrentam um mercado de concorrência perfeita — variações na quantidade de produção individual jamais afetam preço, entre outros fatores — vendem o produto para um setor oligopolizado (oligopsônio), que tem capacidade de influenciar o preço. Qualquer setor organizado tende a exercer influência no mercado com mais intensidade do que setores pouco organizados.

O modelo de desequilíbrio possibilita estimar a quantidade física do excesso de demanda e de oferta. Calculam-se as dimensões do racionamento, multiplicando-se o valor estimado de *LDPT* da oferta e demanda pelo coeficiente de *LDPT*, calculado no terceiro estágio. Os valores das dimensões físicas do excesso de oferta e da demanda são apresentados, a seguir, na Tabela 9.

Se forem analisados os preços pagos aos produtores de soja, ver-se-á que, quando os mesmos estão altos, há excesso de oferta e, ao contrário, excesso de demanda. Isto mostra que as quantidades transacionadas foram sempre ditadas pelas curvas de oferta ou demanda, e nunca no ponto de equilíbrio entre preços e quantidades.

TABELA 9

**Resultados do cálculo das dimensões físicas do excesso de oferta e de demanda (mil/toneladas), 1970-1993**

Anos	Excesso de oferta	Excesso de demanda
1970	—	1.055
1971	1.050	—
1972	1.039	—
1973	1.053	—
1974	—	1.051
1975	—	1.049
1976	—	1.055
1977	1.054	—
1978	—	1.052
1979	1.057	—
1980	—	1.056
1981	—	1.054
1982	—	1.041
1983	1.053	—
1984	1.051	—
1985	—	1.036
1986	—	1.057
1987	—	1.052
1988	1.048	—
1989	—	1.040
1990	—	1.047
1991	1.048	—
1992	1.047	—
1993	—	1.046
Total	10.500	14.691

Fonte: resultados da pesquisa.

## CONCLUSÕES

A rigidez no ajustamento de preços e quantidades nesse mercado, decorrente da presença de uma série de fatores, tais como interferência governamental, desconhecimento do mercado por parte do produtor, concentração de compradores e vendedores, defasagem de produção a curto prazo, incerteza etc. são fontes geradoras de desequilíbrios.

O ajustamento de um modelo de equilíbrio, quando o mercado é caracterizado pelo desequilíbrio, pode levar à avaliação incorreta da tendência do mercado, conduzindo a sugestões de políticas não compatíveis com a realidade.

A conclusão geral a que se chega, a partir das estimativas, é a de que não se pode rejeitar a hipótese de desequilíbrio no mercado interno da soja.

Para comparação dos resultados obtidos com os modelos de equilíbrio e desequilíbrio do mercado interno de grãos de soja, não se dispõe de elementos estatísticos suficientes que permitam a seleção de um dos modelos. Entretanto, como a consideração do desequilíbrio possibilita a captação dos efeitos de variáveis políticas que afetam o mercado, não especificadas explicitamente, sugere-se que o modelo de desequilíbrio descreva com maior precisão o comportamento do mercado interno de grão de soja.

Na estimação da oferta, considerando o equilíbrio, observou-se uma elasticidade-preço inelástica, a curto prazo, da ordem de 0,45 e, a longo prazo, da ordem de 0,60.

Políticas governamentais de curto prazo com o objetivo de aumento de produção serão mais efetivas quando direcionadas à garantia de preços remuneradores aos produtores e ao incremento da pesquisa e difusão de tecnologia. Essas ações serão mais efetivas que subsídios aos fatores de produção.

A demanda de grãos de soja, para o modelo de equilíbrio, apresentou elasticidade-preço inelástica, da ordem de -0,19. A demanda de soja no mercado interno apresenta relação inversa com o preço do produto e relação direta com o consumo de óleo de soja, preço do óleo de soja,

exportação de óleo de soja e consumo de farelo de soja. No modelo de desequilíbrio, a equação de demanda apresentou elasticidade menos preço-inelástica (valor absoluto maior), considerando os dois métodos de estimação, quando comparado com o modelo de equilíbrio. As variáveis *LCONSOLE* (consumo de óleo de soja), *LEXO* (exportação de óleo de soja) e *LCFSOJA* (consumo de farelo de soja) tiveram coeficientes de magnitudes semelhantes nos dois modelos, e a variável *LPOLEOSO* teve coeficiente de valor absoluto maior quando considerado os *MQ3E*.

Esses valores permitem concluir que as variáveis mais sensíveis às variações na demanda de grão de soja são, em ordem decrescente de importância, o consumo de óleo de soja, o preço do óleo de soja, o preço da soja, a exportação de óleo de soja e o consumo de farelo de soja. Sem dúvida, uma política de distribuição de renda que permita um maior consumo de óleo de soja afetar a demanda de grãos de soja. A cada 10% de aumento no consumo de óleo de soja, a demanda de grãos deverá aumentar em 8%. Da mesma maneira, as outras variáveis citadas têm influência na composição da demanda, sendo que o preço do grão possui uma relação inversa.

A verificação empírica de que o mercado interno de soja é regulamentado por um regime de desequilíbrio permite identificar se a fonte de instabilidade é originária da oferta ou demanda. Assim, os dados estimados mostram que os distúrbios do mercado interno de grãos de soja, em termos físicos, são provenientes, principalmente, da demanda.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMEMIYA, T. A. "A note on fair & Jaffee Model", *Econometrica*, 42(4): 759-62, 1974.
- FAIR, R. & JAFFEE, D. "Methods of estimation for markets in disequilibrium", *Econometrica*, 40(3):497-514, 1972.
- Krishna, R. "Política de preços agrícolas e desenvolvimento econômico", in ARAUJO, P. F. C de & SCHUH, G. E, *Desenvolvimento da agricultura -- análise de política econômica*, São Paulo, Pioneira, 1977.
- MCCARTHY, M. D. "Notes on the selection of instruments for two stage least squares and  $k$  class type estimators", *The Southern Economic Journal*, 37:251-9, 1971.
- OCB - Organização das Cooperativas Brasileiras. "Custo da produção da Região Centro-Oeste", Brasília, 1988, *Cadernos Econômicos*, n.42, 1879.
- OLIVEIRA, B. A. de. "Mercado de soja em grão, farelo e óleo: uma evidência empírica", Rio de Janeiro, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, 1985. 235p. (Tese M.Sc.).
- PASTORE, A. C. *A Resposta da Produção Agrícola aos Preços no Brasil*, São Paulo, APEC, 1973. 173p.
- ROESSING, A. C. & GUEDES, L. C. A. "Aspectos econômicos do complexo soja: sua participação na economia brasileira e evolução na Região do Brasil Central, in ARANTES, N. E. & SOUZA, P. I. M., *Cultura da soja no cerrado*, Piracicaba, Potafos, 1993.
- ZIEMER, R. & WHITE, F. C. "Disequilibrium market analysis an application to the fed beef sector", *American Journal of Agricultural Economics*, 64(1):56-62, 1982.