Revista Ceres 31(177):388-398. 1984.

MODELOS DINÂMICOS: UMA APLICAÇÃO AO MERCADO DE SOJA DO BRASIL[1]

Carlos Antônio Moreira Leite[2]
Sonia Maria L. Ribeiro do Vale[2]

1. INTRODUÇÃO

A maioria das pesquisas econométricas relacionadas com produtos agrícolas, no Brasil, tem características de estudos isolados de oferta. Do lado da demanda, os trabalhos têm tido desenvolvimento relativamente simples e alto grau de agregação, graças a dois fatores importantes: (a) falta de dados suficientes para estimar modelos mais complexos e (b) modelos agregados simples, que são, por sua natureza, fáceis de ser estimados e manipulados para previsões. Dentre várias tentativas de estimar estruturas de mercados para vários produtos nacionais, usando instrumental econométrico, citam-se os trabalhos de LEITE (*7*), HEMERLY (*5*), BARROS (*1*), BURCH e ARAÚJO (*2*), etc. Todos esses trabalhos têm apresentado elasticidades-preço de curto e longo prazo computadas diretamente pelo método nerloviano.

Uma das principais razões para estimar modelos econométricos é auxiliar a orientação de políticas governamentais. Algumas dúvidas surgem como conseqüência dessas decisões políticas, tais como: (a) qual será o efeito final da mudança de alguma variável instrumental da política ou quais os efeitos em algumas variáveis relacionadas com a variável instrumental dentro de um sistema? (b) qual o impacto dessa mudança na variável instrumental em cada período subseqüente de tempo? e (c) qual será o impacto num período longo de tempo?

Este trabalho tem por objetivo estudar o aspecto dinâmico dos modelos econométricos e, especialmente, com o uso de um modelo já estimado do mercado brasileiro de soja, verificar como os impactos de políticas agrícolas poderiam ser estimados a curto e longo prazos. Os dados básicos foram obtidos de várias fontes e compreenderam o período de 1950 a 1971 (*7*). Vale ressaltar que, pela qualidade desses dados, este trabalho tem mais caráter metodológico que analítico ou preditivo.

---

[1] Recebido para publicação em 16-7-1984.

[2] Departamento de Economia Rural da U.F.V. 36570 Viçosa, MG.

2. METODOLOGIA

Um sistema de equações estruturais pode ser resumido na seguinte forma matricial:

$$AY_t + BY_{t-1} + CX_t = U_t \tag{I}$$

sendo

Y_t = vetor das variáveis endógenas;
Y_{t-1} = vetor das variáveis endógenas defasadas;
X_t = vetor das variáveis exógenas;
U_t = vetor dos termos de erro;
A = matriz dos parâmetros associados às variáveis endógenas;
B = matriz dos parâmetros associados às variáveis endógenas defasadas;
C = matriz dos parâmetros associados às variáveis exógenas.

Para derivar a matriz dos multiplicadores de impacto de curto prazo, considera-se a forma reduzida da estrutura:

$$Y_t = D_1Y_{t-1} + D_2X_t + V_t \tag{II}$$

sendo

$$D_1 = -A^{-1}B$$
$$D_2 = -A^{-1}C$$
$$V_t = A^{-1}U_t$$

Os elementos d_{2ij} da matriz D_2 são as derivadas parciais da i-ésima variável endógena, Y_{it}, com respeito à j-ésima variável, X_{jt}. O multiplicador de curto prazo é definido como o impacto da mudança da j-ésima variável exógena, durante determinado período de tempo, na i-ésima variável endógena, nesse mesmo período de tempo. Desse modo, a forma reduzida derivada D_2 é, diretamente, a matriz dos multiplicadores de impacto de curto prazo para o sistema dinâmico em estudo.

Considerando o sistema dinâmico, as condições determinantes das variáveis endógenas no tempo zero (Y_0) e o horizonte de tempo das variáveis exógenas (X_t, t = 1, 2...K), o horizonte de tempo da variável endógena (Y_t, t = 1, 2... K) pode ser expandido:

$$Y_1 = D_1Y_0 + D_2X_1$$
$$Y_2 = D_1^2Y_0 + D_2X_2 = D_1D_2X_1$$

....

$$Y_k = D_1^kY_0 + D_2X_k + D_1D_2X_{k-1} + \dots +$$
$$+ D_1^{k-1}D_2X_1 \tag{III}$$

A análise de longo prazo somente terá validade se o sistema estimado se apresentar estável. O sistema dinâmico será estável se a matriz D_1^K de (III) aproximar-se de uma matriz nula quando K aumentar. A matriz D_1^K aproximar-se-á de uma matriz se as raízes latentes ou características da matriz D_1 forem localizadas dentro do círculo unitário (*4, 8*). Assim, a estabilidade do sistema dinâmico será determinada pela magnitude da raiz latente máxima (dominante) da matriz D_1. A raiz latente da matriz D_1 é definida como a escalar W, de tal modo que o determinante de $|D_1 - WI|$ seja 0, sendo I uma matriz identidade. O determinante $|D_1 - WI| = 0$ pode ser expresso pelo polinômio F_o (W) de grau n em W, como apresentado em (IV), em que n é o posto da matriz D_1 e as raízes do polinômio são as raízes latentes de D_1:

$$F_o(W) = d_n W^n + d_{n-1} W^{n-1} + \ldots + d_1 W + d_o = 0, \qquad \text{(IV)}$$

sendo $d_n > 0$.

JURY (*6*) introduziu um método relativamente simples para verificar a estabilidade do sistema. Trata-se de verificar se as raízes do polinômio estão no interior de um círculo unitário. As condições necessárias e suficientes para que as raízes de (IV) estejam no interior de um círculo unitário são as que se seguem:

$$F_o(W = 1) > 0 \qquad \text{(V)}$$
$$F_o(W = -1) < 0, \text{ se n for um número ímpar, ou}$$
$$F_o(W = -1) > 0, \text{ se n for um número par} \qquad \text{(VI)}$$
$$|S_i| < 1, \text{ para } i = 0, 1, 2, \ldots n-2 \qquad \text{(VII)}$$

As condições (V) e (VI) podem ser verificadas pela simples substituição de W por 1 ou -1. Se tais condições não forem satisfeitas, pode-se concluir que (VI) tem, pelo menos, uma raiz que não está no interior do círculo unitário e, conseqüentemente, o sistema dinâmico associado a (IV) será um sistema não-estável. A condição (VII) somente deverá ser testada quando as condições (V) e (VI) forem satisfeitas. Os valores de S_i de (VII) serão obtidos da forma apresentada a seguir.

Dado o polinômio apresentado em (IV), define-se F_o^{-1} (W):

$$\begin{aligned} F_o^{-1}(W) &= W^n F_o(1/W) \\ &= W^n [d_n(1/W)^n + d_{n-1}(1/W)^{n-1} + \ldots + d_1(1/W) + d_o] \qquad \text{(VIII)} \\ &= d_o W^n + d_1 W^{n-1} + \ldots + d_{n-1} W + d_n. \end{aligned}$$

Dividindo (VIII) por (IV), serão obtidos um termo S_o e os termos restantes de F_1^{-1} (W), como indicados em (IX):

$$\frac{F_o^{-1}(W)}{F_o(W)} = S_o + \frac{F^{-1}(W)}{F_o(W)} \qquad \text{(IX)}$$

Os termos restantes de F_1^{-1}(W) serão um polinômio de grau n-1, o termo S_o será igual a d_o/d_n e os outros termos S_i (i = 1, 2, ... n-2) serão obtidos da relação

$$\frac{F_i^{-1}(W)}{F_i(W)} = S_i + \frac{F^{-1}(W)}{F_i(W)} \quad (i = 0, 1, 2, \ldots n\text{-}2) \qquad \text{(X)}$$

O modelo econométrico do mercado brasileiro de soja, interno e de exportação, estimado por LEITE (7) e apresentado a seguir, é utilizado para avaliar os impactos de políticas de curto e longo prazo:

Equação de Oferta

$$\log Q_t^s = 0{,}9664 + \underset{(0{,}2362)}{0{,}6100} \log Q_{t-1}^s + \underset{(0{,}5169)}{0{,}6313} \log P_{t-1}^s$$

$$- \underset{(0{,}1603)}{0{,}1914} \log I_{t-1}^f + \underset{(0{,}0178)}{0{,}0237} \log T \qquad \text{(XI)}$$

$R^2 = 0{,}9731$
$h = 1{,}9881$

Equação de Demanda de Exportação

$$\log Q_t^{dx} = 18{,}3410 + \underset{(0{,}0547)}{0{,}0857} \log Q_{t-1}^{dx} - \underset{(0{,}6120)}{11{,}1625} \log P_t^{xs} +$$

$$+ \underset{(1{,}4810)}{2{,}6810} \log P_t^{wos} + \underset{(0{,}7740)}{0{,}9712} \log P_t^{wam} \qquad \text{(XII)}$$

$R^2 = 0{,}9561$
$h = 0{,}9892$

Equação de Demanda Doméstica

$$\log Q_t^d = 5{,}0081 + \underset{(0{,}1636)}{0{,}3586} \log Q_{t-1}^d - \underset{(1{,}3787)}{1{,}8007} \log P_t^s +$$

$$+ \underset{(0{,}7177)}{1{,}0421} \log P_t^{os} - \underset{(0{,}5296)}{0{,}8186} \log S_t + \underset{(0{,}2762)}{0{,}9816} \log T \qquad \text{(XIII)}$$

«R^2» = 0,9553

Q_t^s = produção de soja, expressa em toneladas, no ano t;

Q_{t-1}^s = produção de soja, expressa em toneladas, no ano t-1;

P_{t-1}^s = preço real de soja, expresso em cruzeiros de 1965-67, por tonelada, no ano t-1;

I_{t-1}^f = índice real de preços de fertilizantes, com a base 1965-67 igual a 100;

T = variável de tendência ou de tempo, medida em anos;

Q_t^{dx} = quantidade de soja exportada, em toneladas, no ano t;

Q_{t-1}^{dt} = quantidade de soja exportada, em toneladas, no ano t-1;

P_t^{xs} = preço de soja pago aos exportadores, expresso em dólares americanos, por tonelada, no ano t;

P_t^{was} = preço de óleo de soja no mercado internacional, expresso em dólares americanos, por tonelada, no ano t;

P_t^{wam} = preço de amendoim no mercado internacional, expresso em dólares americanos, por tonelada, no ano t;

Q_t^d = quantidade de soja demandada pelas indústrias no período t, expressa em toneladas;

Q_{t-1}^d = quantidade de soja demandada pela indústria no período t-1, expressa em toneladas;

P_t^s = preço real de soja, expresso em cruzeiros de 1965-67, por tonelada, no ano t;

P_t^{os} = preço real de óleo de soja, expresso em cruzeiros de 1965-67, por tonelada, no ano t;

S^t = salário pago pelo setor industrial, no ano t;

h = teste de Durbin (*3*) de correlação serial nos resíduos;

R^2 = coeficiente de determinação.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O modelo do mercado brasileiro de soja apresentado na seção anterior pode ser resumido na forma matricial apresentada em (I):

$$AY_t + BY_{t-1} + CX_t = U_t$$

sendo

$$Y_t = \begin{bmatrix} Q_t^S \\ Q^{dX} \\ \\ Q_t^d \\ P_t^s \end{bmatrix} = \text{vetor das variáveis endógenas} \qquad \text{(XIV)}$$

$$Y_{t-1} = \begin{bmatrix} Q_{t-1}^S \\ Q_{t\ -1}^{dX} \\ Q_{t-1}^d \\ P_{t-1}^s \end{bmatrix} = \text{vetor das variáveis endógenas defasadas} \qquad \text{(XV)}$$

$$X_t = \begin{bmatrix} I_t^f \\ T \\ P_t^{Xs} \\ P_t^{wos} \\ P_t^{wam} \\ P_t^{os} \\ S_t \end{bmatrix} = \text{vetor das variáveis exógenas} \qquad \text{(XVI)}$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1{,}8007 \\ 1 & -1 & -1 & 0 \end{bmatrix}$$ = **matriz dos coeficientes das variáveis endógenas** **(XVII)**

$$B = \begin{bmatrix} -0{,}6100 & 0 & 0 & -0{,}3913 \\ 0 & -0{,}0857 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -0{,}3586 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$ = **matriz dos coeficientes das variáveis endógenas defasadas** **(XVIII)**

$$C = \begin{bmatrix} 0{,}1994 & -0{,}0237 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0{,}9664 \\ 0 & 0 & 11{,}1625 & -2{,}6810 & -0{,}9172 & 0 & 0 & 18{,}3410 \\ 0 & -0{,}9816 & 0 & 0 & 0 & -1{,}0421 & 0{,}8186 & 5{,}0081 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \qquad \text{(XIX)}$$

= matriz dos coeficientes das variáveis exógenas.

A forma reduzida (D_1) e a matriz dos multiplicadores de impacto de curto prazo (D_2) computados das matrizes anteriores reduzem-se a

$$D_1 = -A^{-1}B \quad \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0{,}6313 \\ 0 & 0{,}0857 & 0 & 0 \\ 0{,}6100 & 0{,}0857 & 0 & 0{,}6313 \\ -0{,}3387 & 0{,}0475 & 0{,}1991 & -0{,}3506 \end{bmatrix} \qquad \text{(XX)}$$

$$D_2 = A^{-1}C =$$

$$\begin{bmatrix} -0{,}1914 & 0{,}0237 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0{,}9666 \\ 0 & 0 & -11{,}1625 & 2{,}6810 & 0{,}9710 & 0 & 0 & -18{,}3410 \\ -0{,}1914 & 0{,}0237 & 11{,}1625 & -2{,}6810 & -0{,}9710 & 0 & 0 & 17{,}3743 \\ 0{,}1063 & 0{,}5319 & -6{,}1989 & 1{,}4880 & 0{,}5392 & 0{,}5787 & 0{,}4546 & -12{,}4298 \end{bmatrix} \qquad \text{(XXI)}$$

Vale notar a presença da variável p_t^s na equação de demanda doméstica de soja. Por esse motivo, a estrutura A^{-1} não permite determinar diretamente os efeitos de mudanças das variáveis exógenas nas variáveis endógenas A variável p_t^s absorve os efeitos das variáveis exógenas, e a verificação dos efeitos de outras variáveis em Q_t^d é mais eficientemente obtida pelo exame direto da equação estimada na seção anterior. No curto prazo, os efeitos das variáveis exógenas das outras estruturas podem ser verificados diretamente em D_2.

As análises de longo prazo, que são condicionadas à estabilidade do sistema, são verificadas a seguir. O valor de $F_0(w)$, discutido na seção anterior, computado a partir de D_1, é igual a

$$F_0(w) = \begin{bmatrix} 0{,}6100 - w & 0 & 0 & 0{,}6313 \\ 0 & 0{,}0857 - w & 0 & 0 \\ 0{,}6100 & 0{,}0857 & -w & 0{,}6313 \\ -0{,}3387 & 0{,}0475 & 0{,}1991 & -0{,}3506 - w \end{bmatrix} = 0, \qquad \text{(XXII)}$$

sendo

$$F_0(w) = w^4 - 0{,}3451\, w^3 - 0{,}5311\, w^2 + 0{,}2008\, w - 0{,}0132 = 0.$$

Satisfeitas as condições de estabilidade do sistema apresentadas em (V) e (VI), verifica-se a condição apresentada em (VI).

Tem-se, inicialmente:

$$\frac{F_0^{-1}(w)}{F_0(w)} = -0{,}0132 + \frac{0{,}1962\, w^3 - 0{,}5381\, w^2 - 0{,}3424\, w + 0{,}9998}{w^4 - 0{,}3451\, w^3 - 0{,}5311\, w^2 + 0{,}0208\, w - 0{,}0132} \qquad \text{(XXIII)}$$

$$\frac{F_1^{-1}(w)}{F_1(w)} = 0{,}1962 + \frac{-0{,}4709\, w^2 - 0{,}2368\, w + 0{,}9613}{0{,}9998\, w^3 - 0{,}3424\, w^2 - 0{,}5381\, w + 0{,}1962} \qquad \text{(XXIV)}$$

$$\frac{F_2^{-1}(w)}{F_2(w)} = 0{,}4899 + \frac{-0{,}1208\, w - 1{,}1920}{0{,}9613\, w^2 - 0{,}2368\, w - 0{,}4709} \qquad \text{(XXV)}$$

O fato de S_i ser, em valores absolutos, menor que a unidade satisfaz a condição apresentada em (VII); pode-se concluir, pois, que o sistema em estudo é estável. Com base nessa conclusão, pode-se verificar qual o impacto da mudança de uma das variáveis exógenas numa variável endógena do sistema durante períodos de tempo sucessivos e no longo prazo.

Inicialmente, considera-se o caso em que os níveis das variáveis exógenas não são alterados, isto é:

$$X_1 = X_2 = X_3 = \dots X_k = X^*. \qquad \text{(XXVI)}$$

Considerando a igualdade acima, a relação (III) poderá ser reduzida a

$$Y_k = D_1^k y^o + (I + D_1 + D_1^2 + ... + D_1^{k-1}) D_2X^* \qquad \text{(XXVII)}$$

De (XXVII), torna-se claro que o efeito da variável exógena sobre as variáveis endógenas em períodos de tempo sucessivos pode ser obtido da simples derivação parcial de Y_k, com respeito a X^*, o que é mostrado, a seguir, para dez anos:

$(I + D_1) D_2$

$$\begin{bmatrix} 0,2410 & 0,3739 & -3,9134 & 0,9399 & 0,3404 & 0,3653 & -0,2869 & -9,4032 \\ 0 & 0 & -12,1191 & 2,9107 & 1,0542 & 0 & 0 & -19,9128 \\ 0,2410 & 0,3739 & 8,2057 & -1,9708 & 0,7137 & 0,3653 & -0,2869 & 10,5095 \\ 0,0957 & 0,3421 & -2,3340 & 0,5605 & 0,2030 & 0,3758 & -0,2952 & -5,1575 \end{bmatrix} \text{(XXVIII)}$$

$(I + D_1 + D_1^2) D_2$

$$\begin{bmatrix} -0,2779 & 0,4678 & -3,8606 & 0,9272 & 0,3358 & 0,4601 & -0,3614 & -9,9586 \\ 0 & 0 & -12,2011 & 2,9304 & 1,0613 & 0 & 0 & -20,0475 \\ -0,2779 & 0,4678 & 8,3404 & -2,0032 & -0,7255 & 0,4601 & -0,3614 & 10,0889 \\ 0,1063 & 0,3597 & -2,0076 & 0,7199 & 0,2607 & 0,3959 & -0,3110 & -6,2910 \end{bmatrix} \text{(XXIX)}$$

$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3) D_2$

$$\begin{bmatrix} -0,2938 & 0,5362 & -4,2474 & 1,0201 & 0,3694 & 0,5306 & -0,4168 & -11,0129 \\ 0 & 0 & -12,2081 & 2,9321 & 1,0619 & 0 & 0 & -20,0590 \\ -0,2938 & 0,5362 & 7,9607 & -1,9119 & -0,6924 & 0,5306 & -0,4168 & 9,0461 \\ 0,1078 & 0,3405 & -2,7599 & 0,6628 & 0,2400 & 0,3756 & -0,2950 & -5,7957 \end{bmatrix} \text{(XXX)}$$

$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4) D_2$

$$\begin{bmatrix} -0,3025 & 0,5657 & -4,3332 & 1,0407 & 0,3760 & 0,5608 & -0,4405 & -11,3433 \\ 0 & 0 & -12,2087 & 2,9322 & 1,0602 & 0 & 0 & -20,0600 \\ -0,3025 & 0,5657 & 7,8754 & -1,8915 & -0,6850 & 0,5608 & -0,4405 & 8,7167 \\ 0,1095 & 0,3377 & -2,7882 & 0,6697 & 0,2425 & 0,3729 & -0,2929 & -5,8204 \end{bmatrix} \text{(XXXI)}$$

$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4 + D_1^5) D_2$

$$\begin{bmatrix} -0,3068 & 0,5820 & -4,4035 & 1,0576 & 0,3830 & 0,5775 & -0,4536 & -11,5605 \\ 0 & 0 & -12,2087 & 2,9322 & 1,0620 & 0 & 0 & -20,0600 \\ -0,3068 & 0,5820 & 7,8053 & -1,8746 & -0,6789 & 0,5775 & -0,4536 & 8,4996 \\ 0,1101 & 0,3345 & -2,7662 & 0,6643 & 0,2406 & 0,3696 & -0,2903 & -5,7654 \end{bmatrix} \text{(XXXII)}$$

$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4 + D_1^5 + D_1^6) D_2$

$$\begin{bmatrix} -0,3090 & 0,5899 & -4,4324 & 1,0645 & 0,3855 & 0,5866 & -0,4601 & -11,6583 \\ 0 & 0 & -12,2088 & 2,9322 & 1,0620 & 0 & 0 & -20,0601 \\ -0,3090 & 0,5899 & 7,7763 & -1,8677 & -0,6764 & 0,5856 & -0,4601 & 8,4018 \\ 0,1105 & 0,3334 & -2,7641 & 0,6639 & -2,2404 & 0,3684 & 0,2894 & -5,7544 \end{bmatrix} \text{(XXXIII)}$$

$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4 + D_1^5 + D_1^6 + D_1^7) D_2$

$$\begin{bmatrix} -0,3101 & 0,5940 & -4,4488 & 1,0685 & 0,3869 & 0,5898 & -0,4633 & -11,7109 \\ 0 & 0 & -12,2087 & 2,9322 & 1,0620 & 0 & 0 & -20,0601 \\ -0,3101 & 0,5940 & 7,7600 & -1,8637 & -0,6750 & 0,5891 & -0,4623 & 8,3491 \\ 0,1106 & 0,3327 & -2,7608 & 0,6630 & 0,2401 & 0,3677 & -0,2888 & -5,7446 \end{bmatrix} \text{(XXXIV)}$$

$$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4 + D_1^5 + D_1^6 + D_1^7 + D_1^8)\, D_2$$

$$\begin{bmatrix} -0{,}3107 & 0{,}5961 & -4{,}4567 & 1{,}0703 & 0{,}3876 & 0{,}5920 & -0{,}4650 & -11{,}7369 \\ 0 & 0 & -12{,}2088 & 2{,}9322 & 1{,}0620 & 0 & 0 & -20{,}0601 \\ -0{,}3107 & 0{,}5961 & 7{,}7521 & -1{,}8618 & 0{,}3674 & 0{,}5920 & -0{,}4650 & 8{,}3232 \\ 0{,}1107 & 0{,}3323 & -2{,}7596 & 0{,}6628 & -0{,}4650 & 0{,}3674 & -0{,}2886 & -5{,}7407 \end{bmatrix} \quad \text{(XXXV)}$$

$$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4 + D_1^5 + D_1^6 + D_1^7 + D_1^8 + D_1^9)\, D_2$$

$$\begin{bmatrix} -0{,}3109 & 0{,}5971 & -4{,}4607 & 1{,}0713 & 0{,}3880 & 0{,}5930 & -0{,}4658 & -11{,}7502 \\ 0 & 0 & -12{,}2088 & 2{,}9322 & 1{,}0620 & 0 & 0 & -20{,}0601 \\ -0{,}3109 & 0{,}5971 & 7{,}7480 & -1{,}8609 & -0{,}6739 & 0{,}5930 & -0{,}4658 & 8{,}3098 \\ 0{,}1108 & 0{,}3322 & -2{,}7589 & 0{,}6626 & 0{,}2399 & 0{,}3672 & -0{,}2884 & -5{,}7384 \end{bmatrix} \quad \text{(XXXVI)}$$

$$(I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + D_1^4 + D_1^5 + D_1^6 + D_1^7 + D_1^8 + D_1^9 + D_1^{10})\, D_2$$

$$\begin{bmatrix} -0{,}3111 & 0{,}5976 & -4{,}4628 & 1{,}0718 & 0{,}3882 & 0{,}5936 & -0{,}4663 & -11{,}7570 \\ 0 & 0 & -12{,}2088 & 2{,}9322 & 1{,}0620 & 0 & 0 & -20{,}0601 \\ -0{,}3111 & 0{,}5976 & 7{,}7460 & -1{,}8604 & -0{,}6738 & 0{,}5936 & -0{,}4663 & 8{,}3031 \\ 0{,}1109 & 0{,}3321 & -2{,}7586 & 0{,}6626 & 0{,}2399 & 0{,}3672 & -0{,}2884 & -5{,}7374 \end{bmatrix} \quad \text{(XXXVII)}$$

Os valores apresentados são de interesse para a orientação de políticas agrícolas do subsetor analisado. Vale destacar que, ao longo de dez anos, uma mudança de um por cento no índice de preços de fertilizantes estará associada a uma variação, em sentido oposto, apenas de 0,3111 por cento da oferta total. A participação relativa do Brasil no mercado internacional mostra-se quase que constante e é, como esperado, diretamente influenciada pelos preços recebidos pelos exportadores.

O fato de a série $I + D_1 + D_1^2 + D_1^3 + \dots D_1^{k-1}$ poder ser escrita da forma $(I - D_1)^{-1} (I - D_1^k)$ implica valores de (XXVII) escritos da forma

$$Y_k = D_1^k\, y_o + (I - D_1)^{-1} (I - D_1^k)\, D_2 X^*. \qquad \text{(XXXVIII)}$$

Em razão da estabilidade do sistema, D_1^k aproxima-se de uma matriz nula quando k aumenta. Por outro lado, considerando um nível sustentado de X^* no longo prazo, o equilíbrio será dado por

$$\lim_{k \to \infty} y_k = (I - D_1)^{-1}\, D_2 X^* \qquad \text{(XXXIX)}$$

Daí, conclui-se que os impactos de longo prazo podem ser verificados por

$$(I - D_1)^{-1}\, D_2 \qquad \text{(XL)}$$

que é estimado em

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & -10{,}1166 & 2{,}4198 & 0{,}8800 & -0 & 0 & -16{,}2233 \\ 0, & 0 & -12{,}2084 & 2{,}9322 & 1{,}0620 & 0 & 0 & -20{,}0596 \\ 1{,}5227 & -2{,}9662 & 25{,}5576 & 6{,}1381 & 2{,}2231 & -2{,}9066 & 2{,}2133 & -50{,}1638 \\ 0{,}3032 & -0{,}0375 & -6{,}2487 & -1{,}5008 & 0{,}5436 & 0 & 0 & -8{,}7360 \end{bmatrix} \quad \text{(XLI)}$$

Observa-se que os sinais de algumas variáveis em (XLI) são incoerentes com os verificados diretamente nas equações. Mais surpreendentes ainda são as inter-relações de algumas variáveis exógenas e endógenas, que, nas estimativas de curto prazo, pareciam não ter correlação expressiva.

4. RESUMO E CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi ilustrar como as estimativas econométricas podem ser utilizadas em projeções de curto e longo prazo. Foi utilizado um modelo econométrico do mercado brasileiro de soja, para demonstrar como a análise matemática de modelos dinâmicos serve como método apropriado para projetar os efeitos de políticas agrícolas nos diversos estádios de tempo. Foram estimados, pois, os efeitos de curto prazo, ou multiplicadores de curto prazo, que são os efeitos da mudança das variáveis exógenas nas variáveis endógenas no período corrente do tempo. Também foram estimados os multiplicadores de longo prazo, que são os efeitos, nas variáveis endógenas, causados por mudanças permanentes nas variáveis exógenas.

Dadas as restrições dos dados utilizados neste trabalho, ressalta-se a sua validade no campo metodológico, e não no analítico.

5. SUMMARY

(DYNAMIC MODELS: AN APPLICATION TO THE BRAZILIAN SOYBEAN MARKET)

This work is concerned with an application of dynamic econometric models in policy analysis. For this purpose, an econometric model was employed for the soybean subsector and elasticities for the short and long runs were estimated.

6. LITERATURA CITADA

1. BARROS, W.J. *Análise econométrica dos mercados interno e de exportação de açúcar*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1975. 46 p. (Tese M.S.).

2. BURCH, D.W. & ARAÚJO, J.D. *Mercado de soja — um modelo alternativo*. Comissão de Financiamento da Produção, 1975. 25 p. (Coleção Análise e Pesquisa, *14*).

3. DURBIN, J. Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. *Econometrics, 38*(3):410-421, 1970.

4. GOLDBERGER, A.S. *Econometric theory*. New York, John Wiley & Sons, 1964. 339 p.

5. HEMERLY, F.X. *Modelo econométrico dos mercados interno e de exportação de amendoim*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1975. 55 p. (Tese M.S.).

6. JURY, E.I. A stability test for linear discrete systems using a simple division. *Institute of Radio Engineers Proceedings, 49*(2):1948-1949. 1961.

7. LEITE, C.A.M.; BRANDT, S.A.; AAD NETO, A. & REZENDE, A.M. Modelo econométrico dos mercados interno e de exportação de soja do Brasil. *Experientiae, 24*(5):105-109. 1978.

8. THEIL, H. *Principles of econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1971. 736 p.