

# **SUBSTITUIÇÃO E DEMANDA DE INSUMOS AGRÍCOLAS MODERNOS: UM MODELO TRANSLOG DE SÉRIES TEMPORAIS<sup>1</sup>**

**JOSÉ AUGUSTO SILVA OLIVEIRA<sup>2</sup>, SERGIO ALBERTO  
BRANDT e EUTER PANIAGO<sup>3</sup>**

**RESUMO** - O objetivo do estudo é estimar elasticidades de substituição e de demanda derivada de insumos modernos - fertilizantes, defensivos e serviços de tratores - para o setor agrícola do País. Usam-se séries temporais (1964-80), uma função homotética de custo de insumos modernos e o procedimento iterativo de Zellner. Os resultados indicam que os agricultores não usam estes insumos em proporções fixas, mas são bastante sensíveis a variações em preços relativos destes insumos produtivos.

**Termos para indexação:** insumos modernos, substituição, demanda, modelo translog, método de Zellner, séries temporais.

## **SUBSTITUTION AND DEMAND FOR MODERN FARM INPUTS: A TIME SERIES TRANSLOG MODEL**

**ABSTRACT** - The objective of this research is to estimate substitution and demand elasticities for modern inputs, such as fertilizers, pesticides and tractor services, for the Brazilian farm sector. Time series (1964-80) data, a homotetic translog cost function, and Zellner iterative procedures are used. The results indicate that farmers do not use those inputs in fixed proportions, but are sensitive to changes in relative prices of those inputs.

**Index terms:** modern inputs, substitution, demand, translog model, Zellner procedure, time series.

## **INTRODUÇÃO**

O emprego de insumos modernos representa uma possibilidade de aumento da produtividade, tanto da terra quanto do trabalho, empregados na agricultura. No Brasil, medidas de política diferenciadas, ao longo do tempo e entre insumos, podem ter levado ao uso excessivo, em termos sociais, de certos insumos, em relação a outros, onerando custos e reduzindo retornos. Infere-se que o sucesso da política de promoção do uso de insumos modernos na agricultura depende, em parte, do conhecimento da estrutura de mercado destes insumos.

As políticas de mercado de insumos modernos, em grande parte, tratam do setor agrícola como todo, não diferenciando regiões nem tipos de explorações. Assim,

---

<sup>1</sup> Recebido em 03 de maio de 1984.

Aceito para publicação em 06 de fevereiro de 1985.

Trabalho apresentado no XXII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural.

<sup>2</sup> Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, M.S., Professor Assistente da UEMA - Rua 5 - Quadra B - Casa 9 - COHASERMA - CEP 65000 - São Luis, MA.

<sup>3</sup> Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, Ph.D., Professores Titulares da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

o conhecimento a nível agregado da estrutura do mercado de insumos agrícolas modernos pode facilitar as decisões de governo, no que diz respeito à modernização do setor agrícola. Pesquisas sobre elasticidades de substituição entre insumos têm em vista explicar baixas taxas de uso de determinados insumos e, ao mesmo tempo, avaliar a capacidade de absorção destes insumos, pelos diferentes mercados.

No presente estudo procura-se obter medidas sintéticas de demanda derivada de insumos agrícolas modernos utilizando-se um modelo transcendental logarítmico de custo de produção, ajustado a dados agregados de séries temporais anuais (1964-80) de utilização e preços de fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas, além de outras variáveis selecionadas. A análise econométrica se baseia no estimador de equações aparentemente não relacionadas, proposto por Zellner.

### METODOLOGIA

O recente desenvolvimento da teoria da dualidade, no estudo de problemas econômicos, é útil ao estudo de relações de produção e de custo. Toda função de custo implica num conjunto de equações de demanda derivada de fatores. Além disso, diferentes formas funcionais das funções de custo têm sido desenvolvidas, as quais resultam em equações de demanda derivada lineares nos parâmetros e, ao mesmo tempo, representam, de forma geral, a estrutura de produção, mesmo quando não são derivadas de funções de produção explícitas.

Pressupõe-se que, para o setor agrícola do País, existe uma função de produção agregada duplamente diferenciável, que relaciona produto com serviços dos fatores de produção agrícola. Esta função de produção presume retornos constantes à escala e mudança técnica Hicks neutra.

Seja a função agregada de produção agrícola:

$$Q = \phi [ I (F, D, T), L, M, O ] \quad (1)$$

na qual  $Q$  é o produto bruto do setor agrícola;  $I$  é o agregado dos insumos agrícolas modernos, onde  $F$ ,  $D$ ,  $T$  se referem a fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas, respectivamente, e que são os componentes de  $I$ ;  $L$ ,  $M$  e  $O$  são os serviços de terra, trabalho e outros serviços de capital, inclusive outros insumos intermediários e de capital mecânico.

O dual de uma função de produção duplamente diferenciável é uma função de custo duplamente diferenciável e que pode ser escrita da seguinte forma:

$$C^* = \Psi [ x_i (x_f, x_d, x_t), x_l, x_m, x_o, Q ] \quad (2)$$

onde  $C^*$  é o custo mínimo de produção de dada quantidade do produto;  $x_i$ ,  $x_f$ ,  $x_d$ ,  $x_t$ ,  $x_l$ ,  $x_m$  e  $x_o$  são preços dos serviços dos fatores correspondentes.

Uzawa (1964) e Diewert (1971) mostraram que, de um ponto de vista operacional, não existe razão para se especificar a forma funcional explícita da função de produto subjacente. Dadas as características de (1) - não negatividade para I, L, M e O não-negativos; não decrescente em I, L, M e O; e côncava nas quantidades destes insumos - a função de custo especificada em (2) deve satisfazer as seguintes propriedades econômicas: (a)  $C^*$  é uma função definida para todo  $x \geq 0$  e  $Q > 0$ , é contínua, não negativa e homogênea de grau um, em relação a preços de insumos; (b)  $C^*$  é uma função côncava, em relação a preços de insumos; e (c)  $C^*$  é uma função não decrescente, em relação a nível de produto e a preços dos insumos.

Expressa-se a função de produção (1) e sua dual (2) de modo a implicar em separabilidade fraca entre os componentes de I, L, M e O. Pressupõe-se, portanto, a existência de um agregado homotético I que consiste de F, D e T, fracamente separável de outros fatores de produção. Além disso, pressupõe-se que os dispêndios com os insumos modernos F, D e T sejam proporcionais aos seus níveis de utilização. Não se exige ocorrência de retornos constantes para o agregado I e a função de produção pode ou não ser homotética.

As pressuposições expostas anteriormente permitem expressar a função de custo, para o agregado de insumos modernos, do seguinte modo:

$$C_i^*/I = x_i (x_f, x_d, x_t) \quad (3)$$

na qual  $C_i^*$  é o custo mínimo do agregado I. Esta função (3) define um índice agregado de preços de insumos modernos selecionados.

Inevitavelmente, a escolha de formas funcionais específicas, para estimação de funções de custo, envolve algumas premissas. Dado o objetivo de melhor compreensão das possibilidades de substituição entre insumos, opta-se por uma forma funcional que envolve poucas restrições, *a priori*, sobre os parâmetros. Usa-se a forma funcional transcendental logarítmica (translog), popularizada inicialmente por Griliches & Ringstad (1971) e Sargan (1971) e, posteriormente, por Christensen, Jorgenson e Lau (1973), para descrever a tecnologia de produção, como uma aproximação quadrática de qualquer função contínua e que, portanto, permite o exame da maioria dos efeitos de interação.

Propõe-se representar a função de custo de insumos agrícolas modernos por meio da forma funcional translog. Esta função é expressa do seguinte modo:

$$\ln (C_i^*/I) = a_0 + \sum_j a_j \ln x_j + 1/2 \sum_j \sum_k b_{jk} \ln x_j \ln x_k \quad (4)$$

onde  $a_0$ ,  $a_j$  e  $b_{jk}$  são parâmetros estruturais da função de custo; e  $j, k = f, d, t$ .

Pressupõe-se que a função translog de custo especificada em (4) é uma representação exata do processo de minimização de custo. É uma forma funcional em seu lado direito e pode ser interpretada como uma expansão logarítmica em uma

série de Taylor, em torno dos preços dos insumos, para o segundo termo de uma função arbitrária de custo duplamente diferenciável.

Impõe-se, incondicionalmente, a seguinte condição de simetria, correspondente à igualdade das derivadas cruzadas em (4):

$$b_{jk} = b_{kj} ; \quad \forall j, k ; \quad j \neq k \quad (5)$$

Uma exigência mínima para a função translog de custo (4) é a de que ela seja homogênea de grau um em preços de insumos, isto é, para dado nível de produto, o custo total deve aumentar proporcionalmente, para dado acréscimo nos preços dos insumos. Isto implica nas seguintes restrições sobre a função translog de custo:

$$\sum_j a_j = 1; \quad \sum_j b_{jk} = 0; \quad \sum_k b_{jk} = 0 ; \quad \forall j, k \quad (6)$$

Usualmente, uma função de produção é considerada "bem comportada" se o produto cresce monotonicamente com todos os insumos e se é côncava em seus argumentos. Em ordem de correspondência, a função de custo deve satisfazer as mesmas condições de regularidade.

A monotonicidade exige que a função de custo seja crescente nos preços dos insumos e isto implica em não-negatividade das parcelas de custo. Destarte, a condição de monotonicidade pode ser expressa do seguinte modo:

$$\frac{\partial \ln (C_i^*/I)}{\partial \ln x_j} \geq 0 ; \quad j = f, d, t \quad (7)$$

A concavidade implica em que a matriz hessiana correspondente, das derivadas segundas da função de custo, seja negativa semidefinida, em relação às séries de preços de insumos.

Diferenciando-se (4) em relação a  $\ln x_j$  obtêm-se as equações de demanda derivada de insumos modernos, em termos de parcela de custo destes insumos:

$$\frac{\partial \ln (C_i^*/I)}{\partial \ln x_j} = s_j = a_j + \sum_k b_{jk} \ln x_k ; \quad j, k = f, d, t \quad (8)$$

onde  $s_j$  indica a parcela de custo do  $j$ -ésimo insumo.

Para o modelo translog, usando-se o sistema (8), pode-se definir as seguintes elasticidades estruturais:

Elasticidade-preço de demanda:

$$\eta_{jj} = (b_{jj}/s_j) + s_j - 1 ; \forall j \quad (9)$$

Elasticidade cruzada de demanda:

$$\eta_{jk} = (b_{jk}/s_j) + s_k ; \forall j,k ; j \neq k \quad (10)$$

Elasticidades de substituição:

$$\sigma_{jj} = (b_{jj}/s_j^2) - (1/s_j) + 1 ; \forall j \quad (11)$$

$$\sigma_{jk} = (b_{jk}/s_j s_k) + 1 ; \forall j,k ; j \neq k \quad (12)$$

Adiciona-se uma variável de tendência temporal, na forma logarítmica ( $\ln n$ ), às equações do sistema (8), com o objetivo de captar os efeitos de possível mudança técnica sobre o uso relativo de insumos modernos. Entende-se por mudança técnica o deslocamento da função de produção (subjacente), ao longo do tempo, como reflexo de maior eficiência na combinação dos insumos.

Além disso, adiciona-se uma variável indicadora de mudança no nível de subsídio ao crédito agrícola institucional ( $\ln x_s$ ), a fim de avaliar os efeitos, neutro ou não-neutro, da política de subsídio ao crédito rural, sobre o uso dos insumos agrícolas modernos.

Adicionam-se termos de erro  $\mu_f$ ,  $\mu_d$  e  $\mu_t$ , com as propriedades usuais de normalidade, independência, expectativas iguais a zero e variâncias constantes, às equações do sistema (8), a fim de permitir sua estimação econométrica. Pressupõe-se que os termos de erro englobem os efeitos conjuntos de outras variáveis que podem afetar as parcelas de custo dos insumos modernos mas que não foram incluídas explicitamente no modelo, como por exemplo, suprimento de serviços de assistência técnica e extensão rural, promoção e propaganda, e mudanças no nível de educação dos agricultores e no grau de concentração fundiária.

Presume-se que os termos de erro das equações de parcela de insumos são contemporaneamente correlacionados. Esta pressuposição, juntamente com o fato de que as parcelas de custo têm somatório igual à unidade, conduz à singularidade da matriz de produtos cruzados. Este problema pode ser superado por meio da eliminação de uma das equações que compõem o sistema empírico e por meio do emprego do estimador de mínimos quadrados generalizados (Judge *et alii*, 1980).

Zellner (1962) sugere a possibilidade de ganhos em eficiência dos estimadores, caso o sistema de equações aparentemente não relacionadas possa ser estimado simultaneamente, pela aplicação do estimador de Aitken.

Todas as variáveis incluídas no presente estudo e suas séries de dados encon-

tram-se em Oliveira (1984).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicia-se a apresentação dos resultados com a discussão dos parâmetros estimados do modelo transcendental logarítmico de custo, expresso em termos de parcela de custo de insumos agrícolas modernos. Em seguida, analisa-se a estrutura de demanda de insumos modernos, no que se refere às elasticidades-preço e elasticidades cruzadas. O terceiro segmento refere-se ao exame da hipótese de substituição entre insumos agrícolas modernos, ao longo do tempo, utilizando-se como referencial as elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa.

No processo de estimação empírica impõe-se a condição de simetria (5) e descarta-se a equação de parcela de serviços de tratores agrícolas, de modo a preencher a condição de aditividade. Esta equação é a escolhida para omissão uma vez que  $s_t$  apresentava mais altos graus de correlação entre variáveis explicativas. Os parâmetros da equação de  $s_t$  são derivados por meio do emprego da condição de homogeneidade (6). Deste modo, o procedimento adotado no presente estudo reduz possíveis dificuldades decorrentes da presença de multicolinearidade (Binkley, 1982).

A Tabela 1 apresenta as estimativas conjuntas de Zellner dos parâmetros da equação translog de custo, com a condição de simetria imposta. Esta condição é testada para as duas equações estimadas. Os resultados indicam que a restrição de simetria é satisfeita para o sistema, visto que  $F(25; 22) = 0,999 > F$  esperado, ao nível 0,05 de significância. Logo, a hipótese nula (simetria) é aceita, para este conjunto de dados. Conclui-se que a especificação do modelo é adequada e que a utilização do método de estimação de Zellner, com as restrições de simetria, conduz a estimativas eficientes dos coeficientes do sistema de regressões aparentemente não relacionadas.

As funções de custo de tipo Cobb-Douglas e CES são casos especiais da função translog de custo, em que todos  $b_{jk}$  são iguais a zero. Dentre os seis parâmetros estimados para as variáveis  $\ln x_f$ ,  $\ln x_d$  e  $\ln x_t$ , quatro apresentam valores maiores que os respectivos erros-padrão assintóticos. Neste sentido, eles são considerados estatisticamente "significantes". Com base nesta evidência rejeita-se a hipótese de que a função de custo (e a função de produção) têm especificações Cobb-Douglas ou CES. Não é de estrito interesse, no presente estudo, examinar a premissa de separabilidade entre os insumos modernos (F, D e T), conquanto a evidência obtida rejeite a hipótese de que todos  $b_{jk} = 0$ .

A Tabela 2 apresenta as parcelas de insumos estimadas pelas três equações. Verifica-se que todas as parcelas estimadas são positivas. Esta evidência apóia a pressuposição de que a função de custo estimada é positiva e é uma função não decrescente de preços dos insumos modernos, como exigido para dualidade. Esta

evidência é válida, pelo menos para a amplitude de preços observada no período de 1964 a 1980.

As estimativas dos coeficientes da variável indicadora de mudanças no nível de subsídio ao crédito agrícola institucional ( $x_s$ ), nas equações de fertilizantes, defensivos e tratores, devem ser interpretadas como medidas de taxas constantes de variação nas parcelas dos insumos, decorrentes de variações no logaritmo da variável preço real de capital externo (taxa real de juros de crédito rural institucional). O coeficiente de  $x_s$ , na equação de parcela de serviços de tratores agrícolas, não é considerado estatisticamente "significante", uma vez que seu valor é menor que o respectivo erro-padrão. Isto indica que, no caso de serviços de tratores agrícolas, o preço de capital externo ou taxa de juros de crédito rural não afeta "significativamente" a parcela de serviços de tratores. O coeficiente de  $x_s$ , na equação de fertilizantes, tem sinal negativo e é considerado estatisticamente

**TABELA 1. Parâmetros estimados da função translog de custo. Insumos agrícolas modernos, Brasil, 1964-80.**

Especificação <sup>a/</sup>	Estimativa	Erro-Padrão <sup>b/</sup>	Razão t <sup>b/</sup>
$a_f$	-0,61202	0,48763	1,2551
$a_d$	0,59862	0,20668	2,8963
$a_t$	1,01340	0,58057	1,7455
$b_{ft}$	-0,14760	0,07532	1,9596
$b_{fd}$	0,08767	0,05671	1,5460
$b_{ft}$	0,05993	0,10215	0,5867
$b_{fs}$	-0,16816	0,06378	2,6364
$b_{fn}$	0,11777	0,02970	3,9650
$b_{dd}$	0,05409	0,02793	1,9366
$b_{dt}$	-0,14176	0,07341	1,9310
$b_{ds}$	0,12531	0,05236	2,3931
$b_{dn}$	-0,07102	0,01837	3,8661
$b_{tt}$	0,08183	0,12533	0,6529
$b_{ts}$	0,04285	0,11065	0,3873
$b_{tn}$	-0,04675	0,03758	1,2440

Fonte: Oliveira (1984).

<sup>a/</sup> Onde os índices f, d, t, s e n indicam fertilizantes, defensivos, serviços de tratores agrícolas, crédito e tendência, respectivamente.

<sup>b/</sup> Erros-padrão e razões t assintóticos.

**TABELA 2. Parcelas estimadas de custo. Insumos agrícolas modernos, Brasil, 1964-80 <sup>a/</sup>**

Ano	$\hat{s}_f$	$\hat{s}_d$	$\hat{s}_t$
1964	0,0865	0,1208	0,7927
65	0,1187	0,1608	0,7205
66	0,0987	0,1337	0,7676
67	0,1214	0,0894	0,7892
68	0,1416	0,1096	0,7488
69	0,1493	0,1069	0,7438
1970	0,1999	0,1042	0,6959
71	0,2069	0,1009	0,6922
72	0,2546	0,1483	0,5971
73	0,2086	0,1578	0,6336
74	0,1989	0,1370	0,6640
75	0,2030	0,0510	0,7460
76	0,1813	0,0438	0,7749
77	0,2902	0,0453	0,6645
78	0,2740	0,0512	0,6748
79	0,2566	0,0359	0,7075
1980	0,3673	0,0611	0,5716
Média	0,1975	0,0975	0,7050

Fonte: Oliveira (1984) e Tabela 1.

<sup>a/</sup> Onde os índices f, d e t indicam fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas.

“significante”. Neste caso, indica-se que mudanças na taxa de juros de crédito afetam “significativamente” a parcela de fertilizantes. O coeficiente de  $x_s$ , na equação de parcela de defensivos, apresenta sinal positivo e é considerado estatisticamente “diferente de zero”. Isto indica que variações no preço real de crédito rural institucional afetam “significativamente” a parcela de defensivos agrícolas (inseticidas e fungicidas). No que tange à equação de parcela de serviços de tratores, os resultados obtidos para a variável  $x_s$  são surpreendentes, indicando que o subsídio ao crédito rural não estaria afetando a parcela deste insumo agrícola moderno. O reexame deste problema, num contexto mais restrito de demanda de investimento em tratores agrícolas, é uma continuação óbvia da presente pesquisa.

É difícil formular, *a priori*, expectativas teóricas acerca dos sinais dos coeficientes da variável de tendência ( $\ln n$ ). Vale lembrar, também, que o modelo usado no presente estudo não detecta as fontes de mudança técnica. Isto deveria ser estudado em pesquisa independente, usando-se metodologia mais específica. Verifica-se, na Tabela 1, que os coeficientes de regressão parcial da variável de tendência são estatisticamente "significantes". O sinal do coeficiente de ( $\ln n$ ) na equação de parcela de fertilizantes é positivo enquanto que, nas equações de parcela de defensivos e de parcela de serviços de tratores agrícolas, os sinais deste coeficiente são negativos. Estes resultados indicam que a mudança técnica observada na agricultura, no período de 1964-80, foi poupadora de defensivos e serviços de tratores, mas foi usadora de fertilizantes. Isto significa que o progresso técnico tem provocado acréscimo relativo no produto marginal de fertilizantes e decréscimo relativo no produto marginal de defensivos e tratores. Caso as razões de preços dos três insumos tivessem permanecido constantes, isto teria fornecido, aos agricultores, incentivo para substituir defensivos e serviços de tratores por fertilizantes, isto é, para aumentar a parcela relativa de fertilizantes.

Visto que as parcelas de custo são iguais às elasticidades de custo unitário de insumos modernos, em relação a preços de diferentes insumos modernos, isto é  $\partial \ln (C_i^*/I) / \partial \ln x_j$ , as estimativas de  $a_j$  ( $j = f, d, t$ ) indicam a sensibilidade do preço médio *do agregado* face a variações nos preços de cada um dos insumos agrícolas modernos. Como se constata na Tabela 1, as variações nos preços de serviços de tratores são as que apresentam maiores efeitos sobre o preço do agregado de insumos agrícolas modernos. Isto é coerente com a evidência de alta participação dos serviços de tratores agrícolas no custo total e médio do agregado de insumos modernos.

A matriz translog de elasticidades-preço e cruzadas de demanda, apresentada na Tabela 3, fornece uma descrição completa da estrutura da demanda de insumos agrícolas modernos.

As elasticidades-preço da demanda derivada ( $\eta_{jj}$ ), estimadas nas médias das parcelas, são iguais a cerca de -1,55, -0,35 e -0,18, para fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas, respectivamente. Estas três elasticidades-preço são maiores que os respectivos erros-padrão (assintóticos) e obedecem o padrão esperado ( $|\eta_{ff}| > |\eta_{dd}| > |\eta_{tt}|$ ), com base nos resultados de estudos anteriores sobre demanda de insumos agrícolas modernos realizados no Brasil, por Stock (1983) ( $\eta_{ff} = -0,25$  e  $\eta_{dd} = -0,24$ ) e Stock & Brandt (1983) ( $\eta_{tt} = -0,11$ ). Indica-se que a demanda de fertilizantes é mais preço-elástica que a demanda de defensivos e que esta é mais preço-elástica que a demanda de serviços de tratores agrícolas, no curto prazo.

Ainda na Tabela 3 observa-se que o valor *absoluto* da elasticidade-preço de demanda de fertilizantes apresenta tendência decrescente, ao longo do período estudado, passando de -2,62, em 1964, para -1,03, em 1980. Esta evidência

TABELA 3. Matriz translog de elasticidades-preço e cruzadas de demanda. Insumos agrícolas modernos, Brasil, 1964-80 <sup>a/</sup>

Ano	$\eta_{ff}$	$\eta_{dd}$	$\eta_{tt}$	$\eta_{fd}$	$\eta_{ft}$	$\eta_{dt}$	$\eta_{df}$	$\eta_{tf}$	$\eta_{td}$
1964	-2,6198	-0,4314	-0,1041	1,1343	1,4855	-0,3808	0,8122	0,1621	-0,0580
65	-2,1248	-0,5028	-0,1659	0,8994	1,2254	-0,1611	0,6639	0,2019	-0,0359
66	-2,3967	-0,4617	-0,1258	1,0219	1,3748	-0,2927	0,7544	0,1768	-0,0510
67	-2,0944	-0,3056	-0,1071	0,8115	1,2828	-0,7965	1,1020	0,1973	-0,0902
68	-1,9008	-0,3969	-0,1419	0,7287	1,1720	-0,5446	0,9415	0,2216	-0,0797
69	-1,8393	-0,3871	-0,1462	0,6941	1,1452	-0,5823	0,9694	0,2299	-0,0837
1970	-1,5385	-0,3767	-0,1865	0,5428	0,9957	-0,6646	1,0413	0,2860	-0,0995
71	-1,5065	-0,3630	-0,1896	0,5246	0,9818	-0,7127	1,0758	0,2935	-0,1039
72	-1,3251	-0,4870	-0,2658	0,4926	0,8325	-0,3588	0,8458	0,3550	-0,0891
73	-1,4990	-0,4994	-0,2372	0,5781	0,9209	-0,2647	0,7642	0,3032	-0,0659
74	-1,5432	-0,4682	-0,2128	0,5778	0,9653	-0,3707	0,8388	0,2891	-0,0765
75	-1,5241	...	-0,1443	0,4829	1,0412	-2,0336	1,9220	0,2833	-0,1390
76	-1,4515	...	-0,1195	0,5274	1,1054	-2,4616	2,1829	0,2586	-0,1391
77	-1,2184	...	-0,2123	0,3474	0,8710	-2,4648	2,2255	0,3804	-0,1680
78	-1,2647	...	-0,2039	0,3712	0,8935	-2,0939	1,9863	0,3628	-0,1589
79	-1,3186	...	-0,1768	0,3776	0,9410	-3,2412	2,6987	0,3413	-0,1645
1980	-1,0345	...	-0,2852	0,2998	0,7348	-1,7485	1,8022	0,4721	-0,1869
Média	-1,5498	-0,3477	-0,1789	0,5414	1,0084	-0,7489	1,0967	0,2825	-0,1036
EP <sup>b/</sup>	0,3814	0,2865	0,1778	0,4439	0,3034	0,7529	0,5816	0,1449	0,1041

Fonte: Tabelas 1 e 2.

<sup>a/</sup> Onde os índices f, d e t indicam fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas, respectivamente. Nota-se que as elasticidades cruzadas não são simétricas.

<sup>b/</sup> Erro-padrão assintótico, onde  $EP(\eta_{jk}) = EP(b_{jk})/s_j$ .

(...) Não calculada, em razão da ocorrência de parcelas estimadas próximas de zero.

empírica é coerente com os resultados obtidos por Soares *et alli* (1983), que estimaram, entre outras coisas, equações de demanda de fertilizantes para o País como um todo, obtendo indicação de que a procura deste insumo estaria se tornando menos preço-elástica, com o passar do tempo ( $\eta_{ff} = -0,78$ , para o período de 1954-79 e  $\eta_{ff} = -0,70$ , para o período de 1966-79).

Ao contrário da tendência observada com a estrutura da demanda de fertilizantes, indicam-se tendências ligeiramente crescentes dos valores absolutos das elasticidades-preço da demanda de defensivos e de serviços de tratores agrícolas. Estes resultados são coerentes com a evidência empírica de tendências decrescentes das parcelas de defensivos ( $r = 6,9\%$  a.a.) e de serviços de tratores agrícolas ( $r = 1,7\%$  a.a.), apresentadas na Tabela 5, adiante.

A evidência empírica obtida para as elasticidades-cruzadas (não simétricas) de demanda dos três insumos modernos é altamente reveladora. Em primeiro lugar, nota-se que os valores das seis elasticidades cruzadas, calculadas nas médias de parcelas, são relativamente altos ( $\eta_{jk}$  variando entre -0,75 e 1,10, aproximadamente) e superiores aos respectivos erros-padrão. Isto evidencia graus variáveis de interdependência entre níveis de uso dos três insumos modernos. Variações nos preços reais de dado insumo afetam significativamente e de maneira acentuada, os níveis de uso dos outros insumos.

Vale notar que as elasticidades cruzadas estatisticamente "significantes" [ $\eta_{jk} > EP(\eta_{jk})$ ] ou diferentes de zero apóiam a noção de que os três insumos modernos não são adquiridos em proporções fixas pelos agricultores.

As tendências temporais das elasticidades cruzadas de demanda são também indicadas na Tabela 3. A elasticidade cruzada da demanda de fertilizantes, em relação a preço de defensivos, apresentou acentuada tendência decrescente, passando de aproximadamente 1,13, em 1964, para apenas cerca de 0,30, em 1980; a elasticidade cruzada da demanda de fertilizantes, em relação a preço de serviços de tratores agrícolas, também apresentou tendência decrescente, passando de 1,48, aproximadamente, em 1964, para 0,73, aproximadamente, em 1980; e a elasticidade cruzada de demanda de defensivos, em relação a preço de serviços de tratores agrícolas, apresentou forte tendência de crescimento, em termos absolutos, passando de 0,38, em 1964, para 1,75, aproximadamente, em 1980. Estas tendências indicam claramente que tanto o grau como a natureza da interdependência entre os mercados de insumos agrícolas modernos tendem a se modificar, com o passar do tempo.

Ao longo do período em estudo, a razão de preços  $x_f/x_d$  oscilou entre 0,06 e 0,13. A razão de preços  $x_f/x_t$ , por outro lado, variou entre 0,03 e 0,08, no mesmo intervalo de tempo, e a razão  $x_d/x_t$  oscilou entre 0,38 e 0,82, no mesmo intervalo de tempo. As elasticidades cruzadas aqui representadas, portanto, ajudam a explicar as fortes flutuações nas vendas de fertilizantes, defensivos e tratores agrícolas, ao longo do período de 1964-80, superpostas às tendências gerais de crescimento

das vendas.

A evidência obtida no presente estudo, de relação de substituição entre fertilizantes e defensivos, se refere, evidentemente, ao curto prazo. É possível que esta relação seja revertida, no longo prazo, sem que isso indique incoerência de resultados. Lembra-se que fertilizantes podem ser considerados insumos quase-fixos, no sentido de que seus serviços são liberados lentamente, ao longo do tempo. Isto é especialmente verdadeiro no caso dos nutrientes fósforo e potássio. Portanto, no curto prazo, o produtor agrícola pode reduzir o uso de fertilizantes, sem prejudicar o desempenho de defensivos. Neste sentido, substitutibilidade no curto prazo e complementariedade no longo prazo não seriam incoerentes.

Basicamente, os resultados ( $\eta_{jk}$ ) mostram que a difusão de cada um dos insumos - químicos ou mecânicos - depende das condições de mercado dos insumos restantes, isto é, refletem a natureza simbiótica do progresso técnico na agricultura. Isto tem inferências importantes para política e pesquisa agropecuária.

A elasticidade parcial de substituição entre pares de insumos é uma estatística descritiva da tecnologia da unidade econômica de produção. As elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa ( $\sigma_{jk}$ ) são facilmente obtidas, em termos de primeiras e segundas derivadas parciais da função de custo, em relação a preços de serviços dos j-ésimo e k-ésimo insumos. A Tabela 4 apresenta a matriz translog de elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa estimadas. À primeira vista indica-se que, nas médias do período estudado, fertilizantes e defensivos e fertilizantes e serviços de tratores agrícolas são substitutos entre si, e que defensivos e serviços de tratores agrícolas são insumos complementares no processo de produção agrícola. Os valores médios estimados das elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa são maiores que os respectivos erros-padrão e, neste sentido, são considerados estatisticamente "significantes" [ $\sigma_{jk} > EP(\sigma_{jk})$ ]. Valores relativamente elevados de ( $\sigma_{jk}$ ), ao longo de todo o período estudado, sugerem que se deve rejeitar a hipótese Leontief de combinação em proporções fixas ( $\sigma_{fd} = \sigma_{ft} = \sigma_{dt} = 0$ ), dada a exigência de no mínimo uma elasticidade parcial de substituição significativamente diferente de zero. Sugere-se que a hipótese Cobb-Douglas ( $\sigma_{fd} = \sigma_{ft} = \sigma_{dt} = 1$ ) também deve ser rejeitada.

Os valores numéricos das elasticidades de substituição, estimados nas médias das parcelas de custo, indicam que fertilizantes e defensivos agrícolas ( $\sigma_{fd} = 5,55$ ) e fertilizantes e serviços de tratores agrícolas ( $\sigma_{ft} = 1,43$ ), são fortes substitutos, e que defensivos e serviços de tratores agrícolas ( $\sigma_{dt} = -1,06$ ) são bons complementos no processo produtivo agrícola. Estes resultados refletem as intensidades alternativas com as quais estes pares de insumos podem ser usados. Indica-se que a elevação dos níveis de preços reais de serviços de tratores agrícolas tende a resultar não somente em menor uso destes serviços, mas também em maior uso de fertilizantes e em menor uso de defensivos agrícolas. Por outro lado, a elevação dos níveis de preços reais de fertilizantes tende a provocar não apenas a redução no

**TABELA 4. Matriz translog de elasticidades de substituição. Insumos agrícolas modernos, Brasil, 1964-80<sup>a/</sup>**

Ano	$\sigma_{fd}$	$\sigma_{ft}$	$\sigma_{dt}$	$\sigma_{ff}$	$\sigma_{dd}$	$\sigma_{tt}$
1964	9,3895	1,8740	-0,4804	-30,2933	-3,5708	-0,1313
65	5,5924	1,7008	-0,2235	-17,9001	-3,1272	-0,2303
66	7,6417	0,7910	-0,3813	-24,2857	-3,4526	-0,1639
67	9,0802	1,6255	-1,0093	-17,2508	-3,4160	-0,1357
68	6,6488	1,5652	-0,7273	-13,4237	-3,6203	-0,1895
69	6,4931	1,5397	-0,7829	-12,3197	-3,6222	-0,1965
1970	5,2088	1,4308	-0,9550	- 7,6962	-3,6163	-0,2680
71	5,1987	1,4184	-1,0298	- 8,2810	-3,5974	-0,2739
72	3,3218	1,3942	-0,6009	- 5,2048	-3,2833	-0,4452
73	3,6631	1,4534	-0,4179	- 8,1862	-3,1648	-0,3744
74	4,2172	1,4538	-0,5583	- 7,7587	-3,4175	-0,3204
75	9,4705	1,3957	-2,7256	- 7,5078	...	-0,1934
76	12,0416	1,4266	-3,1768	- 9,0061	...	-0,1542
77	7,6669	1,3108	-3,7096	- 4,1984	...	-0,3196
78	7,2487	1,3241	-3,1030	- 4,6155	...	-0,3022
79	10,5190	1,3301	-4,5811	- 5,1389	...	-0,2499
1980	4,9069	1,2854	-3,0596	- 2,8166	...	-0,4990
Média	5,5519	1,4304	-1,0623	- 7,8469	-3,5687	-0,2538
EP <sup>b/</sup>	2,9444	0,7336	1,0679	0,3814	0,2865	0,1778

Fonte: Tabelas 1 e 2.

<sup>a/</sup> Onde os índices f, d e t indicam fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas, respectivamente. Nota-se que as elasticidades de substituição são simétricas.

<sup>b/</sup> Erro-padrão assintótico, onde  $EP(\sigma_{jk}) = EP(b_{jk}) / s_j s_k$ .

(...) Não calculada, em razão da ocorrência de parcelas estimadas próximas de zero.

uso de fertilizantes, mas também a expansão do uso de serviços de tratores agrícolas e de defensivos agrícolas. Finalmente, mudanças nos níveis de preços reais de defensivos tendem a provocar não somente variações, em sentido contrário, nos níveis de uso de defensivos e de fertilizantes, mas também variações no mesmo sentido, no uso de serviços de tratores.

É geralmente aceito que fertilizantes e defensivos agrícolas são insumos modernos substitutos do fator terra e que serviços de tratores agrícolas são substitutos de serviços de trabalho e complementos de serviços de terra (Stock, 1983; Stock & Brandt, 1983). Na medida em que o setor agrícola se moderniza, passando a usar quantidades crescentes de insumos modernos, como fertilizantes, defensivos e ser-

viços de tratores agrícolas, estas relações de substituição e complementariedade tenderiam a se tornar mais fortes. Neste contexto, a evidência apresentada é bastante coerente. Maiores preços reais de serviços de tratores induziriam menor uso destes serviços, menor uso de terra e maior uso de fertilizantes. Maiores preços reais de fertilizantes, por outro lado, induziriam menor uso de fertilizantes e maior uso de terra e serviços de tratores. As relações de complementariedade, entre defensivos e serviços de tratores agrícolas, não têm explicação tão óbvia. Entretanto, é possível que, de modo crescente, os defensivos agrícolas (inseticidas e fungicidas) estejam sendo empregados com auxílio de máquinas e implementos geralmente acoplados a tratores agrícolas. Na medida em que esta tendência se verifique na realidade, os valores obtidos para  $(\sigma_{dt})$ , no período em estudo, são coerentes.

Estes resultados, referentes às elasticidades parciais de substituição entre os três pares de insumos agrícolas modernos têm inferências importantes para o delineamento de políticas de modernização agrícola e de preços de insumos. Indica-se, ainda que de modo preliminar, que a difusão do uso de dado insumo moderno depende não apenas do nível de preço real deste insumo mas também dos níveis de preços dos outros insumos modernos.

Estudos sobre "composição" ou "formação" de preços de insumos agrícolas modernos no mercado interno, realizados por Blumenschein (1982) e Oliveira (1983), mostraram que a manipulação simultânea de diferentes instrumentos de política, como tarifas e subsídios, resultou em mudanças acentuadas nas relações entre preços pagos pelos agricultores para aquisição de fertilizantes, defensivos e tratores agrícolas. Visto, entretanto, não serem pesquisas de caráter econométrico, elas não indicaram os efeitos destas mudanças induzidas nas relações de preços, sobre o emprego dos diferentes insumos. Uma das contribuições importantes do presente estudo é a de indicar, conquanto de modo preliminar que, sob determinadas circunstâncias, é possível que os efeitos de incentivos líquidos ao uso de dado insumo, por exemplo, defensivos agrícolas, sejam neutralizados por incentivos líquidos ao uso de insumos substitutos, por exemplo, fertilizantes, ou por tributos líquidos sobre o uso de insumo complementar, por exemplo, serviços de tratores agrícolas.

As elasticidades parciais de substituição também têm inferências importantes para o crescimento potencial do produto agrícola. Visto que a proporção de cada insumo, na taxa (porcentual) de crescimento do produto, corresponde à sua elasticidade de produção, é de interesse conhecer-se os efeitos, sobre estas elasticidades de produção, de mudanças nas parcelas de insumos. Este conhecimento pode ser derivado das elasticidades parciais de substituição.

Caso a elasticidade parcial de substituição entre dois fatores de produção se situe dentro dos limites de zero à unidade, a elasticidade de produção do fator que apresenta maior taxa de crescimento decresce, em relação à elasticidade de produção do outro fator. Padrão de comportamento oposto ocorre em duas circunstâncias. O primeiro caso se refere à ocorrência  $(\sigma_{jk} < 0)$ , isto é, de insumos comple-

mentares em produção. Neste caso, aumenta a produtividade marginal relativa do fator que apresenta maior taxa de crescimento, na medida em que se expande seu uso. No segundo caso, quando ( $\sigma_{jk} > 1$ ), o acréscimo relativo na utilização do fator que apresenta maior taxa de crescimento é maior do que o decréscimo relativo na sua produtividade marginal.

As tendências (taxas geométricas de crescimento) das parcelas de insumos, apresentadas na Tabela 5, indicam que os insumos que apresentaram acréscimos no período de 1964-80, foram defensivos e serviços de tratores agrícolas. A parcela de fertilizantes apresentou tendência positiva. Com base nestas indicações e nas estimativas de ( $\sigma_{jk}$ ) apresentadas na Tabela 4, pode-se desenvolver algumas indicações sobre tendências temporais das elasticidades de produção de fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas. Espera-se que a elasticidade de produção de fertilizantes tenha se elevado, em relação às de defensivos e serviços de tratores agrícolas. Por outro lado, é de esperar que o valor da elasticidade de produção de serviços de tratores agrícolas tenha se elevado, em relação à elasticidade de produção de defensivos.

#### CONCLUSÕES E INFERÊNCIAS

As principais conclusões desta pesquisa podem ser resumidas do seguinte modo:

- fertilizantes e defensivos, e fertilizantes e serviços de tratores agrícolas, no período em estudo, são insumos substitutos;
- defensivos e serviços de tratores agrícolas são insumos complementares no processo de produção agrícola;
- o consumo de fertilizantes é sensível tanto a variações no próprio preço como a variações nos níveis de preços de defensivos e nas taxas de arrendamento de serviços de tratores;
- o consumo de defensivos é relativamente sensível tanto a variações no próprio preço como a variações nos preços de fertilizantes e de serviços de tratores agrícolas;
- a utilização de serviços de tratores é relativamente sensível tanto a variações no próprio preço (taxas de arrendamento) como nos preços de fertilizantes e defensivos;
- em parte, pelo menos, as diferenças constatadas nos valores absolutos das elasticidades-preço de demanda derivada, refletem diferenças em graus de imperfeição nos mercados destes insumos. Além disso sugere-se que mais altas elasticidades-preço da demanda de fertilizantes e de defensivos, em relação à elasticidade-preço da demanda de serviços de tratores agrícolas, no curto prazo, podem ser explicadas pela liberação, relativamente mais lenta, dos serviços de tratores, quando comparada com a liberação, relativamente mais rápida, dos serviços de fertilizantes e defensivos;
- os resultados obtidos indicam que as compras relativas de fertilizantes e defensivos são influenciadas por variações nos níveis de subsídio ao uso de crédito rural institucional. Contudo, não há evidência estatística de que a parcela de serviços de tratores agrícolas seja influenciada por variações no nível de subsídio ao crédito rural institucional;
- a evidência empírica também indica a existência de efeitos significativos de viés de mudança técnica, sobre o uso relativo dos três insumos agrícolas modernos. Infere-se que o progresso técnico observado na agricul-

**TABELA 5.** Taxas de crescimento de parcelas estimadas de custo ( $s_j$ ) e de preços reais pagos pelos agricultores ( $x_j$ ). Insumos agrícolas modernos, Brasil, 1964-80 <sup>a/</sup>

Ano	$s_f$	$s_d$	$s_t$	$x_f$	$x_d$	$x_t$
1965	0,3722	0,3311	-0,0911	0,3000	0,2738	-0,0689
66	-0,1690	0,1685	0,0654	-0,2238	-0,2236	-0,1080
67	0,2300	-0,3313	0,0281	-0,2278	-0,1786	-0,0153
68	0,1664	0,2259	-0,0512	-0,0516	-0,0309	-0,0273
69	0,0544	-0,0246	-0,0067	-0,0070	-0,1505	-0,0671
1970	0,3389	-0,0252	-0,0644	-0,0872	0,1452	-0,0746
71	0,0350	-0,0317	-0,0053	0,0364	0,0518	0,0227
72	0,2305	0,4698	-0,1374	0,0635	0,2588	-0,0364
73	-0,1807	0,0640	0,0611	0,0758	0,0526	0,1372
74	-0,0465	-0,1318	0,0480	-0,0097	-0,1449	0,0039
75	0,0206	-0,6277	-0,1235	0,1244	-0,3203	0,1396
76	0,1069	-0,1412	0,0387	-0,2501	0,1444	-0,0516
77	0,6007	0,0342	-0,1425	0,5212	-0,0353	-0,0643
78	-0,0558	0,1302	0,0155	-0,0467	0,0200	-0,0607
79	-0,0635	-0,2988	0,0484	0,0281	-0,1621	0,0802
1980	0,4314	0,7019	-0,1921	0,0853	0,4081	-0,3198
Média <sup>b/</sup>	0,1077	-0,0689	-0,0171	-0,0118	-0,0349	-0,0330

Fonte: Oliveira (1984).

<sup>a/</sup> Os índices f, d e t indicam fertilizantes, defensivos e serviços de tratores agrícolas, respectivamente.

<sup>b/</sup> Obtidas da estimativa  $\hat{b}_0$  da regressão  $\Delta \ln \theta_t = b_0 + b_1 \Delta \ln \theta_{t-1}$ , onde  $\theta_t$  e  $\theta_{t-1}$  são valores corrente e retardado das variáveis de interesse ( $s_j$  ou  $x_j$ ), respectivamente.

tura, no período de 1964-80, foi usador de fertilizantes e poupador de defensivos e serviços de tratores agrícolas.

As relações de complementariedade e substituição, indicadas no presente estudo, por exemplo, entre defensivos e serviços de tratores agrícolas, e entre fertilizantes e defensivos, têm inferências políticas de amplo alcance. Por exemplo, a expansão da produção e a elevação dos níveis de eficiência técnica na indústria de defensivos pode contribuir sobremaneira para incremento no uso tanto de defensivos como de tratores agrícolas, além de promover expansão do produto agrícola. Por outro lado, indica-se que problemas de escassez eventual de fertilizantes podem ser superados, em parte, por meio de expansão do suprimento de defensivos e de serviços de tratores agrícolas.

A verificação empírica de que os mercados dos três insumos agrícolas modernos não funcionam de modo independente, mas interagem uns com os outros, não é considerada trivial. Com base na evidência obtida, rejeita-se a proposição de que a formulação de políticas de incentivo ao uso dos diferentes insumos agrícolas modernos pode ignorar as interações entre os mercados respectivos.

Dadas as relações de complementariedade entre defensivos e serviços de tratores agrícolas, e de substituição entre estes e fertilizantes, indica-se que políticas de incentivo ao uso destes insumos expandiria a demanda dos mesmos e gerariam efeito de substituição de fertilizantes por serviços de tratores agrícolas e defensivos. Contudo, em vista da natureza preço-inelástica das demandas de serviços de tratores agrícolas e de defensivos, o impacto esperado de políticas deste tipo, sobre as parcelas de serviços de tratores agrícolas e defensivos, em relação a fertilizantes, seria moderado. Uma das inferências importantes, decorrentes da verificação de relações de complementariedade entre defensivos e serviços de tratores agrícolas, é de que a taxa de difusão de cada um destes insumos, no setor agrícola, pode ser bastante retardada por restrições na oferta de outro insumo. Basicamente, portanto, rejeita-se o fato estilizado de que os três insumos agrícolas modernos são adquiridos em proporções fixas pelos agricultores, como se fossem parte de um "pacote técnico". Ao contrário, o que se constata é que as quantidades adquiridas destes insumos variam significativamente, de acordo com as razões de preços. É evidente, mas vale lembrar, que a robustez destas inferências de políticas depende, inescapavelmente, da precisão com que o modelo reflete as verdadeiras relações de produção do setor agrícola do País.

Dois pontos deveriam ser anotados, no que diz respeito à interpretação das elasticidades de demanda e de substituição, para análise de efeitos de políticas de mercado de insumos agrícolas. Em primeiro lugar, as elasticidades estimadas refletem os efeitos, de curto prazo, de mudanças nos preços, sobre a demanda dos insumos. É de esperar, de acordo com o princípio de Le Chatelier, que os efeitos de longo prazo sejam maiores. Em segundo lugar, visto que parcela importante do mercado nacional de insumos modernos diz respeito à Região Centro-Sul do País, é de esperar que as elasticidades estimadas reflitam, principalmente, a tecnologia de produção agrícola desta Região, que é responsável pela principal parcela dos mercados dos três insumos estudados.

Os autores estão prontos a admitir a ocorrência, neste estudo, em algum grau, dos vieses de mensuração, agregação e especificação. A despeito destas limitações, acreditam que as aplicações de formas funcionais flexíveis, como a translog, a dados de séries temporais, representam linhas promissoras para futura pesquisa do mercado de insumos agrícolas em geral. Permanecem, entretanto, inúmeros problemas, aos quais não se prestou a merecida atenção. O viés de agregação deveria ser considerado, especialmente, em vista das diferenças existentes: a) entre sub-setores das indústrias de fertilizantes, defensivos e tratores agrícolas; e b) entre regiões do País, no que se refere a níveis de desenvolvimento tecnológico do setor agrícola. Destarte, a etapa seguinte seria a de estender esta metodologia aos dife-

rentes sub-setores industriais e às regiões do País. Isto não foi feito no presente estudo em virtude da não disponibilidade, até o momento, de séries temporais anuais apropriadas.

#### REFERÊNCIAS

- BINKLEY, J.K. The effect of variable correlation on the efficiency of seemingly unrelated regression in a two-equation model. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington, DC, **77**(380):890-5, 1982.
- BLUMENSCHNEIN, F.N. **Uma análise da proteção efetiva na agricultura do Estado de São Paulo**. Piracicaba, USP, 1982. 149p. Tese MS.
- CHRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L.J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic function. *Econometrica*, Bristol, **39**(4):255-6, 1971.
- . Transcendental logarithmic production frontiers. *Rev. Econ. Stat.*, Cambridge, **55**(1): 28-45, 1973.
- DIEWERT, W.E. An application of the Shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *J. Polit. Econ.*, Chicago, **79**(3):481-505, 1971.
- GRILICHES, Z. & RINGSTAD, V. **Economies of scale and the form of the production function**. Amsterdam, North Holland, 1971. 315p.
- JUDGE, G.G. et alii. **The theory and practice of econometrics**. New York, Wiley, 1980. 793p.
- OLIVEIRA, J.A.S. **Relações de demanda e substituição de insumos agrícolas modernos: um modelo translog de séries temporais**. Viçosa, UFV, Imprensa Universitária, 1984. 76p. Tese MS.
- OLIVEIRA, J.C. **Resource transfers from agriculture in Brazil**. Brasília, DF, IPEA/IPLAN, UnB, 1983. 92p.
- SARGAN, J.D. Production functions. In: LAYARD, M.E.; AGAR, M.E.; JONES, J.D. **Qualified manpower and economic performance**. London, Penguin, 1971. 409p.
- SOARES, A.C.M.; BARROS, J.R.M.; CARMO, A.J.B. Avaliação e perspectivas do comportamento da demanda de fertilizantes no Brasil. *R. Econ. rural*, Brasília, DF, **21**(1):29-60, 1983.
- STOCK, L.A. **Demanda, experiência e difusão de insumos agrícolas modernos no Brasil**. Viçosa, UFV, Imprensa Universitária, 1983. 80p. Tese MS.
- STOCK, L.A. & BRANDT, S.A. Reavaliação da demanda de estoque e de investimento em tratores agrícolas no Brasil. *R. Econ. rural*, Brasília, DF, **21**(1):61-70, 1983.
- UZAWA, H. Duality principles in the theory of cost and production. *Int. Econ. Rev.*, Hiroshima, **5**(2):216-20, 1964.
- R. Econ. rural**, Brasília, **23**(1):21-39, jan./mar. 1985

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington, DC, 57(2):340-68, 1962.