



RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NA REGIÃO CENTRO, 1954-77

**Afonso Negri Neto, Natanael Miranda dos Anjos, Antonio José Braga do Carmo,
Rosa Maria Pescarin Pellegrini e Adalberto de Oliveira Rodrigues**

Governo do Estado de São Paulo
Secretaria de Agricultura e Abastecimento



Instituto de Economia Agrícola



RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NA REGIÃO CENTRO, 1954-77

Afonso Negri Neto
Natanael Miranda dos Anjos
Antonio José Braga do Carmo
Rosa Maria Pescarin Pellegrini
Adalberto de Oliveira Rodrigues

ÍNDICE

1 - INTRODUÇÃO	1
1.1 - Objetivo	2
2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	2
3 - METODOLOGIA	15
3.1 - Modelos Econométricos	15
3.2 - Definição das Variáveis	17
3.2.1 - Consumo aparente de fertilizante	17
3.2.2 - Relação preço de fertilizante/preço recebido pelos agricultores	17
3.2.3 - Valor da produção (VPROC)	18
3.2.4 - Área cultivada (AREAC)	19
3.2.5 - Salário agrícola (WAGEC)	19
3.2.6 - Preço de fertilizante	19
3.2.7 - Preço recebido pelos agricultores (PRAGC)	20
3.2.8 - Consumo de fertilizante no ano anterior	20
3.2.9 - Preço recebido pelos agricultores no ano anterior	21
3.2.10- Variável "dummy" (D)	21
3.2.11- Tendência (T)	21
4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS	22
4.1 - Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda na Re- gião Centro	22
4.1.1 - Nitrogênio	22
4.1.2 - Fósforo	24
4.1.3 - Potássio	25
4.1.4 - NPK	29
4.2 - Conclusões	32
LITERATURA CITADA	
RESUMO	36
SUMMARY	36

RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NA REGIÃO CENTRO, BRASIL,
1954-77 ⁽¹⁾

Afonso Negri Neto
Natanael Miranda dos Anjos
Antonio José Braga do Carmo
Rosa Maria Pescarin Oellefrini
Adalberto de Oliveira Rodrigues

1 - INTRODUÇÃO

Para efeito de regionalização da produção doméstica e das importações de fertilizantes, bem como das políticas de contingenciamento, quer dos fertilizantes quer das matérias-primas, o Brasil é dividido em três Regiões: Norte-Nordeste, Centro e Sul.

A Região Centro é composta pelos seguintes estados da federação: Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Guanabara, São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul e Goiás.

A Região Centro tem sido a maior consumidora de fertilizantes no Brasil: sua participação máxima foi de 74,0%, em 1966 e a mínima de 46,0% em 1972.

⁽¹⁾ Este trabalho integra as pesquisas desenvolvidas no Projeto de "Atualização de Estudos de Comportamento de Demanda Interna e Oferta de Fertilizantes para o Mercado Brasileiro", financiado pelo Convênio Petrobrás Fertilizantes e a Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo. A coordenação do projeto esteve a cargo dos dois primeiros autores.

Em 1954, a Região Centro consumia 72,6 mil toneladas de NPK, distribuídas em 13,46 mil para nitrogênio, 35,56 mil para fósforo e 20,6 mil toneladas para potássio. Em 1977, alcançaria um consumo de 1.968,37 mil toneladas de NPK, o nitrogênio com 495,98 mil, o fósforo com 889,85 mil e o potássio com 582,54 mil toneladas (quadro 1).

A relação de consumo mostra a proporção dos nutrientes em relação à quantidade de nitrogênio. Esta relação apresentou os valores extremos de 1,00:2,86:2,27, em 1955, e 1,00:1,21:1,06 em 1970.

O quadro 2 mostra as taxas anuais de crescimento do consumo aparente de fertilizantes, na Região Centro, para vários períodos. A taxa do consumo aparente de fertilizantes (NPK) na Região Centro, no período de 1954-77, foi de 16,22% a.a. É importante notar as diferentes taxas que foram obtidas conforme o período considerado. No entanto, vale chamar a atenção para a taxa de 10,25% a.a. que ocorreu no período de 1954-65 e a de 26,76% do período 1966-77. Estes dois subperíodos apresentaram distintas políticas governamentais de crédito e estão separados pelo início do FUNFERTIL em 1966.

1.1 - Objetivo

O presente estudo tem como objetivo analisar o consumo e demanda de fertilizantes, individualmente (N, P, K) e no agregado (NPK).

Os objetivos específicos são a determinação:

- a) das variáveis explicativas para a demanda;
- b) do modelo mais adequado;
- c) das elasticidades-preço da demanda dos nutrientes e do agregado, tanto a curto prazo como a longo prazo; e,
- d) o coeficiente de ajustamento do consumo de fertilizantes.

2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Muitos dos estudos iniciais sobre demanda e preço desenvolveram-

QUADRO 1.- Consumo Aparente de Nitrogênio, Fósforo, Potássio e do Agregado, em Toneladas, e Relação de Consumo para a Região Centro (1) do Brasil, 1954-77

Ano	Consumo aparente				Relação de consumo		
	N	P	K	NPK	N	P	K
1954	13.460	35.560	23.603	72.623	1,00	2,64	1,98
1955	17.400	49.745	39.528	106.674	1,00	2,86	2,27
1956	23.127	48.449	31.746	103.322	1,00	2,09	1,37
1957	22.623	57.301	44.409	124.333	1,00	2,53	1,96
1958	31.645	74.193	46.939	152.777	1,00	2,34	1,48
1959	35.230	67.960	43.957	147.147	1,00	1,93	1,25
1960	53.257	75.720	87.494	216.471	1,00	1,42	1,64
1961	47.379	84.181	53.133	184.693	1,00	1,78	1,12
1962	40.730	86.711	49.997	177.411	1,00	2,13	1,23
1963	51.577	110.622	71.846	234.045	1,00	2,14	1,39
1964	39.631	96.007	54.391	190.029	1,00	2,42	1,37
1965	60.478	84.974	80.816	226.278	1,00	1,41	1,34
1966	56.339	86.139	72.995	215.453	1,00	1,53	1,30
1967	82.505	137.213	102.277	321.995	1,00	1,66	1,24
1968	110.870	190.316	138.695	239.881	1,00	1,72	1,25
1969	120.798	167.444	138.520	426.762	1,00	1,39	1,15
1970	202.839	244.796	214.978	662.613	1,00	1,21	1,06
1971	190.822	284.344	233.965	709.131	1,00	1,49	1,23
1972	258.953	405.285	283.910	948.148	1,00	1,57	1,10
1973	243.676	445.587	360.979	1.050.242	1,00	1,83	1,48
1974	250.326	478.530	332.673	1.061.529	1,00	1,91	1,33
1975	292.912	627.348	359.922	1.280.182	1,00	2,14	1,23
1976	349.599	801.656	498.553	1.639.808	1,00	2,29	1,40
1977	495.976	889.846	582.539	1.968.361	1,00	1,79	1,17

(1) Critério de regionalização do Sindicato da Indústria de Adubos e Corre-
tivos do Estado de São Paulo (SIACESP).

Fonte: SIACESP - Dados elaborados pelo IEA.

QUADRO 2.- Taxas Anuais de Crescimento do Consumo Aparente de Fertilizantes, Região Centro ⁽¹⁾, 1954-77
(em porcentagem)

Período	Nitrogênio	Fósforo	Potássio	NPK
1954-60	25,76	13,42	21,95	19,96
1961-65	6,29	0,23	11,05	5,21
1966-69	28,95	24,80	23,81	25,58
1970-74	-1,52	18,24	11,53	12,50
1975-77	30,13	19,10	27,22	24,00
1954-65	14,64	8,24	10,63	10,88
1966-77	21,86	23,65	20,78	22,27
1954-77	16,98	15,03	14,36	15,43

(¹) Critério de regionalização do SIACESP.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

se exclusivamente em teoria pura. Porém, a partir da teoria, vários pesquisadores têm tentado quantificar as relações entre preço e consumo. Tais objetivos são desejáveis do ponto de vista do conhecimento científico e não estão, necessariamente, em conflito um com o outro ⁽²⁾.

Embora se tenha razoável número de trabalhos realizados sobre demanda no Brasil, a sua maioria é voltada para o lado dos produtos agrícolas, como se pode verificar em KAFKA (13), DELFIM NETTO (6), PANIAGO (18), BRANDT (2), JUNQUEIRA (12), BRANDT e CRISCUOLO (3) e SERRANO (21).

Alguns dos principais estudos de demanda, no Brasil, abordando especificamente o fator fertilizantes, são KNIGHT (15), CIBANTOS (5), PESCARIN (19), SEITEC PROJETOS E DESENVOLVIMENTOS S.C. LTDA (20), SOUZA (22), HOMEM DE MELLO (10), CARVALHO (4) e BAUM (1). O primeiro analisou a demanda de fertilizantes no Rio Grande do Sul, no período 1955-67, em relação às culturas de arroz e trigo. Nenhuma relação foi encontrada entre consumo de fertilizante e a variável independente dada pela relação entre preço de fertilizante e preço esperado dos produtos (arroz e trigo). O próprio autor admite que uma subestimação da área pode ter prejudicado a análise, assim como o curto período analisado.

CIBANTOS (5) realizou estudo sobre fertilizantes e, entre outros aspectos, relatou a evolução do consumo no Brasil e no Estado de São Paulo, no período 1949-71; uma revisão detalhada dos aspectos metodológicos, principalmente da literatura estrangeira, é apresentada nesse trabalho. Analisou a demanda de fertilizantes, no Estado de São Paulo, utilizando séries cronológicas que abrangiam o período 1949-71. Foram analisados, ainda, os subperíodos 1949-71 (exclusive 1961-65), 1949-60 e 1966-71, por terem sido observadas variações de preço e quantidade, com características distintas da tendência normal, nesses períodos.

Nos períodos analisados observou-se, para a agricultura paulista, uma relação favorável entre os preços reais recebidos pelo produtor agrícola e os preços reais pagos pelo agricultor. Nessa relação, quando se substituiu o preço de fertilizantes pelo preço agregado de outros insumos, verificou-se uma tendência não favorável. Dessa forma, a primeira hipótese que

(²) Maiores esclarecimentos sobre demanda e preços na agricultura constam no Boletim Técnico nº 1316 do Economic Research Service, United States Department of Agriculture, ou "Análise de Demanda e Preços na Agricultura" de Frederick V. Waugh, traduzido por Serrano, Larson e Engler e publicado pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", USP, em 1973.

se sugere para explicar a expansão no uso de fertilizantes é a melhoria da relação.

A partir das operações do FUNFERTIL (abril de 1966), significativos aumentos anuais no consumo de fertilizantes foram verificados na agricultura paulista. Embora não se tenham incluído, no modelo, dados específicos de crédito para fertilizantes, supõe-se que uma das principais causas do incremento de seu uso tenha sido esse programa. Por outro lado, a área cultivada aumentou em cerca de 50,0%, enquanto o consumo de fertilizantes cresceu vinte vezes no período analisado.

Embora o modelo tradicional tenha sido ajustado, a melhor estimativa da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo foi obtida através do modelo de ajustamento retardado. Os principais resultados desse modelo foram:

a) no período completo (1949-71) o coeficiente de ajustamento encontrado foi da ordem de 0,10, sugerindo que aproximadamente 10,0% do desequilíbrio entre consumo atual e o consumo desejado de fertilizantes é eliminado em um ano. A demanda de fertilizantes é relativamente inelástica a curto prazo (-0,25) e relativamente elástica a longo prazo (-2,48);

b) no subperíodo 1949-71 (exclusive 1961-65) os valores estimados, tanto no curto como no longo prazo, para coeficiente preço, estão próximos dos valores estimados no período completo, mas pode-se considerar que os resultados não foram melhores que os daquele período, pois apresentam problemas de significância estatística;

c) no subperíodo 1949-60, o coeficiente de ajustamento encontrado (0,35) foi mais alto, evidenciando um ajustamento mais rápido no consumo. As elasticidades-preço da demanda foram -0,61 a curto prazo e -1,74 a longo prazo; e

d) no subperíodo 1966-71 o número de graus de liberdade foi extremamente reduzido em algumas equações e, por isso, fizeram-se certas ressalvas nas análises, mas os coeficientes de elasticidade-preço da demanda de fertilizantes encontrados foram relativamente elásticos.

Por fim, a pesquisa mostrou que a demanda de fertilizante, no período analisado, sofreu modificações e que é relativamente inelástica a curto prazo e relativamente elástica a longo prazo, tornando-se mais elástica em relação aos preços reais.

PESCARIN (19) estudou a demanda de fertilizantes para o Estado de São Paulo, onde os fertilizantes não foram considerados de forma agregada (como anteriormente feito por CIBANTOS), mas individualmente, com rela

ção a nitrogênio, fósforo e potássio. Descreveu a evolução do consumo de "nutrientes" básicos das plantas; determinou a função de demanda de tais nutrientes para o Estado de São Paulo e calculou também a elasticidade-preço dos mesmos, tanto a curto como a longo prazos. O período analisado foi de 1948 a 1972. Observou que a tendência de consumo para os três nutrientes é de aumento e que a utilização pela agricultura paulista de fertilizantes fosfatados supera a de nitrogenados e de potássicos, embora a proporção de fósforo e potássio em relação ao nitrogênio tenha decrescido. Procurou, também, medir a influência do programa FUNFERTIL, através de uma variável binária ("dummy"), a qual captou diferenças significativas entre os períodos "ante-FUNFERTIL" e "pós-FUNFERTIL".

Através de modelos de ajustamento retardados, PESCARIN (19) verificou que:

a) para o nitrogênio, o coeficiente de ajustamento foi de 0,43. A demanda de nitrogênio é relativamente inelástica a curto prazo (-0,48) e relativamente elástica a longo prazo (-1,12);

b) para o fósforo, o coeficiente de ajustamento é igual a 0,41. A demanda por fósforo tanto a curto como a longo prazo é relativamente inelástica: -0,31 e -0,76, respectivamente; e

c) para o potássio, o coeficiente de ajustamento é igual a 0,51. A demanda por potássio é relativamente inelástica a curto e longo prazos: -0,30 e -0,60, respectivamente.

SEITEC PROJETOS E DESENVOLVIMENTOS S.C. LTDA (20) desenvolveu um trabalho intitulado Estudo Nacional de Fertilizantes, com algumas análises da indústria de fertilizantes. Os grandes itens analisados foram: aspecto agrônomo quanto à fertilidade, práticas de adubação e demanda potencial de fertilizantes; motivação do agricultor para aquisição de adubos; tecnologias de produção internacionais e nacionais; evolução da produção de fertilizantes no Brasil; mercado nacional e internacional de fertilizantes, com a determinação da oferta e procura de produtos; comercialização de adubos e sistemas de informações para o setor.

A função estimada forneceu, apenas, uma relação do tipo consumo-renda, e os próprios autores admitiram que essa relação não propicia uma função de demanda de fertilizantes. Todavia, admitiram também que nada impede que se tenha uma idéia aproximada de alguns parâmetros que, usados com cautela, podem fornecer subsídios à política de fertilizantes.

A relação adotada foi:

$$C = f(A, Y)$$

onde:

C = consumo aparente de fertilizantes no agregado e isoladamente;

A = área cultivada;

Y = produto bruto da agricultura.

Uma observação importante, relativa à especificação de variáveis, é que a renda, comumente usada em função de demanda de produtos, tem sido inadequadamente especificada em funções de demanda de insumos. Estudos nessa linha foram realizados por HEADY & YEH (9) e CIBANTOS (5), sem resultados satisfatórios.

Porém, há casos em que a inadequada especificação da variável renda em ajustamentos da função de demanda de insumos leva a resultados estatisticamente satisfatórios, mas de difícil explicação econômica. A elasticidade de-renda para uma função de demanda de insumo não tem o mesmo sentido e precisão da elasticidade-renda da demanda de produto. No entanto, é comum dar-se à primeira a mesma interpretação desta última.

Os coeficientes para a área cultivada não foram estatisticamente relevantes para a explicação do consumo e, aqui, convém lembrar a possibilidade da existência de uma relação inversa entre terra e fertilizantes, visto que são fatores substitutivos no aumento da produção agrícola.

Os coeficientes do produto bruto da agricultura foram altamente significativos e, com isso, as elasticidades-renda do consumo aparente de fertilizantes foram: 2,20 para NPK; 2,92 para N; 1,74 para P_2O_5 e 2,57 para K_2O . O padrão médio de consumo regional foi analisado através de

$$C_{jt} = f(Y_{jt}, A_{jt}, D_1, D_2)$$

onde:

C_{jt} = consumo na região j, no ano t.

Y_{jt} = produto bruto na agricultura na região j e no ano t.

A_{jt} = área cultivada na região j e no ano t.

D_1 , D_2 = são duas variáveis simuladas com a finalidade de captar diferenças regionais do consumo médio de fertilizantes.

Os resultados obtidos foram os seguintes:

a) uma resposta altamente sensível em relação à variação na renda,

com as elasticidades-renda de consumo de fertilizantes estimadas em 1,6 para NPK; 1,9 para nitrogênio; 1,2 para fósforo, e 1,8 para potássio;

b) com exceção dos fertilizantes fosfatados, o coeficiente da variável área cultivada apresentou razoável significância estatística, mostrando que a um aumento da área cultivada é utilizada maior quantidade de fertilizantes; e

c) as diferenças na taxa de crescimento do consumo de fertilizantes da Região Centro (MG, ES, RJ, SP, PR, MT, GO e DF) em relação às Regiões Norte (Amazonas até Bahia) e Sul (SC e RS) devem-se, exclusivamente, a variações na área cultivada. No caso dos fertilizantes potássicos, a diferença na taxa de crescimento do consumo da Região Sul, com relação às regiões Norte e Centro, é devida à variável renda.

Ainda na tentativa de se ter uma indicação de como se relaciona o uso de fertilizantes, foram estimadas funções de demanda de sulfato de amônio e de cloreto de potássio na Região Centro, através da seguinte relação:

$$q_t = f(P_r, q_{t-1})$$

onde:

q_t = quantidade demandada no ano t.

P_r = relação preço fertilizante/preço recebido pelo agricultor.

q_{t-1} = a quantidade demandada no ano t-1.

t = período de 1950 a 1971.

Os coeficiente de elasticidade-preço foram -0,45 para sulfato de amônia e -1,31 para cloreto de potássio.

Outro trabalho relativo a fertilizantes foi efetuado por SOUZA (22), que estimou a demanda de fertilizantes para o Brasil, através do método de mínimos quadrados ordinários. Neste trabalho, considerou-se a quantidade procurada de fertilizantes, de forma agregada (NPK), como função das seguintes variáveis: índice de preço de fertilizantes, índice de preços recebidos pelos produtores agrícolas no ano t-1, índice de preços pagos por outros insumos (exclusive fertilizantes), índice de rendimentos físicos das principais culturas no ano t-1, tendência. O modelo utilizado foi o de retardamento distribuído no período 1950/70.

O modelo que melhor se ajustou considerou as seguintes variáveis independentes: preços de fertilizantes, rendimento físico, tendência e pro

cura retardada. Estas variáveis foram significantes ao nível de 1,0% de probabilidade e explicaram 88,5% das mudanças na quantidade procurada de NPK. O teste F do coeficiente de determinação múltipla (R^2) apresentou significância estatística ao nível de 1,0% de probabilidade, mostrando capacidade do modelo em explicar a procura de fertilizantes. No entanto, a estatística de Durbin - Watson permaneceu inconclusiva para correlação serial nos resíduos calculados.

Os principais resultados obtidos foram:

- a) coeficiente de ajustamento igual a 0,445;
- b) elasticidade-preço a curto prazo igual a -0,28;
- c) elasticidade-preço a longo prazo igual a -0,63.

Conforme assinala o autor, as estimativas da elasticidade-preço de fertilizantes indicaram que a procura desse insumo é relativamente inelástica, tanto a curto como a longo prazo.

Conclui o autor afirmando que se conseguem "maiores aumentos na procura de fertilizantes atuando indiretamente através dos fatores que tendem a elevar a produtividade das culturas, do que por meio de variáveis que afetem diretamente a relação preço/quantidade procurada, daqueles insumos".

O trabalho de HOMEM DE MELLO (10), referente à utilização de fertilizantes, analisa qual o impacto do uso de fertilizantes sobre a modernização da agricultura paulista. Inicialmente, o autor admite que a produtividade do recurso terra é afetada por três tipos de práticas agrícolas: uso de fertilizantes e defensivos, desenvolvimento e adoção de sementes melhoradas e certas práticas culturais, assim como melhoramentos do fator terra, inclusive irrigação e drenagem. Em seguida, o autor mostra como evoluiu o consumo de fertilizantes na agricultura paulista, no período 1948-73.

A primeira variável dependente utilizada pelo autor no estudo correspondente a uma série temporal é a tonelagem total de nutrientes consumidos pela agricultura paulista durante o ano civil; alternativamente, o consumo dos nutrientes individuais é ponderado pelos respectivos preços, obtendo-se então o consumo ponderado total. Uma segunda variável dependente é usada em outra análise da utilização de fertilizantes, combinando-se as observações de quatro safras, isto é, de 1969/70 a 1972/73. Essa variável é o uso de fertilizantes por hectare cultivado de 14 culturas, nas Divisões Regionais Agrícolas do Estado (DIRAs).

As duas funções básicas utilizadas para explicar o consumo de fertilizantes no Estado de São Paulo foram, inicialmente, especificadas com as seguintes variáveis:

$$QT_t = f(\text{PRF}_t, \text{RA}_t, T_t, A_t, D_t, u) \quad (1)$$

$$QTH_{ti} = g(\text{PFV}_{ti}, \text{PFT}_{ti}, \text{PFL}_{ti}, \text{DIRA}_i, e) \quad (2)$$

onde:

QT_t = quantidade total de nutrientes (N,P,K), no ano t;

QTH_{ti} = quantidade total por hectare cultivada em 14 culturas, a no t;

PRF_t = quociente do preço de fertilizantes pelo índice de preços recebidos pelos agricultores: preço "real" de fertilizantes;

RA_t = renda agrícola em t;

T_t = tempo (1951=1);

A_t = área plantada com dezesseis culturas em t;

D_t = variável binária para política governamental de crédito rural (1967-73, valores um);

PFV_{ti} = preço de fertilizantes dividido pelo valor da produção por hectare, ambos, ano t, DIRA_i ;

PFT_{ti} = preço de fertilizantes dividido pelo salário agrícola; am bos, ano t, DIRA_i ;

PFL_{ti} = preço de fertilizantes dividido pelo aluguel da terra; am bos, ano t, DIRA_i ;

DIRA = Divisão Regional Agrícola; e

u, e = termos de erro.

A equação (1) caracteriza-se como a função de demanda de fertilizantes com base na série temporal 1951-73, enquanto que a equação (2) combina as observações (i.e., as DIRAs do Estado) de quatro anos agrícolas.

Cumprе ressaltar a variável introduzida para a política brasileira de crédito rural. A partir de 1967, dois programas especiais de crédito rural subsidiado para insumos modernos passaram a existir (FUNFERFIL e FUNDIAG), como um estímulo ao seu maior uso. Como esses programas eliminaram parte das restrições financeiras ao maior uso de fertilizantes, ao mesmo tempo em que diminuiu o preço total pago pelo agricultores, foi especificada uma variável binária

ria, considerando-se o valor unitário nos anos 1967-73 e o valor zero nos de mais anos.

O autor utilizou o modelo de ajustamento parcial de NERLOVE (17), e os resultados obtidos mostram uma elasticidade-preço de -0,41 a curto prazo e de -1,58 a longo prazo. Adicionalmente, o coeficiente de ajustamento passou de 0,12 que ocorria na equação (2) para 0,26. Estes resultados foram possíveis graças à utilização do método de variáveis instrumentais.

O autor apresenta, em seguida, os resultados obtidos na estimação da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo, combinando-se as observações relativas a quatro anos agrícolas nas DIRAS. Em uma regressão, a melhor especificada, verificou-se que a elasticidade-preço da demanda foi -0,41 para o período analisado.

Os resultados obtidos com as regressões confirmam a expectativa de que terra e fertilizantes são fatores substitutos no Estado de São Paulo, confirmando assim os resultados de GRILICHES e BISWANGER para os Estados Unidos. Um resultado importante é o que aparece quando o aluguel da terra aumenta em relação ao preço de fertilizante, mostrando que se a relação de preços diminui em 10,0%, o consumo de fertilizantes por hectare aumenta em 11,0%.

Também HOMEM DE MELLO (10) procurou avaliar o efeito da educação formal do empresário agrícola paulista no uso de fertilizantes por hectare. Os resultados obtidos são indicativos da importância das condições de lucratividade e nível educacional do agricultor paulista, como variáveis, explicando a utilização de fertilizantes por hectare, no Estado.

Um das conclusões interessantes a respeito da indústria nacional de fertilizantes é que a mesma não pode ser caracterizada como recebendo uma elevada proteção econômica através de medidas governamentais. A indústria de nitrogenados parece ter funcionado incorrendo em uma taxação implícita, enquanto a indústria de fosfatados em nenhum momento se caracterizou como altamente protegida.

O preço real de fertilizantes para os agricultores parece ter estado, na última década e no início desta, a nível ligeiramente superior àqueles que prevaleceriam em condições de mercado livre.

As variáveis explicativas tiveram um desempenho satisfatório nas regressões efetuadas; quanto à variável preço real de fertilizantes, as elasticidades-preço estimadas variaram entre -0,16 e -0,47 no curto prazo e entre -1,56 e -3,66 no longo prazo. Quanto ao coeficiente de ajustamento, as estimativas obtidas foram relativamente baixas (entre 0,08 e 0,16) quando

comparadas com resultados de outros países. Entretanto, é possível que esses coeficientes apresentem uma tendenciosidade para baixo, em virtude da possibilidade de existência de correlação serial positiva. Quando o mesmo modelo foi reestimado, usando-se uma variável instrumental para a variável dependente retardada, o coeficiente de ajustamento passou a ser 0,26, portanto, mais de acordo com as estimativas de outros países. Neste caso, a elasticidade de curto prazo foi -0,41 e a de longo prazo -1,58.

No estudo referente às observações de cada DIRA, o consumo de fertilizantes por hectare foi explicado pelo preço real de fertilizantes e pela relação de preços fertilizante/terra, assim como por características regionais não diretamente especificadas. Apesar do pequeno número de observações disponíveis para este tipo de análise, a variável número de anos de escola completados revelou-se significativa na explicação do consumo de fertilizantes por hectare.

O autor cita o exemplo do programa governamental de crédito para a aquisição de fertilizantes e de outros insumos agrícolas, que eliminou, em grande parte, a partir de 1967, o problema de disponibilidade financeira, que impediria a adoção de práticas modernas na agricultura.

Em termos de possível ação por parte do setor público, os resultados indicam que aumentos no uso de fertilizantes poderiam ser obtidos eliminando-se as distorções que afetam os preços reais de fertilizantes para os agricultores. No longo prazo, investimento público em educação rural é enfatizado como uma importante estratégia para o desenvolvimento agrícola.

Apesar de a análise se referir a um Estado (São Paulo) apenas, os resultados obtidos são bastante satisfatórios, considerando ser esse o mais evoluído no país; esse padrão de desenvolvimento poderá vir a servir de guia para outros estados que, presentemente, apresentam outros estágios de desenvolvimento.

CARVALHO (4) coloca como objetivo de seu trabalho estimar uma função de demanda para os nutrientes (nitrogênio, fósforo, potássio) e para NPK, para as regiões Norte-Nordeste, Centro e Sul. Os dados utilizados, obtidos de fonte secundária, referem-se à série temporal 1959-76.

Foram consideradas as variáveis: consumo aparente de fertilizantes no ano t e no ano $t-1$, preço absoluto e relativo de fertilizantes, rendimento físico médio retardado de um ano, área cultivada e tendência.

O quadro 3 sumariza os resultados relativos aos valores das elasticidades-preço de curto e longo prazo.

Visando facilitar o entendimento do problema da utilização de fer

QUADRO 3.- Elasticidade Preço de Curto Prazo e de Longo Prazo, Regiões Norte-Nordeste, Centro e Sul, 1959-76

Fertilizante	Norte/Nordeste		Centro		Sul	
	E_{cp}	E_{lp}	E_{cp}	E_{lp}	E_{cp}	E_{lp}
Nitrogênio	-0,426	-	-0,479	-	-0,316	-
Fósforo	-0,549	-2,418	-0,077	-0,252	-0,516	-
Potássio	-0,144	-	-0,476	-	-0,272	-0,344
NPK	-0,533	-1,596	-0,382	-0,832	-0,477	-1,344

E_{cp} = Elasticidade de curto prazo.

E_{lp} = Elasticidade de longo prazo.

Fonte: Demanda regional de fertilizantes no Brasil (CARVALHO, 4).

tilizantes, que constituem uma tecnologia moderna, procurou-se colocar as condições em que operou a indústria de fertilizantes. Neste sentido, é importante situar o trabalho desenvolvido por BAUM (1), que procura analisar as condições de operação da indústria de fertilizantes, desde sua instalação, dentro de um enfoque de substituição de importações.

A idéia geral do referido trabalho é a preocupação com o fato de estar ou não a indústria de fertilizantes operando em condições ideais frente aos objetivos da agricultura brasileira, ou seja, fornecer insumos a preços reais decrescentes, compatíveis com a maximização de lucro por parte do agricultor.

Para isso, o autor utiliza diversos esquemas teóricos, dentre os quais desponta a Teoria de Proteção Efetiva (TPE) e seus prolongamentos. A dificuldade encontrada para a efetivação prática de cálculos relativos às vantagens comparativas da indústria de fertilizantes limita a análise para apenas um ano, 1976, e a um segmento da indústria, fosfatados.

Adicionalmente, o autor descreve a indústria de fertilizantes de um modo geral e os esquemas utilizados visando o aproveitamento de sua capacidade produtiva, mas, ao mesmo tempo, garantindo preços satisfatórios de fertilizantes para o agricultor nacional.

Desde que, através do sistema de contingenciamento, se garanta espaço para a produção nacional, isto quase sempre leva os custos de produção de fertilizantes a níveis bastante elevados, que não ocorreriam se a tentasse para os preços vigentes no mercado internacional. Obviamente, os custos maiores com fertilizantes irão limitar a rentabilidade da atividade agrícola, o que, no longo prazo, pode ser um fator limitativo de uso de fertilizantes e, conseqüentemente, da melhoria de nível tecnológico da agricultura brasileira.

3 - METODOLOGIA

3.1 Modelos Econométricos

A função de demanda será estimada através de um modelo de regressão logarítmica múltipla:

$$Y_i = b_0 \prod_{j=1}^m X_{ji}^{b_j} \cdot E_i$$

Linearizando-a através de uma transformação duplo-logarítmica tem-se:

$$\log Y_i = \log b_0 + \sum_{j=1}^m b_j \log X_{ji} + \log E_i$$

onde:

Y_i é a quantidade consumida no i -ésimo ano;

b_0 é uma constante;

b_j é o coeficiente de regressão parcial do $\log X_j$;

E_i é o erro multiplicativo.

Baseando-se em trabalhos de GRILICHES (8) e de HSU (11), e nos resultados obtidos por CIBANTOS (5) e PESCARIN (19), adotaram-se dois modelos para analisar a demanda de nutrientes (N, P_2O_5 e K_2O) no Brasil: o "tradicional" e o de "defasagens distribuídas".

O ajustamento das equações estimativas da regressão múltipla é feito através da utilização do método dos mínimos quadrados, estimando-se para cada modelo:

a) um coeficiente de determinação (R^2) que explica percentualmente os efeitos do conjunto de variáveis independentes contidas no modelo, sobre a variável dependente. O efeito da regressão será testado pelo teste "F" que dá a significância estatística da contribuição das variáveis independentes na explicação da variável dependente; e

b) os coeficientes de regressão parcial (b_j) das variáveis independentes consideradas.

A seleção das melhores equações estimativas será baseada nos seguintes critérios:

- a) consistência dos resultados com a teoria (econômica);
- b) significância estatística dos coeficientes de regressão;

- c) coeficientes de correlação entre as variáveis independentes;
- d) magnitude do coeficiente de determinação.

3.2 - Definição das Variáveis

No Estudo das diversas regiões e do Brasil, procurou-se contemplar os nutrientes per se, e o agregado NPK para o período 1954-77.

3.2.1 - Consumo aparente de fertilizante

Para variável dependente, utilizou-se o consumo total aparente de cada um dos nutrientes e do agregado NPK, expressos em tonelada por ano, pois não se dispunha de informações sobre estoque que passa de um ano para outro.

Para a obtenção desta variável somou-se o total da importação anual de cada nutriente com a respectiva produção nacional.

Assim, definiram-se as seguintes variáveis:

CENIT = consumo aparente de nitrogênio na Região Centro;

CEFOS = consumo aparente de fósforo na Região Centro;

CEPOT = consumo aparente de potássio na Região Centro;

CENPK = consumo aparente de NPK na Região Centro.

As informações a respeito desta variável foram obtidas junto ao Sindicato da Indústria de Adubos e Corretivos Agrícolas no Estado de São Paulo (SIACESP).

3.2.2 - Relação preço de fertilizante/preço recebido pelos agricultores

Ao especificar a variável preço na forma de um quociente, subentende-se

de-se que os agricultores seriam influenciados somente pelos preços relativos (insumo e produto). O objetivo da utilização desta variável é obter uma medida do preço real de fertilizantes como visto pelo agricultor, em termos da lucratividade do uso desse insumo. Esse procedimento corresponde ao de HOMEM DE MELLO (10), quando estudou a demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo.

Espera-se que o consumo de um nutriente qualquer varie inversamente a esta relação de preços.

Definem-se as seguintes variáveis:

PFPRC = preço do fósforo/preço recebido pelos agricultores na Região Centro;

PNPRC = preço do nitrogênio/preço recebido pelos agricultores na Região Centro;

PPPRC = preço do potássio/preço recebido pelos agricultores na Região Centro;

PTPRC = preço do NPK/preço recebido pelos agricultores na Região Centro.

3.2.3 - Valor da produção (VPROC)

A introdução desta variável deve-se ao fato de que se espera que quanto maior seja o valor da produção agrícola maior seja o consumo de fertilizantes.

Esta variável é medida em termos de um índice de valor em cruzeiro de 1975, tendo por base o período 1966-70.

Preço e quantidades produzidas dos seguintes produtos foram considerados: algodão, arroz, batata, café, cana-de-açúcar, laranja, milho, soja, tomate, trigo e feijão. Estes produtos respondem pela maior parte do valor da produção.

Este índice foi obtido pelo método de Laspeyres. Sendo uma medida do valor de compra do agricultor, espera-se um sinal positivo para seu coeficiente.

3.2.4 - Área cultivada (AREAC)

Esta variável é utilizada admitindo-se que variações na área cultivada influenciam o consumo de fertilizantes (nitrogênio, fósforo, potássio ou NPK), quer pela utilização por novos consumidores, fixado um nível de consumo por unidade de área, quer pela modificação deste nível.

Pode ocorrer que diminuições da área cultivada impliquem aumentos na intensidade de uso, como mostra o estudo da HEADY (1959) para os Estados Unidos. No entanto, não se espera que isto ocorra na região.

Para efeito de dimensionamento desta variável, considerou-se a área cultivada com as doze culturas anteriormente citadas.

Objetiva-se considerar, através desta variável, a quantidade do fator terra na qual é feita aplicação de fertilizantes. Tal procedimento corresponde ao de HOMEM DE MELLO (10) ao estudar a demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo, embora se reconheça, também, que o preço de fertilizantes em relação ao preço da terra fosse a variável apropriada para a verificação da relação de substitutibilidade entre esses fatores.

3.2.5 - Salário agrícola (WAGEC)

Com a utilização desta variável, pretende-se investigar possível relação de complementariedade entre fertilizantes e mão-de-obra.

O sinal do coeficiente dessa variável não pode ser determinado "a priori", dependendo da relação de substitutibilidade ou complementariedade entre fertilizantes e mão-de-obra.

3.2.6 - Preço do fertilizante

Admite-se que o nível de preços de fertilizantes é uma das principais

país variáveis que determinam a quantidade de fertilizantes que o agricultor está disposto a comprar.

Esta variável é considerada na forma de um índice de preços, tendo por base o período 1966-70=100.

PFOSC = preço do fósforo na Região Centro;

PNITC = preço do nitrogênio na Região Centro;

PPOTC = preço do potássio na Região Centro;

PNPKC = preço do NPK na Região Centro;

3.2.7 - Preço recebido pelos agricultores (PRAGC)

Os preços recebidos pelos agricultores devem influir nas compras de insumos, no caso, fertilizantes. Consideraram-se os preços recebidos no a no t e não em t-1. Acredita-se que, procedendo desta forma, pode-se obter u ma melhor caracterização das condições de lucratividade, pois no período em que as compras de fertilizantes estão concentradas (maio a outubro), os pre ços da maioria dos produtos agrícolas já são do conhecimento dos agricult res.

3.2.8 - Consumo de fertilizante no ano anterior

A utilização desta variável como pertencendo ao conjunto das va riáveis explicativas significa que o consumo de um nutriente é influenciado pelo nível de consumo que vigorou no ano anterior.

São definidas as seguintes variáveis:

FOAAC = consumo de fósforo no ano anterior na Região Centro;

NIAAC = consumo de nitrogênio no ano anterior na Região Centro;

POAAC = consumo de potássio no ano anterior na Região Centro;

NKAAC = consumo de NPK no ano anterior na Região Centro.

3.2.9 - Preço recebido pelos agricultores no ano anterior (PRAAC)

A mesma variável considerada em 3.2.7, apenas que defasada de um ano.

Os preços recebidos pelos agricultores no ano anterior devem exercer influência na compra de insumos no ano seguinte. Tal procedimento corresponde ao realizado por CIBANTOS (5) quando estudou a demanda de fertilizantes para o Estado de São Paulo e também por PESCARIN (19).

3.2.10 - Variável "dummy" (D)

Deseja-se explicar uma variável que refletisse a influência das condições de crédito para a aquisição de fertilizantes.

A introdução desta variável procuraria captar a influência da política de crédito rural praticada no Brasil, ao longo do período em análise. Assim sendo, foi especificada uma variável "dummy", tomando o valor 1 (um) nos anos 1967-77 e 0 (zero) nos demais.

3.2.11 - Tendência (T)

Inclui-se esta variável como objetivo de englobar mudanças tecnológicas ocorridas na Região Centro, no período em análise, assumindo o valor 1 inicialmente, e variando de 1 a 24 (número de anos). Esta variável estaria englobando as influências de certas alterações difíceis de serem quantificadas, porém, provavelmente correlacionadas com o tempo, destacando-se os resultados da pesquisa agrônômica, educação formal dos agricultores e serviços de extensão rural.

4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 - Equações Seleccionados para Explicar a Demanda na Região Centro

4.1.1 - Nitrogênio

A estimação da função demanda de fertilizantes foi realizada através do método de mínimos quadrados, com as variáveis independentes, incluídas nas equações do quadro 4 apresentando sinais dos coeficientes de acordo com a teoria econômica.

Na equação I, os coeficientes da variável área cultivada e da variável crédito (medida pela "dummy") mostraram-se significantes ao nível de 1% de probabilidade. No entanto, as variáveis relação preço do nitrogênio/preço recebido pelo agricultor, o valor da produção e a tendência não foram estatisticamente significantes aos níveis usualmente aceitos.

Na equação II, o preço do nitrogênio (LPNIC) mostrou-se não significativo, embora as demais fossem altamente significantes (área cultivada, crédito e consumo de nitrogênio no ano anterior).

As equações III e IV são bastante semelhantes, apenas a última não inclui a tendência. A inclusão da tendência na equação III torna o coeficiente do preço do nitrogênio não significativo estatisticamente aos níveis usuais. Isto pode ser consequência do problema de multicolinearidade. Embora a utilização do coeficiente de correlação simples tenha seu uso limitado quando se consideram mais de três variáveis independentes, cumpre esclarecer que o mesmo é -0,89 entre o preço do nitrogênio e a tendência.

As equações III e V diferem pelo fato de que na III se considera o preço recebido pelo agricultor no ano t (LPRAG), enquanto na V é considerado o preço recebido no ano anterior (LPAAC). Também cumpre esclarecer que o problema de multicolinearidade deve estar ocorrendo, pois o coeficiente do preço de nitrogênio (LPNIC) mostrou-se estatisticamente não significativo.

A equação VI inclui ainda a variável salário rural que não foi con

QUADRO 4.- Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Nitrogênio, Região Centro (1), 1954-77

Equação I (em ln)														
LCNIT	=	-17,4671	-	0,143109 LPNPC	+	0,0616245 LVPRC	+	2,92655	+	0,766088 LDE	+	0,0774359 LT		
				(-0,683)		(0,176)		(2,920) ^a		(5,776) ^a		(0,484)		
R ²	=	0,971	DW =	1,119 (i)	F =	118,803								
Equação II (em ln)														
LCNIT	=	-13,6591	+	2,11555 LAREC	+	0,514871 LDE	-	0,0391893 LPNIC	+	0,412018 LNIAC				
				(3,576) ^a		(3,613) ^a		(-0,370)		(2,973) ^a				
R ²	=	0,979	DW =	1,996 (g)	F =	218,195								
Equação III (em ln)														
LCNIT	=	-13,0441	+	2,42819 LAREC	+	0,792175 LDE	+	0,155264 LT	-	0,127571 LPNIC	+	0,432002 LPRAG		
				(2,774) ^a		(6,130) ^a		(0,891) ^d		(-0,623)		(1,124) ^d		
R ²	=	0,972	DW =	1,399 (f)	F =	120,438								
Equação IV (em ln)														
LCNIT	=	-17,1645	+	2,87803 LAREC	+	0,782693 LDE	-	0,232182 LPNIC	+	0,408520 LPRAG				
				(4,004) ^a		(6,110) ^a		(-1,393) ^c		(1,168) ^d				
R ²	=	0,971	DW =	1,286 (i)	F =	158,311								
Equação V (em ln)														
LCNIT	=	-14,5035	+	2,44153 LAREC	+	0,816085 LDE	+	0,206077 LT	-	0,0613560 LPNIC	+	0,387543 LPAAC		
				(2,443) ^b		(6,138) ^a		(1,089) ^d		(-0,324)		(0,971) ^d		
R ²	=	0,971	DW =	1,132 (f)	F =	121,753								
Equação VI (em ln)														
LCNIT	=	-7,15611	+	1,2480 LAREC	+	0,277766 LDE	+	0,189459 LT	-	0,524295 LPNIC	+	0,152685 LPRAG	+	1,42808 LWCEC
				(1,552) ^c		(1,104) ^d		(1,331) ^d		(-2,517) ^b		(0,508)		(3,190) ^d
R ²	=	0,943	DW =	1,796 (g)	F =	159,108								

Contexto de regionalização do SIACESP.

Os valores de "c" estão entre parênteses.

Níveis de significância: (a) 1,0%; (b) 5,0%; (c) 10,0% e (d) 20,0%.

DW = ausência de autocorrelação.

Inclusivo.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

siderada em nenhuma, e que se mostrou significativa a 1,0%. O único coeficiente que se mostrou estatisticamente não significativo é o da variável preço recebido pelo agricultor, embora o das demais sejam significantes a níveis mais elevados que o da variável salário (LWGEC).

A equação II distingue-se das demais por considerar a quantidade consumida de nitrogênio no ano anterior (LNIAC). A justificativa teórica para a inclusão da variável dependente retardada é que os agricultores podem encontrar-se em uma situação de desequilíbrio e que o movimento em direção à posição de equilíbrio pode durar vários anos. Utilizou-se, através desta equação, o modelo de ajustamento parcial de NERLOVE (16); obtendo-se estimativas das elasticidades de demanda a curto e longo prazos.

Em todas as equações constantes do quadro 4, a variável crédito mostrou-se altamente significativa, com exceção da equação VI, em que é significativa ao nível de 20,0%.

Em relação ao teste "F" e ao coeficiente de determinação (R^2), todas as equações apresentaram-se estatisticamente significantes ao nível de 1,0%, podendo-se portanto rejeitar a hipótese nula.

Através do teste de Durbin-Watson, detectou-se a ausência de autocorrelação serial a um nível de 5,0% nas equações II e VI. No entanto, para as demais o mesmo mostrou-se inconclusivo, tendo implicações sobre a interpretação dos resultados das estatísticas t e F.

O problemas de multicolinearidade encontrados nas equações foram contornados pelo critério adotado por KLEIN (14), pois toda vez que duas variáveis apresentam coeficientes de correlação simples altos, mas que são relevantes para o modelo, elas devem permanecer na equação, desde que esse coeficiente (r) seja menor que o coeficiente de correlação múltipla (R) da regressão.

De um modo geral, o R^2 de conjunto de equações do quadro 4 é muito bom, situando-se acima de 0,97.

O teste t para a constante mostra que o coeficiente é estatisticamente significativo aos níveis usuais em todas as equações.

4.1.2 - Fósforo

As variáveis utilizadas para a estimação de demanda de fósforo

na Região Centro apresentaram sinais dos coeficientes conforme esperado pela teoria econômica. Na equação I, os coeficientes das variáveis área cultivada (LAREC), do crédito (LDE), do preço recebido pelo agricultor (LPRAG) e do salário (LWGE) mostraram-se estatisticamente significantes ao nível de 5,0%, enquanto o da tendência (LT) só o foi a 20,0%. Já o do preço do fósforo (LPFOL) mostrou-se estatisticamente não significativo, o que não supõe que a mesma deva ser eliminada, pois, na demanda de qualquer bem, isto é previsto pela teoria econômica, e assim, cometer-se-ia um erro ao omitir uma variável tão importante.

Na equação II, os coeficientes das variáveis área cultivada, crédito, tendência, salário rural e preço recebido no ano anterior foram estatisticamente significantes aos níveis usuais. No entanto, nesta equação foi omitida a variável preço do fósforo.

A utilização do teste de Durbin-Watson, para a detecção de autocorrelação serial, mostrou um resultado inconclusivo. Isto tem implicações sobre a interpretação dos testes t e F.

O coeficiente de determinação (R^2) para ambas as equações foi bastante alto, perto de 0,98 (esses resultados estão no quadro 5).

4.1.3 - Potássio

O quadro 6 apresenta as quatro melhores equações explicativas da demanda de potássio para a Região Centro.

Nota-se que todas elas pertencem ao modelo "tradicional", já que as pertencentes ao modelo de ajustamentos retardados apresentaram o sinal do coeficiente da variável preço do elemento (LPPOC) inconsistente com a teoria da demanda.

Os coeficientes de determinação (R^2) para todas as equações em análise apresentaram valores superiores a 0,95, o que significa dizer que as variáveis independentes das equações estariam explicando mais de 95,0% das variações nas quantidades demandadas de potássio.

A análise de variância das regressões múltiplas demonstrou que o coeficiente de correlação múltipla é diferente de zero ao nível de 1,0% de probabilidade.

QUADRO 5.- Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Fósforo, Região Centro (1)
1954-77

Equação I (em ln)

$$\begin{aligned} \text{LCFOS} = & -11,2509 & + & 1,48777 \text{ LAREC} & + & 0,444788 \text{ LDE} & + & 0,154147 \text{ LT} \\ & & & (1,959)^b & & (2,319)^b & & (1,048)^b \\ & - & 0,161808 \text{ LPFOC} & + & 0,671824 \text{ LPRAG} & + & 1,02558 \text{ LWGEC} \\ & & (-0,659) & & (2,092)^b & & (2,365)^b \\ R^2 = & 0,978 & \text{DW} = & 1,625 & (i) & F = & 124,818 \end{aligned}$$

Equação II (em ln)

$$\begin{aligned} \text{LCFOS} = & -8,50726 & + & 0,960540 \text{ LAREC} & + & 0,340279 \text{ LDE} & + & 0,275554 \text{ LT} & + & 1,40670 \text{ LWGEC} & + & 0,625655 \text{ LPAAC} \\ & & & (0,987)^d & & (1,782)^b & & (1,678)^c & & (1,834)^b \\ R^2 = & 0,977 & \text{DW} = & 1,394 & (i) & F = & 190,253 \end{aligned}$$

(1) Critério de regionalização do SIACESP.

Os valores de "t" estão entre parênteses.

Níveis de significância: (a) 1,0%, (b) 5,0%, (c) 10,0% (d) 20,0%

DW = (g) ausência de autocorrelação.

(i) inconclusivo.

Fónte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 6.- Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Potássio, Região Centro (1), 1954-77

Equação I (em ln)

$$\text{LC POT} = -12,5276 + 2,17736 \text{ LAREC} + 0,807733 \text{ LDE} + 0,0384677 \text{ LT} - 0,0832012 \text{ LPPOC} + 0,680942 \text{ LPRAG}$$

(2,174)^b (4,780)^a (0,181) (-0,278) (1,658)^c

$$R^2 = 0,955 \quad \text{DW} = 1,737 \text{ (g)} \quad \text{F} = 75,904$$

Equação II (em ln)

$$\text{LC POT} = -5,67778 + 0,970820 \text{ LAREC} + 0,0889933 \text{ LDE} + 0,0901322 \text{ LT} - 0,563979 \text{ LPPOC} + 0,291116 \text{ LPRAG} + 1,66237 \text{ LWGEC}$$

(1,165)^d (0,382) (0,554) (-2,140)^b (0,879)^d (3,706)^a

$$R^2 = 0,975 \quad \text{DW} = 2,293 \text{ (g)} \quad \text{F} = 110,294$$

Equação III (em ln)

$$\text{LC POT} = -0,771610 + 0,269509 \text{ LAREC} - 0,0144219 \text{ LDE} + 0,155210 \text{ LT} - 0,680920 \text{ LPPOC} + 0,471072 \text{ LPAAC} + 0,94053 \text{ LWGEC}$$

(0,246) (-0,063) (0,931)^d (-2,387)^b (1,274)^d (4,486)^a

$$R^2 = 0,976 \quad \text{DW} = 2,520 \text{ (i)} \quad \text{F} = 115,708$$

Equação IV (em ln)

$$\text{LC POT} = -13,2876 - 0,170260 \text{ LPPOC} + 0,432844 \text{ LVPRC} + 2,39709 \text{ LAREC} + 0,717517 \text{ LDE} - 0,107058 \text{ LT}$$

(-0,558) (1,046)^c (2,048)^b (4,184)^a (-0,562)

$$R^2 = 0,951 \quad \text{DW} = 1,516 \text{ (i)} \quad \text{F} = 69,507$$

(1) Critério de regionalização do SIACESP.

Os valores de "t" estão entre parênteses.

Níveis de significância (a) 1,0%, (b) 5,0%, (c) 10,0%, (d) 20,0%.

DW = (g) ausência de autocorrelação serial;

(i) inconclusivo

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

Na equação I, os sinais dos coeficientes apresentaram-se coerentes com a teoria econômica. Os resultados dessa equação sugerem que, "coeteris paribus", uma diminuição de 10,0% no preço do potássio, em dado ano, estaria associada a um aumento de 0,83% no seu consumo. Portanto, a elasticidade-preço para esse elemento a curto prazo é -0,083. A partir de 1966, observou-se um deslocamento, para cima, da função, medido pela variável binária ("dummy"), mostrando que para o potássio, o crédito é variável de grande importância para explicar o seu consumo. O coeficiente de intersecção da função passa de -12,5276 (período 1954-66) para -11,3188 (período 1967-77).

O teste de Durbin-Watson detectou a ausência de correlação serial nos resíduos a 1,0%. Os valores obtidos para o teste "t" demonstram que o coeficiente de regressão da variável área cultivada (LAREC) é estatisticamente significativo ao nível de 5,0% de probabilidade; o da variável crédito (LDE) ao nível de 1,0%; o da variável preço recebido pelos agricultores (LPKAG) ao nível de 10,0%.

Ressalte-se aqui a baixa ou não significativa dos coeficientes das variáveis preço, o que também já foi observado para os outros elementos (nitrogênio e fósforo).

A equação II difere da equação I pela inclusão da variável salário (LWGEK), cuja significância estatística do coeficiente é de 1,0%. As variáveis preço do potássio (LPKOC) e preço recebido pelos agricultores (LPKAG) tiveram seus coeficientes mais significativos (5,0% e 1,0% respectivamente) que na equação I, enquanto a área cultivada (LAREC) e crédito (LDE) não foram significativas aos níveis usuais. Problemas de multicolinearidade foram brandos nessa equação, pois os coeficientes de correlação simples entre as variáveis independentes envolvidas nessa equação foram menores que o coeficiente de determinação da regressão.

O teste Durbin-Watson foi inconclusivo quanto à existência de correlação serial nos resíduos a 1,0%. A elasticidade-preço do potássio a curto prazo é -0,564, indicando que, "coeteris paribus", a uma diminuição de 10,0% no preço elemento, em dado ano, os agricultores respondem com um aumento na quantidade consumida da ordem de 5,64% aproximadamente. A baixa significância da variável auxiliar (crédito) permite inferir que há uma pequena diferença no consumo de potássio, entre o período em que não se dispunha de crédito.

Na equação III, todos os coeficientes apresentaram sinais consistentes com a teoria da demanda. O teste Durbin-Watson foi inconclusivo quan

to à existência de autocorrelação nos resíduos. Esta equação difere-se das equações I e II pela variável LPAAC (preço recebido pelos agricultores no ano anterior), cuja significância estatística é de 20,0%. As variáveis LPOC (preço do potássio), salário (LWGEC) e tendência (LT) tiveram seus coeficientes significativos aos níveis de 5,0%, 1,0% e 20,0%, respectivamente. Já as variáveis área cultivada (LAREC) e crédito (LDE) não apresentaram coeficientes significativamente diferentes de zero.

A inclusão da variável salário (LWGEC) nas equações II e III contribuiu para a elevação do coeficiente de determinação em relação à equação I.

Na equação IV, a variável preço aparece como um quociente (relação preço do potássio/preço recebido pelos agricultores-PPOTC/PRAGC), ficando implícito que os produtores seriam influenciados apenas pelos preços relativos (insumo e produto). Inclui-se, também, nessa equação o valor da produção dos 12 principais produtos agrícolas vegetais da Região Centro (LVPRC), pois admite-se que quanto maior valor da produção, mais propensos estarão os agricultores a utilizar fertilizantes.

Nesta equação, todos os coeficientes das variáveis apresentaram-se com os sinais esperados (com exceção da tendência, e para isso não se conhece uma justificativa teórica) e com os seguintes níveis de significância: 30,0% para a relação preço de potássio/preço recebido pelos agricultores (PPC); 20,0% para o valor da produção agrícola (LVPRC); 5,0% para a área cultivada (LAREC); 1,0% para o crédito (LDE) e 30,0% para a tendência.

O teste de Durbin-Watson foi inconclusivo quanto à existência de autocorrelação nos resíduos e a significância da variável binária (1,0%) confirma um deslocamento para cima da função de demanda (o coeficiente de intersecção da função passa de -13,2876 para -12,5704) a partir do ano em que foi implantado o sistema de crédito para a compra de fertilizantes.

4.1.4 - NPK

O quadro 7 apresenta as melhores equações explicativas da demanda de NPK na Região Centro. A equação I pertence ao modelo de ajustamentos retardados e as equações II, III e IV ao modelo tradicional.

O coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,981, para a equação I,

QUADRO 7.- Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de NPK, Região Centro (1), 1954-77

Equação I (em ln)

$$\text{LCNPK} = -9,04512 + 1,65843 \text{ LAREC} + 0,398100 \text{ LDE} - 0,178792 \text{ LPNKC} + 0,532578 \text{ LNKAC}$$

$$(2,836)^a \quad (3,329)^a \quad (-1,215)^d \quad (4,055)^a$$

$$R^2 = 0,981 \quad \text{DW} = 2,375 \text{ (i)} \quad \text{F} = 249,721$$

Equação II (em ln)

$$\text{LCNPK} = -17,3928 + 2,98222 \text{ LAREC} + 0,732530 \text{ LDE} - 0,356610 \text{ LPNKC} + 0,681488 \text{ LPRAG}$$

$$(7,648)^a \quad (6,746)^a \quad (-2,200)^b \quad (3,229)^a$$

$$R^2 = 0,978 \quad \text{DW} = 1,445 \text{ (i)} \quad \text{F} = 206,515$$

Equação III (em ln)

$$\text{LCNPK} = -14,0102 + 2,16698 \text{ LAREC} + 0,311940 \text{ LDE} + 0,221370 \text{ LT} - 0,447845 \text{ LPNKC} + 0,243872 \text{ LPRAG} + 1,13584 \text{ LWGEC}$$

$$(3,960)^a \quad (2,470)^b \quad (2,348)^b \quad (-3,650)^a \quad (1,145)^d \quad (4,268)^a$$

$$R^2 = 0,989 \quad \text{DW} = 1,876 \text{ (g)} \quad \text{F} = 105,039$$

Equação IV (em ln)

$$\text{LCNPK} = -12,0600 + 1,84541 \text{ LAREC} + 0,277692 \text{ LDE} + 0,281883 \text{ LT} - 0,454704 \text{ LPNKC} + 0,294415 \text{ LPAAC} + 1,276825 \text{ LWGEC}$$

$$(2,821)^a \quad (2,481)^b \quad (2,609)^a \quad (-3,768)^a \quad (1,363)^c \quad (5,768)^a$$

$$R^2 = 0,990 \quad \text{DW} = 1,785 \text{ (g)} \quad \text{F} = 268,929$$

(1): Critério de regionalização do SIACESP.

Os valores de "t" estão entre parênteses.

Níveis de significância: (a) 1,0%, (b) 5,0%, (c) 10,0%, (d) 20,0%.

DW = Teste Durbin-Watson (i) inconclusivo; (g) ausência de autocorrelação.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

o que significa dizer que as variáveis independentes incluídas na equação estariam explicando 98,0% da variação na quantidade demandada de NPK. Os valores obtidos para o teste "t" demonstram que o coeficiente de regressão da variável preço médio real de NPK (LPPKC) é estatisticamente significativo ao nível de 20,0% de probabilidade; o da área cultivada (LAREC) ao nível de 1,0%; o da variável binária (LDE) ao nível de 1,0% e o da variável consumo NPK defasado de um ano também ao nível de 1,0%.

A análise de variância da regressão múltipla ($F = 249,71$) demonstrou que o coeficiente de correlação múltipla é diferente de zero ao nível de 1,0% de probabilidade. O teste de Durbin-Watson apresentou-se inconclusivo quanto à existência de autocorrelação serial nos resíduos tanto a 5,0% como a 1,0%.

Os resultados dessa equação sugerem que, "coeteris paribus", uma diminuição de 10,0% no preço de NPK, em dado ano, estaria associado a um aumento de 1,79% no seu consumo. Portanto, a elasticidade preço da demanda de NPK a curto prazo é -0,179.

O coeficiente da variável consumo defasado é 0,5326 e o coeficiente de ajustamento é 0,467 (aproximadamente), sugerindo que 46,7% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminadas em um ano. A elasticidade-preço a longo prazo é -0,3825, sugerindo que a um decréscimo de 10,0% no preço real de fertilizantes, em dado ano, associa-se um aumento na sua quantidade demandada de 3,82% aproximadamente.

A equação II, significativa a 1,0% de probabilidade, apresentou coeficiente de determinação da ordem de 0,978. Os coeficientes das variáveis apresentaram sinais esperados pela teoria econômica e significativos para a área cultivada (1,0%), crédito, preço do fertilizante (2,5%) e preço recebido pelo agricultor (0,5%).

O coeficiente da elasticidade-preço a curto prazo é -0,357, aproximadamente, sugerindo que, "coeteris paribus", a um acréscimo de 10,0% no preço de NPK, em dado ano, associa-se uma diminuição de 3,6% na sua quantidade demandada.

A significância da variável binária, utilizada para medir o efeito do crédito, permite deduzir que houve um deslocamento da função, para cima, a partir de 1967. Assim, a intersecção da função passou de -17,3928 para -16,6603.

O teste Durbin-Watson foi inconclusivo quanto à existência de autocorrelação serial. O teste F para análise de variância da regressão foi

significativo a 1,0% de probabilidade.

A equação III, significativa a 1,0%, difere-se da equação II pela inclusão da variável salário agrícola (LWGE), que mostrou-se significativa a 1,0%. Com exceção da variável preço recebido pelos agricultores (LPRAG), as demais variáveis incluídas na equação apresentaram coeficientes significativos aos níveis usuais. Os sinais observados foram todos os esperados pela teoria econômica.

O coeficiente de determinação da regressão (0,989) foi significativo a 1,0% e o teste de Durbin-Watson apresentou resultado inconclusivo. A elasticidade-preço do NPK, nesta equação, é aproximadamente -0,448.

A equação IV apresenta um coeficiente de determinação (R^2) da ordem de 0,99 e é significativa ao nível de 1,0%. Nesta equação, a variável preço recebido pelo agricultor aparece defasada de um ano, e é significativa a 10,0%. Os sinais dos coeficientes das variáveis apresentaram-se coerentes com a teoria econômica e significativos aos níveis usuais. A elasticidade-preço do NPK é de -0,455, sugerindo que, a um decréscimo de 10,0% no preço do fertilizante, os agricultores reagem com um aumento de 4,5% na sua quantidade demandada.

O teste Durbin-Watson apresentou-se significativo quanto à existência de correlação serial nos resíduos, aos níveis de 5,0% e 1,0%.

A significância da variável binária, para medir a influência do sistema de crédito para aquisição de fertilizantes, indica um deslocamento da função de demanda para cima, a partir do ano de 1967.

Os problemas de multicolinearidade, observados nas equações, foram resolvidos através da explicação dada por KLEIN (14).

Com as devidas ressalvas pelas interpretações estatísticas das regressões, estas quatro equações foram as melhores para a explicação de estrutura de demanda de fertilizantes na Região Centro. Entre elas considera-se a equação II, como a melhor.

4.2 - Conclusões

As principais conclusões a que se chegou foram:

a) o nitrogênio é o elemento que mais responde a preços ($e_p = -0,52$), seguindo-se o agregado NPK ($e_p = -0,36$), o fósforo ($e_p = -0,16$) e o potássio ($e_p = -0,08$):

b) a área cultivada é variável relevante para a explicação da demanda de fertilizantes. Nas quatro melhores equações, seus coeficientes foram altamente significativos e apresentaram os seguintes valores: 2,98 para o agregado NPK; 2,18 para o potássio; 1,49 para o fósforo e 1,25 para o nitrogênio;

c) a variável preço recebido pelos agricultores apresentou valores para seus coeficientes bastante próximos para o NPK, para o fósforo e para o potássio, embora com significâncias distintas;

d) o crédito, medido através da variável binária, foi significativo em todas as equações, provocando um deslocamento das funções de demanda para cima a partir de 1967, o que reflete a importância dessa variável em relação à procura de fertilizantes;

e) a variável salário agrícola, incluída nas equações do nitrogênio e fósforo, apresentaram o sinal positivo, indicando um certo grau de substitutibilidade entre o uso de fertilizantes e mão-de-obra;

f) a tendência, medida na demanda de nitrogênio, fósforo e potássio, embora correlacionada com a área cultivada, deve influenciar bastante o consumo desses nutrientes;

g) pelos resultados obtidos, pode-se inferir que o modelo "tradicional" (modelo que pressupõe que o consumo se ajusta instantaneamente, isto é, o ajustamento se dá integralmente em um ano, e as demandas de curto e de longo prazo coincidem) é o que melhor se ajusta para explicar as relações estruturais da demanda de fertilizantes na Região Centro.

LITERATURA CITADA

1. BAUM, Moisés. Substituição de importações: uma nova fase na indústria de fertilizantes. São Paulo, FEA/USP, 1977. 244p. (Tese de Mestrado).
2. BRANDT, Sergio A. Flutuações de preços e estrutura da demanda de banana no mercado de São Paulo. Agricultura em São Paulo, SP, 21 (8-12): 1-40, ago./dez. 1964.
3. BRANDT, Sergio A. & CRISCIOLLO, P.D. Estrutura da demanda de leite pasteurizado e de ovos de granja no mercado de São Paulo. Agricultura em São Paulo, SP, 22 (9-10): 63-75, set./out. 1965.

4. CARVALHO, Fatima M. Demanda regional de fertilizantes no Brasil. Viçosa, Universidade Federal, 1979. (Tese de Mestrado)
5. CIBANTOS, Jubert S. Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1972. 197p. (Tese de Mestrado)
6. DELFIM NETTO, Antonio. O problema do café no Brasil. São Paulo, FCEA/USP, 1959. (cadeira, 3)
7. DURBIN, J. Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. Econometrica, Cambridge, 38 (3):410-21, May 1970.
8. GRILICHES, Zir. Distributed lags, disaggregation, and regional demand functions for fertilizer. Journal of Farm Economics, Ithaca, 41 (1): 49-102, Feb. 1959.
9. HEADY, Earl O. & YEH, Martin H. National and regional demand functions for fertilizer. Journal of Farm Economics, Ithaca, 41 (2):332 - 48, May 1959.
10. HOMEM DE MELLO, Fernando B. A utilização de fertilizantes e a modernização da agricultura paulista. Agricultura em São Paulo, SP, 22 (1/2):341-62, 1975.
11. HSU, Robert C. The demand for fertilizer in a developing country: the case of Taiwan, 1950-66. Economic Development and Cultural Change, Illinois, 20 (2):299-309, Jan. 1972.
12. JUNQUEIRA, Pêrsio C. Demand analysis for selected agricultural products in the State of São Paulo. Columbus, The Ohio State University, 1964. 174p. (Tese M.S.)
13. KAFKA, Alexandre. A demanda de açúcar no Brasil. Revista Brasileira de Estatística, Rio de Janeiro, 3 (10):341-47, abr./jun. 1942.
14. KLEIN, Lawrence R. Introdução à econometria. São Paulo, Atlas, 1978. 307p.

15. KNIGHT, Peter T. Brazilian agricultural technology and trade: a study of five commodities. New York, Praeger, 1971. 223p.
16. NERLOVE, Marc. The dynamic of farmer's response to price. Baltimore, The John Hopkins, 1958.
17. ————. Distributed lags and estimation of long-run supply and demand elasticities. Journal of Farm Economics, Ithaca, 40 (2):301 - 313, May 1958.
18. PANIAGO, Euter. Café-produção, ciclo e procura. Experimentiae, Viçosa, 3 (1):1-14, jan. 1963.
19. PESCARIN, Rosa M.C. Relações estruturais da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1974. 123p. (Tese de Mestrado)
20. SEITEC. Projetos e Desenvolvimento S.A. Ltda. Estudo nacional de fertilizantes. São Paulo, BNDE/IPEA/ANDA, 1973.
21. SERRANO, Ondalva. Estudo da demanda da batatinha (Solanum Tuberosum) em 1969, e da variação estacional de seus preços no período de 57/59, no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1972. 210p. (Tese de Doutorado)
22. SOUZA, Waldemar V. de. A procura de fertilizantes no Brasil, 1950/70. Viçosa, Universidade Federal, 1973. (Tese de Mestrado)

RESUMO

Dentre os insumos modernos, os fertilizantes constituem os principais responsáveis pelo aumento da produtividade da terra e do homem.

O objetivo específico deste trabalho foi descrever a evolução do consumo de fertilizantes na Região Centro do Brasil durante 1954-1977; mostrar as relações estruturais da demanda, e determinar as elasticidades-preços dos nutrientes e do agregado.

As variáveis independentes analisadas foram: relação de preço de fertilizantes e preço recebido pelos agricultores; valor da produção agrícola; área cultivada, salário agrícola; preço de fertilizantes; preço recebido pelos agricultores; crédito e tendência.

A demanda de fertilizantes mostrou-se inelástica. A área cultivada foi a variável que mais influenciou o uso de fertilizantes no período e o crédito, a partir de 1967, deslocou a função de demanda para cima. Os ajustes das funções foram através do modelo tradicional.

STRUCTURAL RELATIONS OF FERTILIZER DEMAND IN THE CENTRAL REGION OF BRAZIL 1954-1977

SUMMARY

This study examines the demand for fertilizers in the Central Region of Brazil in the aggregate and individual elements (N,P,K). The specific objectives are to describe the evolution of fertilizer use in Central Region between 1954 and 1977, estimate the demand function for fertilizer and determine price elasticities. The multiple regressions were fitted using ordinary least squares. The independent variables were: price of the fertilizer; prices received by the farmers; production value; cultivated area; credit and trend term. The best estimated functions were selected which gave an idea of the most relevant variable which determine the demand for aggregate and individual fertilizers in the Central Region of Brazil.

SECRETARIA DE AGRICULTURA E ABASTECIMENTO
INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

Comissão Editorial:

Coordenador: Ismar Florêncio Pereira

Membros: Antônio Augusto Botelho Junqueira

Sebastião Nogueira Jr.

José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira

José Roberto Vianna de Camargo

José Roberto Vicente

Yuli Ivete Mizaki de Toledo

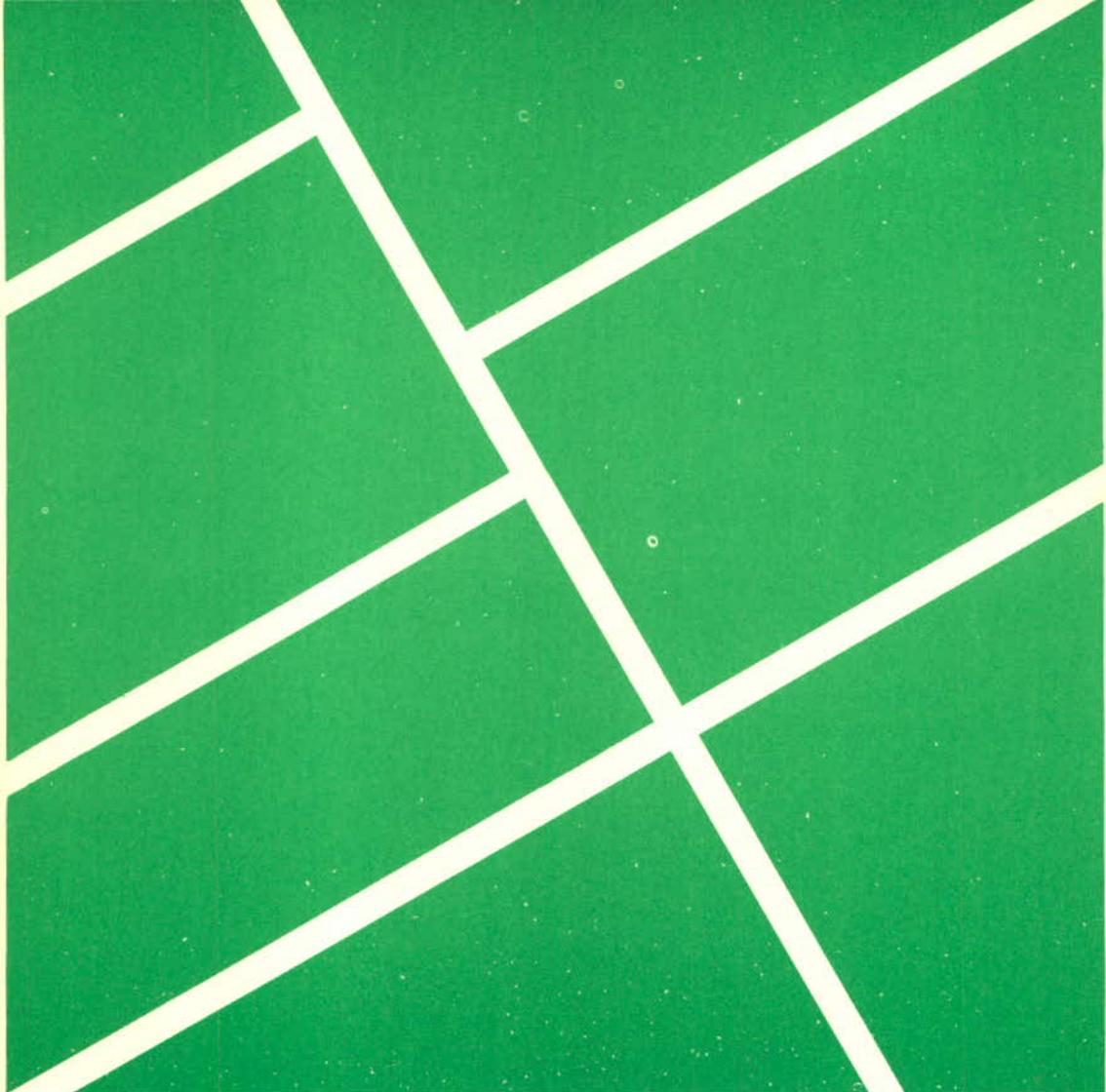
Bibliografia: Maria Luiza Alexandre Peão

Centro Estadual de Agricultura
Av. Miguel Estefano, 3900
04301 São Paulo - SP

Caixa Postal, 8114
01000 - São Paulo - SP
Telefone 275-3433 + 257



Impresso no Setor Gráfico do IEA
Av. Miguel Stefano, 3900 - 04301, São Paulo, SP



**Relatório de Pesquisa
Nº 11/81**

Governo do Estado de São Paulo
Secretaria de Agricultura e Abastecimento
Instituto de Economia Agrícola

CAPA IMPRESSA NA
IMPRESA OFICIAL DO ESTADO