

**RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NA REGIÃO SUL, BRASIL,  
1954-1977**

**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 SUL, BRASIL, 1954-1977**

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

## ÍNDICE

1 - INTRODUÇÃO .....	1
1.1 - Objetivos .....	4
2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	4
3 - METODOLOGIA .....	15
3.1 - Modelo Econométrico .....	15
3.2 - Definição das Variáveis .....	16
3.2.1 - Consumo aparente de fertilizante .....	16
3.2.2 - Relação preço de fertilizante/preço recebido pelos agricultores .....	17
3.2.3 - Valor da produção (VPROS) .....	17
3.2.4 - Área cultivada (AREAS) .....	18
3.2.5 - Salário Agrícola (WAGES) .....	18
3.2.6 - Preço do fertilizante .....	18
3.2.7 - Preço recebido pelos agricultores (PRAGC) .....	19
3.2.8 - Consumo de fertilizante no ano anterior .....	19
3.2.9 - Preço recebido pelos agricultores no ano anterior (PRAAS) .....	19
3.2.10 - Variável "dummy" (0) .....	20
3.2.11 - Tendência (T) .....	20
4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	20
4.1 - Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda na Região Sul .....	20
4.1.1 - Nitrogênio .....	20
4.1.2 - Fósforo .....	24
4.1.3 - Potássio .....	27
4.1.4 - NPK .....	29
4.2 - Resultados e Conclusões .....	32
LITERATURA CITADA .....	33
RESUMO .....	35
SUMMARY .....	36

RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NA REGIÃO SUL, BRASIL,  
1954-1977 (1)

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

1 - INTRODUÇÃO

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

A Região Sul é composta pelos Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Essa Região tem apresentado as mais altas taxas de crescimento no consumo aparente de fertilizantes, principalmente nos últimos quinze anos.

Em 1954, a Região Sul consumia 15,33 mil toneladas de NPK, distribuídas em 2,49 mil toneladas de nitrogênio, 9,17 mil de fósforo e 3,68 mil de potássio. Em 1977, alcançou um consumo de 869,25 mil toneladas de NPK (quadro 1). É a região que apresenta o maior consumo relativo de fósforo.

A relação de consumo mostra a proporção dos nutrientes  $P_2O_5$  e  $K_2O$ , respectivamente, em relação ao nitrogênio. Esta relação apresentou os valores extremos de 1,00: 5,96: 2,00 (em 1960) e de 1,00: 2,66: 1,54 (em 1966).

Na Região Sul do Brasil, verificou-se uma taxa de crescimento de 19,2% a.a. no período 1954-77. No período mais recente (1966-77), a taxa de crescimento foi de 33,1% (quadro 2).

---

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

QUADRO 1. - Consumo Aparente de Nitrogênio, Fósforo, Potássio e do Agregado em Toneladas, e Relações de Consumo para a Região Sul do Brasil, 1954-77

Ano	Região Sul <sup>(1)</sup>				Relação de consumo		
	N	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>	K <sub>2</sub> O	NPK	N	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>	K <sub>2</sub> O
1954	2.490	9.166	3.676	15.332	1,00	3,68	1,48
1955	2.557	14.996	5.986	23.539	1,00	5,86	2,34
1956	5.445	15.618	6.386	27.449	1,00	2,87	1,72
1957	7.378	32.904	11.562	51.844	1,00	4,46	1,57
1958	10.575	52.049	15.444	70.068	1,00	4,92	1,46
1959	6.401	37.615	8.884	52.900	1,00	5,88	1,39
1960	6.528	38.915	13.057	58.500	1,00	5,96	2,00
1961	6.400	23.065	9.630	39.095	1,00	3,60	1,50
1962	6.047	19.605	8.467	34.119	1,00	3,24	1,40
1963	7.723	35.923	12.355	56.001	1,00	4,65	1,60
1964	5.958	28.122	8.709	42.789	1,00	4,72	1,46
1965	6.310	25.385	11.271	42.966	1,00	4,02	1,79
1966	7.217	19.191	11.110	37.518	1,00	2,66	1,54
1967	13.177	54.552	17.642	85.371	1,00	4,14	1,34
1968	21.049	69.039	33.313	123.401	1,00	3,28	1,58
1969	27.185	80.847	43.129	151.161	1,00	2,97	1,59
1970	45.502	149.188	68.211	262.901	1,00	3,28	1,50
1971	61.465	216.417	82.983	360.865	1,00	3,52	1,35
1972	109.913	406.258	130.698	646.869	1,00	3,70	1,19
1973	67.692	303.758	115.972	487.422	1,00	4,49	1,71
1974	86.055	372.738	134.597	593.390	1,00	4,33	1,56
1975	70.901	344.099	147.171	562.171	1,00	4,85	2,08
1976	76.820	386.358	148.783	611.961	1,00	5,03	1,93
1977	107.426	525.305	236.517	869.248	1,00	4,89	2,20

(<sup>1</sup>) Critério de regionalização do Sindicato da Indústria de Adubos e Corretivos do Estado de São Paulo (SIACESP).

Fonte: Sindicato da Indústria de Adubos e Corretivos do Estado de São Paulo.  
Dados elaborados pelo Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 2. - Taxas Anuais de Crescimento do Consumo Aparente de Fertilizantes, Região Sul <sup>(1)</sup>, 1954-77

Período	Nitrogênio (N)	Fósforo (P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> )	Potássio (K <sub>2</sub> O)	NPK
1954-60	17,43	27,25	23,52	25,00
1961-66	2,43	-3,61	2,90	-0,82
1967-69	43,63	11,91	56,35	33,07
1970-74	17,27	25,72	18,52	22,57
1975-77	23,09	23,56	26,77	24,35
1954-65	8,82	9,70	10,72	9,82
1966-77	27,82	35,10	32,05	33,07
1954-77	17,78	19,24	19,85	19,19

(<sup>1</sup>) Critério de regionalização do Sindicato da Indústria de Adubos e Corretivos do Estado de São Paulo (SIACESP).

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

Dois fatores poderiam estar explicando essa alta taxa nos períodos mais recentes: a política governamental de crédito e os altos preços alcançados pelo preço da soja.

## 1.1 - Objetivos

O presente estudo tem como objetivo analisar a demanda de fertilizantes, por nutrientes e no agregado, no período 1954-77.

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 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-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 <sup>(2)</sup>.

Embora se tenha um 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 (17), BRANDT (2), JUNQUEIRA (12), BRANDT e CRISCUOLO (3) e SERRANO (20).

Alguns dos principais estudos de demanda, no Brasil, abordando especificamente o fator fertilizantes, são: KNIGHT (15), CIBANTOS (5), PESCA RIN (19), SEITEC PROJETOS E DESENVOLVIMENTOS S.C. LTDA (20), SOUZA (22), HO

---

(2) Maiores esclarecimentos sobre demanda e preços na agricultura constam no Boletim Técnico nº 1316 do Economic Research Service, Unit 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 Queiróz", USP em 1973.

MEM 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 surge para explicar a expansão no uso de fertilizantes é a melhoria dessa relação.

A partir das operações do FUNFERTIL (abril de 1966), verificaram-se significativos aumentos anuais no consumo de fertilizantes na agricultura paulista. Embora não se tenha 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 fertilizante 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 cur



to 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 apresentaram 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 relação 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 meses, tanto a curto como a longo prazo. 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 prazo: -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 os seguintes: aspecto agrônômico quanto à fertilidade, práticas de adubação e demanda da 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; e

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 N; 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, estimaram-se 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 coeficientes 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 procura 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 a 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; e
- 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.

O autor conclui 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 fer

tilizantes, procura analisar 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 que o autor usa 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:

$$QT_t = f(PRF_t, RA_t, T_t, A_t, D_t, u) \quad (1)$$

$$QTH_{ti} = g(PFV_{ti}, PFT_{ti}, PFL_{ti}, DIRA_i, e) \quad (2)$$

onde:

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

$QTH_{ti}$  = quantidade total por hectare cultivada em 14 culturas, ano 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<sub>i</sub>;

$PFL_{ti}$  = preço de fertilizantes dividido pelo salário agrícola; ambos, ano  $t$ ,  
 $DIRA_j$ ;

$PFL_{ti}$  = preço de fertilizantes dividido pelo aluguel da terra; ambos, ano  $t$ ,  
 $DIRA_j$ ;

$DIRA$  = 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.

Cumpramos 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 (FUNFERTIL E FUNDAG), 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 pelos agricultores, foi especificada uma variável binária, considerando-se o valor unitário nos anos 1967-73 e o valor zero nos demais anos.

Os resultados obtidos pelo autor, que utilizou o modelo de ajustamento parcial de NERLOVE (1958), 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.

Uma 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 taxaço implícita, enquanto que 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 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 a

gricoleiros. 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 apenas um Estado (São Paulo), 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 fertilizantes, 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 escoamento para a produção nacional, isto quase sempre leva os custos de produ



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

Elemento	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).

ção de fertilizantes a níveis bastante elevados, que não ocorreriam se se a tentasse para os preços vigentes no mercado internacional. Obviamente, os custos maiores com fertilizantes irão limitar a rentabilidade da atividade a grícola, o que, no longo prazo, pode ser um fator limitativo de uso de ferti lizantes e, conseqüentemente, da melhoria de nível tecnológico da agricultu ra brasileira.

### 3 - METODOLOGIA

#### 3.1 - Modelo Econométrico

A função de demanda será estimada através de um modelo de regres são 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  $i^{\text{ésimo}}$  ano;

$b_0$  é uma constante;

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

$E_i$  é o erro multiplicativo.

Baseando-se em trabalhos de GRILICHES (8) e de HSU (11), e nos re sultados 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 "tradicio nal" e o de "defasagens distribuídas".

O ajustamento das equações estimativas da regressão múltipla foi feito através da utilização do método dos mínimos quadrados, estimando-se pa ra 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; e
- 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:

SUNIT = consumo aparente de nitrogênio na Região Sul;

SUFOS = consumo aparente de fósforo na Região Sul;

SUPOT = consumo aparente de potássio na Região Sul; e

SUNPK = consumo aparente de NPK na Região Sul.

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 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 nutriente qualquer varie inversamente a esta relação de preços.

Definiram-se as seguintes variáveis:

PFPRS = preço do fósforo/preço recebido pelos agricultores na Região Sul;

PNPRS = preço do nitrogênio/preço recebido pelos agricultores na Região Sul;

PPPRS = preço do potássio/preço recebido pelos agricultores na Região Sul; e

PTPRS = preço do NPK/preço recebido pelos agricultores na Região Sul.

### 3.2.3 - Valor da produção (VPROS)

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 cruzado de 1975, tendo por base o período 1966-70.

Preços e quantidades produzidas dos seguintes produtos foram considerados: arroz, batata, café, cana-de-açúcar, 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 (AREAS)

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 Sul.

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 (WAGES)

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 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.

PFOSS = preço do fósforo na Região Sul;  
PNITS = preço do nitrogênio na Região Sul;  
PPOTS = preço do potássio na Região Sul; e  
PNPKS = preço do NPK na Região Sul.

### 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 ano  $t$  e não em  $t-1$ . Acredita-se que, procedendo desta forma, pode-se obter uma melhor caracterização das condições de lucratividade, pois no período em que as compras de fertilizantes estão concentradas (maio a outubro), os preços da maioria dos produtos agrícolas já são do conhecimento dos agricultores.

### 3.2.8 - Consumo de fertilizante no ano anterior

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

São definidas as seguintes variáveis:

FOAAS = consumo de fósforo no ano anterior na Região Sul;  
NIAAS = consumo de nitrogênio no ano anterior na Região Sul;  
POAAS = consumo de potássio no ano anterior na Região Sul; e  
NKAAS = consumo de NPK no ano anterior na Região Sul.

### 3.2.9 - Preço recebido pelos agricultores no ano anterior (PRAAS)

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 cor

responde 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" (0)

Desejava-se explicar uma variável que refletisse a influência das condições de crédito para 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 com o 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 Seleccionadas para Explicar a Demanda na Região Sul

#### 4.1.1 - Nitrogênio

De um modo geral, as variáveis independentes incluídas nas equa

ções apresentaram os sinais dos coeficientes de acordo com a teoria econômica, ou seja, todos os coeficientes mostraram os sinais esperados (quadro 4).

Na equação I, os coeficientes da variável área cultivada e consumo de nitrogênio no ano anterior mostraram-se significantes ao nível de 5,0% de probabilidade, e os da variável preço do nitrogênio ao nível de 10,0%. No entanto, as variáveis auxiliares (crédito) e tendência não foram estatisticamente significantes aos níveis usualmente aceitos.

Na equação II, todas as variáveis foram estatisticamente significantes. A equação II diverge da equação I por não incluir a tendência. O fato de ter sido retirada a tendência fez com que o coeficiente da variável "dummy" (crédito) se tornasse significante estatisticamente, ao nível de 20,0%.

Em ambas as equações (I e II), a utilização do teste de Durbin-Watson detectou a ausência de autocorrelação serial a um nível de 5,0%.

A equação III apresentou a maioria dos coeficientes como estatisticamente não significantes, com exceção da variável preço do nitrogênio (LPNIS), significante ao nível de 20,0%, sendo que o coeficiente da variável valor da produção (LVPRS) mostrou sinal contrário ao esperado. Provavelmente, o problema da multicolinearidade deve estar ocorrendo, dada a alta correlação existente entre algumas variáveis.

A equação IV diverge da equação III pelo fato de incluir a variável salário agrícola no lugar da variável valor da produção. Na equação IV, o coeficiente da variável preço recebido pelos agricultores apresentou sinal contrário ao esperado. Os coeficientes da variável crédito e salário agrícola mostraram-se como estatisticamente não significantes. A aplicação do teste de Durbin-Watson mostrou-se inconclusiva a respeito da existência ou não de autocorrelação serial para ambas as equações.

Do conjunto das variáveis independentes, as variáveis área cultivada e preço do nitrogênio são as únicas que se mostraram estatisticamente significantes em todas as equações.

O teste F mostrou-se estatisticamente significativo a 1,0%, para todas as equações incluídas no quadro 4.

Para o conjunto de equações, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) esteve acima de 0,95, mostrando que as variáveis independentes explicam a quase totalidade da variação da quantidade demandada de nitrogênio.

As equações I e II contêm como variável explicativa o consumo de nitrogênio (LNIAS), permitindo que se obtenham o período de ajustamento do consumo, as elasticidades-preço de curto e longo prazo. Pelo fato



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

Equação I (em ln)

$$\text{LSNIT} = -1,46848 + 1,20117 \text{ LARES} + 0,309405 \text{ LDE} + 0,107946 \text{ LT} - 0,515697 \text{ LPNIS} + 0,393553 \text{ LNIAS}$$

$$(-0,473) \quad (2,180)^b \quad (1,238) \quad (0,979) \quad (-1,942)^c \quad (2,444)^b$$

$$R^2 = 0,969 \quad \text{DW} = 1,927 \quad (\text{g}) \quad \text{F} = 111,413$$

Equação II (em ln)

$$\text{LSNIT} = -2,15440 + 1,23751 \text{ LARES} + 0,350326 \text{ LDE} - 0,476382 \text{ LPNIS} + 0,431860 \text{ LNIAS}$$

$$(-0,713) \quad (2,254)^b \quad (1,424)^d \quad (-1,817)^c \quad (2,768)^b$$

$$R^2 = 0,967 \quad \text{DW} = 1,915 \quad (\text{g}) \quad \text{F} = 139,331$$

Equação III (em ln)

$$\text{LSNIT} = -20,5331 - 1,36685 \text{ LVPRS} + 3,99768 \text{ LARES} + 0,362390 \text{ LDE} + 0,701818 \text{ LT} - 0,480405 \text{ LPNIS} + 1,14361 \text{ LPRAS}$$

$$(-2,167)^b \quad (1,625)^n \quad (3,730)^a \quad (1,194) \quad (0,526) \quad (-1,475)^d \quad (1,148)$$

$$R^2 = 0,964 \quad \text{DW} = 1,051 \quad (\text{i}) \quad \text{F} = 76,319$$

Equação IV (em ln)

$$\text{LSNIT} = -8,22270 + 2,16721 \text{ LARES} + 0,195833 \text{ LDE} + 0,214192 \text{ LT} - 0,734228 \text{ LPNIS} - 0,202504 \text{ LPRAS} + 0,736545 \text{ LWGES}$$

$$(-1,923)^c \quad (3,878)^a \quad (0,651) \quad (1,502)^d \quad (-2,340)^b \quad (-0,354)^n \quad (0,781)$$

$$R^2 = 0,960 \quad \text{DW} = 1,118 \quad (\text{i}) \quad \text{F} = 68,133$$

(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

(n) sinal contrário do esperado.

de ter todos os coeficientes estatisticamente significantes, a equação II foi considerada "melhor" que a equação I. Reconhece-se que nas situações em que existe a variável dependente defasada considerada como variável explicativa, o teste de Durbin-Watson (DW) não deve ser usado para detectar a ocorrência de autocorrelação serial, sendo mais conveniente a aplicação do teste h de DURBIN (7).

No modelo dinâmico, é possível calcular o tempo suficiente para o ajustamento completo do consumo de fertilizantes, sendo o cálculo efetuado a través da seguinte expressão, conforme CARVALHO (4).

$$(1-a)^t = C$$

onde:

a é o coeficiente de ajustamento do consumo de fertilizantes;

t é o período de tempo necessário para o total ajustamento (considerado em torno de 98,0%); e

C é o complemento deste percentual.

Por outro lado, o coeficiente de ajustamento (a) mostra as proporções de desequilíbrio entre consumo atual e consumo planejado, a longo prazo, que são eliminadas em um ano, calculado através da subtração do coeficiente da variável consumo defasado de fertilizante da unidade.

A elasticidade de procura a longo prazo é obtida pela divisão da estimativa da elasticidade de curto prazo pelo coeficiente de ajustamento.

Para a equação II, obtiveram-se os seguintes resultados:

- coeficiente de ajustamento (a) = 0,5681;
- período de tempo necessário para o completo ajustamento (t) = 4,6591 anos;
- elasticidade de longo prazo ( $E_{lp}$ ) = -0,9077; e
- elasticidade de curto prazo ( $E_{cp}$ ) = -0,4764.

Esses resultados mostram que a demanda de nitrogênio na Região Sul é inelástica a preço, tanto no curto como no longo prazo. Os resultados da equação II sugerem que, "coeteris paribus", uma diminuição de 10,0% no preço do nitrogênio estaria associada a um aumento de 4,76% no seu consumo, a curto prazo. Além disso, 56,8% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminados em um ano. A longo prazo, um decréscimo de 10,0% no preço do nitrogênio, em um dado ano, está associado a um aumento na sua quantidade demandada de 9,1%, aproximadamente.

As equações III e IV pertencem ao modelo tradicional. Em ambas,

ocorreram variáveis com sinal contrário ao esperado. Assim, na equação III a variável valor da produção (LVPRS) apresenta sinal negativo, enquanto na equação IV o sinal da variável preço recebido pelos agricultores (LPRAS) também é negativo. A equação IV diverge da equação III pelo fato de incluir a variável salário agrícola (LWGES) no lugar de valor da produção (LVPRS). A variável "dummy" utilizada para medir o efeito da mudança da política de crédito para aquisição de insumos modernos mostrou-se como estatisticamente não significativa, embora com sinal correto, em ambas as equações. A variável área cultivada (LARES) mostrou-se altamente significativa em ambas as equações (1,0%), enquanto aumentou o nível de significância estatística da variável preço de nitrogênio e da tendência quando se passa da equação III para a IV.

Problema de multicolinearidade deve estar ocorrendo no conjunto de equações do quadro 4, principalmente nas equações III e IV. Embora o coeficiente de correlação simples tenha seu uso limitado quando se consideram mais de 3 variáveis explicativas, é importante observar que o mesmo é alto entre as variáveis área cultivada e valor da produção (0,949), área cultivada e tendência (0,809). Além disso, o coeficiente de correlação entre área cultivada e consumo de nitrogênio é de 0,958. Os problemas de multicolinearidade encontrados nas equações foram contornados pelo critério adotado por KLEIN (14), que permite a permanência de duas variáveis com elevado coeficiente de correlação simples desde que este seja inferior ao coeficiente de correlação múltipla da regressão.

Como ela pertence ao modelo de defasagens distribuídas, infere-se que este modelo é o que melhor se adapta ao estudo da demanda de nitrogênio para a Região Sul.

#### 4.1.2 - Fósforo

As equações apresentaram todos os sinais corretos, ou seja, como era esperado pela teoria econômica (quadro 5).

A equação II diverge da equação I por incluir a variável preço recebido pelos agricultores (LPRAS) no lugar da variável consumo de fósforo no ano anterior (LFOAS). Esta substituição trouxe como consequência o aumento da significância estatística das variáveis área cultivada (de 10,0% para 1,0%) e preço do fósforo (LPFOS) (de 20,0% para 5,0%) e tornou significativa a tendência (a 20,0%).

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

Equação I (em ln)

$$\text{LSFOS} = -3,13348 + 1,46358 \text{ LARES} + 0,235159 \text{ LDE} + 0,0830569 \text{ LT} - 0,433428 \text{ LPFOS} + 0,438352 \text{ LFOAS}$$

$$\begin{matrix} (-0,740)^c & (1,873)^c & (0,676) & (0,565) & (-1,501)^d & (2,410)^b \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,950 \quad \text{DW} = 1,943 \text{ (g)} \quad F = 68,306$$

Equação II (em ln)

$$\text{LSFOS} = -9,87485 + 2,49082 \text{ LARES} + 0,0754669 \text{ LDE} + 0,264535 \text{ LT} - 1,18196 \text{ LPFOS} + 1,36146 \text{ LPRAS}$$

$$\begin{matrix} (-3,025)^a & (4,628)^a & (0,216) & (1,648)^d & (-2,840)^b & (1,913)^c \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,945 \quad \text{DW} = 1,432 \text{ (i)} \quad F = 61,821$$

Equação III (em ln)

$$\text{LSFOS} = -9,69542 + 2,50823 \text{ LARES} + 0,0739381 \text{ LDE} + 0,261253 \text{ LT} - 1,18340 \text{ LPFOS} + 1,36334 \text{ LPRAS} - 0,0529613 \text{ LWCES}$$

$$\begin{matrix} (-1,917)^c & (3,775)^a & (0,205) & (1,459)^d & (-2,757)^b & (1,859)^c & (-0,047) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,945 \quad \text{DW} = 1,413 \text{ (i)} \quad F = 48,662$$

Equação IV (em ln)

$$\text{LSFOS} = -12,2824 + 2,85866 \text{ LARES} + 0,181287 \text{ LDE} - 0,981000 \text{ LPFOS} + 0,954690 \text{ LPRAS}$$

$$\begin{matrix} (-4,030)^a & (5,590)^a & (0,507) & (-2,264)^b & (1,370)^d \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,937 \quad \text{DW} = 1,103 \text{ (i)} \quad F = 70,252$$

(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.

A equação III diverge da equação II por incluir adicionalmente a variável salário agrícola (LWGES), que não se mostrou estatisticamente significativa.

A equação IV diverge da equação II por ter sido retirada a variável tendência (LT), trazendo como consequência uma diminuição do nível de significância da variável preço recebido pelos agricultores (de 10,0% para 20,0%).

As variáveis comuns a todas as equações, ou seja, área cultivada (LARES) e preço do fósforo, mostraram-se estatisticamente significantes, enquanto a variável "dummy" (LDE) em nenhuma das equações se mostrou estatisticamente significativa.

O teste Durbin-Watson mostrou-se inconclusivo quanto à existência ou não de autocorrelação serial nas equações II, III e IV. Já na equação I, detectou-se ausência de autocorrelação. Reconhece-se que devido ao fato de ter sido incluída como variável explicativa a dependente retardada (LFOAS) dever-se-ia utilizar o teste h de Durbin.

De modo geral, os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) foram bastante altos, acima de 0,93, mostrando que as variáveis independentes incluídas nas diversas equações explicam a quase totalidade das variações.

Para analisar a demanda de fósforo para a Região Sul, optou-se pela equação I. Os resultados desta equação mostram que a demanda de fósforo é inelástica na Região Sul, com uma elasticidade-preço de curto prazo igual a -0,43; isto significa dizer que a uma diminuição de 10,0% no preço do fósforo está associada uma elevação de 4,33% de aumento em seu consumo. Pertencendo ao modelo de defasagens distribuídas, a equação I apresenta um coeficiente de ajustamento igual a 0,5616, ou seja, 56,2% da diferença entre consumo atual e planejado são eliminados em um ano. Por outro lado, a elasticidade de longo prazo é -0,7717 e o tempo necessário para o completo ajustamento do consumo é 4,743 anos.

Problema de multicolinearidade deve ter ocorrido, dada a alta correlação existente entre as variáveis, como é o caso da área cultivada e valor da produção, e área cultivada e tendência. Adicionalmente, é necessário lembrar que o coeficiente de correlação simples entre consumo de fósforo e área cultivada foi muito alto, 0,955.

O teste F mostrou-se estatisticamente significativa a 1,0%, para todas as equações incluídas no quadro 5.

#### 4.1.3 - Potássio

O quadro 6 apresenta as melhores equações explicativas da demanda de potássio na Região Sul. A equação pertence ao modelo de defasagens distribuídas e as equações II, III e IV ao modelo tradicional.

A equação I apresenta um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da ordem de 0,9727, o que significa dizer que praticamente 97,3% das variações observadas na quantidade demandada de potássio são explicadas pelas variáveis independentes incluídas na equação. Os valores obtidos para o teste "t" demonstraram que o coeficiente de regressão da variável área cultivada (LARES) é estatisticamente significativo ao nível de 1,0% de probabilidade, e os da variável binária (LDE) e do preço médio real de potássio (LPPOS) ao nível de 20,0%. A variável consumo defasado (LPOAS) não apresenta significância aos níveis usuais.

A análise de variância da regressão múltipla ( $F = 169, 103$ ) demonstra 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.

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 4,6% no seu consumo. Portanto, a elasticidade-preço da demanda de potássio a curto prazo é -0,463.

O coeficiente da variável consumo defasado é 0,2134 e o coeficiente de ajustamento é 0,7866 (aproximadamente), sugerindo que 78,7% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminadas em um ano. A elasticidade-preço a longo prazo é -0,589, sugerindo que a um decréscimo de 10,0% no preço real de potássio, num dado ano, associa-se um aumento, na sua quantidade demandada, de 5,9% aproximadamente.

A equação II, significativa a 1,0% de probabilidade, apresenta coeficiente de determinação da ordem de 0,9744. Com exceção da variável "dummy" e da variável preço recebido pelos agricultores (LPRAS), que apresentou sinal contrário ao esperado (não há justificativa teórica para isso, embora já tenha ocorrido em trabalhos anteriores), as demais variáveis envolvidas na equação apresentaram coeficientes estatisticamente significativos aos níveis usuais.

O coeficiente de elasticidade-preço a curto prazo é -0,701, aproximadamente, sugerindo que, "coeteris paribus", a um acréscimo de 10,0% no

QUADRO 6. - Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Potássio, Região Sul (<sup>1</sup>), 1954-77

Equação I (em ln)

$$\begin{aligned} \text{LSPOT} &= -7,96775 + 0,213378 \text{ LPOAS} + 0,303935 \text{ LDE} + 2,20238 \text{ LARES} - 0,463509 \text{ LPPOS} \\ & \quad (-2,19697)^b \quad (1,05188) \quad (1,41256)^d \quad (2,92379)^a \quad (-1,69651)^d \\ R^2 &= 0,973 \quad \text{DW} = 2,294 \text{ (i)} \quad \text{F} = 169,103 \end{aligned}$$

Equação II (em ln)

$$\begin{aligned} \text{LSPuT} &= -9,32801 + 0,150546 \text{ LT} + 0,151100 \text{ LDE} + 2,79465 \text{ LARES} - 0,076813 \text{ LPRAS} - 0,700837 \text{ LPPOS} \\ & \quad (-3,94326)^a \quad (1,45864)^d \quad (0,646223) \quad (7,50442)^a \quad (-0,181307)^{(n)} \quad (-3,03468)^a \\ R^2 &= 0,974 \quad \text{DW} = 2,029 \text{ (g)} \quad \text{F} = 137,115 \end{aligned}$$

Equação III (em ln)

$$\begin{aligned} \text{LSPOT} &= -9,72984 - 0,622584 \text{ LPPOS} - 0,643076 \text{ LPAAS} + 3,12443 \text{ LARES} + 0,002919 \text{ LDE} + 0,101019 \text{ LT} \\ & \quad (-4,32416)^a \quad (-2,78276)^a \quad (-1,49097)^d \quad (8,40344)^a \quad (0,012882) \quad (0,98918) \\ R^2 &= 0,977 \quad \text{DW} = 2,283 \text{ (i)} \quad \text{F} = 154,205 \end{aligned}$$

Equação IV (em ln)

$$\begin{aligned} \text{LSPOT} &= -11,0031 - 0,619462 \text{ LPPOS} + 3,03819 \text{ LARES} + 0,183819 \text{ LDE} - 0,193029 \text{ LPRAS} \\ & \quad (5,16926)^a \quad (-2,68564)^a \quad (8,86774)^a \quad (0,767353) \quad (-0,450354)^{(n)} \\ R^2 &= 0,897 \quad \text{DW} = 1,818 \text{ (i)} \quad \text{F} = 161,289 \end{aligned}$$

(<sup>1</sup>) 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

(n) sinal contrário ao esperado

preço de potássio, em dado ano, associa-se uma diminuição de 7,0% na sua quantidade.

O teste de Durbin-Watson detectou ausência de autocorrelação nos resíduos. O teste F para análise de variância da regressão foi significativa a 1,0% de probabilidade.

A equação III, significativa a 1,0%, difere da equação II por a apresentar a variável preço recebido defasado de um ano (LPRAS). Embora o signal do coeficiente da variável preço recebido tenha sido negativo (contrário ao desejado), ele foi significativo a 20,0%. As variáveis tendência e "dummy" não apresentaram significância estatística aos níveis usuais, enquanto preço médio real do potássio (LPPOS) e área cultivada (LARES) foram significativos a 1,0%.

O coeficiente de determinação da regressão (0,9772) foi significativo a 1,0% e o teste de Durbin-Watson apresentou resultado inconclusivo. A elasticidade-preço do potássio, nesta equação, é aproximadamente -0,623.

A equação IV apresenta um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da ordem de 0,97, significativa a 1,0%. Também nesta equação o preço recebido pelos agricultores (LPRAS) apresentou-se com sinal contrário ao esperado pela teoria econômica e não significativa. A variável binária para crédito (LDE) não foi significativa, o que também ocorreu nas equações II e III. Área cultivada (LARES) e preço médio real do potássio (LPPOS) foram estatisticamente significantes a 1,0%. A elasticidade-preço do potássio é de aproximadamente -0,619, sugerindo que, a um decréscimo de 10,0% no preço do insumo, a reação dos agricultores é aumentar em 6,2% sua quantidade demandada. O teste de Durbin-Watson apresentou-se inconclusivo.

As quatro equações acima analisadas refletem a estrutura da demanda de potássio da Região Sul no período 1954-77. Em termos de resultados estatísticos, pode-se dizer que a equação I é a mais indicada para se extrair as relações estruturais da demanda do elemento na região.

#### 4.1.4 - NPK

Para explicar a demanda de NPK na Região Sul foram escolhidas quatro equações (quadro 7).

As equações I e II pertencem ao modelo de retardamentos distribuídos, e as equações III e IV ao modelo tradicional.



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

Equação I (em ln)

LSNPK = -4,01377	- 0,446545 LPNKS	+ 1,60291 LARES	+ 0,293070 LDE	+ 0,404453 LNKAS
(-1,15448)	(-1,64782) <sup>d</sup>	(2,20532) <sup>b</sup>	(1,12139)	(2,29970) <sup>a</sup>
R <sup>2</sup> = 0,967	DW = 2,070 (g)	F = 139,898		

Equação II (em ln)

LSNPK = -3,75306	- 0,494264 LPNKS	+ 1,63318 LARES	+ 0,244326 LDE	+ 0,372104 LNKAS	+ 0,072953 LT
(-1,05533)	(-1,73185) <sup>d</sup>	(2,20687) <sup>b</sup>	(0,88366)	(2,00266) <sup>c</sup>	(0,635579)
R <sup>2</sup> = 0,968	DW = 2,064 (g)	F = 108,489			

Equação III (em ln)

LSNPK = -8,81347	- 0,952810 LPNKS	+ 0,778978 LPRAS	+ 2,60587 LARES	+ 0,122888 LDE	+ 0,178180 LT
(-3,39506) <sup>a</sup>	(-3,37376) <sup>a</sup>	(1,45823) <sup>d</sup>	(6,06044) <sup>a</sup>	(0,450300)	(1,49699) <sup>d</sup>
R <sup>2</sup> = 0,965	DW = 1,603 (i)	F = 98,8932			

Equação IV (em ln)

LSNPK = -10,5724	- 0,85440 LPNKS	+ 2,89743 LARES	+ 0,163077 LDE	+ 0,584280 LPRAS
(-4,42501) <sup>a</sup>	(-3,01388) <sup>a</sup>	(7,32293) <sup>a</sup>	(0,581778)	(1,09258)
R <sup>2</sup> = 0,961	DW = 1,359 (i)	F = 115,512		

(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%; e(d) 20,0%

DW = (g) ausência de autocorrelação

(i) inconclusivo

(n) sinal contrário ao esperado

A equação I, significativa ao nível de 1,0% de probabilidade, apresenta um  $R^2$  da ordem de 0,967. Com exceção da variável binária, utilizada para captar a influência do crédito na compra de fertilizantes, as demais variáveis envolvidas na equação apresentaram-se significativas e os sinais observados para seus coeficientes foram de acordo com a relação esperada.

A elasticidade-preço do NPK, a curto prazo, é de -0,4465. O coeficiente da variável consumo retardado (LNKAS) é 0,4045, e o coeficiente de ajustamento (b) é 0,6055, indicando que praticamente 61,0% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminadas em um ano e 39,0%, posteriormente.

A elasticidade-preço a longo prazo é -0,7374, sugerindo que a um decréscimo de 10,0% no preço real do agregado, em dado ano, associa-se um aumento na sua quantidade de 7,0% aproximadamente.

O teste de Durbin-Watson detectou a ausência de autocorrelação nos resíduos.

A equação II, também significativa a 1,0%, difere da equação I pela inclusão da variável tendência, que não se apresentou significativa aos níveis usuais. Nessa equação, constatou-se problema de multicolinearidade nas variáveis tendência (LT), área cultivada (LARES) e consumo defasado (LNKAS), mas com a adoção do critério de KLEIN (14), elas permaneceram na equação. O teste de Durbin-Watson mostrou a ausência de autocorrelação serial nos resíduos da equação.

A elasticidade-preço a curto prazo de NPK por essa equação é -0,4943 e o coeficiente de ajustamento é 0,6279, de onde se deduz que a elasticidade-preço do NPK a longo prazo é de -0,7872.

Tanto para a equação I quanto para a equação II, verifica-se, a partir de 1967, um deslocamento da função para cima, dado pela inclusão da variável "dummy" para crédito, embora ela não tenha significância estatística aos níveis usuais. Esperava-se que esse deslocamento fosse mais significativo, pois sabe-se que o crédito é um fator de grande importância no consumo de fertilizantes.

As equações III e IV, pertencentes ao 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), apresentam um  $R^2$  da ordem de 0,96, o que equivale a dizer que 96,0% das variações ocorridas na quantidade demandada de NPK na Região Sul são explicadas pelas variáveis independentes presentes nas equações.

Ambas as equações são estatisticamente significativas a 1,0% de

probabilidade. Quanto à ausência ou presença de autocorrelação residual, o teste de Durbin-Watson mostrou-se inconclusivo.

Pela equação III, a elasticidade-preço do NPK foi da ordem de -0,953 e pela equação IV, de -0,854.

Os coeficientes das variáveis preço do NPK (LPNKS) e área cultivada (LARES) foram significativos a 1,0% nas duas equações, enquanto que a variável preço recebido pelos agricultores (LPRAS) só foi significativa (20,0%) para a equação III. A variável tendência (LT), incluída na equação III, apresentou seu coeficiente significativo a 20,0% de probabilidade, e um coeficiente de correlação simples com a área cultivada (LARES) da ordem de 0,81. Entre as demais variáveis não se verificaram coeficientes de correlação com valores significativos.

Dentre todas as equações estudadas, a equação I é a que melhor explica a estrutura da demanda de NPK da Região Sul no período de 1954-77.

#### 4.2 - Resultados e Conclusões

Os resultados obtidos através da equação do modelo de retardamentos sugerem, para os três elementos e para o agregado, uma relação inversa entre preço real de fertilizantes e consumo, num dado ano, e uma relação direta entre o consumo no ano anterior e o consumo no ano considerado.

Para o nitrogênio, encontrou-se um coeficiente de ajustamento igual a 0,57, sugerindo que aproximadamente 57,0% do desequilíbrio entre o consumo atual e o desejado, a longo prazo, é eliminado em um ano. A elasticidade da demanda para nitrogênio em relação ao preço real é -0,48, a curto prazo, e -0,91 a longo prazo. Portanto, a demanda de nitrogênio na Região Sul é inelástica, tanto a curto como a longo prazo.

Para o fósforo, o coeficiente de ajustamento encontrado foi de 0,56, praticamente igual ao do encontrado para o nitrogênio. A elasticidade-preço da demanda de fósforo em relação ao preço real é -0,43 a curto prazo e -0,77 a longo prazo. O tempo necessário para que se atinja o completo ajustamento do consumo é de 4,7 anos, aproximadamente.

O potássio apresentou um coeficiente de ajustamento de 0,79, diferindo relativamente dos valores dos coeficientes encontrados para o nitrogênio e o fósforo. Este valor permite uma convergência para o equilíbrio mais rápido do potássio do que o nitrogênio e o fósforo. A elasticidade-preço

ço da demanda de potássio em relação ao preço real é -0,46 a curto prazo (bastante próximo à elasticidade-preço do nitrogênio e do fósforo) e -0,59 a longo prazo, sugerindo que a um decréscimo de 10,0% no preço real do elemento, num dado ano, associa-se um aumento na sua quantidade demandada de 5,9%.

A elasticidade-preço do NPK a curto prazo é -0,45, aproximadamente. O coeficiente de ajustamento do consumo é 0,61, indicando que praticamente 61,0% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminadas em um ano e 39,0%, posteriormente. A elasticidade-preço a longo prazo é -0,74. Nota-se que, também para o agregado NPK, a elasticidade-preço a curto prazo é bastante próxima às elasticidades dos nutrientes.

Tanto para o nitrogênio como para o fósforo, potássio e NPK, a variável binária para crédito não apresentou significância estatística aos níveis usuais, embora se saiba que o sistema creditício exerce muita influência na compra de fertilizantes pelos agricultores.

A área cultivada é variável relevante na explicação da demanda de fertilizantes. Seus coeficientes foram altamente significativos e apresentaram os seguintes valores: 2,20 para o potássio; 1,60 para o NPK; 1,47 para o fósforo e 1,20 para o nitrogênio.

#### LITERATURA CITADA

1. BAUM, Moisés. Substituição de importações: uma nova fase na indústria fertilizantes. São Paulo, FEA/USP, 1977. 244p. (Tese M.S.)
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. & CRISCUOLO, Paulo 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. A. Demanda regional de Fertilizantes no Brasil. Viçosa, Universidade Federal, 1979. (Tese M.S.)

5. CIBANTOS, Jubert S. Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1972. 197p. (Tese M.S.)
6. DELFIM NETTO, Antonio. O problema do café no Brasil. São Paulo, F.C.E.A./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): 90-102, Feb. 1959.
9. HEADY, Earl O. & YEH, Martin H. National and regional demand functions for fertilizer. Journal of Farm Economics, Ithaca, 41 (2):332-348, 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): 341-362, 1975.
11. HSU, Robert. 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, Persio 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 do açúcar no Brasil. Revista Brasileira de Estatística, Rio de Janeiro, 3 (10):341-347, abr./jun. 1942.
14. KLEIN, Lawrence. 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. Caf -produ o, ciclo e procura. Experientiae, Vi osa, 3 (1):1-14, jan. 1963.
19. PESCARIN, Rosa M. C. Rela es estruturais da demanda de fertilizantes no Estado de S o Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1974. 123p. (Tese M.S)
20. SEITEC. Projetos e Desenvolvimento S.A. Ltda. Estudo nacional de fertilizantes. S o Paulo, BNDE/IPEA/ANDA, 1973,
21. SERRANO, Ondalva. Estudo da demanda da batatinha (Solanum Tuberosum) em 1969, e da varia o estacional de seus pre os no per odo de 57-59, no Estado de S o Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1972. 210p. (Tese Ph.D)
22. SOUZA, Waldemar V. de. A procura de fertilizantes no Brasil, 1950-70. Vi osa, Universidade Federal, 1973. (Tese M.S.)

#### RESUMO

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

O objetivo espec fico deste trabalho foi descrever a evolu o do consumo de fertilizantes na Regi o Sul do Brasil (Rio Grande do Sul e Santa Catarina) no per odo 1954-77; e mostrar as rela es estruturais da demanda e determinar as elasticidades-pre os dos nutrientes e do agregado.

As vari veis independentes analisadas foram: rela o de pre o de fertilizantes e pre o recebido pelos agricultores; valor da produ o agr cola; pre o de fertilizantes; pre o recebido pelos agricultores,  rea cultivada

da; salário agrícola; crédito e tendência.

A demanda de fertilizantes na Região Sul mostrou-se inelástica a curto e a longo prazos. A área cultivada foi a variável mais relevante. O coeficiente de ajustamento variou entre 0,56 e 0,79. Os melhores ajustamentos das funções se deram através do modelo de retardamento distribuído.

## STRUCTURAL RELATIONS OF FERTILIZER DEMANDS, IN THE SOUTH REGION, BRAZIL, 1954-77

### Summary

This study examines the demand for fertilizers in the South Region of the Brazil in the aggregate and individual elements (N,P,K). The specific objectives are to describe the evolution of fertilizer use in the South Region between 1954-77; and estimate demand function for fertilizer and determine price elasticities. The multiple regressions were fitted using ordinary least squares.

The independent variables used were: price of the fertilizer; prices received by the farms; value of the production; area cultivated; credit and trend term.

From the estimated functions, the best were selected which gave an idea of the most relevant variables which determine the demand for aggregate and individual fertilizers in the South Region of the Brazil.

SECRETARIA DA AGRICULTURA  
INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

Comissão Editorial:

Coordenador: I. F. Pereira

Membros: A. A. B. Junqueira

S. Nogueira Jr.

J. R. C. M. Junqueira

J. R. V. Camargo

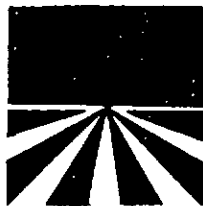
J. R. Vicente

Y. I. M. Toledo

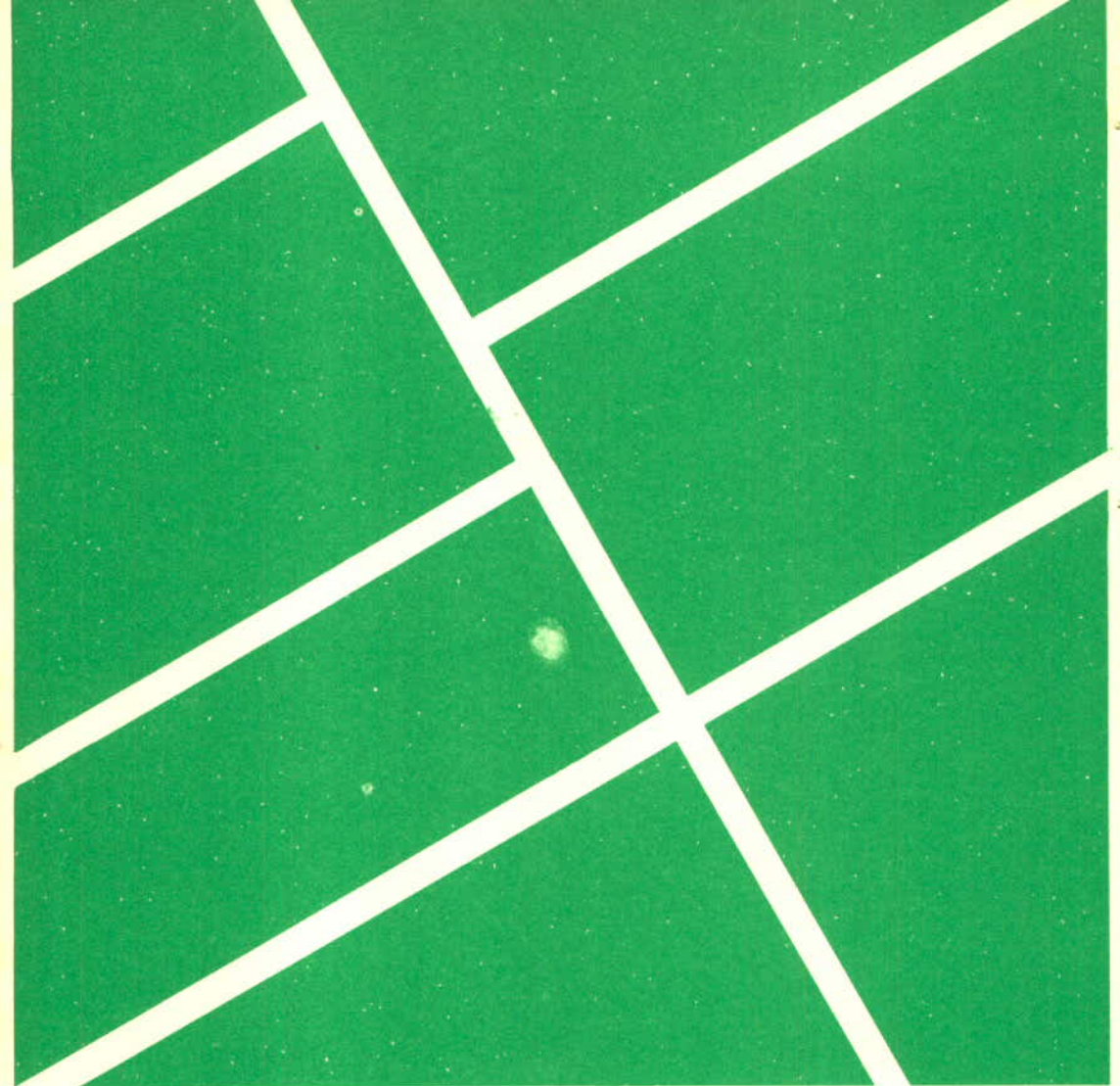
Centro Estadual de Agricultura  
Av. Miguel Estefano, 3900  
04301 - São Paulo - SP

Caixa Postal, 8114  
01000 - São Paulo, SP  
Telefone: 275-3433 R. 257





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



**Relatório de Pesquisa**  
**Nº 05/81**

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

CAPA IMPRESSA NA  
IMPRENSA OFICIAL DO ESTADO