

## A UTILIZAÇÃO DE FERTILIZANTES E A MODERNIZAÇÃO DA AGRICULTURA PAULISTA (1)

Fernando B. Homem de Melo (2)

O objetivo deste estudo é investigar a utilização de fertilizantes no Estado de São Paulo. Para tanto, procurou-se identificar e quantificar os efeitos das principais variáveis explicativas do consumo de fertilizantes, fazendo-se uso de uma série de tempo e de cortes seccionais. Neste último enfoque salienta-se a introdução das variáveis preço da terra e educação rural. Em relação ao aspecto preço de fertilizantes, procurou-se apresentar, não apenas o quadro relevante aos agricultores, mas também as condições em que a indústria doméstica de fertilizantes operou ao longo do tempo.

Em termos de atuação do setor público, os resultados da análise indicam possível aumento na utilização de fertilizantes em função da eliminação de distorções afetando o seu preço real para os agricultores. A mais longo prazo, destacam-se os investimentos governamentais em educação rural, como importante estratégia de desenvolvimento agrícola.

### 1 — INTRODUÇÃO

É comumente aceito na literatura econômica 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, incluindo irrigação e drenagem (9). Aliás, os bons resultados até agora obtidos nos países beneficiados pela "revolução verde" têm mostrado a importância da combinação desses três tipos de práticas agrícolas. A agricultura brasileira

(1) O presente trabalho integra as pesquisas desenvolvidas no Projeto IEA/01 «Análise Econômica do Grau de Tecnificação na Agricultura Paulista», de acordo com a programação prioritária da Secretaria da Agricultura e financiado pelo Convênio União-Estado-FAPESP. Uma primeira versão foi apresentada na Conferência sobre Crescimento, Produtividade e Equidade da Agricultura Brasileira, de 13 a 15 de janeiro de 1975 na Ohio State University, Columbus, USA. Liberada para publicação em 17 de setembro de 1975.

(2) Assessor Técnico, Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, até fevereiro de 1975. Atualmente pesquisador da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, USP.

tem apresentado algum progresso nos últimos 25 anos quanto ao uso de alguns desses insumos, apesar de que muito ainda deverá ser realizado para se obter um considerável aumento nos rendimentos físicos das principais culturais. Em São Paulo, a taxa de utilização de sementes melhoradas ainda é baixa, excetuando-se as culturas de algodão e milho (15); para defensivos, LORENZ (17) indica que apesar do aumento de consumo verificado no Brasil entre 1969 e 1973, as taxas de utilização ainda são baixas para várias culturas de importância econômica (1% da área plantada para milho, por exemplo).

Quanto ao uso de fertilizantes na agricultura paulista, o aumento de consumo aparente no período 1948-73 foi considerável, conforme se pode verificar no quadro 1; a evolução do consumo entretanto, apresentou certas diferenças nos diversos subperíodos, salientando-se os anos iniciais da década de 60 como um subperíodo desfavorável nessa evolução. O contrário aconteceu na segunda metade dos anos 60 e início dos anos 70, quando se verificou um grande aumento no consumo; mais recentemente as condições do mercado internacional de fertilizantes alteraram-se, caracterizando-se por um acentuado aumento de preços para nitrogenados e fosfatados. A evolução favorável no uso de fertilizantes em São Paulo ficaria, assim, ameaçada, podendo refletir-se negativamente nos níveis de produtividade de diversas culturas e no próprio crescimento da agricultura paulista. Em face desses desenvolvimentos, o Governo Federal tomou a iniciativa, em março de 1975, de subsidiar as compras desses insumo em 40% do preço à vista (ao mesmo tempo aumentando a taxa de juros nos financiamentos, de zero

QUADRO 1. — Evolução do Consumo Total e Médio de Fertilizantes, Estado de São Paulo, 1948-53 a 1967-72 e 1973

Período	Consumo total (1.000t)	Consumo médio (1) (kg/ha)
1948-53	50,66	10,90
1954-60	122,85	24,13
1961-66	170,16	31,22
1967-72	386,00	72,30
1973	665,00	126,07

(1) A área utilizada para o cálculo do consumo médio refere-se àquela de 16 produtos de origem vegetal da agricultura paulista.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

para 15%). Por outro lado, observa-se atualmente uma certa queda nos preços internacionais de fertilizantes, provavelmente indicando uma reversão da tendência de alta notada até início de 1975. Dada a importância desse insumo em São Paulo, o principal objetivo deste trabalho será a identificação e mensuração dos efeitos das principais variáveis explicativas do consumo total de fertilizantes no Estado, procurando também considerar alterações de políticas governamentais visando a influenciar esse consumo. A atenção especial será dada para duas variáveis importantes: relação de preços terra-fertilizantes e nível educacional do agricultor paulista, que não têm sido especificamente introduzidas em estudos de utilização de insumos modernos na agricultura brasileira.

## 2 — DEMANDA DE FERTILIZANTES

A demanda de fertilizantes caracteriza-se como sendo uma função derivada da demanda final do produto agrícola, da função de produção e das funções de oferta dos demais fatores de produção. Esse instrumental teórico serve, então, de base para a identificação das variáveis explicativas, relevantes para a função de demanda de fertilizantes em São Paulo <sup>(3)</sup>.

A primeira variável dependente a ser usada no estudo correspondente a uma série temporal, é a tonelagem total de nutrientes <sup>(4)</sup> consumida pela agricultura paulista durante o ano civil <sup>(5)</sup>: alternativamente, o consumo dos nutrientes individuais (N, P, K) será ponderado pelos respectivos preços, obtendo-se então o consumo ponderado total. Uma segunda variável dependente será 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 será o uso de fertilizantes por hectare cultivado (14 culturas) nas Divisões Regionais Agrícolas do Estado (DIRAs).

---

<sup>(3)</sup> Uma discussão mais detalhada da teoria da demanda por um fator de produção encontra-se em COWLING, METCALF e RAYNER (4).

<sup>(4)</sup> Um estudo da demanda dos nutrientes nitrogênio, fósforo e potássio, individualmente, foi feito por PESCARIM (22); de modo agregado, por CIBANTOS (3), do qual o presente estudo diferirá em alguns aspectos.

<sup>(5)</sup> O fato das compras de fertilizantes se concentrarem em elevada proporção no período de maio a outubro, para aplicação no ano agrícola iniciando-se em setembro, é uma razão justificando a utilização desses dados, em lugar dos correspondentes ao ano agrícola, para os quais, além do mais, não se dispõe de informações.

O objetivo nessa análise será, em primeiro lugar, uma melhor identificação das relações de substituíbilidade e complementariedade entre os fatores de produção (terra, trabalho e fertilizantes), objetivo que normalmente é bem mais difícil quando se trabalha com séries históricas; em segundo lugar e mais preliminarmente, procurar-se-á estimar o efeito da educação formal do empresário na utilização de fertilizantes.

## 2.1. — Variáveis Explicativas

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

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

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

onde :

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

$QTH_{ti}$  = quantidade total por hectare cultivado em 14 culturas, ano t, DIRA i ;

$PRF_t$  = 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; ambos, ano t, DIRA i ;

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

DIRA = Divisão Regional Agrícola; e

u, e = termos de erro.

A equação (1) caracteriza-se como a função 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, ou sejam 1969/70 a 1972/73.

Especificando a variável preço na função (1) como um quociente, fica implícito que os produtores seriam influenciados apenas pelos preços relativos (insumo e produto) <sup>(6)</sup>; o que se tem em mente como o uso dessa variável é obter-se uma medida do preço real de fertilizantes como visto pelo agricultor paulista, em termos da lucratividade de uso desse insumo <sup>(7)</sup>. Procedimento semelhante foi usado quanto à variável preço real de fertilizantes na equação (2), apenas que, ao invés de se empregar um índice de preços recebidos como deflator, utilizou-se o valor da produção por hectare; esse procedimento corresponde ao de GRILICHES (6), quando estudou a demanda de fertilizantes nos Estados Unidos em 1954, com base nos diferentes estados. Apesar de incluir não apenas as diferenças em preços de produtos devido à localização, mas também diferentes qualidades naturais da terra e o uso de outros insumos, é provável que esta seja uma medida razoável, pois quanto mais alto o valor da produção por hectare, maior se esperaria ser o uso de fertilizantes por hectare.

Entre as demais variáveis incluídas na equação (1), pode-se mencionar que a renda agrícola bruta (16 culturas) é introduzida para considerar a possibilidade da existência de restrições financeiras que afetariam negativamente o uso de fertilizantes na agricultura paulista; desde que o período considerado neste estudo refletia, em boa parte, condições deficientes de crédito agrícola, as fontes internas (à empresa) de financiamento podem ter exercido uma importante função nos planos de uso de insumos, limitando assim a obtenção das condições de equilíbrio. Por outro lado, a variável tendência é introduzida na função demanda de fertilizantes como uma "proxy" para tecnologia na produção agrícola;

---

(6) Essa propriedade na teoria da demanda é conhecida como homogeneidade de grau zero; para uma discussão dessa propriedade e suas implicações ver COWLING, METCALF e RAYNER (4).

(7) O índice de preços recebidos pelos agricultores paulistas usado no denominador da relação de preços refere-se ao ano  $t$ , e não  $(t-1)$ . Acredita-se que assim agindo, 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.

essa variável estará, assim, englobando as influências de certas modificações difíceis de serem quantificadas, mas provavelmente correlacionadas com o tempo; entre elas pode-se mencionar os resultados da pesquisa agrônômica, educação formal dos agricultores e serviços de assistência técnica públicos e privados.

A área cultivada no Estado (16 culturas) é também introduzida entre as explicativas, numa tentativa de se considerar a quantidade do fator terra, na qual é feita aplicação de fertilizantes; reconhece-se, entretanto, que o preço de fertilizantes em relação ao preço da terra seria a variável apropriada para a investigação da relação de substituibilidade entre esses dois fatores. Na ausência de séries históricas de preço da terra, essa hipótese será testada apenas através da equação (2), isto é, combinando-se observações de quatro anos em cada uma das DIRAs do Estado.

Finalmente, será também introduzida, uma variável para a política brasileira de crédito rural, objetivando com isso conseguir uma mais completa especificação da função de demanda; a partir efetivamente de 1967, dois programas especiais de crédito rural subsidiado para insumos modernos (Funfertil e Fundag) passaram a existir, 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 diminuíram o preço total pago pelos agricultores, foi especificada uma variável binária, tomando o valor um nos anos 1967-73 e zero nos demais, contribuindo assim para melhor caracterizar as alterações de rentabilidade ocorridas no mercado de fertilizantes nesse período mais recente.

Com relação às variáveis explicativas da equação (2), as variáveis preço de fertilizantes/valor da produção por hectare e preço de fertilizantes/preço terra (aluguel) já foram mencionadas acima; resta indicar apenas que a relação de preços fertilizantes/trabalho agrícola também será incluída entre as explicativas para se investigar a possível complementariedade desses dois fatores na agricultura paulista. Completando esse modelo misto, variáveis binárias são especificadas para regiões agrícolas do Estado (DIR<sub>i</sub>), tomando o valor um nos quatro anos incluídos; espera-se, assim, considerar fatores regionais que poderiam afetar a demanda de fertilizantes no Estado, ainda que indiretamente.

## 2.2 — Política Governamental de Fertilizantes (8)

Um dos pontos mais importantes em uma avaliação da política brasileira de fertilizantes diz respeito às condições em que a indústria nacional desse insumo operou ao longo dos anos, em comparação com as condições que prevaleceriam em um mercado livre. O período que oferece mais facilidade para essa análise corresponde aos anos imediatamente anteriores a 1957, nos quais prevaleceu uma taxa de câmbio extremamente favorável à importação de fertilizantes e que, conseqüentemente, era desestimuladora à produção nacional. A situação da indústria nacional (em termos de rentabilidade) melhorou no período 1957-60, com a introdução de um pagamento às firmas brasileiras correspondente a uma diferença cambial (em função do câmbio sobre valorização do período) e do imposto de importação incidente sobre alguns fertilizantes importados. É provável que, nesse período, a indústria de fosfatados tenha recebido um pequeno subsídio como resultado dessa política governamental, o mesmo, entretanto, não ocorrendo com a indústria de nitrogenados que recebia apenas a parcela da diferença cambial (impostos de importação inexistiam para esse nutriente).

Com a eliminação do câmbio preferencial de fertilizantes em 1961, o período 1961-66 caracteriza-se pela situação favorável da indústria de fosfatados em relação à de nitrogenados, pois aquela continuou a receber o pagamento correspondente à incidência do imposto de importação; é mesmo possível que tenha continuado a existir nesse período uma pequena proteção econômica à indústria de fosfatados. De certo modo, confirmando essa diferente situação no tratamento das indústrias de nitrogenados e fosfatados, BERGSMAN (1) estimou que em 1966, a proteção à indústria de fertilizantes era negativa (-3,0%), o que corresponderia a um imposto implícito na produção doméstica desse insumo.

No período mais recente (1966-73), a tendência da legislação brasileira de fertilizantes foi no sentido de tarifas um pouco menores e da introdução do sistema de contingenciamento para fosfatados e posteriormente para nitrogenados. Com o nível das ta-

---

(8) Para um detalhamento bem maior das políticas até 1973, ver HOMEM DE MELO (11); o objetivo aqui é caracterizar brevemente a situação da indústria de fertilizantes e dos agricultores brasileiros, quanto a possíveis distorções introduzidas, respectivamente, nas condições de produção e utilização desse insumo.

rifas um pouco inferior ao do período anterior e com taxa cambial permanecendo sobrevalorizada (de 19% a 23%, entre 1967 e 1972), parece não ter existido uma proteção econômica à indústria de fosfatados <sup>(9)</sup>; a indústria de nitrogenados, entretanto, continuou em situação desfavorável, pois os impostos de importação que vigoraram não corresponderam à magnitude da sobrevalorização do cruzeiro.

Finalmente, do ponto de vista do agricultor brasileiro, dois períodos podem ser destacados nos últimos vinte anos: o primeiro, até 1960, corresponde aos anos em que o preço pago pelos agricultores era subsidiado, em vista da taxa de câmbio preferencial nas importações. De 1961 a 1966 um menor subsídio prevaleceu, ainda em função da sobrevalorização cambial. Posteriormente a 1966, a existência de inúmeras tarifas e o contingenciamento, em parte, neutralizaram a sobrevalorização do cruzeiro, diminuindo assim o subsídio acima mencionado <sup>(10)</sup>; em 1967 por exemplo, após a reformulação tarifária então efetuada, BERGSMAN (1) estimou uma taxa negativa de proteção (-8,0%) para o agregado de fertilizantes, o que significava um subsídio aos agricultores. Com a introdução posterior de algumas tarifas e do contingenciamento para nitrogenados, é provável que essa estimativa tenha que ser modificada na direção de um menor subsídio aos agricultores <sup>(11)</sup>.

A estimativa acima apresentada, da proteção à indústria nacional, à primeira vista poderia indicar a existência simples de um subsídio à agricultura brasileira através do preço de um insumo importante. Entretanto, se se considerar que a taxa cambial brasileira esteve sobrevalorizada no período 1967-72 (a magnitude variando entre 19% e 23%), pode-se inferir que o preço real de fertilizantes (isto é, deflacionado pelo índice de preços recebidos)

---

(9) Existe a possibilidade de que o sistema de contingenciamento para fosfatados tenha elevado os preços internos mais do que sob a alternativa de tarifas de importação.

(10) A maior parte do subsídio existente refletia-se no preço de fertilizantes nitrogenados.

(11) Deve-se também considerar que nesse período mais recente, o crédito subsidiado para a compra de fertilizantes passou a existir (sem juros até 1969 e 7% a.a. a partir de 1970), o que, sem dúvida, contribuiu para melhorar a posição dos agricultores beneficiados. Evidências de favorecimento aos grandes proprietários na distribuição do crédito são mencionadas por NELSON (19).



esteve distorcido para cima <sup>(12)</sup>; restrições às exportações de vários produtos, assim como tabelamento de preços, também existiram nesse último período (10). De modo bastante aproximado e subjetivo, é provável que essa distorção tenha variado na faixa de 10-20%, dependendo do ano específico, pelo menos até 1973; por outro lado, considerando que os preços internacionais de vários produtos (cereais, cana, carne bovina, arroz) estiveram distorcidos para baixo, em vista dos programas agrícolas de países desenvolvidos, a estimativa acima teria que ser aumentada <sup>(13)</sup>.

### 3 — MODELO E RESULTADOS

Certos modelos econômicos reconhecem explicitamente que os agricultores podem encontrar-se em uma situação de desequilíbrio e que o movimento em direção à posição de equilíbrio pode tomar vários anos. O modelo de ajustamento parcial de NERLOVE (20) será utilizado aqui, obtendo-se assim estimativas das elasticidades de demanda a curto e longo prazo. Essa formulação do modelo de retardamento distribuído é frequentemente encontrada na literatura econômica, tendo sido empregada em inúmeros estudos sobre a demanda de fertilizantes (3, 5, 18).

A função demanda de fertilizantes a longo prazo no Estado de São Paulo, pode ser formulada como:

$$QT^*_t = f(X_t) \quad (3)$$

onde  $QT^*$  é o nível desejado da quantidade de fertilizantes e  $X$  é um vetor de variáveis explicativas (incluídas na equação 3). A equação de ajustamento (uma relação de curto prazo) seria:

$$QT_t - QT_{t-1} = a(QT^*_t - QT_{t-1}) \quad (4)$$

onde  $QT$  representa o consumo real de fertilizantes e  $a$  é o coeficiente de ajustamento. A substituição de (3) em (4), permite a obtenção de:

$$QT_t = a [ f(X_t) ] + (1-a)QT_{t-1} \quad (5)$$

que é a equação a ser estimada, pois todas as variáveis introduzidas são observáveis.

(12) A sobrevalorização cambial deprimiria o índice de preços recebidos pelos agricultores.

(13) Para o efeito desses programas no nível de preços internacionais, ver JOHNSON (16).

Quanto à estimação da função demanda de fertilizantes, será utilizado o método dos mínimos quadrados simples. Não parece haver, em princípio, nenhuma contra-indicação quanto ao uso desse método, no que se refere às pressuposições necessárias. A que exige uma consideração mais cuidadosa diz respeito à possibilidade de introdução do viés de equações simultâneas; entretanto, a oferta externa de fertilizantes pode ser tomada como perfeitamente elástica, devido à pequena importância do Brasil (como importador) no mercado mundial desse insumo, o que caracterizaria o preço de fertilizantes como uma variável verdadeiramente exógena.

Os resultados obtidos com a estimação do modelo acima apresentado estão relacionados no quadro 2 <sup>(14)</sup>. As três primeiras regressões correspondem à especificação da variável dependente como uma soma simples das quantidades dos três nutrientes, enquanto nas duas seguintes a variável dependente é a soma ponderada (pelos respectivos preços) desses nutrientes; a regressão número oito corresponde ao modelo estático da demanda de fertilizantes, pois a variável dependente retardada (soma simples das quantidades) é excluída. Nesta última regressão, todos os coeficientes têm o sinal correto e, com exceção da variável para a política de crédito, são significativamente diferentes de zero pelo menos ao nível de 10%; a elasticidade-preço da demanda de fertilizantes nesse caso é -0,99. Multicolinearidade parece não ser problema sério nessa regressão, pois apenas as variáveis tendência e política de crédito apresentam um coeficiente de correlação mais elevado.

A introdução da variável dependente retardada nas cinco primeiras regressões do quadro 2 contribui para a elevação do coeficiente de determinação; entretanto, como apontado por GRILICHES (5) o mais importante nesse tipo de modelo é verificar se as variáveis explicativas (além da dependente retardada) apresentam o sinal correto e são significativamente diferentes de zero. Nas cinco primeiras regressões do quadro 2, os coeficientes apresentam o sinal correto, mas a maioria das variáveis explicativas é significativamente diferente de zero apenas aos níveis de 5% e 10%. <sup>(15)</sup>

---

(14) Variáveis ainda não identificadas no texto: QSR-quantidade simples retardada; QPR --quantidade ponderada retardada; QCR - quantidade corrigida retardada (variável instrumental).

(15) O teste mencionado por GRILICHES (5) para se verificar a validade do modelo de ajustamento foi efetuado introduzindo-se a variável preço retardada; os resultados obtidos justificaram o uso do modelo de retardamento para a demanda de fertilizantes em São Paulo.

QUADRO 2. — Estimativas da Função de Demanda de Fertilizantes, Estado de São Paulo, 1951-73

Regressão	Constante	Estimativas dos coeficientes (valores de t em parenteses) (1)								R <sup>2</sup>	D.W. (2)
		PRF	RA	T	D	A	QSR	QPR	QCR		
1	-24,56	-45,88 (-1,8476) <sup>b</sup>	0,05 (1,9228)		74,51 (4,8949) <sup>a</sup>		0,92 (13,9175) <sup>a</sup>			0,990	2,6235
2	186,89	-128,09 (-2,6341) <sup>a</sup>	0,04 (1,0471)	6,55 (2,3535) <sup>b</sup>		-0,03 (-1,4658) <sup>c</sup>	0,88 (6,1933) <sup>a</sup>			0,982	2,3784
3	25,03	-99,72 (-2,1673) <sup>b</sup>	0,02 (0,5850)	4,08 (1,7859) <sup>b</sup>			0,97 (7,4306) <sup>a</sup>			0,979	2,4079
4	-29,04	-45,37 (-1,4814) <sup>c</sup>	0,05 (1,6845) <sup>c</sup>		78,24 (4,1635) <sup>a</sup>			0,90 (11,0679) <sup>a</sup>		0,984	2,7154
5	171,02	-135,57 (-2,4053) <sup>b</sup>	0,04 (1,0430)	7,13 (2,1998) <sup>b</sup>		-0,03 (-1,1701)		0,84 (5,1235) <sup>a</sup>		0,976	2,4179
6	190,21	-120,15 (-1,7132) <sup>c</sup>	0,09 (2,1978) <sup>b</sup>	8,14 (2,1474) <sup>b</sup>		0,05 (-1,7536) <sup>b</sup>			0,74 (4,0628) <sup>a</sup>	0,970	1,2911
7	-65,54	-72,82 (-1,0652)	0,07 (1,7113) <sup>c</sup>	4,41 (1,3323) <sup>c</sup>					0,86 (4,9264) <sup>a</sup>	0,964	1,5557
8	225,12	-288,96 (-3,7836) <sup>a</sup>	0,21 (4,8987) <sup>a</sup>	17,96 (4,1151) <sup>a</sup>	54,79 (1,1132)	-0,07 (-1,5966) <sup>c</sup>				0,944	1,3558

(1) Teste t unilateral. Nível de significância: (a) 1%; (b) 5% e (c) 10%.

(2) Estatística de Durbin-Watson. Ver nota de rodapé (14).

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

A introdução da variável dependente retardada entre as explicativas parece ter agravado o problema de multicolinearidade, contribuindo assim para que alguns coeficientes não passem o teste de significância ao nível de um por cento, como anteriormente (equação 8). A tentativa efetuada de se eliminar algumas das variáveis do modelo original introduz o problema do viés de especificação e, conseqüentemente, da interpretação dos coeficientes das regressões. Como indicado por HUANG (13), as conseqüências de multicolinearidade entre as variáveis do modelo incluem uma estimação inexata dos coeficientes (grande variância dos estimadores), uma especificação incerta do modelo (com respeito à inclusão das variáveis) e dificuldades na interpretação dos coeficientes estimados.

Em razão dos problemas trazidos pela existência de multicolinearidade, os resultados obtidos com o modelo de ajustamento terão que ser interpretados com um certo cuidado. Por exemplo, deixando de lado a regressão (3), em função do valor extremamente baixo do coeficiente de ajustamento, pode-se mencionar que as elasticidades-preço variaram entre -0,16 e -0,47 no curto prazo, e entre -1,56 e -3,66 no longo prazo. Por outro lado, o coeficiente de ajustamento foi 0,08 e 0,12 nas duas primeiras regressões, onde a variável dependente é a soma simples dos nutrientes; nas equações 4 e 5, onde a soma é ponderada, esse coeficiente foi um pouco maior, isto é, 0,10 e 0,16. Esses resultados estariam indicando, assim, um ajustamento bastante lento dos agricultores paulistas a uma alteração no preço de fertilizantes, principalmente considerando que, em outros países, esse coeficiente quando estimado variou entre 0,25 e 0,34 (5, 12, 18, 21).

É possível, entretanto, que o baixo coeficiente de ajustamento obtido para São Paulo seja uma conseqüência da forma como o modelo foi estimado; GRILICHES (8) indica que, quando esse tipo de modelo é usado na presença de correlação serial positiva, o coeficiente de ajustamento teria uma tendenciosidade para baixo. Para se verificar se esse tipo de problema estava ocorrendo, utilizou-se o método de variáveis instrumentais sugerido por GRILICHES (8), isto é, no qual primeiramente os valores da variável de-

pendente são obtidos com uma regressão usando-se apenas variáveis verdadeiramente exógenas entre as explicativas; assim obteve-se uma nova série para a variável dependente não ponderada retardada, que foi utilizada nas regressões 6 e 7 do quadro 2. Os resultados obtidos mostram um coeficiente de ajustamento de 0,14 e 0,26, estes últimos já mais em linha com as estimativas de outros países. A equação 6 que apresentou melhor desempenho com esse procedimento, está indicando uma elasticidade-preço de 0.41 a curto prazo e de -1.58 a longo prazo. Em relação à regressão 2, a elasticidade de curto prazo é praticamente a mesma, mas o coeficiente de ajustamento passou de 0,12 para 0,26 com o procedimento acima descrito <sup>(16)</sup>.

As demais variáveis explicativas na equação 6, renda agrícola, tendência e área cultivada, apresentam o sinal e são significativamente diferentes de zero ao nível de 5%, infelizmente, devido ao problema de multicolinearidade, não se obtiveram resultados satisfatórios com o modelo completo, isto é, incluindo a variável binária para política governamental de crédito. Entretanto, o aspecto de liquidez dos agricultores solucionado pelo programa de crédito fica, pelo menos em parte, representado pela variável renda agrícola; o aspecto de preços menores fica entretanto excluído, causando assim um certo viés de especificação quando da estimação da regressão.

O quadro 3 apresenta os resultados obtidos na estimação da equação 2, isto é, a demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo, combinando-se as observações (as DIRAs) de quatro anos agrícolas. O objetivo com esse procedimento é, não apenas conseguir-se uma outra estimativa da elasticidade-preço, mas também verificar as relações de uso entre fatores. Observa-se pelos resultados apresentados no quadro 3, que o preço real de fertilizantes (no caso, o denominador corresponde ao valor da produção por hectare cultivado) é uma variável importante, explicando o consumo de

---

(16) O valor 0,26 para o coeficiente de ajustamento, com esse procedimento, implica que quase 80% do ajustamento em direção ao novo equilíbrio se completa em cinco anos; para o valor 0,12 obtido na equação 2 essa mesma proporção se realizaria em 12 a 13 anos. Outra possibilidade para tratar do possível problema de correlação serial nesse tipo de modelo seria utilizar o procedimento de WALLIS em três passos, o primeiro deles corresponde ao que foi feito nas equações 6 e 7 do quadro 2, o passo final seria utilizar-se de mínimos quadrados generalizados depois de obter-se uma estimativa constante do coeficiente de auto-correlação.

QUADRO 3. — Estimativas da Função de Demanda de Fertilizantes, Estado de São Paulo, 1969/70 a 1972/73

Regressão	Constante	Estimativas dos coeficientes (valores de t em parenteses) <sup>(1)</sup>								R <sup>2</sup>	
		LPFV	LPFL	LPFT	DIR <sub>1</sub>	DIR <sub>2</sub>	DIR <sub>3</sub>	DIR <sub>4</sub>	DIR <sub>5</sub>		DIR <sub>6</sub>
1	1,7758	-0,7552 (-5,1163) <sup>a</sup>			-0,0425 (-0,8453)	0,1202 (2,5629)	0,1784 (3,5148)	-0,0626 (-1,3238)	0,1695 (3,6429)	-0,1086 (-2,2878)	0,903
2	3,8228	-0,4149 (-1,9191) <sup>b</sup>	-1,0759 (-2,0373) <sup>b</sup>		-0,0098 (-0,1990)	0,1478 (3,2385)	0,1383 (2,7049)	-0,0632 (-1,4386)	0,1179 (2,3518)	-0,1183 (-2,6657)	0,920
3	1,8655	-0,7341 (-4,6551) <sup>a</sup>		-0,1483 (-0,4534)	-0,0498 (-0,4534)	0,1199 (2,5059)	0,1553 (2,1373)	-0,0694 (-1,3734)	0,1567 (2,8380)	-0,1295 (-1,9371)	0,904
4	3,8471	-0,4130 (-1,8580) <sup>b</sup>	-1,1050 (-1,9307)	0,0513 (0,1589)	-0,0064 (-0,1163)	0,1487 (3,1523)	0,1452 (2,1306)	-0,0690 (-1,2831)	0,1209 (2,2036)	-0,1113 (-1,7612)	0,921

(1) Teste t unilateral. Nível de significância: (a) 1%; (b) 5% e (c) 10%. A letra L indica que as variáveis estão na forma logarítmica (inclusive a dependente).

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

fertilizantes por hectare no Estado; tomando-se a regressão 4 como sendo a melhor especificada, nota-se que a elasticidade-preço da demanda é -0,41 para o período analisado <sup>(17)</sup> .

Os resultados obtidos com as regressões 2 e 4 confirmam a expectativa de que terra e fertilizantes são fatores substitutos no Estado de São Paulo, confirmando assim os resultados de GRILICHES (6) e BISWANGER (2), para os Estados Unidos; a estimativa obtida com a regressão 4 indica que, quando o aluguel da terra aumenta em relação ao preço de fertilizantes, de modo que a relação de preços diminui em 10%, o consumo de fertilizantes por hectare aumenta em 11%. Para o fator trabalho agrícola, entretanto, o coeficiente obtido com a regressão 4, apesar de ter o sinal correto, não foi significativamente diferente de zero, não se podendo desse modo tirar conclusões sobre a possível complementariedade entre fertilizantes e trabalho.

Existem algumas razões que poderiam causar uma imperfeita avaliação dos efeitos da adubação e, conseqüentemente, provocar o aparecimento de uma demanda de fertilizantes inferior à potencial. WELCH (25) por exemplo, considerando uma situação de informação imperfeita, dividiu o efeito da educação na produção agrícola, em um efeito alocativo e outro atuando através da eficiência técnica do agricultor ("Worker effect"). O primeiro (relevante para esta análise) refere-se à habilidade do agricultor em adquirir, interpretar e selecionar eficientemente informações técnicas e de mercado. Em uma agricultura como a de São Paulo, bastante voltada para o mercado e com instituições de pesquisa agrônômica de elevado nível, o efeito alocativo da educação assume maior importância em termos de aquisição de conhecimentos e realização dos ajustamentos em resposta às modificações que constantemente estão ocorrendo. Estendendo a pesquisa econômica nessa área, HUFFMAN (14) mostrou recentemente que a taxa de ajustamento de agricultores americanos ao desequilíbrio no uso de fertilizantes nitrogenados, é explicada por variáveis econômicas,

---

(17) TIMMER (23) menciona que quando diferentes interceptos são introduzidos para cada região, a elasticidade estimada deve aproximar-se da de curto prazo; GRILICHES (6), por outro lado, indica que quando se compara resultados de corte seccional com aqueles de série temporal, deve-se esperar apenas uma consistência dos sinais e ordens de magnitude dos coeficientes, entre outras razões por que o número de variáveis e a própria definição delas podem ser diferente. No presente caso a magnitude da elasticidade-preço é semelhante àquela obtida com a série temporal (no curto prazo).

como o nível de educação do empresário, a disponibilidade de informação através dos serviços de extensão e o incentivo de escala para obter essa informação (hectares plantados). Além do mais, os resultados de HUFFMAN mostraram que educação e extensão são fontes substitutas para a obtenção de eficiência na alocação de recursos; assim sendo, um aumento nos serviços de extensão poderia reduzir as perdas associadas a um baixo nível educacional do empresário, a quantidade ótima de extensão diminuindo à medida que os agricultores aumentassem seu nível educacional.

Verifica-se assim que existem dois enfoques para se considerar o efeito da educação do empresário quanto à adoção de práticas. O primeiro postula a introdução de uma variável como educação na função demanda de fertilizantes propriamente; o segundo indica que essa variável teria seu efeito através do coeficiente de ajustamento. TIMMER (23), entretanto, defende o primeiro enfoque também como válido, principalmente para países menos desenvolvidos, pois os agricultores podem adquirir o conhecimento a respeito da existência e lucratividade de fertilizantes, mesmo em uma situação de preços constantes; na análise que se segue, esse será o procedimento a ser empregado.

Tendo em vista realizar uma avaliação preliminar do efeito da educação formal do empresário agrícola paulista no uso de fertilizantes por hectare, os dados utilizados para as regressões do quadro 3 foram usados de modo um pouco diferente; assim, a média de consumo de fertilizantes nas sete regiões agrícolas, nas safras 1970/71, 1971/72 e 1972/73, foi usada como variável dependente. O preço real de fertilizantes (PFM) também representado em termos de média das três safras (18); a variável educação (EM) corresponde ao número de anos de escola completadas pelo proprietário ou responsável (média da DIRA) no ano agrícola 1973/74. Os resultados obtidos estão relacionados no quadro 4; apesar da restrição imposta pelo pequeno número de observações, pode-se observar que na regressão 3, a variável educação é significativamente diferente de zero ao nível de 1%. Quanto à variável preço,

---

(18) A variável preço real de fertilizantes aqui utilizada difere da anterior quanto ao denominador; o valor da produção por hectare empregado, refere-se ao ano  $t-1$  e não ao ano  $t$  como anteriormente. O objetivo foi considerar o aspecto rendimento da exploração agrícola, que já fosse do conhecimento do agricultor, caso o mesmo procedimento tivesse sido usado nas regressões do quadro 3, teria havido uma perda considerável de graus de liberdade.



a significância também se verifica ao nível de 1%, com a elasticidade-preço sendo -1,23; é provável que se tendo usado médias de três anos para as observações, essa seja uma estimativa mais próxima da elasticidade a longo prazo <sup>(19)</sup>. Esses resultados são uma indicação da importância das condições de lucratividade e nível educacional do agricultor paulista, como variáveis explicando a utilização de fertilizantes por hectare, no Estado.

QUADRO 4. — Estimativa do Uso de Fertilizantes em Função do seu Preço Real e da Educação Formal do Agricultor, Estado de São Paulo, 1970/71 a 1972/73

Regressão	Constante	Estimativas dos coeficientes <sup>(1)</sup>		R <sup>2</sup>
		LPFM	LEM	
1	1,6727	-1,4966 (-5,6093) <sup>a</sup>		0,863
2	1,3544		1,3301 (2,2811) <sup>b</sup>	0,510
3	1,3020	-1,2293 (-11,2671) <sup>a</sup>	0,7206 (5,7132) <sup>a</sup>	0,985

(1) A letra L indica a forma logarítmica das variáveis. Os valores de t em parênteses, teste t unilateral. Nível de significância: (a) 1%; (b) 5% e (c) 10%. O número de anos de educação formal (EM) foi estimado em uma amostra de 7000 propriedades usadas normalmente para o levantamento de safras do Estado.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

#### 4 — CONCLUSÕES

Procurou-se neste estudo identificar e quantificar os efeitos das principais variáveis explicativas do consumo de fertilizantes no Estado de São Paulo, utilizando-se para isso um enfoque baseado em uma série temporal e outro baseado em cortes seccionais. Nesse sentido, a especificação das funções demanda de fertilizantes incluiu as variáveis preço real de fertilizantes, renda agrícola, tendência, política governamental de crédito, área cultivada, preços de outros fatores e educação rural.

(19) No modelo de série temporal, regressão 6 do quadro 2, a elasticidade estimada de longo prazo foi de -1,58, portanto bastante próxima da estimativa obtida neste último modelo.

Em relação ao aspecto preço, procurou-se nesta pesquisa apresentar, não apenas o quadro relevante aos agricultores, mas também com respeito às condições em que a indústria doméstica de fertilizantes operou ao longo do tempo. Uma das conclusões interessantes resultante dessa análise é que a indústria nacional de fertilizantes não pode ser caracterizada como recebendo uma elevada proteção econômica através de medidas governamentais, à semelhança de indústrias que se beneficiaram com a política de substituição de importações. A indústria de nitrogenados parece ter funcionado em condições exatamente contrárias a essas, isto é, ao invés de proteção à produção nacional, uma taxação implícita parece ter existido em praticamente todo o período analisado. A situação da indústria de fosfatados foi diferente da de nitrogenados, mas em momento algum se caracterizou como altamente protegida.

Por outro lado, o preço real de fertilizantes para os agricultores (isto é, deflacionado pelo índice de preços recebidos), parece ter estado, na última década e início desta, a níveis ligeiramente superiores àqueles que prevaleceriam em condições de mercado livre, principalmente em função da sobrevalorização da taxa cambial, das restrições às exportações agrícolas e da existência de tabelamento de preços para vários produtos. Uma estimativa bastante preliminar de 10-20% para essas distorções foi feita para o período 1967-72.

A função demanda de fertilizantes (1951-73) foi estimada pelo método dos mínimos quadrados simples, usando-se duas variáveis dependentes diferentes. As variáveis explicativas tiveram um desempenho satisfatório nas regressões efetuadas; quanto à variável preço real de fertilizantes, as elasticidades-preço estimados 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 os resultados de outros países. É possível entretanto, 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 dependente retardada, o coeficiente de ajustamento passou a ser 0,26, portanto mais de acordo com as estimativas de outros países. A elasticidade de curto prazo nesse

caso foi de -0,41 e a de longo prazo, -1,58, a primeira portanto da mesma magnitude que anteriormente (equação 2 e 5) e a última inferior. Esses valores para as elasticidades, estão indicando que a eliminação das distorções existentes no preço real de fertilizantes (com base no período 1967-72), poderia resultar em um considerável aumento no uso do insumo, principalmente após o tempo necessário para que todos os ajustamentos sejam realizados pelos agricultores.

A importância da variável preço real de fertilizantes para explicar o consumo de fertilizantes no Estado de São Paulo é confirmada através da análise que utilizou as observações de cada DIRA em quatro anos recentes; nesse estudo, o consumo de fertilizantes por hectare foi explicado pelas variáveis econômicas preço real de fertilizantes e pela relação de preços fertilizantes/terra, assim como por características regionais não diretamente especificadas. Apenas a relação de preços fertilizantes/trabalho não apresentou desempenho satisfatório nas regressões efetuadas. Uma das características regionais importantes, até então não considerada diretamente, isto é, a educação formal do empresário agrícola, foi introduzida no último grupo de regressões, juntamente com a variável preço real de fertilizantes; apesar do pequeno número de observações disponíveis para esse tipo de análise, a variável número de anos de escola completados mostrou-se significativa na explicação do consumo de fertilizantes por hectare. É possível que outras variáveis regionais, entre as quais a assistência técnica oficial desponta como importante, possam também contribuir para a explicação do uso de fertilizantes no Estado.

Pode-se verificar, assim que a ênfase dessa análise foi com respeito às variáveis econômicas que tenham um relevante papel na explicação do uso de fertilizantes na agricultura paulista; para algumas dessas variáveis fica imediatamente aparente o potencial de ação das autoridades governamentais no sentido de criar os estímulos necessários para uma maior utilização. Um exemplo positivo dessa atuação pode ser encontrado no programa governamental de crédito para a aquisição desse e de outros insumos agrícolas; tal programa em grande parte eliminou (a partir de 1967) o problema de disponibilidade financeira, que impedia a adoção de práticas modernas na agricultura.

Os resultados acima obtidos indicam a existência de áreas adicionais para uma efetiva atuação do setor público em termos de política agrícola. A curto prazo, destaca-se a eliminação das distorções afetando o preço real de fertilizantes para os agricultores brasileiros, medida que, se tomada, traria uma melhoria das condições de lucratividade no uso desse insumo; a médio e longo prazos, destacam-se os investimentos públicos nas áreas de pesquisa agrônômica, assistência técnica e educação rural, como importantes em termos de um mais acelerado desenvolvimento agrícola.

## FERTILIZER USE AND THE MODERNIZATION OF SÃO PAULO'S AGRICULTURE

### SUMMARY

The objective of this research is to study fertilizer use in the State of São Paulo; an attempt was made to identify and quantify the effects of the main explanatory variables in the fertilizer demand, with two approaches: time series and cross section; with the latter, land prices and rural education were introduced as variables. With respect to fertilizer prices, not only the relevant picture for farmers was presented, but also the situation affecting the domestic industry.

In terms of possible action by the public sector, the results indicate that increases in fertilizer use could be obtained by eliminating distortions affecting real fertilizer prices for farmers. In the long-run, public investment in rural education is emphasized as an important strategy for agricultural development.

## LITERATURA CITADA

1. BERGSMAN, Joel. Brazil: industrialization and trade policies. London, Oxford Univ., 1970.
2. BIWANGER, H. P. A cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitution. *Am. Jour. Agric. Econ.*, 56(2):377-386, may 1974.
3. CIBANTOS, J. S. Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1972. (Dissertação de doutoramento não publicada).
4. COWLING, K. D. et alii. Resource structure of agriculture: an economic analysis. Oxford, Pergamon, 1970.
5. GRILICHES, Z. Demand for fertilizers: an economic interpretation of technical change. *Jour. Farm Econ.*, 42(2):591-606, may 1959.
6. ———. Demand for fertilizers in 1954: an interstate study. *Jour. Am. Stat. Ass.*, 54 (286):377-384, june 1959.
7. ———. A note on serial correlation bias in estimates of distributed lags. *Econometrica*, 29 (1):65-73, jan. 1961.
8. ———. Distributed lags: a survey. *Econometrica*, 35 (1):16-49, jan. 1967.
9. HAYAMI, Y. Demand for fertilizer in the course of Japanese economic development. *Jour. Farm Econ.*, 46 (4):766-779, nov. 1964.
10. HOMEM DE MELO, F. B. O Brasil e o mercado internacional de carne bovina, milho e soja. *Agricultura em São Paulo*, 21 (3):1-39, 1974.
11. ———. A política de fertilizantes e seu uso em São Paulo. São Paulo, Secretaria da Agricultura, Instituto de Economia Agrícola, 1974. (Relatório preliminar não publicado, Projeto IEA/1).
12. HSU, R. C. The demand for fertilizer in a developing country. *Econ. Dev. Cult. Change*, 20 (2):299-309, feb. 1972.
13. HUANG, D. S. Regression and econometric methods. New York, J. Wiley, 1970.
14. HUFFMAN, W. E. Decision making: the role of education. *Am. Jour. Agric. Econ.*, 56 (1):85-97, feb. 1974.

15. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Prognóstico 74-75. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1974.
16. JOHNSON, D. G. World agriculture in disarray. London, Fontana-Collins, 1973.
17. LORENZ, E. Panorama dos defensivos no Brasil. Porto Alegre, SOBER, 1974.
18. METCALF, D. & COWLING, K. Demand functions for fertilizers in the United Kingdom, 1948-65. Jour. Agric. Econ., 28 (3):375-386, sept. 1967.
19. NELSON, W. C. An economic analysis of fertilizer utilization in Brazil. Columbus, Ohio State Univ., 1971. (dissertação de Ph. D. não publicada).
20. NERLOVE, M. Distributed lags and estimation of long-run elasticities of supply and demand. Jour. Farm. Econ., 40 (2):301-314, may 1958.
21. NIEUWOUDT, W. L. & BEHRMAN, H. I. Demand functions for fertilizer in South Africa. (Publicação não identificada, s.n.t.).
22. PESCARIM, R. M. C. Relações estruturais da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1974. (dissertação de mestrado não publicada).
23. TIMMER, C. P. The demand for fertilizer in developing countries. Stanford Univ., 1974. (Working Paper, 5- Stanford Rice Project).
24. WALLIS, K. F. Lagged dependent variables and serially correlated errors. Rev. Econ. Stat., 49 (4):555-567, nov. 1967.
25. WELCH, F. Education in production. Jour. Pol. Econ., 78 (1): 35-59, jan. 1970.