

ANÁLISE ECONÔMICA DE EXPERIMENTOS DE ADUBAÇÃO NA CULTURA DE ALGODÃO (1)

José Roberto Viana de Camargo

O presente estudo analisa a determinação de doses ótimas econômicas de adubos minerais a partir de dados experimentais. Analisaram-se 11 ensaios fatoriais 3^3 de adubação NPK da cultura de algodão conduzidos na região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo, 1957-60. Chegou-se à conclusão de que, para se ter uma análise econômica mais confiável dos experimentos, seria necessário, já na fase de delineamento e montagem dos ensaios, levar em conta esse objetivo, de forma a se oferecerem maior número e melhores informações para este tipo de análise.

1 - INTRODUÇÃO

A agricultura nos últimos anos vem sofrendo processos de transformações estruturais condicionados por uma série de fatores. Dentre estes, destaca-se o acentuado aumento no consumo aparente de fertilizante, tornando, portanto, necessárias informações referentes ao uso racional deste insumo.

A função de resposta da produção, obtida a partir de dados experimentais, é um instrumental utilizado na determinação de níveis econômicos de uso do adubo, a serem recomendados ao agricultor.

(1) O autor agradece a colaboração dos Engenheiros Agrônomos Caio T. Yamaguishi, Toshio Igue e Fernando Antonio de Almeida Séver. Liberado para publicação em 29/12/80.

1.1 - Objetivos

O presente estudo tem como objetivo analisar a determinação de doses ótimas de adubos minerais, em termos econômicos, a partir de dados experimentais.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

2.1 - Material

Os dados utilizados neste estudo fazem parte de 320 ensaios fatoriais 3^3 de adubação NPK na cultura de algodão, conduzidos pelo Instituto Agrônomo de Campinas, e instalados em diversas regiões do Estado de São Paulo, nos anos agrícolas 1957/58 a 1959/60 (2).

No presente estudo, a fim de se dar homogeneidade maior aos ensaios e obter uma análise mais específica, os dados foram separados por região. A Região de Ribeirão Preto foi escolhida devido à sua importância na produção algodoeira do Estado. Também levou-se em consideração o tipo de solo no qual havia sido realizado o ensaio. A escolha recaiu no tipo "Latossol Roxo" por ser generalizado na região. Resultou, assim, um total de 13 ensaios. A seguir, realizando-se análise de variância de cada ensaio, foram eliminados: 2 que apresentavam quadrados médios de resíduos bem discrepantes em relação aos demais.

Portanto, 11 ensaios foram escolhidos para análise, neste estudo.

Tratando-se de ensaio fatorial 3^3 , as doses dos nutrientes empregados foram:

N: zero, 30 e 60 kg/ha;

P₂O₅: zero, 45 e 90kg/ha; e

K₂O: zero, 30 e 60kg/ha.

(2) Estes experimentos serviram como fonte de dados para o desenvolvimento de trabalho realizado por FUZATTO et alii (1) que, em 1970, analisou 172 ensaios dos 320 acima referidos; a eliminação de 148 ensaios da amostra original, seguindo critérios adotados pelos autores, deveu-se ao fato de os mesmos apresentarem rendimentos menores que 161 arrobas/alqueire ou coeficiente de variação superior a 22%.

Considerou-se, para o algodão em caroço, o preço pago ao produtor na época da safra do ano agrícola 1973/74 e coletado pelo Instituto de Economia Agrícola. Para os nutrientes, o preço foi o do mês de setembro de 1973, época de plantio do algodão, ajustado para a época da safra pelo índice do IEA de preços pagos pela agricultura.

2.2 - Métodos

A função de produção de um produto representa uma relação técnica entre a quantidade produzida do mesmo e o nível de uso de um ou mais fatores. Essa relação técnica pode ser representada por diferentes modelos, sendo que sua escolha depende das características do processo produtivo e dos objetivos de análise.

HEADY (2) ao fazer considerações sobre o ajustamento da função de produção aos ensaios de adubação ressalta que o maior problema é o da determinação do modelo matemático da função. As variações do solo, clima e cultura fazem com que não seja possível determinar um só modelo.

VIEIRA (8), ao fazer estudo comparativo das funções quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich, aplicadas na análise de ensaios de adubação, concluiu que as regressões polinomiais devem ser usadas quando, na análise estatística dos ensaios fatoriais, as interações dos nutrientes se apresentarem significativas.

HEADY & DILLON (3) consideram que o modelo quadrático se adapta bem ao caso de análise de fertilizantes quando não se considera a quantidade de nutrientes já existentes no solo.

Não tendo, portanto, indicação exata de um modelo econométrico definitivo, testou-se dois modelos: quadrático e raiz quadrada.

2.2.1 - Ajustamento das funções

As funções ajustadas foram:

a) Modelo quadrático

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_4 X_1^2 + b_5 X_2^2 + b_6 X_3^2 + b_7 X_1 X_2 + b_8 X_1 X_3 + b_9 X_2 X_3 + e$$

b) Modelo raiz quadrada

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_4 \sqrt{X_1} + b_5 \sqrt{X_2} + b_6 \sqrt{X_3} + b_7 \sqrt{X_1 X_2} + b_8 \sqrt{X_1 X_3} + b_9 \sqrt{X_2 X_3} + e;$$

onde:

- Y = Produção de algodão, em kg;
- X₁ = Dose de nitrogênio, em kg;
- X₂ = Dose de fósforo, sob a forma de P₂O₅, em kg;
- X₃ = Dose de potássio, sob a forma de K₂O, em kg;
- e = erro

2.2.2 - Testes estatísticos dos parâmetros

A priori, acreditando-se que o efeito da adubação sobre a produção seja positivo, no caso do termo linear e interativo testou-se a seguinte hipótese nula:

$$H_0: b_i = 0;$$

contra a alternativa,

$$H_A: b_i > 0.$$

Por outro lado, no caso do termo curvilíneo, ou seja X_i^2 ou $\sqrt{X_i}$, testou-se outra hipótese, esperando-se encontrar uma função de forma côncava em relação ao eixo das abcissas:

$$H_0: b_i = 0; e$$

$$H_A: b_i < 0.$$

2.2.3 - Condições de máxima eficiência econômica

A máxima eficiência econômica é obtida quando a receita líquida é máxima.

Pressupondo-se condições de competição perfeita, tanto no mercado de fatores como no mercado de produtos, e capital ilimitado, a função receita líquida pode ser definida como:

RL = RT - CT, onde:

RL = Receita Líquida;

RT = Receita total = $Y \cdot P_Y$;

CT = Custo total = $X_i \cdot P_{X_i} + C$ fixo;

$$RL = Y P_Y - \left(\sum_{i=1}^n X_i P_{X_i} + C \right); e$$

$$X_i > 0 \quad (i = 1, 2, 3).$$

A condição necessária para receita líquida máxima é:

$$\frac{\partial RL}{\partial X_i} = 0 \quad (i = 1, 2, 3).$$

As condições de segunda ordem, que juntamente com a anterior constituem as condições suficientes para maximização, são:

$$a) \quad \frac{\partial^2 Y}{\partial X_i^2} < 0 \quad (i = 1, 2, 3);$$

$$b) \quad D_1 = \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1^2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_2} \\ \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2^2} \end{vmatrix} > 0; e$$

$$c) \quad D_2 = \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1^2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_3} \\ \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2^2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2 \partial X_3} \\ \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_3} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2 \partial X_3} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_3^2} \end{vmatrix} < 0.$$

3 - RESULTADOS E CONCLUSÕES

Inicialmente, foram ajustadas as duas funções com os dados referentes aos 11 ensaios, ou seja, um total de 297 observações.

Os resultados não foram satisfatórios, pois o coeficiente de determinação foi da ordem de 2%, tanto para o modelo quadrático como para o de raiz quadrada, não "explicando" praticamente nada da variação de Y (produção). Portanto, não se pode, a partir da equação estimada, fazer qualquer análise.

Optou-se, então, por trabalhar com as médias de cada parcela dos 11 ensaios, ficando portanto com um total de 27 observações, pois desta maneira se elimina dos resíduos a variância dentro do tratamento, e, conseqüentemente, o valor do coeficiente de determinação tende a se elevar.

Chegou-se aos seguintes resultados:

a) modelo raiz quadrada

$$\hat{Y} = 1587,271 + 1,5971X_1 - 0,0337X_2 - 0,5042X_3 + 12,3791 \sqrt{X_1} + 35,2442 \sqrt{X_2} + 30,7053 \sqrt{X_3} + 2,9164 \sqrt{X_1 X_3} - 0,5915 \sqrt{X_2 X_3}$$

O quadro 1 apresenta um sumário dos resultados estatísticos obtidos. Embora considerado bom em termos de representatividade ($R^2 = 83,22\%$), este modelo não apresentou as características adequadas para maximização, pois o sinal positivo encontrado para a estimativa do coeficiente de regressão do termo linear da variável nitrogênio indica a impossibilidade de maximizar a função em relação a esta variável (5).

QUADRO 1. - Resultados Estatísticos da Equação de Regressão Raiz Quadrada Ajustada à Média de 11 Ensaios de Adubação em Algodão Região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo, 1957-60

Variável	Coefficiente de regressão	Teste "t" de Student
X ₁	1,5971	0,4394
X ₂	- 0,0337	- 0,0139
X ₃	- 0,5042	- 0,1387
$\sqrt{X_1}$	12,3791	0,4129
$\sqrt{X_2}$	35,2442	1,4398 **
$\sqrt{X_3}$	30,7053	1,0242 *
$\sqrt{X_1 X_2}$	2,1248	1,3286 **
$\sqrt{X_1 X_3}$	- 2,9164	- 1,4890 **
$\sqrt{X_2 X_3}$	- 0,5515	- 0,3699
Constante: A = 1587, 2717		
Coeficiente de		
Determinação: R ² = 0,8322		
Valor de F = 9,36 ****		

**** Indica significância ao nível de 1%

** Indica significância ao nível de 10%

* Indica significância ao nível de 20%

b) modelo quadrático

$$\hat{Y} = 1618,4541 + 3,6537X_1 + 7,1256X_2 + 4,1628X_3 - 0,0195X_1^2 - 0,0407X_2^2 - 0,0261X_3^2 + 0,0349X_1X_2 - 0,0345X_1X_3 - 0,0038X_2X_3$$

Os resultados estatísticos da equação são apresentados no quadro 2.

Com a relação à análise preliminar de maximização, a equação apresenta os termos quadráticos com sinais negativos e os lineares positivos, não impossibilitando de início a sua análise, como foi o caso do modelo raiz quadrada.

Os coeficientes das variáveis X_1^2 , X_3^2 e $X_2 X_3$ não são estatisticamente significantes. Portanto, não se deve rejeitar a hipótese nula. De qualquer forma, estas variáveis serão mantidas na equação devido aos seguintes motivos: a) JOHNSTON (4) assinala que muitas vezes incorretamente se elimina uma variável devido a seu coeficiente não ser significativamente diferente de zero, quando na situação verdadeira ele tem algum efeito, o que não foi possível constatar na amostra; b) de início, quando da escolha da equação quadrática, postulou-se a existência das interações entre os nutrientes e, portanto, não se pode eliminar a variável $X_2 X_3$. Com relação aos termos quadráticos, é necessária a sua permanência na equação, a fim de que se possa maximizar a função e analisá-la economicamente; e c) existe a possibilidade da não significância desses coeficientes ser devida a problemas de alta correlação entre as formas linear e quadrática das variáveis.

A análise dos nutrientes N (X_1) e k_2O (X_3) deve ser cautelosa, pois segundo ZAGATTO & PIMENTEL GOMES (9) não se deve confiar em doses ótimas obtidas a partir de polinômios, onde os termos de 2º grau não se apresentam estatisticamente significativos.

3.1 - Níveis Ótimos dos Fatores

Conforme viu-se no capítulo anterior, obtém-se o nível ótimo econômico quando se maximiza a função receita líquida:

$$RL = YP_y - \left(\sum_{i=1}^3 X_i P_{X_i} + C \right),$$

QUADRO 2. - Resultados Estatísticos da Equação de Regressão Raiz Quadrada Ajustada à Média de 11 Ensaios de Adubação em Algodão Região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo, 1957-60

Variável	Coefficiente de regressão	Teste " t " de Student
X ₁	3,6537	1,0566 ⁺
X ₂	7,1256	3,0909 *** **
X ₃	4,1628	1,2038 *
X ₁ ²	-0,0195	-0,3923
X ₂ ²	-0,0407	-1,8368 ***
X ₃ ²	-0,0261	-0,5233
X ₁ X ₂	0,0349	1,4867 **
X ₁ X ₃	-0,0345	-0,9788
X ₂ X ₃	-0,0038	-0,1617 ⁺
Constante = 1618,4541		
Coefficiente de		
Determinação: R ² = 0,8245		
Valor de F = 8,87 ****		

**** Indica significância ao nível de 1%

*** Indica significância ao nível de 5%

** Indica significância ao nível de 10%

* Indica significância ao nível de 20%

+ Indica significância ao nível de 30%

onde:

Y = produção estimada;

P_y = Cr\$2,78/kg de algodão;

P_{x_1} = Cr\$2,70/kg de N;

P_{x_2} = Cr\$2,07/kg de P_2O_5 ;

P_{x_3} = Cr\$0,96/kg de K_2O ;

X_1 , X_2 e X_3 são quantidades de N, P_2O_5 e K_2O respectivamente, em quilos; e

C = custo fixo, em cruzeiro.

Substituindo-se os valores na equação anterior tem-se:

$$RL = 4499,30 + 7,46X_1 + 17,74X_2 + 10,61X_3 - 0,05X_1^2 - 0,11X_2^2 - 0,07X_3^2 + 0,10X_1X_2 - 0,09X_1X_3 - 0,01X_2X_3 - C.$$

As condições necessárias e suficientes para que esta função tenha máximo são:

$$\frac{\partial Y}{\partial X_i} = \frac{P_{x_i}}{P_y} \quad (i = 1, 2, 3)$$

$$3,6537 - 0,0390X_1 + 0,0349X_2 - 0,0345X_3 = 0,9710;$$

$$7,1256 + 0,0349X_1 - 0,0814X_2 - 0,0038X_3 = 0,7446; \text{ e}$$

$$6,1628 - 0,0345X_1 - 0,0038X_2 - 0,0522X_3 = 0,3464.$$

Resolvendo este sistema de equações tem-se a seguinte solução:

$$X_1 = 2820,64;$$

$$X_2 = 1225,56; \text{ e}$$

$$X_3 = 2026,54.$$

As condições de 2ª ordem são:

$$a) \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1^2} = -0,0390 < 0,$$

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial X_2^2} = -0,0814 < 0,$$

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial X_3^2} = -0,0522 < 0,$$

b) $D_1 = 0,002 > 0$; e

c) $D_2 = 0,000005 > 0$.

Isto mostra que a função tem ponto de sela, portanto, os valores encontrados para X_1 , X_2 e X_3 não representam as doses ótimas econômicas.

PIMENTEL GOMES (3) sugere para este caso a obtenção do máximo dentro da região estudada e isto somente se consegue mediante uma análise do comportamento da função dentro dos intervalos do ensaio.

MORAES (6), ao analisar um ensaio de adubação com níveis não equidistantes, obteve uma função receita líquida com ponto de sela. No caso, então, determinou-se o ponto de máximo absoluto dentro do intervalo de variação dos nutrientes usados no ensaio, baseando-se para tanto nos valores assumidos pela função receita líquida para as diversas combinações de X_1 , X_2 e X_3 , bem como na representação gráfica dos cortes na superfície.

3.2 - Níveis Ótimos dos Nutrientes em Cortes de Superfície

Os cortes foram feitos fixando um ou dois nutrientes nas doses usadas no experimento, como segue:

a) fixando um nutriente:

fixando X_1 , X_2 ou X_3 , encontra-se para os três casos pontos de máximos. No quadro 3, pode-se observar os valores obtidos para os fatores não fixados.

QUADRO 3. - Níveis Ótimos dos Fatores N, P ou K quando se Fixa um dos Nutrientes, Ano Agrícola 1973/74

Nível fixado dos nutrientes (kg)	Nível ótimo dos outros dois fatores (kg)	
Nitrogênio (N)	Fósforo (P ₂ O ₅)	Potássio (K ₂ O)
0	75,52	67,58
30	92,00	49,93
60	102,93	25,94
Fósforo (P ₂ O ₅)	Nitrogênio (N)	Potássio (K ₂ O)
0	9,94	66,52
45	113,80	- 5,35
90	217,66	- 77,23
Potássio (K ₂ O)	Nitrogênio (N)	Fósforo (P ₂ O ₅)
0	- 2,24	79,38
30	- 43,26	95,57
60	- 84,29	111,75

Fonte: Função receita obtida a partir da equação de regressão quadrática ajustada à média de 11 ensaios de adubação em algodão, Região de Ribeirão Preto, 1957-60.

b) fixando dois nutrientes:

fixando X₁ e X₂, X₁ e X₃, ou X₂ e X₃, encontra-se também ponto de máximo para as três combinações. Nos quadros 4 a 6, apresentam-se todas as doses ótimas obtidas para cada par de níveis fixados.

QUADRO 4. - Níveis Ótimos do Fator K quando se Fixa os Nutrientes N e P, Ano Agrícola 1973/74

Nível dos nutrientes fixado em kg		Nível ótimo Potássio (k_2O)
Nitrogênio (N)	Fósforo (P_2O_5)	(em kg)
0	0	73,09
30	0	53,27
60	0	33,46
0	45	69,80
30	45	49,99
60	45	30,18
0	90	63,23
30	90	46,70
60	90	26,92

Fonte: Função receita líquida obtida a partir da equação de regressão quadrática ajustada à média de 11 ensaios de adubação em algodão, Região de Ribeirão Preto, 1957-60.

QUADRO 5. - Níveis Ótimos do Fator P quando se Fixa os Nutrientes N e P, Ano Agrícola 1973/74

Nível dos nutrientes fixado em kg		Nível ótimo de Fósforo (P_2O_5)
Nitrogênio (N)	Potássio (k_2O)	(em kg)
0	0	78,42
30	0	91,29
60	0	104,15
0	30	77,02
30	30	89,88
60	30	102,75
0	60	75,61
30	60	88,47
60	60	55,50

Fonte: Função receita líquida obtida a partir da equação de regressão quadrática ajustada à média de 11 ensaios de adubação em algodão; Região de Ribeirão Preto, 1957-60.

QUADRO 6. - Níveis Ótimos do Fator N quando se Fixa os Nutrientes P e K, Ano Agrícola 1973/74

Nível dos nutrientes fixado em kg		Nível ótimo de Nitrogênio (N) (em kg)
Nitrogênio (N)	Potássio (k ₂ O)	
0	0	68,79
45	0	109,06
90	0	149,33
0	30	42,35
45	30	82,52
90	30	122,79
0	60	15,71
45	60	55,98
90	60	96,25

Fonte: Função receita líquida obtida a partir da equação de regressão quadrática ajustada à média de 11 ensaios de adubação em algodão, Região de Ribeirão Preto, 1957-60.

Com base nos cortes de superfície e dentro do intervalo de variação das quantidades de nutrientes usadas no ensaio, o ponto que corresponde à maior receita líquida, ou seja, o máximo absoluto, define-se pelos valores:

$$X_1 = 60,00\text{kg/ha de N}$$

$$X_2 = 90,00\text{kg/ha de P}_2\text{O}_5$$

$$X_3 = 26,92\text{kg/ha de k}_2\text{O}$$

Sendo os valores de X_1 e X_2 iguais às doses máximas de nutrientes usadas no ensaio.

Portanto, isso leva a sugerir que em estudos posteriores deve-se observar intervalos mais amplos de variações entre as doses, de modo a ampliar as possibilidades de análise. Maior amplitude proporcionará, provavelmente, maiores possibilidades de que os termos quadráticos apresentem coeficientes significativos e, portanto, de determinação de

um ponto de receita líquida máxima de maior confiabilidade.

Acredita-se que com essas indicações cumprem-se as finalidades a que se propôs este estudo. Fica evidente a importância de, ao se montar um ensaio, já se ter em mente o objetivo de análise econômica, considerando-se as exigências que esse objetivo impõe.

LITERATURA CITADA

- 1 - FUZATTO, M. G. et alii - *Estudo técnico-econômico da adubação do algodoeiro no Estado de São Paulo*. Campinas, Instituto Agrônomo de Campinas, Projeto BNDE/ANDA/CIA, nº 1, 1970.
- 2 - HEADY, E.O. - Methodological problems in fertilizer use. Em BAUM, HEADY and BLACKMORE: *Methodological procedures in the economic analysis of fertilizer use data*. Ames Iowa, 3-21, 1956.
- 3 - _____ & DILLON, J.L. *Agricultural production functions*. Ames, Iowa State University, 1964.
- 4 - JOHNSTON, J. - *Econometric Methods*. New York, McGraw, 1972.
- 5 - LANZER, A. - *Análise Econômica de um Grupo de Experimentos de Fertilização e Calagem do Solo na Cultura do Trigo*, Rio Grande do Sul. Porto Alegre, IEPE/FCE/UFRGS, 1970.
- 6 - MORAES, R.S. - *Superfície Polinomial de Resposta num Ensaio de Adubação com Níveis não Equidistantes*. Piracicaba, SP, ESAPO/USP, 1969. (Tese Doutorado).
- 7 - PIMENTEL GOMES, F. - *Aspectos do Estudo Econômico de Ensaio de Adubação*. *Fertilité*, nº 34, 1969.
- 8 - VIEIRA, S. et alii - *Estudo Comparativo de Três Funções na Análise Econométrica de Experimentos de Adubação*. Piracicaba, Convênio ESCO/MAESALQ/USP, 1971.
- 9 - ZAGATTO, A. e PIMENTEL GOMES, F. - *Aspectos Econômicos da Adubação*. Em Malavolta, E., *Manual de Química Agrícola - Adubos e Adubação*, Ed. Agrônoma "Ceres", São Paulo, 1967.

ECONOMIC ANALYSIS OF FERTILIZER EXPERIMENTS IN COTTON CROP IN THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

The present paper analyzes the determination of optima economic doses of mineral fertilizers on the basis of experimental data. Eleven factorial 3^3 NPK experiments in cotton crop in the area of Ribeirão Preto, State of São Paulo, were analyzed along a 4 years period (1957-60). The results indicated that, if a satisfactory degree of confidence is to be achieved, it will be necessary to take into account that specific aim (economic analysis) in the initial phases of the experiment, so that better and more adequate information can be collected.