

ANÁLISE ECONÔMICA DO EMPREGO DE FERTILIZANTES NA CULTURA DE MILHO¹

MARIA APARECIDA ANSELMO TARSITANO e RODOLFO HOFFMANN²

RESUMO - Este estudo teve como principal objetivo analisar um experimento de milho em "solos de cerrado". Os tratamentos utilizados foram: 20, 80 e 140 kg/ha de N ou K₂O e 30, 100 ou 170 kg/ha de P₂O₅, em esquema fatorial 3³ com N, P e K com 3 blocos incompletos, com 9 parcelas cada um. Foram estimadas funções de produção quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich e de acordo com as funções estimadas, determinadas as quantidades ótimas de nutrientes e seus respectivos intervalos de confiança para diferentes relações de preços.

Termos para indexação: modelos quadráticos, raiz quadrada, Mitscherlich, doses econômicas.

ECONOMIC ANALYSIS OF THE USE OF FERTILIZERS ON THE CORN CROP

ABSTRACT - A corn field experiment was conducted in a soil previously under "cerrado" vegetation. The treatments utilized were: 20, 80 and 140 kg/ha of both N and K₂O and 30, 100 and 170 kg/ha of P₂O₅, design on a 3³ factorial, with N, P, K with 3 incomplete blocks, each with 9 part. The date collected was analysed to determine the quadratic, square root and Mitscherlich functions. The optimum rate of fertilizer application for the crop studied and their respective confidence intervals was determined in relation to various price relationships.

Index terms: model quadratic, square root, Mitscherlich, economic rates.

INTRODUÇÃO E OBJETIVOS

Um dos aspectos do desenvolvimento agrícola no Brasil tem sido o acréscimo na área cultivada. Isto se deve à existência de uma relativa disponibilidade de terras em regiões novas e aos elevados preços da terra nas regiões tradicionais de cultivo.

Entre as regiões do Brasil, o "cerrado" constitui a região de maior potencial na expansão do setor agropecuário. São mais de 1,5 milhões de km², ou seja, cerca de 25% do território nacional, cobertos pela vegetação típica de cerrados. Deste total, 80% se localizam nos Estados de Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso, área geoeconômica para a qual se orientam prioritariamente os esforços e as pesquisas para incorporação do cerrado no processo produtivo (IPEA, 1973).

As informações disponíveis sobre o cultivo de milho em cerrado referem-se, em

¹ Recebido em 25 de maio de 1984.

Aceito para publicação em 18 de junho de 1985.

Parte da Tese de Mestrado do primeiro autor, apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" - USP, Piracicaba.

² Respectivamente: Eng.^a Agr.^a MSc do Departamento de Agricultura da FEIS-UNESP - Av. Brasil Centro, 56 - CEP 15378 - Ilha Solteira, SP e Eng.^o Agr.^o Dr. Prof. Titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, Piracicaba. Caixa Posta 9 - CEP 13400 - Piracicaba, SP.

sua grande parte, à fertilidade do solo. Nesta área já foram realizados inúmeros trabalhos que evidenciam a importância da adubação fosfatada, da correção da acidez do solo, enfim, da deficiência quase que generalizada de macro e micronutrientes; sendo restrito, no entanto, o conhecimento técnico-econômico que permitisse maior eficiência e menores custos aos agricultores que modernizassem suas atividades.

Conforme Vilas (1980) é de conhecimento geral que o agricultor usa de racionalidade econômica na adoção de uma dada tecnologia. Assim, a utilização de qualquer insumo relevante ao processo produtivo é viável ou não, dependendo de certas relações de preços de insumo e do produto. Portanto, relações econômicas desfavoráveis podem explicar a não adoção de vários resultados tecnicamente positivos, de pesquisa e experimentação.

A importância de tal estudo vem se acentuando, principalmente nos últimos anos, quando os preços dos fertilizantes tendem a crescer relativamente mais que os preços dos produtos. Daí a necessidade de os agricultores utilizarem tais insumos eficientemente para minimizarem os custos variáveis por unidade produzida.

O objetivo geral do trabalho é ajustar, a dados experimentais, funções de produção e utilizá-las em análise econômica da cultura de milho.

Especificamente, o que se pretende é: a) estimar funções de produção dos tipos Quadrática, Raiz Quadrada e Mitscherlich e comparar os resultados com base nas estatísticas obtidas; b) estudar, de acordo com as funções de produção estimadas, as quantidades ótimas econômicas de nutrientes para diferentes relações de preços dos fatores e dos produtos.

MATERIAL E MÉTODOS

Material

Tendo em vista o objetivo proposto, foi escolhida uma área experimental no Campus de Ilha Solteira, localizada no município de Selvíria, Estado de Mato Grosso do Sul.

Os tipos de solos encontrados no Campus de Ilha Solteira são o Latossol Vermelho-Escuro e o Latossol Vermelho-Amarelo, os quais, segundo o Relatório Técnico Anual 76 da EMBRAPA (1976), abrangem 52% das áreas de cerrado.

Esses tipos de solos apresentam, em condições naturais, baixo pH, alta saturação de alumínio, baixo conteúdo de cálcio, magnésio e fósforo.

Antes da instalação do ensaio o solo foi analisado quimicamente e os resultados obtidos se encontram expressos a seguir:

pH	μ g/ml de T.F.S.A.		emg/100 ml de T.F.S.A.	
	P	K	Al	Ca + Mg
H ₂ O 4,5	7	70	0,4	2,9

Além de o pH do solo estar baixo (o ideal seria em torno de 6), os valores encontrados para o fósforo situam-se na faixa de baixo (4 a 7) e para o potássio na faixa de médio (61 a 100).

O experimento foi instalado no ano agrícola 1981/82 e a cultivar de milho utilizada foi Hmd 7974.

O delineamento experimental utilizado foi em blocos ao acaso, obedecendo ao esquema fatorial 3³ para N, P e K, isto é 3 fatores e 3 níveis, com confundimento de dois graus de liberdade correspondente à interação tripla N, P, K pelo modo designado por Yates como W.

Os 27 tratamentos foram distribuídos em 3 blocos incompletos, com 9 parcelas cada um. Como havia 2 repetições dos 27 tratamentos, o ensaio tinha um total de 6 blocos. Os 3 níveis de N e K₂O utilizados foram 20, 80 e 140 kg/ha e os 3 níveis de P₂O₅ foram 30, 100 e 170 kg/ha.

As fontes de nutrientes foram: sulfato de amônia para N, cloreto de potássio para K₂O e superfosfato simples para P₂O₅. A aplicação dos adubos foi efetuado no dia 8 de novembro de 1981, um dia antes do plantio em sulcos.

A unidade experimental constituiu-se de 6 linhas de 8 m com espaçamento de 0,90 m. A área ocupada por parcela foi de 43,2 m², dando para um bloco a área de 389 m² e para o experimento 2.334 m².

Devido à já constatada deficiência de micronutrientes em regiões de cerrado, todos os tratamentos receberam no plantio uma adubação básica de 40 kg de FTE BR-9. Com base na análise do solo, foi aplicado calcário dolomítico (PRNT = 60%) a lanceo à razão de 3 t/ha, dois meses antes do plantio.

Métodos

Modelos

Inicialmente foram ajustadas superfícies de produção quadrática aos dados do

ensaio de milho:

$$y = \partial + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{33} X_3^2 + \beta_{12} X_1 X_2 + \beta_{13} X_1 X_3 + \beta_{23} X_2 X_3 + E$$

onde: y = produção de milho em kg/ha

∂ = termo constante

$\beta_1 \dots \beta_{23}$ = coeficientes de regressão

X_1 = doses de nitrogênio por hectare

X_2 = doses de P_2O_5 por hectare

X_3 = doses de K_2O por hectare

E = erros aleatórios independentes com média zero e variância (σ^2) constante.

Ajustou-se também (separadamente), funções de produção quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich para cada tipo de nutriente:

$$y = \partial + \beta_1 X + \beta_{11} X^2 + E$$

X = doses de N, P_2O_5 ou K_2O em hectare

∂ = termo constante

$\beta_1 \dots \beta_{11}$ = coeficiente de regressão

E = erros.

Espera-se encontrar as estimativas dos coeficientes dos termos lineares positivos e dos termos quadráticos negativos. O fato de o termo quadrático ser negativo indica que a lei dos rendimentos marginais decrescentes se faz presente.

$$\text{Raiz Quadrada: } y = \partial + \beta_1 X + \beta_2 \sqrt{X} + E$$

onde: y = produção de milho em kg/ha

X = doses de nitrogênio, P_2O_5 ou K_2O por hectare

∂ = termo constante

β_1 e β_2 = coeficientes de regressão

E = erros

Espera-se encontrar a estimativa de coeficiente do termo raiz quadrada positivo, que é a condição para que a função apresente rendimentos marginais decrescentes.

Mitscherlich:

$$y = \partial [1 - 10^{-\gamma (X + \delta)}] + E$$

onde: y = produção de milho em kg/ha

X = quantidade de N, P_2O_5 ou K_2O , em kg/ha

∂ = produção máxima teórica possível quando se aumenta indefinidamente a dose de um nutriente.

γ = coeficiente de eficácia

- δ = teor de nutriente contido no solo em forma assimilável pelas plantas
 E = erros.

Estimativas dos Modelos

Considerando a, b, c, d as estimativas de mínimos quadrados dos parâmetros ∂ , β , γ e δ respectivamente, e se y é a produtividade estimada, temos então as estimativas dos modelos adotados:

$$y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_{11} X_1^2 + b_{22} X_2^2 + b_{33} X_3^2 + b_{12} X_1 X_2 + b_{13} X_1 X_3 + b_{23} X_2 X_3$$

$$y = a + b_1 X + b_{11} X^2$$

$$y = a + b_1 X + b_2 \sqrt{X}$$

$$y = a [\{ (1 - 10^{-c(X+d)}) \}]$$

Para os modelos quadráticos e raiz quadrada as estimativas de seus parâmetros foram obtidas pelo método de mínimos quadrados ordinários.

Colocando o modelo de Mitscherlich na forma:

$$y = \alpha + \beta \rho^X + E$$

onde: α = produção máxima que pode ser atingida pelo uso do nutriente

β = aumento total na produção que pode ser atingido aumentando-se χ

ρ = constante definindo a proporção de incrementos sucessivos à produção

χ = quantidade de nutriente

com $\alpha > 0$; $\beta > 0$ e $|\rho| < 1$, conhecido como função de Spillman, podemos determinar as estimativas de mínimos quadrados de ∂ , β , e ρ pelo método de Gauss-Newton.

Sendo a, b, r as estimativas dos parâmetros α , β , e ρ , respectivamente, e \hat{y} a produtividade estimada, temos então a função de Spillman estimada: $\hat{y} = a + b r^X$.

Variáveis Binárias

Variáveis binárias (Dummy variables) são utilizadas para representar variáveis qualitativas ou mudanças súbitas no processo em análise. Em funções de produção, as variáveis binárias são usadas para representar alterações tanto no intercepto como na declividade da função. Em nosso estudo foram utilizadas essas variáveis somente para representar alterações no intercepto da função, devidas aos efeitos de blocos. Como temos 6 blocos (3 em cada um dos ensaios 3^3), esse blocos foram distinguidos através de 5 variáveis binárias.

Determinação das doses ótimas econômicas de fertilizantes

A renda líquida é dada por

$$\Pi = P_y Y - \sum P_{X_i} X_i - C$$

onde: C = custos fixos

y = quantidade do produto

P_{X_i} = preço unitário dos fertilizantes, incluindo custos variáveis de aplicação dos mesmos (Tabela 1)

P_y = preço unitário do produto pago ao agricultor

X_i = quantidade dos fatores

O preço básico do produto considerado para o cálculo da dose ótima econômica foi de Cr\$ 1.020,00/sc de 60 kg de milho (preços médios recebidos em julho de 1982).

Ressalte-se, entretanto, que neste trabalho foi determinado o nível economicamente ótimo do fator, para várias relações de preços, dentro de certo intervalo, delimitado com base nos preços acima.

TABELA 1. Estimativa de custo variável de aplicação de fertilizantes por hectare. Ano agrícola 1981/82.

Insumos	Quantidade	Preço unitário	Valor total
Nitrogênio (N)	60 kg	165,00	9.900,00
Fósforo (P_2O_5)	50 kg	170,00	8.500,00
Potássio (K_2O)	40 kg	100,00	4.000,00
Óleo Diesel	3,0 l	50,00	150,00
Mão-de-obra	1,0 h	81,35	162,00

Custo Total de Aplicação de:

Nitrogênio - Cr\$ 170,00 por kg

Fósforo - Cr\$ 176,00 por kg

Potássio - Cr\$ 103,00 por kg

Fonte: Preços obtidos no Campus de Ilha Solteira.

A condição necessária para que a renda líquida seja máxima, é que a derivada de Π com relação a X_i seja igual a zero.

$$\frac{d\Pi}{dX_i} = P_y \cdot \frac{dy}{dX_i} - P_{X_i} = 0 \qquad \frac{dy}{dX_i} = \frac{P_{X_i}}{P_y}$$

Para determinar as quantidades de nutrientes que maximizam os lucros, igualmente as produtividades marginais de cada nutriente com a relação entre o preço do fator e o preço do produto. Entretanto, segundo Vieira (1980), quando os custos de

colheita por unidade de produto forem variáveis, deve-se subtraí-los do preço do produto pago ao agricultor.

De acordo com a Tabela 1, estamos pressupondo que os custos de aplicação variam proporcionalmente com o aumento de cada nutriente aplicado no solo. Isto é, o preço final de cada nutriente, para o agricultor, poderá variar somente quando houver alteração de preços em um ou mais dos insumos constantes na Tabela 1, mas nunca pela variação da quantidade de cada nutriente aplicado no solo.

Obtidas as doses ótimas econômicas dos nutrientes, foram determinados os seus respectivos intervalos de confiança através de dois métodos. Um método se baseia na variância assintótica (para modelos não lineares, como o de Mitscherlich) de estimativa da dose econômica e o outro é dado pelo Teorema de Fieller³. Segundo Hoffmann & Vieira (1976), o método baseado no Teorema de Fieller é o mais apropriado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Resultados Experimentais

Na Tabela 3 são apresentados os rendimentos médios de milho em kg/ha.

O maior rendimento médio obtido foi de 4.030 kg/ha, quando os níveis de N, P₂O₅ e K₂O foram de 80, 170 e 80 kg/ha, respectivamente.

Nos 27 tratamentos dos dois ensaios, os resultados médios de produção variam de 1.907 kg/ha (menores níveis dos nutrientes estudados) a 4.030 kg/ha (tratamento de maior produção), observando-se um acréscimo superior a 50%. Convém considerar que isto não significa necessariamente que se deva atingir estes níveis de nutrientes para obtenção de uma produção tão elevada, uma vez que o nível ótimo de produção em relação a um fator variável dependerá da produtividade física marginal desse fator, do seu custo, do preço do produto e do próprio nível de utilização dos demais fatores.

Resultados Estatísticos e Doses Econômicas

Na análise de variância os efeitos dos tratamentos foram significantes ao nível de 5% de probabilidade (Tabela 2).

As estimativas das superfícies de produção para os modelos estudados apresentaram ponto de sela para a repetição 1 e para o conjunto das 2 repetições. Somente no caso da repetição 2 os termos lineares e quadráticos apresentaram os sinais esperados, ou seja, positivo e negativo, respectivamente, para os três nutrientes. O sinal negativo do termo quadrático indica que a lei dos rendimentos marginais decrescentes se fez presente.

³ Ver Hoffmann & Vieira (1977), p. 318.

TABELA 2. Análise de variância dos dados de produção em kg/ha.

Causa da variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
N	2	1.590.375,6	795.187,8	4,53*
P	2	2.332.674,4	1.166.337,2	6,64*
K	2	461.033,8	230.516,9	1,31
Interação N x P	4	1.366.633,7	341.658,4	1,95
Interação N x K	4	1.222.020,0	305.505,0	1,74
Interação P x K	4	1.233.565,5	308.391,4	1,76
Interação N x P x K (parte não confundida)	6	548.845,2	91.474,2	0,52
Tratamentos	(24)	8.755.148,2	364.797,84	2,08*
Blocos	5	4.897.222,5	979.444,50	5,58
Resíduo	24	4.213.206,0	175.550,3	
Total	53	17.865.576,7		

CV = 15,45%

* Estatisticamente significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

A equação de regressão quadrática ajustada para a repetição 2 foi (com estimativas dos respectivos desvios padrões apresentadas entre parênteses, abaixo dos coeficientes):

$$y = -2292,5 + 17,7C_1 + 602,6C_2 + 2854,4X_1 + 882,3X_2 + 1144,0X_3$$

$$(1663,0) \quad (243,8) \quad (243,8) \quad (952,3) \quad (952,3) \quad (952,3)$$

$$-587,5X_1^2 - 85,1X_2^2 - 171,5X_3^2 - 96,7X_1X_2 - 121,6X_1X_3 - 55,1X_2X_3$$

$$(211,2) \quad (211,2) \quad (211,2) \quad (149,3) \quad (149,3) \quad (149,3)$$

O coeficiente de determinação (R^2) do modelo obtido foi 0,60 e o valor do teste F da regressão foi 2,04 (significativo ao nível de 10%). O R^2 indica em que proporção as variações na produção de milho podem ser explicadas por tal ajustamento.

As equações de regressão quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich, ajustadas separadamente para todos os nutrientes, são apresentadas na Tabela 4.

Dentre os três nutrientes estudados, apenas no caso do nitrogênio os coeficientes apresentaram nas 2 repetições, o sinal esperado para determinação da dose ótima econômica.

Nas Tabelas 5 a 8 são dadas, para os três modelos considerados, as estimativas das doses econômicas de nitrogênio, fósforo e potássio, os intervalos de confiança com base na variância assintótica e no Teorema de Fieller e as estimativas da produção ótima de milho para várias relações de preços.

Analisando as Tabelas 5 a 8, notamos que a amplitude dos intervalos de confiança (com base na variância assintótica e no Teorema de Fieller) para as doses econô-

TABELA 3. Resultados obtidos para a cultura de milho (cultivar Hmd 7974). Ano agrícola 1981/82.

Combinação de doses de N, P ₂ O ₅ e K ₂ O em kg/ha	Produção de grãos em kg/ha		
	Repetição 1	Repetição 2	Média dos tratamentos
20 - 30 - 20	1860	1955	1907,5
20 - 30 - 80	1960	1565	1726,5
20 - 30 - 140	2895	2358	2626,5
20 - 100 - 20	2300	2358	2329,0
20 - 100 - 80	2750	2488	2619,0
20 - 100 - 140	2760	3250	3005,0
20 - 170 - 20	3260	2660	2960,0
20 - 170 - 80	2650	2710	2680,0
20 - 170 - 140	3000	2065	2532,5
80 - 30 - 20	3520	2458	2989,0
80 - 30 - 80	1850	2360	2105,0
80 - 30 - 140	2900	3154	3027,0
80 - 100 - 20	2100	2565	2332,5
80 - 100 - 80	2868	2810	2839,0
80 - 100 - 140	3300	3658	3479,0
80 - 170 - 20	2680	2850	2765,0
80 - 170 - 80	3610	4450	4030,0
80 - 170 - 140	3250	3000	3125,0
140 - 30 - 20	3160	2208	2684,0
140 - 30 - 80	3050	3458	3254,0
140 - 30 - 140	2960	1868	2414,0
140 - 100 - 20	2800	3062	2931,0
140 - 100 - 80	2650	2000	2325,0
140 - 100 - 140	2050	2100	2075,0
140 - 170 - 20	2960	2210	2585,0
140 - 170 - 80	3300	2968	3134,0
140 - 170 - 140	3680	2752	3216,0

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

micar de N, P e K é bem menor para o modelo raiz quadrada. Isso mostra que o modelo raiz quadrada permitiu obter estimativas de dose econômica mais precisas.

Quando se consideram os intervalos de confiança baseados na variância assintótica e no Teorema de Fieller, para a dose econômica de N na repetição 2, considerando o modelo raiz quadrada (Tabela 6), os resultados são bem semelhantes e de uma amplitude relativamente pequena, podendo-se mesmo indicar, para este caso, 35 kg/ha como dose econômica de nitrogênio.

As doses ótimas econômicas de fósforo e potássio, para os 3 modelos estudados, não são similares e os intervalos de confiança são bem discrepantes e muito amplos para que se possa indicar com segurança uma dose ótima econômica. Verifica-se

TABELA 4. Resultados estatísticos da equação de regressão ajustadas para a cultura de milho com 27 observações. Ano agrícola 1981/1982.

QUADRÁTICA			
	Repetição 1		Repetição 2
N	$Y = 2603,8 + 410,9 X - 117,2 X^2$		$Y = 2378,7 + 1242,6 X - 587,5 X^2$
P	$Y = 2683,8 - 363,4 X - 299,3 X^2$		$Y = 2376,0 + 408,1 X - 85,1 X^2$
K	$Y = 2737,7 - 109,0 X - 114,3 X^2$		$Y = 2480,6 + 447,3 X - 171,5 X^2$
RAIZ QUADRADA			
	Repetição 1		Repetição 2
N	$Y = 2603,8 - 106,7 X + 400,4 \sqrt{X}$		$Y = 2378,7 - 1350,7 X + 2005,8 \sqrt{X}$
P	$Y = 2683,8 + 958,0 X - 1022,1 \sqrt{X}$		$Y = 2376,0 + 32,2 X + 290,7 \sqrt{X}$
K	$Y = 2737,7 + 395,8 X - 390,5 \sqrt{X}$		$Y = 2480,6 - 309,6 X + 585,5 \sqrt{X}$
MITSCHERLICH			
	Repetição 1		Repetição 2
N	$Y = 2971,5 [1 - 10^{0,0116 (X + 78,21)}]$	P	$Y = 2988,4 [1 - 10^{0,00464 (X + 148,05)}]$

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

TABELA 5. Estimativa da dose econômica de Nitrogênio para o ensaio 1, intervalos de confiança e estimativa de produção ótima, em milho, para várias relações de preços. Ano agrícola 1981/82.

Relação de preço	Dose econômica em kg/ha	Estimativa da produção ótima em kg/ha	Intervalo de 90% de confiança para a dose econômica			
			Com base na variância assintótica		Com base no Teorema de Fieller	
Modelo quadrático						
8,0	2,4	2472,7	a/- 174,6	179,3	-∞	60,4
9,0	- 13,0 a/	2342,2	a/- 223,4	197,4	-∞	54,8
10,0	- 28,3 a/	2196,4	a/- 272,4	215,7	-∞	49,5
11,0	- 43,7 a/	2035,3	a/- 321,5	234,1	-∞	44,3
Modelo raiz quadrada						
8,0	26,9	2728,0	10,6	43,4	-∞	38,5
9,0	25,7	2717,6	11,4	40,3	-∞	36,5
10,0	24,8	2708,7	11,9	37,8	-∞	34,8
11,0	24,0	2701,1	12,6	35,6	-∞	33,4
Modelo Mitscherlich						
8,0	27,6	2672,1	a/- 53,9	109,2	-∞	+ ∞
9,0	23,2	2634,7	a/- 73,0	119,5	-∞	+ ∞
10,0	19,4	2597,2	a/- 90,0	129,0	-∞	49,1
11,0	15,8	2559,8	a/- 106,1	137,6	-∞	46,7

a/= Resultado sem sentido agrônômico.

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

TABELA 6. Estimativa da dose econômica de Nitrogênio para o ensaio 2, intervalos de confiança e estimativa de produção ótima, em milho, para várias relações de preços. Ano agrícola 1981/82.

Relação de preço	Dose econômica em kg/ha	Estimativa da produção ótima em kg/ha	Intervalo de 90% de confiança para a dose econômica			
			Com base na variância assintótica		Com base no Teorema de Fieller	
Modelo quadrático						
8,0	58,9	2937,7	41,7	76,1	18,9	71,1
9,0	55,8	2911,7	37,1	74,5	11,2	68,8
10,0	52,8	2882,6	32,4	73,1	3,2	66,6
11,0	49,7	2850,4	27,7	71,7	a/- 4,7	64,4
Modelo raiz quadrada						
8,0	38,0	3072,2	31,3	44,6	28,8	43,8
9,0	36,8	3062,7	30,3	43,4	27,8	42,5
10,0	35,8	3053,0	29,3	42,3	27,0	41,3
11,0	34,9	3043,2	28,5	41,3	26,3	40,3

a/- Resultado sem sentido agrônômico

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

também, a existência de "doses econômicas" negativas; para esses casos a recomendação é não adubar.

Comparando os intervalos de confiança baseados na variância assintótica e no Teorema de Fieller nas Tabelas 5 a 8, verificamos que na maioria dos casos os intervalos de confiança são bem discrepantes. Em apenas um caso (Tabela 5) a amplitude dos dois intervalos de confiança são bem similares. Lembrando Hoffman & Vieira (1976), quando houver discrepância entre os dois intervalos devemos adotar o intervalo de confiança baseado no Teorema de Fieller. Este teorema indica corretamente a indeterminação de um quociente quando o denominador da fração é estatisticamente diferente de zero. Nesse caso, o intervalo de confiança será constituído por todo campo real ($-\infty$ a $+\infty$) ou será constituído por dois sub-intervalos. Nesse último caso, apenas um dos sub-intervalos irá conter o valor de X que satisfaz as condições para renda líquida máxima e apenas esse sub-intervalo é apresentado na tabela. Deve-se ressaltar que a esse sub-intervalo não corresponde, evidentemente, o nível de confiança adotado de 90⁴.

É certo que as variâncias assintóticas também dão uma boa aproximação da variância de X quando o tamanho da amostra é suficientemente grande. Porém, é difícil estabelecer o tamanho de uma amostra para que ela possa ser considerada "suficientemente grande".

Reconsiderando o Teorema de Fieller, um ponto que deve ser ressaltado é que seu limite inferior nunca cresce quando se aumenta a relação de preços comportando-se de acordo com a lei de rendimentos marginais decrescentes. Por outro lado, Hoffmann & Vieira (1976) constataram casos em que o limite inferior do intervalo de confiança, baseado na variância assintótica, cresceu quando se aumentou a relação de preços. Em nosso caso isto foi verificado para a determinação da dose econômica de nitrogênio para a repetição 1 (Tabela 5) e de fósforo, para a repetição 2 (Tabela 7).

Podemos observar também que, para a determinação da dose econômica de fósforo para a repetição 2, com base no modelo quadrático, o limite inferior de intervalo de confiança baseado na variância assintótica cresceu à medida que se aumentou a relação de preços. Por exemplo, quando a relação de preços cresce de 8,0 para 9,0, o limite superior do intervalo de confiança da dose econômica de fósforo aumenta de 539,6 para 634,9. Entretanto, o intervalo de confiança baseado no Teorema de Fieller mostra que, com a relação aumentando de 8,0 para 9,0 poderíamos recomendar aplicações de doses inferiores a 72,8 e 65,8 kg/ha de fósforo, respectivamente.

Utilizando-se os resultados obtidos com as estimativas das superfícies de produção quadrática, somente foi possível calcular as quantidades ótimas de nutrientes para a repetição 2.

As quantidades ótimas obtidas com as relações de preços 8,0 para N e P_2O_5 e

⁴ Esse problema é discutido em Gomes & Gomes (s.d.).

TABELA 7. Estimativa da dose econômica de Fósforo para o ensaio 1, intervalos de confiança e estimativa de produção ótima, em milho, para várias relações de preços. Ano agrícola 1981/82.

Relação de preço	Dose econômica em kg/ha	Estimativa da produção ótima em kg/ha	Intervalo de 90% de confiança para a dose econômica			
			Com base na variância assintótica		Com base no Teorema de Fieller	
Modelo quadrático						
8,0	- 42,3 <u>a/</u>	1944,4	<u>a/</u> - 624,6	539,8	-∞	72,8
9,0	- 71,1 <u>a/</u>	1699,9	<u>a/</u> - 777,2	634,9	-∞	65,8
10,0	- 99,9 <u>a/</u>	1426,6	<u>a/</u> - 970,2	730,4	-∞	59,4
11,0	- 128,6 <u>a/</u>	1124,6	<u>a/</u> - 1083,5	826,1	-∞	53,3
Modelo raiz quadrada						
8,0	25,3	2458,5	<u>a/</u> - 3,2	53,8	-∞	44,1
9,0	24,1	2448,6	0,4	47,9	-∞	41,1
10,0	23,3	2440,8	3,3	43,3	-∞	38,8
11,0	22,7	2434,5	5,6	39,8	-∞	37,0
Modelo Mitscherlich						
8,0	1,5	2241,2	<u>a/</u> - 340,6	353,4	-∞	+ ∞
9,0	- 9,5 <u>a/</u>	2147,8	<u>a/</u> - 443,7	384,6	-∞	+ ∞
10,0	- 19,4 <u>a/</u>	2054,4	<u>a/</u> - 500,5	421,7	-∞	65,3
11,0	- 28,3 <u>a/</u>	1961,0	<u>a/</u> - 552,1	455,4	-∞	61,9

a/= Resultados sem sentido agrônômico.

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

TABELA 8. Estimativa da dose econômica de Potássio para o ensaio 2, intervalos de confiança e estimativa da produção ótima, em milho, para várias relações de preços. Ano agrícola 1981/82.

Relação de preço	Dose econômica em kg/ha	Estimativa da produção ótima em kg/ha	Intervalo de 90% de confiança para a dose econômica				
			Com base na variância assintótica		Com base no Teorema de Fieller		
Modelo quadrático							
4,0	56,2	2688,4	a/-	7,1	119,6	-∞	+ ∞
5,0	45,7	2641,2	a/-	37,0	128,5	-∞	84,3
6,0	35,2	2583,5	a/-	68,2	138,8	-∞	74,5
7,0	24,7	2515,2	a/-	100,1	149,7	-∞	69,0
Modelo raiz quadrada							
4,0	37,0	2704,7		14,6	59,4	-∞	+ ∞
5,0	33,8	2690,4		12,4	55,3	-∞	53,9
6,0	31,4	2677,4		11,2	51,7	-∞	45,9
7,0	29,6	2665,7		10,8	48,5	-∞	42,6

a/- Resultado sem sentido agrônômico.

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

4,0 para K_2O foram: 68,4 kg de N/ha; -32,1 kg de P_2O_5 /ha e 77,9 kg de K_2O /ha. Para as relações de preços 9,0 para N e P_2O_5 e 5,0 para K_2O as quantidades ótimas foram: 67,9 kg de N/ha; -58,0 kg de P_2O_5 /ha e 71,2 kg de K_2O /ha. Da mesma forma, para as relações de preços 10,0 para N e P_2O_5 e 6,0 para K_2O as quantidades ótimas foram: 67,4 kg de N/ha; -83,9 kg de P_2O_5 /ha e 64,5 kg de K_2O /ha. Finalmente, para as relações de preços 11,0 para N e P_2O_5 e 7,0 para K_2O , as quantidades ótimas foram: 66,6 kg de N/ha; -106,2 kg de P_2O_5 /ha e 57,3 kg de K_2O /ha.

Comparando esses resultados com os obtidos quando se ajustou uma função quadrática para cada nutriente, verifica-se que, para todas as relações de preços consideradas os resultados foram bastante diferentes (Tabelas 5, 6, 7 e 8). Isto se deve aos efeitos de interação entre os nutrientes. Apesar de as interações serem estatisticamente não significativas, elas estão influenciando no cálculo das doses econômicas. Deve-se ressaltar que as doses econômicas obtidas com base nas superfícies de resposta quadrática (considerando os três nutrientes) não são, em geral, estatisticamente diferentes das doses econômicas obtidas pelo ajustamento de funções quadráticas separadamente para cada nutriente. Para que se possa afirmar, que não há diferença estatisticamente significativa, é suficiente que a dose obtida da superfície de resposta esteja dentro do intervalo de confiança para a dose econômica obtida da função quadrática ajustada separadamente para o nutriente, considerando a mesma relação de preços.

CONCLUSÕES

Quando se considera a amplitude dos intervalos de confiança baseados na variância assintótica e no Teorema de Fieller, para as doses econômicas de N, P e K, chegamos à conclusão que essa amplitude é menor para o modelo raiz quadrada do que para os modelos quadrático e Mitscherlich. Isto é, é o modelo raiz quadrada que permite obter estimativas de dose econômica menos imprecisas.

Para o nitrogênio na repetição 2, no modelo raiz quadrada, os intervalos de confiança baseados na variância assintótica e no Teorema de Fieller são bem semelhantes e com uma pequena amplitude, podendo-se mesmo indicar, para esse caso, 35 kg/ha de N.

As doses economicamente ótimas de fósforo e potássio para os três modelos estudados não apresentam resultados similares. Os intervalos de confiança foram bem discrepantes e de uma grande amplitude, impossibilitando que se faça uma recomendação da adubação com segurança.

No modelo raiz quadrada o limite inferior do intervalo de confiança baseado na variância assintótica não se comportou de acordo com a lei dos rendimentos marginais decrescentes, isto é, cresceu quando se aumentou a relação de preços na determinação das doses econômicas de nitrogênio para a repetição 1 e de fósforo para a repetição 2.

O limite superior do intervalo de confiança baseado na variância assintótica cres-

ceu quando se aumentou a relação de preços na determinação das doses econômicas de nitrogênio para o ensaio 1 e de fósforo e potássio para o ensaio 2.

Ao compararmos as quantidades ótimas econômicas de N, P e K obtidas com as estimativas das superfícies de produção quadrática, com as obtidas quando se ajustou uma função quadrática para cada nutriente, verifica-se que, para as mesmas relações de preços consideradas, os resultados não foram semelhantes: 68,4 (58,9) kg/ha de N; -32,1 (-42,3) kg/ha de P_2O_5 e 77,9 (56,2) kg/ha de K_2O . Isto se deve aos efeitos de interação entre os nutrientes, apesar de as interações serem estatisticamente não significantes.

REFERÊNCIAS

- EMBRAPA. Centro de Pesquisa Agropecuária dos Cerrados. Relatório técnico anual. Brasília, 1976. 150p.
- GOMES, F.P. & GOMES, M. de B. Grave problema relativo a intervalos de confiança de pontos de máximo ou de mínimo de equações de regressão de segundo grau. Piracicaba, ESALQ/USP, s.d. Mimeo.
- HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. Análise de regressão: uma introdução à Econometria. São Paulo, HUDITEC, 1977. 339p. (Coleção Economia e Planejamento).
- HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. Determinação do intervalo de confiança para a dose econômica de nutriente com base em experimentos de adubação. Piracicaba, ESALQ/USP, 1976. 61p. (Série Pesquisa).
- IPEA. Aproveitamento atual e potencial dos cerrados. Brasília, 1973. v. 1.
- VIEIRA, S. Estudo econométrico de função de produção para adubação. Ci. Cult., 32:343-5, 1980.
- VILAS, A.T. Utilização de insumos para a agricultura na região de cerrados. In: MARCHETTI, D. & MACHADO, A.D., coord. Simpósio sobre o cerrado: uso e manejo. Brasília, Editerra, 1980. p.161-81.