

**ANÁLISE ECONÔMICA DO EMPREGO DE FERTILIZANTES
NAS CULTURAS DE MILHO E SOJA, NUMA REGIÃO DE
CERRADO NO MATO GROSSO DO SUL**

MARIA APARECIDA ANSELMO TARSITANO

Orientador: Dr. RODOLFO HOFFMANN

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia, área de concentração: Economia Agrária.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Novembro, 1983

Ao

FERNANDO, DANIEL e RODRIGO

pela compreensão e amor

a mim dedicados.

AGRADECIMENTOS

À Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" pela oportunidade concedida para frequentar o Curso de Pós-Graduação.

Ao Professor Rodolfo Hoffmann pela orientação segura na elaboração deste trabalho, o meu agradecimento especial.

Aos meus pais e aos meus sogros pelo apoio e estímulo durante momentos difíceis do curso.

Aos Professores Evaristo Marzabal Neves e José Ferreira de Noronha, pelas valiosas sugestões oferecidas.

Ao Prof. Zilmar Ziller Marcos e à Srta. Ana Assunção Beltrame pela colaboração prestada.

Aos funcionários da Fazenda Experimental da UNESP *campus* de Ilha Solteira pelo auxílio na implantação dos ensaíos.

Aos professores e colegas do curso pela amizade e convívio.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	x
RESUMO	xi
SUMMARY	xiv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Importância do Tema	1
1.2. Objetivos	3
2. REVISÃO DE LITERATURA	5
3. METODOLOGIA	13
3.1. Introdução	13
3.2. Aspectos Gerais a Serem Considerados na Implan- tação de Ensaios de Adubação para Análise Econô- mica	14
3.3. Variações de Recomendações	19
3.4. Fontes de Dados para Análise Econômica	23
3.4.1. Parte experimental da cultura da soja ..	25
3.4.2. Parte experimental da cultura de milho .	27
3.5. A função de Produção	28
3.5.1. Modelos utilizados nas culturas de milho e soja	29
3.5.1.1. Função quadrática	29
3.5.1.2. Função raiz quadrada	33
3.5.1.3. Função de Mitscherlich	34
3.5.1.4. Funções estimadas	35
3.5.2. Variáveis binárias	37

3.6. Determinação do Nível Economicamente Ótimo dos Insumos	38
3.7. Determinação do Espaçamento Ótimo para a Soja .	41
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	43
4.1. Análise dos Resultados de Produção	43
4.2. Análise de Regressão	46
4.2.1. Estimativa dos parâmetros e doses econômicas para a cultura de milho	46
4.2.2. Estimativas dos parâmetros e doses econômicas para a cultura da soja	64
5. CONCLUSÕES	73
5.1. Considerações sobre a Implantação dos Ensaios de Adubação	73
5.2. Conclusões Relativas aos Resultados Obtidos nos Experimentos de Milho e Soja	74
5.2.1. Milho	74
5.2.2. Soja	75
5.2.3. Conclusões gerais	76
6. LITERATURA CITADA	

LISTA DE TABELAS

Tabela nº		Página
3.1	Dados Pluviométricos e de Temperatura para o Ano Agrícola 1981/82	24
3.2	Resultados das Análises Químicas do Solo na Área Experimental dos Ensaios de Milho e Soja. Ano Agrícola 1981/82	25
3.3	Tratamentos Utilizados na Cultura da Soja	26
3.4	Tratamentos Utilizados na Cultura de Milho em kg/ha	27
3.5	Valores das Variáveis Binárias Usadas para Distinguir os 6 Blocos no Experimento de Milho ..	37
3.6	Valores das Variáveis Binárias Usadas para Distinguir 5 Blocos no Experimento de Soja	38
3.7	Estimativa de Custo Variável de Aplicação de Insumos por Hectare. Ano Agrícola 1981/82 ...	39
4.1	Resultados Obtidos para a Cultura de Milho com Hmd 7974. Ano Agrícola 1981/82	44
4.2	Resultados Obtidos com o Cultivar Santa Rosa. Ano Agrícola 1981/82	45
4.3	Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho, 54 Observações. Ano Agrícola 1981/82 ...	52

Tabela nº	Página
4.4 Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações. Ano Agrícola 1981/82.	53
4.5 Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 1. Ano Agrícola 1981/82	54
4.6 Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 2. Ano Agrícola 1981/82	55
4.7 Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Raiz Quadrada Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 1. Ano Agrícola 1981/82	56
4.8 Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Raiz Quadrada Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 2. Ano Agrícola 1981/82	57
4.9 Resultados Estatísticos da Equação de Mitscherlich Ajustada para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 1. Ano Agrícola 1981/82.	58

Tabela nº	Página
4.10 Resultados Estatísticos da Equação de Mitscherlich Ajustada para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 2. Ano Agrícola 1981/82	58
4.11 Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio para o Ensaio 1, Intervalos de Confiança e Estimativa da Produção Ótima, em Milho, para Várias Relações de Preços. Ano Agrícola 1981/82	59
4.12 Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio para o Ensaio 2, Intervalos de Confiança e Estimativa da Produção Ótima, em Milho, para Várias Relações de Preços. Ano Agrícola 1981/82	60
4.13 Estimativa da Dose Econômica de Fósforo para o Ensaio 2, Intervalos de Confiança e Estimativa da Produção Ótima, em Milho, para Várias Relações de Preços. Ano Agrícola 1981/82	61
4.14 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	62
4.15 Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para o Ensaio da Soja. Ano Agrícola 1981/82	68

Tabela nº		Página
4.16	Estimativas dos Parâmetros das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para o Ensaio da Soja - Fósforo. Ano Agrícola 1981/82	69
4.17	Estimativas dos Parâmetros das Equações de Regressão Raiz Quadrada Ajustadas para o Ensaio da Soja - Fósforo. Ano Agrícola 1981/82	70
4.18	Estimativas dos Parâmetros das Equações de Regressão Mitscherlich Ajustadas para o Ensaio da Soja - Fósforo. Ano Agrícola 1981/82	71
4.19	Estimativa da Dose Econômica de Fósforo para 60 Observações, Intervalos de Confiança e Estimativa da Produção Ótima, em Soja, para Várias Relações de Preços. Ano Agrícola 1981/82	72

LISTA DE FIGURAS

Figura nº		Página
1	Efeito da Deficiência de Zinco nas Respostas de Arroz de Sequeiro e Aplicação de Fósforo num Local do Sul de Goiás	15
2	Localização da Curva de Produção quando x_1 é Fixado em Vários Níveis	17
3	Representação Gráfica do Efeito da Adubação nas Variedades Melhorada e Tradicional	17

ANÁLISE ECONÔMICA DO EMPREGO DE FERTILIZANTES NAS
CULTURAS DE MILHO E SOJA, NUMA REGIÃO DE
CERRADO NO MATO GROSSO DO SUL

Maria Aparecida Anselmo Tarsitano

Orientador: Prof.Dr.Rodolfo Hoffmann

RESUMO

Existe no País uma série de pesquisas agronômicas que até hoje não foram interpretadas em termos de recomendações econômicas a nível de produtor. Em parte isto ocorre devido à falta de conhecimentos de técnicas que devam ser aplicadas para transformar os resultados de ensaios de adubação em recomendações apoiadas em princípios econômicos.

Em conseqüência da importância de se realizarem análises agroeconômicas nos experimentos de adubação resolveu-se, no presente trabalho, discutir alguns critérios que deveriam ser levados em consideração na implantação dos ensaios de adubação a fim de se determinar um ótimo econômico de produção, a partir de dosagens ótimas de fertilizantes, dada uma relação de preços.

A seguir efetuou-se análises agroeconômicas em 2 experimentos de milho e soja em "solos de cerrado" considerando: níveis de adubação (0, 40, 80, 120 ou 160 kg/ha de P_2O_5 na

soja e 20, 80 ou 140 kg/ha de N ou K_2O e 30, 100 ou 170 kg/ha de P_2O_5 no milho) e diferentes espaçamentos (35, 40 ou 50cm entre linhas) na soja.

Foram estimadas funções de produção quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich e de acordo com as funções estimadas, determinadas as quantidades ótimas de nutrientes para diferentes relações de preços.

As principais conclusões do estudo são:

1) Ao planejar experimentos de adubação, os pesquisadores devem se preocupar com a análise química do solo, com o tipo de delineamento experimental a ser utilizado e procurar repetir os experimentos em mais de um local durante vários anos.

2) Os intervalos de confiança para as doses econômicas dos nutrientes, com base na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller na maioria dos casos foram bem discrepantes.

3) A amplitude dos intervalos de confiança baseados na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller, para todos os nutrientes, foi bem menor para o modelo raiz quadrada.

4) Comparando 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 de produção quadrática para cada nutriente, verifica-se que os resultados são bastante diferentes. Isto se deve aos efeitos

de interação entre os nutrientes. Entretanto, devido à grande amplitude dos intervalos de confiança, constata-se que aqueles resultados não são, em geral, estatisticamente diferentes.

5) Ao compararmos as quantidades ótimas econômicas de fósforo, obtidas com as estimativas das superfícies de produção quadrática, com as estimativas quadráticas obtidas se paradamente para o nutriente, verifica-se que os resultados fo ram semelhantes para a cultura da soja.

6) Os espaçamentos ótimos encontrados para a soja alcançaram valores além dos limites usados no experimento. Sugere-se, deste modo, a montagem de novos experimentos usando-se espaçamentos maiores entre linhas, a fim de verificar se estes resultados são ou não confirmados.

7) A má qualidade dos ajustamentos obtidos não permitiu indicar doses economicamente ótimas confiáveis para todos os nutrientes nas culturas de milho e soja.

ECONOMIC ANALYSIS OF THE USE OF FERTILIZERS IN CORN AND
SOYBEAN IN A "CERRADO" REGION IN MATO GROSSO DO SUL

Maria Aparecida Anselmo Tarsitano

Adviser: Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann

SUMMARY

There is presently available a significant number of published research papers dealing with agronomic problems that are yet to be interpreted from the standpoint of economic recommendations fit to be utilized by the farmer. It is postulated that this situation is partly or totally due to the lack of an economic perspective in the planning and execution of experiments dealing with the application of fertilizers. And to test this hypothesis some selected criteria were utilized in the planning and establishment of two field experiments which yielded data that were submitted to agro-economical analysis. The general procedure followed is outlined below.

A corn and a soybean field experiment were conducted independently in a soil previously under "cerrado" vegetation. The treatments utilized were 0, 40, 80, 120 and 160 kg/ha of P_2O_5 in all possible combinations with row spacings of 35 cm, 40 cm and 50 cm in the soybean experiment. For the corn experiment

the treatments were 20, 80 and 140 kg/ha of both N and K_2O and 30, 100 and 170 kg/ha of P_2O_5 .

The data collected was analysed to determine the quadratic, square root and Mitscherlich functions. The optimum rate of fertilizer application for each of the crops studied was determined in relation to various price relationships.

The salient conclusions that could be drawn from this study were:

- 1) Soil chemical analysis data and type of experimental design should be carefully considered prior to the actual execution of the experiment. Experiments should be set in more than one locality and for several years.

- 2) Other experiments should be conducted considering a wider range of row spacings for soybean in view of the fact that in this study the optimum spacing was found to lie beyond the range considered.

- 3) Confidence interval for the economic rates of the various nutrients studied were erratic when calculated on the basis of the asymptotic variance and of Fieller's theorem. The poor quality of these adjustments failed to indicate trustworthy optimum economical rates for all nutrients as related to soybean and corn.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Importância do tema

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. Nestas regiões, situadas essencialmente no sul do País, tem ocorrido aumentos consideráveis no valor da terra, estimulando o deslocamento de investimentos agrícolas para outras regiões do País.

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 20% 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 in-

corporação do cerrado no processo produtivo (IPEA, 1973).

Neste sentido, o cerrado reúne uma série de qualidades que o torna bastante atrativo para a implementação de programas de desenvolvimento agropecuário, devido às vantagens comparativas em termos de preços de terra, possibilidades de expansão em escala da empresa agrícola, por uma relativa proximidade com os grandes centros consumidores e, em parte, devido à facilidade de mecanização apresentada pelo cerrado.

Esses solos, devido ao seu alto grau de intemperização, têm uma baixa capacidade de troca de cátions que é ocupada na maior parte por íons de hidrogênio e alumínio, do que resulta uma elevada acidez e alta saturação de alumínio. Há uma grande carência de nutrientes e os solos têm uma alta capacidade de adsorver o fósforo na fase sólida, reduzindo a sua disponibilidade na solução, de onde seria absorvido pelas plantas (MIRANDA *et alii*, 1980).

São vários os trabalhos agrônômicos sobre retenção e disponibilidade de fósforo e sobre teores de outros macro e micronutrientes. No entanto, muitos desses dados não foram interpretados em termos de recomendações econômicas a nível de produtor. Uma das razões para essa lamentável situação, talvez seja a falta de conhecimentos das técnicas que devam ser aplicadas para transformar os resultados de ensaios de adubação em recomendações apoiadas em princípios econômicos. Portanto, antes de montar experimentos, os pesquisadores deve-

rão planejá-los de tal modo que o tipo de delineamento experimental a ser utilizado possibilite tanto a análise estatística como a análise econômica dos resultados.

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.

Este trabalho tem como finalidade analisar dois experimentos de milho e soja em solo de "cerrado", do ponto de vista agroeconômico considerando: níveis de adubação e diferentes espaçamentos, com o propósito de obter funções de produção e utilizá-las em análise econômica.

1.2. Objetivos

Os objetivos do estudo são:

a) Discutir alguns aspectos a serem considerados na implantação de ensaios de adubação para fins de análise econômica.

b) Estimar funções de produção dos tipos Quadrática, Raiz Quadrada e Mitscherlich e comparar os resultados com base nas estatísticas obtidas.

c) 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.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O emprego de funções de produção na análise e discussão de resultados de experimentos de adubação tem-se constituído em preocupações de diversos autores.

Vários ensaios de adubação para milho e soja têm sido conduzidos em áreas de cerrado com o propósito de transformar seus resultados em recomendações apoiadas em princípios econômicos.

BRITTO *et alii* (1971) instalaram experimentos de campo num Latossol Vermelho Amarelo sob vegetação de cerrado durante 5 anos. Utilizaram um plano experimental fatorial 3^3 , para estudar a influência de várias combinações de N, P_2O_5 e K_2O na produção de milho. Os adubos foram aplicados nos 3 primeiros anos, nos 2 anos seguintes observou-se o efeito residual. A mais alta produção de milho foi obtida com o tratamento correspondente a 120 kg/ha de N, 60 kg/ha de P_2O_5 e 60 kg/ha de K_2O . Para confirmação de quais os níveis que realmente se-

riam ideais para esse tipo de solo, os autores fizeram uma análise econômica dos resultados do experimento usando para isto as produções médias dos 3 anos em que houve adubação. A função quadrática ajustada apresentou ponto de sela, visto que, os termos quadráticos para nitrogênio e fósforo apresentaram valores positivos. Para existência de máximo é necessário que os termos quadráticos sejam todos negativos. A dose econômica encontrada para o potássio estava muito acima do nível máximo empregado no trabalho.

Utilizando os mesmos dados experimentais de Britto, os coeficientes da superfície de resposta quadrática foram reestimados e constatou-se que os coeficientes dos termos quadráticos são todos negativos, não havendo ponto de sela. Foi utilizada a função quadrática para representar a resposta da produção de milho ao uso de N, P e K, a qual apresentou bom ajustamento em todos ensaios. Além de se usar as produções médias dos 3 anos em que houve adubação foi considerada também a média dos 2 últimos anos e do total 5 anos. Em todos esses casos foi possível determinar as doses econômicas de N, P e K.

MASCARENHAS *et alii* (1971) estudaram o efeito da aplicação de doses crescentes de fósforo e potássio sobre a produção de soja, durante 3 anos consecutivos, na região da Alta Mogiana, no Estado de São Paulo. O delineamento experimental adotado foi o fatorial 4^2 onde os níveis de fósforo e potássio pesquisados foram: 0, 40, 80 e 120 kg/ha de P_2O_5 e 0, 30, 60 e 90 kg/ha de K_2O , respectivamente. Utilizando a fórmula

la desenvolvida por PIMENTEL GOMES e ABREU (1959), para a equa
ção Mitscherlich, determinaram as doses econômicas de fósforo
para diversas relações de preços. A avaliação dos efeitos re-
sultantes das aplicações das doses mais econômicas de fósforo
mostrou retornos do capital investido em fertilizantes da or-
dem de 145% e 205%. No caso do potássio, a menor dose aplica-
da foi suficiente para aumentar a produção, muito embora sua
reação tenha sido fraca se comparada proporcionalmente com a
dose zero de K_2O e, tendencialmente, ter-se mantido constante
com o aumento da dosagem de K_2O .

BRAGA *et alii* (1972) selecionaram 4 locais do
Triângulo Mineiro, com a finalidade de estudar a resposta da
soja à aplicação de N, P, K e calcário. Os resultados mostra-
ram que não houve efeito do calcário e não houve interação cal-
cário x tratamentos, mas os efeitos de tratamentos e locais fo-
ram significativos. Para o estudo econômico, os dados de pro-
dução foram utilizados para estimar uma equação quadrática, on-
de foram analisados os efeitos dos nutrientes para todos os lo-
cais em conjunto, obtendo um coeficiente de determinação igual
a 0,69. Considerando os preços de Cr\$ 0,50/kg de soja, Cr\$
1,75/kg de N, Cr\$ 1,50/kg de P_2O_5 e Cr\$ 0,70/kg de K_2O , as quan-
tidades econômicas foram de 116 kg/ha de N, 65 kg/ha de P_2O_5 e
64 kg/ha de K_2O .

Com o objetivo de analisar a resposta do milho à
adubação N, P e K, BAHIA *et alii* (1973) realizaram 23 ensaios
no Estado de Minas Gerais. O delineamento experimental adota-

do foi o fatorial 3^3 com confundimento total da interação N, P e K, grupo W. A análise de variância e o método de Mitscherlich foram aplicados na interpretação dos resultados, juntan-do-se os dados de produção referentes a solos do mesmo grupo. Para o cálculo das doses econômicas dos nutrientes tomaram-se os preços médios dos produtos e dos adubos relativos a 1970. Os resultados mostraram efeitos altamente significativos para fósforo e nitrogênio, porém, não se verificou nenhum efeito para potássio. No latossol vermelho escuro fase cerrado, a dose econômica obtida para o fósforo está de acordo com a que seria recomendada com base na análise química dos solos. Para o nitrogênio não foi possível a obtenção da dose ótima econômica, enquanto que para o fósforo a dose econômica foi estimada em 111 kg/ha de P_2O_5 .

Um fato que nos chama atenção é que no cálculo da dose econômica, foi utilizado o preço médio anual, isto é, a média aritmética dos preços mensais de janeiro a dezembro de 1970. É importante lembrar que, devido às oscilações de preços, não só entre anos como também mensalmente, os preços dos produtos agrícolas apresentam uma grande variabilidade. Isto se deve principalmente à estacionalidade da produção agrícola, pois na época da safra o preço é relativamente baixo, aumentando depois na época de entre-safra; o que torna suspeita a utilização de preços médios anuais na determinação de doses ótimas econômicas de nutrientes. Diante disso, é recomendável que se trabalhe com diversas relações de preços. Deve-se lembrar

também que os custos de adubação não incluem apenas o montante pago pelos nutrientes, mas também os custos de transporte e de colocação do adubo no solo.

GUAZELLI *et alii* (1973) analisaram os rendimentos de soja, feijão e arroz em solos de cerrado, a diversos níveis de calcário, N, P, K e micronutrientes, através do uso de delineamentos fatoriais 2^n . Para avaliação das superfícies de resposta para a soja usaram um esquema fatorial 5^n . As quantidades estimadas de calcário e P_2O_5 necessários para o rendimento máximo foram calculadas em 4268 e 323 kg/ha respectivamente. Todos estes dados caíram dentro da amplitude dos valores observados dos ensaios. Para determinação das doses econômicas foram ajustadas funções quadráticas e utilizados preços médios de 1968 dos produtos e dos fatores de produção. Usando estes preços, a produção ótima foi de 1224 kg/ha com emprego de 83 kg/ha de P_2O_5 , sem calcário. Por conseguinte, utilizando os preços médios anuais, Guazelli incorre nos mesmos erros já ressaltados na análise de BAHIA *et alii* (1973).

Também DUTRA *et alii* (1975) conduziram ensaios em Goiânia para verificar os efeitos da adubação N, P e K na cultura da soja em cerrado. O delineamento utilizado foi um fatorial $3 \times 4 \times 3$ em blocos ao acaso com duas repetições. Os dados de produção analisados estatisticamente mostraram que das causas de variação estudadas, apenas o fósforo mostrou efeito significativo. Na análise de produção de grãos de soja, o mo-

delo que melhor se ajustou aos dados foi o de 29 grau, mostrando um coeficiente de determinação igual a 0,51.

Ainda o mesmo autor analisa os dados de produção de 2 variedades de soja com diferentes níveis de P_2O_5 na forma de superfosfato simples. São apresentadas as doses econômicas para vários valores da relação entre preço do fator e preço do produto.

SATURNINO e MORENO (1977) realizaram trabalhos experimentais em 5 municípios das regiões do Triângulo Mineiro e Alto Paraíba. Estes trabalhos buscaram definir, para a soja, os melhores índices de calagem e fosfatagem nos cerrados recém desbravados. Foi ajustada a função quadrática para representar a resposta de produção de soja ao uso de fósforo e calcário. Estudaram-se as quantidades de fósforo e calcário economicamente recomendáveis, para a cultura da soja em cerrado recém desbravado, considerando-se os incentivos fiscais oferecidos pelo Polocentro; as taxas internas de retorno ao uso do fósforo e calcário; e os riscos relacionados aos investimentos em fósforo e calcário em função de variações no preço da soja e na quantidade produzida. Dos resultados obtidos, a conclusão geral, dentre outras, é que devido aos incentivos dados através do polocentro, em 90% dos casos, os retornos à aplicação em altos níveis de corretivos de solo para a cultura da soja em cerrado são positivos. Porém, quando não se consideram os efeitos dos empréstimos especiais para o cerrado, a correção dos solos deixa de ser economicamente recomendável.

LOBATO *et alii* (1978) conduziram experimentos de adubação de milho e soja no Distrito Federal durante o ano de 1966. No experimento de milho foram aplicados 4 níveis de fosfato (0, 150, 300 e 450 kg/ha de P_2O_5) e 3 níveis de calcário (0, 5 e 10 t/ha). As curvas de resposta de produção foram calculadas em função de P_2O_5 , em níveis variados de calcário, a fim de se determinar geometricamente o ótimo nível de aplicação de fosfato e a renda bruta após a dedução dos custos do calcário e adubo. Os resultados obtidos foram os seguintes: não se utilizando calcário, a quantidade economicamente recomendável de P_2O_5 foi 150 kg/ha, resultando numa renda bruta de Cr\$ 480,00/ha; nos níveis de 5 a 10 t de aplicação de calcário, a ótima dose de fosfato foi a mesma, porém a renda bruta no nível de 5 t de calcário foi de Cr\$ 500,00/ha que é aproximadamente Cr\$ 100,00 mais alta do que a renda bruta conseguida no nível de 10 t/ha de calcário.

um estudo do efeito de 4 doses de fosfato residual num campo de soja. Da mesma forma, a resposta da produção foi calculada em função de P_2O_5 residual para determinar a quantidade ótima econômica de P_2O_5 residual (150 kg/ha) e a renda bruta após dedução dos custos do calcário e do adubo (Cr\$ 340,00/ha).

SCOLARI *et alii* (1982) analisaram o uso de fósforo e calcário nas culturas de milho e trigo de sequeiro em solos de cerrado do Brasil Central tendo em vista duas situações: uma de subsídio ao preço dos fatores através das políticas especiais de crédito para a região; outra na qual não se conside

ram os subsídios. Foram determinadas funções de produção e taxas de retorno a investimentos nesses elementos. Para se estimar uma superfície de resposta dessas culturas, foram testados os modelos: raiz quadrada, com expoente $3/2$ e quadrático. Os melhores resultados foram conseguidos com o modelo quadrático.

Uma das conclusões a que chegaram os autores é que a adubação corretiva e a calagem efetuadas em solos de cerrado podem ser viáveis economicamente quando se cultiva milho ou trigo de sequeiro. Quando considerados os preços subsidiados pelos programas especiais de crédito aos fatores e o preço de mercado para o produto, a taxa de retorno em milho a esse investimento foi de 145%. Se considerados os preços de mercado para o fator, a taxa de retorno caiu para 16% ao ano.

Vale a pena ressaltar que neste trabalho os autores utilizaram como preço de milho, para determinação da dose ótima econômica do nutriente, o preço médio de mercado dos meses de outubro e novembro. É importante lembrar que não devem ser tomados preços de mercado, sobre os quais já incidem os custos de comercialização, mas os preços médios pagos aos produtores. Além disso, deve-se ressaltar que o preço a ser utilizado no cálculo da dose econômica é o preço na época da safra que, no caso do milho, se dá nos meses de março a maio.

3. METODOLOGIA

3.1. Introdução

Existem no País muitos dados de pesquisa agrônômica que até hoje não foram interpretados em termos de recomendações econômicas a nível de produtor. Essa situação é particularmente comum nos casos de ensaios de adubação. Por exemplo, a partir de 129 ensaios sobre adubação de arroz de sequeiro em Goiás, KUSSOW (1976) conseguiu selecionar apenas 21 ensaios para realizar um estudo econômico. Em outras palavras, a aplicação de alguns critérios para realizar tal estudo resultou numa taxa de rejeição de 86%.

Isto ocorre porque tais trabalhos têm enfatizado aspectos puramente agrônômicos, e em muitos casos não correlacionam variações nas doses empregadas de fertilizantes com variações na quantidade de produto obtida. Como consequência verifica-se que há grande número de experimentos que têm o seu

uso limitado pela falta de indicações técnicas economicamente viáveis.

Para CAMPOS (1973) a experimentação deveria ser conduzida de molde a possibilitar a obtenção de funções de produção a serem obtidas por unidade de área, variando-se as doses de um ou vários nutrientes. Conhecidas essas funções e conhecidos os preços do produto e dos nutrientes, poder-se-iam determinar diversos objetivos econômicos. Este seria um grande passo no sentido de conciliar eficiência técnica com eficiência econômica.

Já existe uma série de trabalhos que tratam de aspectos econômicos da adubação, mas são poucos os que apresentam os critérios que deveriam ser levados em consideração nos ensaios de adubação para fins de análise econômica.

3.2. Aspectos Gerais a Serem Considerados na Implantação de Ensaios de Adubação para Análise Econômica

a) Os dados de cada ensaio devem ser acompanhados por análises do solo amostrado antes da aplicação do adubo. A produtividade da cultura deve ser limitada somente pelos nutrientes que estão sendo pesquisados e não por qualquer outro nutriente essencial. Por exemplo, no estudo de KUSSOW a influência de zinco na resposta de arroz de sequeiro ao fósforo no mesmo solo, em anos consecutivos, está ilustrada na figura 1.

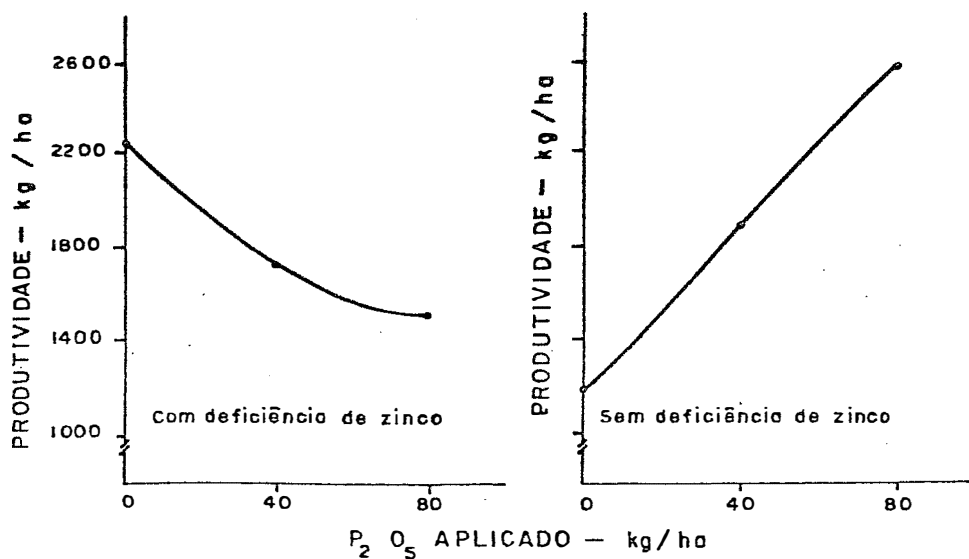


Figura 1 - Efeito da deficiência de zinco nas repostas de arroz de sequeiro e aplicação de fósforo num local do Sul de Goiás.

Observa-se na figura que, no caso da deficiência de zinco, a aplicação de fósforo acentua esta carência. Não considerando este fato, seria possível chegar à conclusão errônea de que neste solo 1 ppm de fósforo seria suficiente para o arroz de sequeiro.

b) Deve-se procurar aplicar níveis de adubação que englobem doses bastante elevadas sob ponto de vista de aná

lise do solo. Para que se possa fazer uma recomendação com maior segurança, deve-se evitar problemas com a extrapolação dos resultados.

c) Um outro ponto importante diz respeito ao delineamento de experimentos de adubação. Neste caso os objetivos do cientista do solo e do economista nem sempre coincidem. Os cientistas de solo em geral escolhem poucos níveis de adubação, fazendo várias repetições de cada nível para obter melhor estimativa do erro experimental. Trata-se de delineamentos orientados à análise de variância. Porém a análise de variância somente diz se as observações dos tratamentos dão "diferenças significativas" entre os níveis ou não.

No entanto, para estimação de superfície de resposta, uma grande amplitude de observações sobre a superfície é mais útil para se determinar a localização da curva ou superfície do que muitas observações sobre somente três pontos da superfície (figura 2).

Dada a escassez de recursos para pesquisa, os cientistas de solo e economistas devem trabalhar juntos no planejamento dos experimentos.

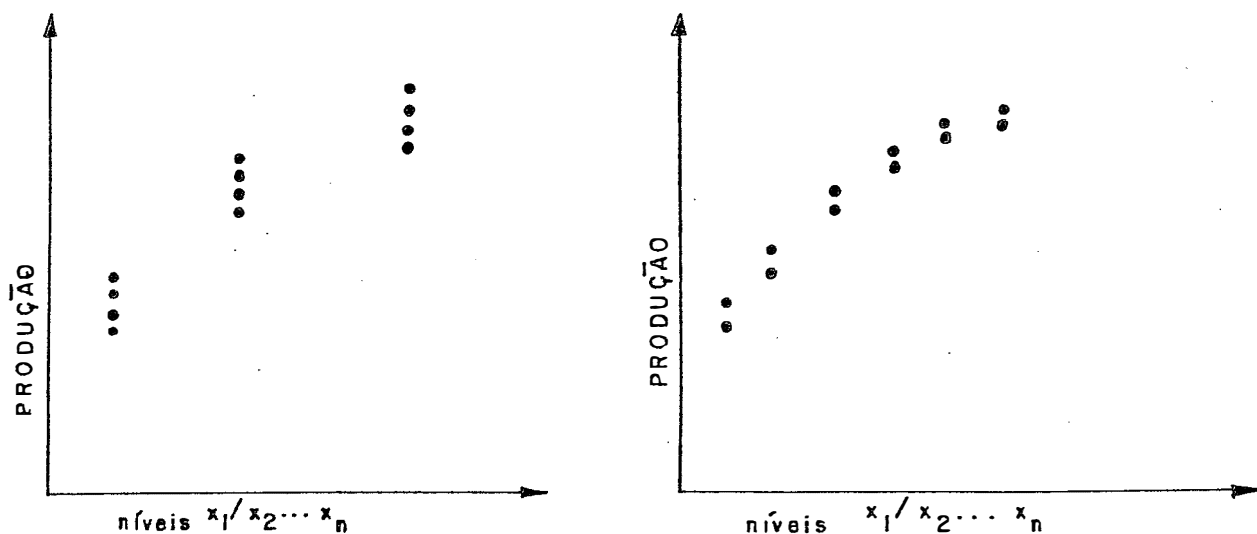


Figura 2 - Localização da curva de produção quando x_1 é fixado em vários níveis.

d) Variedades diferentes apresentam respostas variáveis ao tratamento com fertilizantes. Alguns resultados experimentais indicam que as variedades melhoradas quando cultivadas sem aplicação de fertilizantes podem apresentar rendimento menor do que as variedades tradicionais (figura 3).

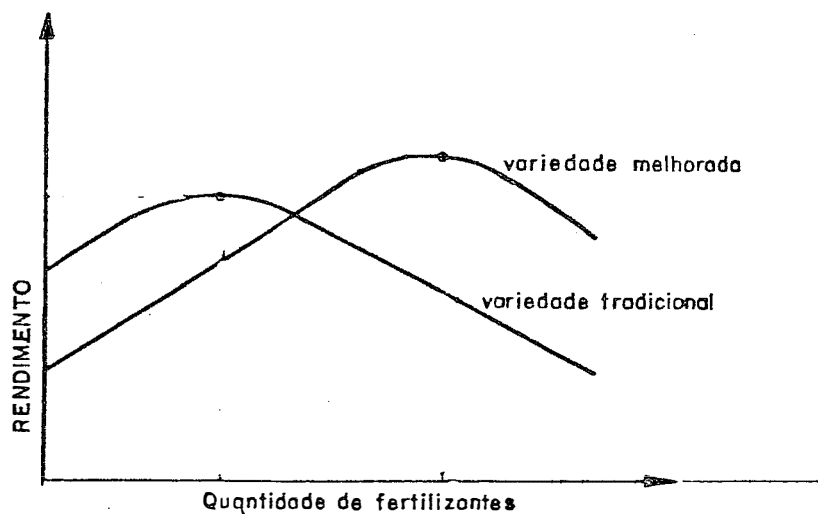


Figura 3 - Representação gráfica do efeito da adubação nas variedades melhorada e tradicional.

A resposta do efeito da adubação é muito maior na variedade melhorada à medida que se aumenta a quantidade de fertilizantes, o mesmo não ocorrendo com a variedade tradicional.

e) Os resultados de produção devem apresentar baixa dispersão relativa. O coeficiente de variação sendo uma medida da dispersão relativa ou da concentração de uma distribuição, dá uma idéia da precisão do experimento. Quanto mais baixo o coeficiente de variação melhor foi conduzido o experimento.

f) Quando se deseja analisar economicamente os resultados experimentais, a aplicabilidade das conclusões obtidas, deve constituir-se no objetivo principal. Portanto, ao planejar um experimento, deve-se verificar que existem variações de resposta que podem ocorrer de uma época para outra e de um lugar para outro, em virtude das variações dos tipos de solos, diferenças climáticas, etc. Resulta deste fato a necessidade de repetir os experimentos em mais de um lugar, durante vários anos e várias estações quando for o caso.

Segundo CAMPOS (1967), quando se analisa um único experimento é comum o aparecimento de ponto de sela, por isso não se consegue determinar a dose ótima econômica do nutriente. Há maior tendência de aparecimento de ponto máximo à medida que se procede ao agrupamento dos ensaios. Isto se justifica pela maior precisão nas médias dos tratamentos.

g) Este último ponto relaciona-se com as questões de risco e incerteza. Muitas vezes faz-se, implicitamente, a pressuposição de que o agricultor tem conhecimento perfeito não apenas sobre a função de produção, mas também sobre os preços do seu produto e seus insumos. Porém, não é isto que acontece. Os rendimentos variam muito de um ano para outro, dependendo das condições climáticas e o agricultor sempre trabalhará em função de expectativas de preços. Uma decisão errada pode apresentar grandes conseqüências.

3.3. Variações de Recomendações

Apesar dos dispendiosos esforços feitos para aumentar o uso de fertilizantes, não se tem clareza sobre quais são as doses econômicas nas diversas situações. Os resultados obtidos da análise de experimentos são freqüentemente inconclusíveis ou até contraditórios.

Há vários problemas que podem causar variações de recomendações de dose econômica, baseados nos mesmos ensaios experimentais:

a) Preço do produto

Não se deve tomar os preços de mercado, sobre os quais já incidem os custos de comercialização, mas os preços médios pagos aos produtores. VIEIRA (1980) assinala que dos preços médios pagos aos produtores deve-se subtrair os custos variáveis de colheita por unidade do produto.

A função de renda líquida é definida como segue:

$$\pi = P_y Y - P_x X - C - HY = (P_y - H)Y - P_x X - C$$

onde: π = renda líquida

Y = quantidade produzida do produto

X = quantidade de nutriente, em kg/ha

P_y = preço unitário do produto pago ao produtor

P_x = preço unitário do nutriente, incluindo custos variáveis de aplicação do mesmo

C = custos fixos

H = custos variáveis de colheita por unidade do produto.

A condição necessária para que a receita líquida seja máxima é que a derivada de π com relação a X seja igual a zero.

$$\frac{dY}{dX} (P_y - H) = P_x$$

$$\frac{dY}{dX} = \frac{P_x}{P_y - H}$$

Se o custo de colheita de um determinado produto é variável, deve-se subtrair-lo dos preços médios pagos aos produtores.

b) Custo de adubação

Os custos de adubação devem incluir além do montante pago pelos nutrientes, os custos de aplicação do mesmo

no solo. Além disso, deve-se considerar o capital empatado na adubação, que deve ser acrescido dos juros correspondentes ao período decorrido entre a colocação do adubo no solo e a colheita, porque só existe retorno por ocasião da colheita. Finalmente, é necessário descontar desse total os subsídios recebidos na compra do adubo. O custo de adubação assim obtido deve ser então dividido pela quantidade de nutriente, para obter o preço do nutriente para o produtor (ver, por exemplo, VIEIRA, 1980).

Devemos lembrar que os preços são variáveis não só entre anos como também mensalmente e que estimamos quantidades econômicas igualando o produto físico marginal à relação de preços, definida pelo quociente entre preço do nutriente e preço do produto. Para que essas doses econômicas possam ser usadas em anos subsequentes, é recomendável que se apresente uma tabela onde se considerem diversas relações de preços.

c) Condições Experimentais

As estações experimentais normalmente dispõem de uma série de fatores favoráveis que permitem obter bons resultados, os quais não são facilmente duplicáveis ao nível das propriedades rurais. As condições experimentais sob as quais as funções de produção são estimadas em geral não são representativas das condições em que a cultura é conduzida nas fazendas. As técnicas a serem utilizadas devem ser as mesmas ou parecidas com as do agricultor.

d) O tipo de função ajustada

Há um grande número de equações que podem expressar uma função de produção.

O tipo de função escolhida, dependendo da sua forma e das observações, pode também levar ao cálculo de diferentes "pontos ótimos".

A escolha do modelo matemático de uma função de produção, segundo VIEIRA (1980), deve levar em consideração alguns aspectos característicos do problema. Tais modelos devem ser ajustados aos dados experimentais para posterior seleção do melhor modelo em função de estatísticas obtidas.

A mesma autora considera que, se dois ou mais nutrientes são estudados no mesmo experimento, devemos primeiro verificar, através de uma análise de variância, se existem interações significantes entre nutrientes. Se as interações não são significantes é razoável ajustar uma função de produção para cada nutriente. A computação é mais fácil e a literatura mostra que quantidades de nutrientes obtidas dessa forma são análogas àquelas obtidas através de funções cujos modelos incluem todos os nutrientes.¹

Existem casos também em que a estimativa da quantidade econômica de nutrientes apresenta sinal negativo. Nessas situações, o critério razoável é recomendar não adubar.

¹ Deve-se assinalar que também se pode argumentar no sentido de sempre deixar as interações no modelo, pois um teste não-significativo não garante que o parâmetro é nulo.

3.4. Fontes de Dados para Análise Econômica

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

O clima dessa região é caracterizado por apresentar de um modo geral, temperaturas altas. A média mensal das temperaturas máximas diárias varia de 29°C a 31°C e a média mensal das temperaturas mínimas diárias varia de 17°C a 22°C durante o ano.

A precipitação anual é de aproximadamente 1300mm e varia de 1000mm a 1500mm. Aproximadamente 80% destas chuvas acontecem no período de outubro a março. O período mais seco vai de abril a setembro, quando a precipitação é de 200mm. Os dados pluviométricos e de temperatura para o ano agrícola 1981/82 estão na tabela 1.

Os tipos de solos encontrados no *campus* de Ilha Solteira são o Latossol Vermelho Escuro e o Latossol Vermelho Amarelo, os quais, segundo FREITAS e SILVEIRA (1977), são os que devem ser estudados cuidadosamente e nos quais devem ser realizados trabalhos de experimentação, por serem os que apresentam melhores condições para o desenvolvimento de uma agricultura com alto nível tecnológico.

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

de cálcio e magnésio. Segundo o Relatório Técnico Anual 76 da EMBRAPA, aqueles dois tipos de solo abrangem 52% das áreas do cerrado.

A topografia suavemente ondulada permite que o manejo desse solo seja efetuado mecanicamente, favorecendo a adoção de tecnologias modernas.

Tabela 3.1 - Dados pluviométricos e de temperatura para o ano agrícola 1981/82.

Meses	Chuvas		Temperaturas médias (°C)	
	Total (mm)	Dias (nº)	Máxima	Mínima
Outubro	116,8	10	30,3	20,1
Novembro	191,1	13	31,5	22,5
Dezembro	196,2	15	30,2	21,7
Janeiro	121,8	9	29,9	21,8
Fevereiro	83,5	10	30,3	21,5
Março	397,8	12	29,3	21,9
Abril	36,2	3	28,7	19,0
Maió	72,8	5	26,8	16,9

Antes da instalação dos ensaios o solo foi analisado quimicamente e os resultados obtidos se encontram expressos na tabela 3.2. Além de o pH do solo estar baixo (o ideal seria em torno de 6), os valores encontrados para o fósforo e potássio se situam na faixa de médio.

Tabela 3.2 - Resultados das análises químicas do solo na área experimental dos ensaios de milho e soja. Ano agrícola 1981/82.

Ensaio %C	pH	$\mu\text{g/ml}$ de T.F.S.A.		emg/100ml de T.F.S.A.	
	H ₂ O	P	K	Al	Ca + Mg
milho 0,9	4,5	7	70	0,4	2,9
soja 1,2	4,6	13	64	0,5	2,7

Os experimentos foram instalados no ano agrícola 1981/82 e as cultivares utilizadas na implantação dos ensaios de milho e soja no cerrado foram respectivamente Hmd 7974 e Santa Rosa.

3.4.1. Parte experimental da cultura da soja

Usou-se para o ensaio da soja o delineamento experimental em 5 blocos casualizados, com parcelas subdivididas. A área ocupada por subparcela foi de 30 m², dando para um bloco a área de 600 m² e para o experimento 4.000 m².

Nos tratamentos principais foram estudados 3 diferentes espaçamentos: 35, 40 e 50 cm entre linhas. Como subtratamentos foram utilizados níveis de 0, 40, 80, 120 e 160 kg/ha de P₂O₅.

Tabela 3.3 - Tratamentos utilizados na cultura da soja.

Níveis de P_2O_5 (kg/ha)	Espaçamento (cm entre linhas)	Níveis de P_2O_5 (kg/ha)	Espaçamento (cm entre linhas)
0	35	80	50
0	40	120	35
0	50	120	40
40	35	120	50
40	40	160	35
40	50	160	40
80	35	160	50
80	40		

A fonte de P_2O_5 utilizada foi superfosfato simples (20% de P_2O_5) no sulco de plantio. Esses tratamentos foram repetidos em 5 blocos. Verifica-se que o experimento tinha um total de 75 subparcelas.

A aplicação de adubo foi efetuada nos dias 10 e 11 de dezembro de 1981, dois dias antes do plantio.

Todas as parcelas receberam no plantio uma adubação básica sem fósforo que incluiu nitrogênio (100 kg/ha como sulfato de amônia), potássio (133 kg/ha como cloreto de potássio) e micronutrientes (40 kg/ha de FTEBR-9).

3.4.2. Parte experimental da cultura de milho

O delineamento experimental utilizado para o milho foi em blocos ao acaso, obedecendo ao esquema fatorial 3^3 para N, P e K, com confundimento de 2GL da interação tripla 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 K_2O utilizados são 20, 80 e 140 kg/ha e os 3 níveis de P_2O_5 são 30, 100 e 170 kg/ha.

Tabela 3.4 - Quantidades de N, P_2O_5 e K_2O , em kg/ha, nos 27 tratamentos do experimento com a cultura de milho.

N	P_2O_5	K_2O	N	P_2O_5	K_2O	N	P_2O_5	K_2O
20	30	20	80	30	20	140	30	20
20	30	80	80	30	80	140	30	80
20	30	140	80	30	140	140	30	140
20	100	20	80	100	20	140	100	20
20	100	80	80	100	80	140	100	80
20	100	140	80	100	140	140	100	140
20	170	20	80	170	20	140	170	20
20	170	80	80	170	80	140	170	80
20	170	140	80	170	140	140	170	140

As fontes de nutrientes foram: sulfato de amônia para N, cloreto de potássio para K_2O e superfosfato simples para P_2O_5 . A aplicação dos adubos foi efetuada dia 8 de novembro de 1981, um dia antes do plantio em sulcos.

Devido a já constatada deficiência de micronutrientes em regiões de cerrado, todos os tratamentos receberam no plantio uma adubação básica de 40 kg/ha de FTEBR-9.

A unidade experimental constitui-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 3.000 m².

Com base na análise do solo, nos dois ensaios foi aplicado o calcário dolomítico a lanço à razão de 3 t/ha, dois meses antes do plantio.

3.5. A Função de Produção

A função de produção consiste de uma relação técnica entre os fatores envolvidos em um processo produtivo qualquer e a produção máxima possível de se obter quando se combinam esses fatores em formas alternativas.

Inúmeros modelos estatístico-matemáticos têm sido sugeridos para obter estimativas de funções de produção. O tipo de equação a ser ajustada aos dados experimentais constitui uma dificuldade, pois qualquer que seja a equação escolhida esta apresenta restrições e afeta as doses econômicas que serão obtidas.

Os modelos de funções de produção que estudaremos são a quadrática, raiz quadrada e a Mitscherlich.

3.5.1. Modelos utilizados nas Culturas de Milho e Soja

3.5.1.1. Função quadrática

A função quadrática é utilizada por um grande número de pesquisadores em ensaios de adubação, por permitir que se atinja um ponto de máximo e apresentar características mais consistentes com o mundo real.

A função quadrática também é mais fácil de ser trabalhada matematicamente do que outros tipos de função, principalmente quando há mais de uma variável independente envolvida.

Segundo WRIGHT (1973), a função quadrática apresenta as seguintes vantagens:

- possui um intercepto que pode ter valores positivos permitindo a estimação do nível de produção, por unidade de área, na ausência de adubação;
- representa o segundo e o terceiro estágios de produção;
- permite a análise dos efeitos de interação entre nutrientes;
- separa os efeitos lineares e curvilíneos das variáveis independentes.

A função quadrática também apresenta desvantagens sendo que, dentre as mais sérias, relaciona-se:

- a possibilidade de correlação elevada entre os termos lineares, os termos quadráticos e os termos de interação com outras variáveis (esse problema é mais sério quando os dados não são experimentais);

- a representação do produto marginal como decrescente a uma taxa constante;

- quando comparada com a função de produção Cobb-Douglas, gasta rapidamente os graus de liberdade com os acréscimos de variáveis independentes no modelo.

Inicialmente serão ajustadas superfícies de produção quadrática aos dados dos ensaios de milho e soja. Para a cultura de milho temos:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{33} X_3^2 + \beta_{12} X_1 X_2 + \beta_{13} X_1 X_3 + \beta_{23} X_2 X_3 + E \quad (1)$$

onde: Y = produção de milho em kg/ha

α = termo constante

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

X_1 = doses de nitrogênio por hectare, isto é, $X_1 = (N + 40)/60$,
onde N é a quantidade de nitrogênio, em kg/ha

X_2 = doses de P_2O_5 por hectare, isto é, $X_2 = (P + 40)/70$,
onde P é a quantidade de P_2O_5 , em kg/ha

X_3 = doses de K_2O por hectare, isto é, $X_3 = (K + 40)/60$,
onde K é a quantidade de K_2O , em kg/ha

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

Para a cultura da soja apresenta a seguinte forma:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_{11} X_1^2 + \beta_{22} X_2^2 + \beta_{12} X_1 X_2 + E_i \quad (2)$$

onde: Y = produção de soja em kg/ha

α = termo constante

$\beta_1 \dots \beta_{12}$ = coeficientes de regressão

X_1 = doses de P_2O_5 /ha, isto é, $X_1 = \frac{P}{40}$

$X_2 = \frac{E - 35}{5}$, onde E = espaçamento entre linhas em cm

E_i = 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 fez presente. Assim, na medida em que doses adicionais de nutrientes são aplicadas, a resposta em termos de produção adicional é cada vez menor (ver, por exemplo, SCHUH e TOLLINI, 1972).

ZAGATTO e PIMENTEL GOMES (1967) fizeram referência à aplicação da regressão polinomial do 2º grau, para mais de uma variável independente, citando algumas medidas para sa-

nar as dificuldades que apareceriam com o seu emprego. As medidas são:

- usar sempre grupos de ensaios numerosos ou isolados com várias repetições e boa precisão;
- calcular sempre intervalo de confiança para as doses ótimas, de maneira a possibilitar o julgamento de seu real valor;
- verificar sempre se os valores obtidos correspondem realmente ao máximo;
- não confiar em doses ótimas obtidas a partir do polinômio de 2º grau, no qual os termos quadráticos não tenham sido significativamente diferentes de zero.

Ressalte-se que as três primeiras observações são válidas independentemente do modelo de regressão utilizado.

Ajustar-se-á também (separadamente), uma função quadrática para cada tipo de nutriente:

$$Y = \alpha + \beta_1 X + \beta_{11} X^2 + E_i \quad (3)$$

onde: Y = produção de milho (soja) em kg/ha

α = termo constante

X = doses de nitrogênio, P_2O_5 ou K_2O por hectare

β_1 e β_{11} = coeficientes de regressão

E_i = erros.

São especificados, a seguir, os valores de X em cada caso, indicando por N, P e K as quantidades aplicadas de nitrogênio, P_2O_5 e K_2O , em kg/ha. Para a cultura de milho, conforme o nutriente considerado, tem-se

$$X = \frac{N - 20}{60}, \quad X = \frac{P - 30}{70} \quad \text{ou} \quad X = \frac{K - 20}{60}$$

Para a cultura de soja tem-se

$$X = \frac{P}{40}$$

Note-se que a definição dos valores de X utilizada no ajustamento de (3) é distinta da definição dos valores de X utilizada no ajustamento de (1).

3.5.1.2. Função raiz quadrada

Como a função quadrática, a raiz quadrada também é muito utilizada em experimentos de adubação na determinação da dose mais econômica de nutriente.

Especificamente o modelo raiz quadrada a ser utilizado, apresenta a seguinte forma:

$$Y = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 \sqrt{X} + E \quad (4)$$

onde: Y = produção de milho (soja) em kg/ha

α = termo constante

X = doses de nitrogênio, P_2O_5 ou K_2O por hectare, como especificado no final da seção anterior para a função

(3)

β_1 e β_2 = coeficientes de regressão

E_i = erros.

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

3.5.1.3. Função de Mitscherlich

A função de Mitscherlich não apresenta ponto de máximo. Assim, não é apropriada para representar resposta a fertilizantes, em experimentos de campo, quando as magnitudes de insumos são bastante grandes a ponto de causar um declínio na produção.

Segundo PIMENTEL GOMES (1982), para maior facilidade do uso da lei de Mitscherlich devemos, tal como no caso dos polinômios ortogonais, adotar níveis de fertilização igualmente espaçados. A teoria e a prática demonstram que a lei de Mitscherlich tem aplicação satisfatória e útil sempre que temos ensaios de grande precisão ou grupos de experimentos numerosos. A aplicação se torna desaconselhável no caso de experimentos de precisão escassa ou quando a planta reage muito mal ao nutriente em estudo.

Deve-se ressaltar que esta consideração é válida para qualquer modelo.

A função de Mitscherlich pode expressar-se da seguinte forma:

$$Y = \alpha \left[1 - 10^{-\gamma(x + \delta)} \right] + E \quad (5)$$

onde: Y = produção de milho (soja) em kg/ha

X = quantidade de nitrogênio, P₂O₅ ou K₂O, em kg/ha

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

γ = coeficiente de eficácia

δ = teor do nutriente contido no solo em forma assimilável pelas plantas

E = erros.

3.5.1.4. Funções estimadas

Considerando a, b, c, d as estimativas de mínimos quadrados dos parâmetros α, β, γ e δ respectivamente, e se \hat{Y} é a produtividade estimada, teremos então as estimativas dos modelos adotados:

$$\begin{aligned} \hat{Y} = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_{11} X_1^2 + b_{22} X_2^2 + b_{33} X_3^2 + \\ + b_{12} X_1 X_2 + b_{13} X_1 X_3 + b_{23} X_2 X_3 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\hat{Y} = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_{11} X_1^2 + b_{22} X_2^2 + b_{12} X_1 X_2 \quad (7)$$

$$\hat{Y} = a + b_1 X + b_{11} X^2 \quad (8)$$

$$\hat{Y} = a + b_1 X + b_2 \sqrt{X} \quad (9)$$

$$\hat{Y} = a \left[1 - 10^{-c(X + d)} \right] \quad (10)$$

Para os modelos (6) a (9) as estimativas de seus parâmetros podem ser obtidas pelo método de mínimos quadrados ordinários.

Colocando o modelo (5) na forma:

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

Com $\alpha > 0$; $\beta < 0$ e $|\rho| < 1$, conhecida como função de Spillman, podemos determinar as estimativas de mínimos quadrados de α , 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: $\hat{Y} = a + br^X$.

As condições impostas aos valores dos parâmetros, garantem que todos os modelos de função de produção apresentem um intervalo em que o produto físico marginal (PFMg) é decrescente e o produto físico médio (PFMe) é decrescente maior que o PFMg.

Ao ajustar as equações (8), (9) e (10), as estimativas dos desvios padrões das estimativas dos parâmetros foram obtidas utilizando o quadrado médio do resíduo da análise de variância completa (na qual se considerou tanto o efeito de tratamento como o efeito de blocos) como estimativa da variância residual ou variância do erro.

3.5.2. 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 usaremos estas variáveis somente para representar alterações no intercepto da função, devidas aos efeitos de blocos.

Assim, para o experimento de milho, temos 6 blocos (3 em cada um dos ensaios 3^3). Esses blocos foram distinguidos através de 5 variáveis binárias, como mostra a tabela 3.5.

Tabela 3.5 - Valores das variáveis binárias usadas para distinguir os 6 blocos no experimento de milho.

Blocos		Variáveis binárias				
		Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5
Ensaio 1	1	0	0	0	0	0
	2	1	0	0	0	0
	3	0	1	0	0	0
Ensaio 2	1	0	0	1	0	0
	2	0	0	0	1	0
	3	0	0	0	0	1

No caso do experimento de soja usamos variáveis binárias para distinguir as diferenças entre os 5 blocos analisados, como mostra a tabela 3.6.

Tabela 3.6 - Valores das variáveis binárias usadas para distinguir os 5 blocos no experimento de soja.

Blocos	Variáveis binárias			
	Z ₁	Z ₂	Z ₃	Z ₄
1	0	0	0	0
2	1	0	0	0
3	0	1	0	0
4	0	0	1	0
5	0	0	0	1

3.6. Determinação do Nível Economicamente Ótimo de Insumos

O procedimento usual é a maximização da função lucro (π), a qual pode ser definida pela equação:

$$\pi = P_Y Y - \sum P_{X_i} X_i - C$$

onde: π = renda líquida

C = custos fixos

Y = quantidade do produto (milho ou soja)

P_{Xi} = preço unitário dos insumos, incluindo custos variáveis de aplicação dos mesmos (ver tabela 3.7).

P_Y = preço unitário do produto (milho ou soja) pago ao agricultor

X_i = quantidades dos fatores.

Informações sobre os preços foram obtidas através de consulta das "Solicitações de Empenho" do *campus* de Ilha Solteira - UNESP, para os anos de 1981/82.

Tabela 3.7 - Estimativa de Custo Variável de Aplicação de Insumos por Hectare, Ano Agrícola 1981/82.

Insumos	Quantidade	Preço unitário (Cr\$)	Valor total (Cr\$)
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	3,01	50,00	150,00
Mão-de-obra	1,00 h	81,35	162,00

Custo total da aplicação de:

- . Nitrogênio Cr\$ 170,00 por kg
- . Fósforo Cr\$ 176,00 por kg
- . Potássio Cr\$ 103,00 por kg

Para o cálculo do custo de espaçamento foi considerado o preço da semente de soja Santa Rosa: Cr\$ 2.080,00/sc de 50 kg.

No que se refere aos produtos, os preços básicos considerados para o cálculo da dose ótima econômica foram de Cr\$ 2.000,00/sc de 60 kg de soja e Cr\$ 1.020,00/sc de 60 kg de milho (preços médios recebidos em julho de 1982).

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

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

$$\frac{d\pi}{dX_i} = P_Y \cdot \frac{dY}{dX_i} - P_{X_i} = 0$$

$$\frac{dY}{dX_i} = \frac{P_{X_i}}{P_Y}$$

Para determinar as quantidades de nutrientes que maximizam os lucros, igualam-se as produtividades físicas marginais de cada nutriente com a relação entre o preço do fator e o preço do produto. Entretanto, lembrando VIEIRA (1980), quando os custos de colheita por unidade de produto forem variáveis, deve-se subtraí-los do preço do produto pago ao agricultor.

3.7. Determinação do Espaçamento Ótimo para a Soja

Sabe-se que em um hectare tem-se 10^4 m^2 ou 10^8 cm^2 . Se E é o espaçamento entre linhas em cm, o número de cm de linha em um hectare é dado por $\frac{10^8}{E}$. Conclui-se que o número de m de linha em um hectare é igual a $\frac{10^6}{E}$. Sendo ϕ o custo com semente por metro de linha, o custo/ha é dado por $\frac{10^6 \phi}{E}$. Sendo C o custo dos fatores fixos, a receita líquida será dada por

$$\pi = Y \cdot P_Y - \left(\theta \frac{1}{E} + C \right)$$

onde θ é um coeficiente de proporcionalidade. Segue-se que

$$\pi = Y \cdot P_Y - \frac{\theta}{E} - C$$

Como $\frac{10^6 \phi}{E}$ é o custo com semente/ha verifica-se que

$$\theta = 10^6 \phi \quad (11)$$

A condição de primeira ordem para receita líquida máxima é que a derivada em relação a E seja nula, isto é, quando

$$\frac{dY}{dE} \cdot P_Y + \frac{\theta}{E^2} = 0$$

ou

$$\frac{dY}{dE} = - \frac{\theta}{E^2 \cdot P_Y} \quad (12)$$

Lembrando que $X_2 = \frac{E - 35}{5}$, temos .

$$E = 35 + 5X_2 \quad (13)$$

Como
$$\frac{dY}{dE} = \frac{dY}{dX_2} \cdot \frac{dX_2}{dE},$$

temos:
$$\frac{dY}{dE} = \frac{dY}{dX_2} \cdot \frac{1}{5} \quad (14)$$

Substituindo (11), (13) e (14) em (12)

$$\frac{dY}{dX_2} \cdot \frac{1}{5} = \frac{-10^6 \phi}{P_Y (35 + 5X_2)^2}$$

ou
$$\frac{dY}{dX_2} = \frac{-5 \cdot 10^6 \cdot \phi}{P_Y (35 + 5X_2)^2}$$

Obtidas as doses ótimas econômicas dos nutrientes e espaçamento, serão determinados os seus respectivos intervalos de confiança através de dois métodos. Um método se baseia na Variância Assintótica da estimativa da dose econômica e o outro é dado pelo Teorema de Fieller². Segundo HOFFMANN e VIEIRA (1976), o método baseado no Teorema de Fieller é o mais apropriado.

² Ver Hoffmann e Vieira (1977), p. 318.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise dos Resultados de Produção

Os rendimentos médios de milho e soja obtidos nos dois experimentos são apresentados nas tabelas 4.1 e 4.2.

No ensaio de milho 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. Este rendimento é relativamente elevado, maior do que o rendimento médio no estado de São Paulo (2.400 kg/ha, média dos últimos 4 anos; ver IEA, 1982/83).

Nos 27 tratamentos dos dois ensaios, os resultados médios de produção variam de 1907 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

Tabela 4.1 - Resultados Obtidos para a Cultura de Milho com Hmd 7974. Ano Agrícola 1981/82.

Combinação de níveis de N, P ₂ O ₅ e K ₂ O, em kg/ha	Produção de grãos em kg/ha		
	Ensaio 1	Ensaio 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

Tabela 4.2 - SOJA - Resultados Obtidos com o Cultivar Santa Rosa. Ano Agrícola 1981/82.

Combinação de níveis de P ₂ O ₅ em kg/ha e espaçamento em cm	Produção média em kg/ha					Média dos tratamentos
	Blocos					
	1	2	3	4	5	
0 - 35	2000	1365	1950	2125	2030	1894,0
0 - 40	1980	2325	2000	2168	2332	2161,0
0 - 50	2020	2180	2531	2025	2330	2217,2
40 - 35	2056	2266	2063	2480	2435	2260,0
40 - 40	2250	2468	2259	2360	2480	2363,4
40 - 50	2268	2450	2250	2450	2550	2393,6
80 - 35	2350	2156	2558	2480	2380	2384,8
80 - 40	2460	2182	2350	2455	2458	2381,0
80 - 50	2258	2080	2496	2588	2550	2394,4
120 - 35	2250	2362	2656	2160	2165	2318,6
120 - 40	2442	2202	2650	2550	2150	2398,8
120 - 50	2561	2810	2825	2250	2640	2617,2
160 - 35	2660	2585	2880	2625	2680	2686,0
160 - 40	2821	2950	2565	2850	2820	2801,2
160 - 50	3366	3021	2867	2552	3600	3081,2

tão elevada, uma vez que o nível ótimo de produção em relação a um fator variável dependerá da PFMg desse fator, do seu custo, do preço do produto e do próprio nível de utilização dos demais fatores.

Tomando-se agora os dados de rendimento físico médio para a soja, observamos que no geral a produtividade média da soja cresce quando se aumenta a quantidade de fósforo, sendo este aumento mais expressivo quando se utiliza a maior dose de fósforo. Isto mostra que a dose de 160 kg/ha provavelmente ainda se encontra no segundo estágio da função de produção. O maior rendimento médio obtido foi de 3.081 kg/ha, quando o nível de P_2O_5 era de 160 kg/ha e o espaçamento de 50 cm.

Observa-se que, em relação ao nível zero de aplicação de fósforo, foram obtidos aumentos médios máximos de 1.187 kg/ha de soja.

4.2. Análise de Regressão

4.2.1. Estimativa dos parâmetros e doses econômicas para a cultura de milho

Os resultados estatísticos das equações de regressão quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich, ajustadas para a cultura de milho, são apresentados nas tabelas 4.3 a 4.10.

As estimativas das superfícies de produção para os modelos estudados apresentaram resultado significativo do

teste F para o coeficiente de determinação múltipla (R^2), como se pode ver nas tabelas 4.3 e 4.4.

O coeficiente de determinação múltipla (R^2) do ensaio 1 foi o que apresentou maior valor (0,71), indicando um melhor ajustamento. O R^2 indica em que proporção as variações na produção de milho podem ser explicadas por tal ajustamento.

Verifica-se pelas tabelas 4.3 e 4.4 que as estimativas dos coeficientes de regressão, associados aos nutrientes N, P e K e interações, foram em sua maioria não-significativos aos níveis de significância considerados (1%, 5% e 10%).

Somente no caso do ensaio 2, os termos lineares e quadráticos apresentaram o sinal esperado, 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. No caso do ensaio 1 e para o conjunto dos dois ensaios, a superfície ajustada apresenta ponto de sela.

O coeficiente de correlação entre X_1 e X_1^2 , entre X_2 e X_2^2 e entre X_3 e X_3^2 é igual a 0,9897. Verifica-se, também, que os coeficientes de correlação entre os termos lineares (N, P e K) e as interações (NP, NK e PK) assumem valores de 0,6723 a 0,6793.

A existência de variáveis altamente correlacionadas evidencia a presença de multicolinearidade na matriz de variáveis independentes³.

³ É interessante assinalar que a correlação entre os termos lineares e os termos quadráticos poderia ser eliminada redefinindo as variáveis X_1 , X_2 e X_3 de maneira que seus valores fossem -1, 0 e +1.

Lembrando WRIGHT (1973), uma desvantagem da função quadrática é relativa à possibilidade de introduzir alta correlação entre os termos lineares e quadráticos e os termos de interação com outras variáveis.

Através da análise das tabelas 4.5 a 4.10, pode-se notar inicialmente que os resultados dos testes estatísticos foram em sua maioria não-significativos.

Nos três modelos de regressão (quadrático, raiz quadrada e Mitscherlich), obteve-se resultado não-significativo do teste F para R^2 .

Dentre os três nutrientes estudados, no caso do nitrogênio os coeficientes apresentaram em todos os modelos estudados, o sinal esperado para determinação da dose ótima econômica.

Nas tabelas 4.11 e 4.14 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.

Com respeito ao valor da relação entre o preço do kg do nutriente e o preço do kg de milho, procuramos considerar um intervalo que englobasse as situações prevalentes nos últimos anos.

Analisando as tabelas 4.11 a 4.14, notamos que a amplitude dos intervalos de confiança (com base na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller) para as doses econômicas 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.

Pela tabela 4.11, observamos que os resultados obtidos para as doses econômicas de nitrogênio são mais concordes entre os modelos raiz quadrada e Mitscherlich do que para o modelo quadrático. Os intervalos de confiança para os modelos quadráticos e Mitscherlich são muito amplos, não permitindo indicar dose ótima econômica confiável. Para o modelo raiz quadrada, os limites superiores dos dois intervalos de confiança são mais ou menos semelhantes, mas ainda assim de uma amplitude demasiadamente grande para que se possa indicar com segurança uma dose ótima econômica.

Quando se consideram os intervalos de confiança baseados na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller, para a dose econômica de N no ensaio 2, considerando o modelo raiz quadrada (tabela 4.12), os resultados são bem semelhantes e de uma amplitude relativamente pequena, podendo-se mesmo indicar, para esse caso, 35 kg/ha como dose ótima econômica de nitrogênio.

As doses economicamente ótimas de fósforo obtidas no ensaio 2, para os 3 modelos estudados, não são simila-

res e os intervalos de confiança são de uma grande amplitude. Quando se consideram os resultados obtidos com os modelos quadráticos e Mitscherlich, verifica-se a existência de "doses econômicas" negativas. Tal resultado é absurdo do ponto de vista do agricultor e a recomendação, nesse caso, é não adubar.

Para o potássio também não se pode indicar uma dose ótima econômica confiável. Os intervalos de confiança são bem discrepantes e muito amplos.

Comparando os intervalos de confiança baseados na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller nas tabelas 4.11 a 4.14, verificamos que na maioria dos casos os intervalos de confiança são bastante discrepantes. Em apenas um caso (tabela 4.12) a amplitude dos dois intervalos de confiança são bem similares. Lembrando HOFFMANN e VIEIRA (1976, p.55), quando houver discrepância entre os dois intervalos de confiança devemos adotar o intervalo de confiança baseado no Teorema de Fieller. Este teorema indica corretamente a indeterminação de um cociente quando o denominador da fração é estatisticamente diferente de zero. Nesse caso o intervalo de confiança será constituído por todo o 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 ado-

tado de 90%⁴.

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 e VIEIRA (1976, p.56) 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 o ensaio 1 (tabela 4.11) e de fósforo, para o ensaio 2 (tabela 4.13).

Podemos observar também que, para determinação da dose econômica de fósforo para o ensaio 2 no modelo quadrático o limite superior do 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 a 634,9. Entretanto, o

⁴ Esse problema é discutido em PIMENTEL GOMES e GOMES (1979).

Tabela 4.3 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho - 54 Observações. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
a	-187,0	1006,2	-0,18 ^{NS}
c ₁	-124,6	207,5	-0,60 ^{NS}
c ₂	130,8	207,5	-0,63 ^{NS}
c ₃	106,8	207,5	-0,51 ^{NS}
c ₄	647,2	207,5	3,11 ^{***}
c ₅	478,2	207,5	2,30 ^{**}
b ₁	1990,8	573,2	3,47 ^{***}
b ₂	10,8	573,2	0,01 ^{NS}
b ₃	457,2	573,2	0,79 ^{NS}
b ₁₁	-352,3	127,1	-2,77 ^{***}
b ₂₂	107,1	127,1	0,84 ^{NS}
b ₃₃	-28,5	127,1	-0,22 ^{NS}
b ₁₂	-107,7	89,8	-1,19 ^{NS}
b ₁₃	-121,8	89,8	-1,35 ^{NS}
b ₂₃	6,3	89,8	0,07 ^{NS}

Coeficiente de determinação múltipla (R^2) = 0,56

Teste F = 3,65^{***}

Coeficiente de Variação (CV) = 16,12

* indica significância ao nível de 0,10

** indica significância ao nível de 0,05

*** indica significância ao nível de 0,01

Tabela 4.4 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações. Ano Agrícola 1981/82

Coeficientes	Ensaio 1			Ensaio 2		
	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
a	1793,8	1171,7	1,53 ^{NS}	-2292,5	1663,0	-1,37 ^{NS}
c ₁	130,8	171,8	0,76 ^{NS}	17,7	243,8	0,07 ^{NS}
c ₂	647,2	171,8	3,76 ^{***}	602,8	243,8	2,47 ^{**}
b ₁	1127,1	671,0	1,67 [*]	2854,4	952,3	2,99 ^{***}
b ₂	-860,6	671,0	-1,28 ^{NS}	882,3	952,3	0,92 ^{NS}
b ₃	-229,4	671,0	-0,34 ^{NS}	1144,0	952,0	1,20 ^{NS}
b ₁₁	-117,2	148,8	-0,78 ^{NS}	-587,5	211,2	-2,78 ^{***}
b ₂₂	299,3	148,8	2,01 ^{**}	-85,1	211,2	-0,40 ^{NS}
b ₃₃	114,3	148,8	0,76 ^{NS}	-171,5	211,2	-0,81 ^{NS}
b ₁₂	-118,7	105,2	-1,12 ^{NS}	-96,7	149,3	-0,64 ^{NS}
b ₁₃	-122,0	105,2	-1,16 ^{NS}	-121,6	149,3	-0,81 ^{NS}
b ₂₃	67,9	105,2	0,64 ^{NS}	-55,1	149,3	-0,36 ^{NS}
Coeficiente de determinação múltipla (R ²)	= 0,71			= 0,60		
Teste F	= 3,43 ^{**}			= 2,04 ^{NS}		
Coeficiente de variação (CV)	= 12,92			= 19,58		

Tabela 4.5 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura do Milho com 27 Observações do Ensaio 1. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste T
Nitrogênio			
a	2603,8	121,5	21,43***
b ₁	410,9	309,7	1,32*
b ₁₁	-117,2	148,8	-0,78 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,09			
Teste F = 1,20 ^{NS}			
Fósforo			
a	2683,8	121,5	22,08***
b ₁	-363,4	309,7	-1,17 ^{NS}
b ₁₁	299,3	148,8	2,01**
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,21			
Teste F = 3,35 ^{NS}			
Potássio			
a	2737,7	121,5	22,53***
b ₁	-109,0	309,7	-0,35 ^{NS}
b ₁₁	114,3	148,8	0,76 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,047			
Teste F = 0,60 ^{NS}			

Tabela 4.6 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 2. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
Nitrogênio			
a	2378,7	172,4	13,79***
b ₁	1242,6	439,6	2,82***
b ₁₁	-587,5	211,2	-2,78***
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,21			
Teste F = 3,27 ^{NS}			
Fósforo			
a	2376,0	172,4	13,77***
b ₁	408,1	439,6	0,92 ^{NS}
b ₁₁	-85,1	211,2	-0,40 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,10			
Teste F = 1,41 ^{NS}			
Potássio			
a	2480,6	172,4	14,38***
b ₁	447,3	439,6	1,01 ^{NS}
b ₁₁	-171,5	211,2	-0,81 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,03			
Teste F = 0,46 ^{NS}			

Tabela 4.7 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Raiz Quadrada Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 1. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
Nitrogênio			
a	2603,8	121,5	21,43***
b ₁	-106,7	369,3	-0,28 ^{NS}
b ₁₁	400,4	508,0	0,78 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,09			
Teste F = 1,20 ^{NS}			
Fósforo			
a	2683,8	121,5	22,08***
b ₁	958,0	369,3	2,59***
b ₁₁	-1022,1	508,0	-2,01**
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,21			
Teste F = 3,35 ^{NS}			
Potássio			
a	2737,7	121,5	22,53***
b ₁	395,8	369,3	1,07 ^{NS}
b ₁₁	-390,5	508,0	-0,76 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,048			
Teste F = 0,60 ^{NS}			

Tabela 4.8 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Raiz Quadrada Ajustadas para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 2. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
Nitrogênio			
a	2378,7	172,4	13,79***
b ₁	-1350,7	524,2	-2,57***
b ₂₁	2005,8	721,1	2,78***
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,21			
Teste F = 3,27 ^{NS}			
Fósforo			
a	2376,0	172,4	13,77***
b ₁	32,2	524,2	0,06 ^{NS}
b ₂₁	290,7	721,1	0,40 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,10			
Teste F = 1,41 ^{NS}			
Potássio			
a	2480,6	172,4	14,38***
b ₁	-309,6	524,2	-0,59 ^{NS}
b ₂₁	585,5	721,1	0,81 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,03			
Teste F = 0,46 ^{NS}			

Tabela 4.9 - Resultados Estatísticos da Equação de Mitscherlich Ajustada para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 1. Ano Agrícola 1981/82.

Nitrogênio			
Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
a	2971,5	205,4	14,46***
d	78,21	144,45	0,54 ^{NS}
c	0,01160	0,02344	0,49 ^{NS}

Coeficiente de determinação (R^2) = 0,09
 Teste F = 1,20^{NS}

Tabela 4.10 - Resultados Estatísticos da Equação de Mitscherlich Ajustada para a Cultura de Milho com 27 Observações do Ensaio 2. Ano Agrícola 1981/82.

Fósforo			
Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
a	2988,4	864,5	3,45***
d	148,05	318,52	0,46 ^{NS}
c	0,00464	0,01290	0,36 ^{NS}

Coeficiente de determinação (R^2) = 0,10
 Teste F = 1,41^{NS}

Tabela 4.11 - 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	-∞
9,0	-13,0(a)	2342,2	(a)-223,4	197,4	-∞
10,0	-28,3(a)	2196,4	(a)-272,4	215,7	-∞
11,0	-43,7(a)	2035,3	(a)-321,5	234,1	-∞
Modelo raiz quadrada					
8,0	26,9	2728,0	10,6	43,4	-∞
9,0	25,7	2717,6	11,4	40,3	-∞
10,0	24,8	2708,7	11,9	37,8	-∞
11,0	24,0	2701,1	12,6	35,6	-∞
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	-∞
11,0	15,8	2559,8	(a) -106,1	137,6	-∞

(a) Resultado sem sentido agrônomico.

Tabela 4.12 - 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 agrônomico.

Tabela 4.13 - Estimativa da Dose Econômica de Fósforo 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					
8,0	-42,3(a)	1944,4	(a) -624,6	539,8	-∞
9,0	-71,1(a)	1699,9	(a) -777,2	634,9	-∞
10,0	-99,9(a)	1426,6	(a) -970,2	730,4	-∞
11,0	-128,6(a)	1124,6	(a) -1083,5	826,1	-∞
Modelo raiz quadrada					
8,0	25,3	2458,5	(a) -3,2	53,8	-∞
9,0	24,1	2448,6	0,4	47,9	-∞
10,0	23,3	2440,8	3,3	43,3	-∞
11,0	22,7	2434,5	5,6	39,8	-∞
Modelo Mitscherlich					
8,0	1,5	2241,2	(a) -340,6	353,4	-∞
9,0	-9,5(a)	2147,8	(a) -443,7	384,6	-∞
10,0	-19,4(a)	2054,4	(a) -500,5	421,7	-∞
11,0	-28,3(a)	1961,0	(a) -552,1	455,4	-∞

(a) Resultado sem sentido agrônômico.

Tabela 4.14 - 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

intervalo de confiança baseado no Teorema de Fieller mostra que, com a relação de preços 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 o ensaio 2 (tabela 4.4).

Para o conjunto dos 2 ensaios (tabela 4.3) e para o ensaio 1 (tabela 4.4) as funções obtidas mostram a existência de pontos de sela, e as condições de segunda ordem para lucro máximo não foram satisfeitas.

As quantidades ótimas obtidas com as relações de preços 8,0 para N e P_2O_5 e 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 de produção quadrática para cada nu-

triente, verifica-se que, para todas as relações de preços consideradas os resultados foram bastante diferentes (ver tabelas 4.12, 4.13 e 4.14). Isto se deve aos efeitos da 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 quadráticas (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.

4.2.2. Estimativas dos parâmetros e doses econômicas para a cultura da soja.

As estimativas dos parâmetros das equações de regressão quadrática, raiz quadrada e Mitscherlich, ajustadas para a cultura de soja, são dadas nas tabelas 4.15 a 4.18.

Devido ao fato de a aplicação de 160 kg/ha de P_2O_5 apresentar resultados de produção muito alta, quando comparada com os outros tratamentos, resolveu-se ajustar funções de produção eliminando este último tratamento, isto é, incluindo apenas as 60 observações.

Para todos os modelos estudados, obteve-se resultados significativos do teste F para o coeficiente de determinação (R^2). O maior valor conseguido para R^2 foi 0,61, indicando que 61% da variação total da produção de soja, por hectare, é explicada pela regressão quadrática considerada.

As estimativas das superfícies de produção, quando se utilizou 75 observações (tabela 4.15), apresentaram resultado não significativo para quase todos os coeficientes das variáveis. Eliminando o último tratamento no ajustamento da função, a maioria dos coeficientes das variáveis são estatisticamente significativos.

Os valores dos coeficientes de correlação simples entre E e E^2 e entre P e P^2 são iguais a 0,9732 e 0,9583, respectivamente. As correlações entre as interações e os termos lineares e quadráticos variaram de 0,5036 a 0,6948.

Analisando as tabelas 4.16 e 4.17 verifica-se que para 75 observações, a falta de significância dos coeficientes de regressão e o problema de "erro" de sinal, torna inviável o cálculo de dose ótima econômica, o mesmo não ocorrendo para todos os modelos estudados quando se utilizou 60 observações.

Na tabela 4.19 são dadas, para os três modelos considerados, as estimativas das doses econômicas de fósforo, intervalos de confiança, com base na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller, e estimativas de produção ótima de soja para várias relações de preços.

Confirmando os resultados obtidos nos ensaios de milho, notamos que a amplitude dos intervalos de confiança, com base na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller para a dose econômica de fósforo é bem menor quando se utiliza o modelo raiz quadrada. Nesse caso os dois intervalos de confiança se apresentam semelhantes e de uma amplitude relativamente pequena, podendo-se indicar como dose ótima de fósforo, para a menor relação de preços considerada, 28 kg/ha de P_2O_5 .

Para os modelos quadrático e Mitscherlich não se pode indicar uma dose ótima econômica confiável. Os intervalos de confiança são bem discrepantes e muito amplos.

A fim de proceder ao cálculo das doses ótimas econômicas dos resultados obtidos com as estimativas das superfícies de produção quadrática (tabela 4.15), foram utilizadas quatro relações de preços para os fatores e o produto.

As relações de preços utilizadas foram: 3,0; 4,0; 5,0 e 6,0 para o nutriente fósforo e 1,4; 1,6; 1,8 e 2,0 para o espaçamento. As quantidades ótimas obtidas para o fósforo foram: 54,4; 37,7; 20,8 e 4,0 kg/ha de P_2O_5 . Comparando esses resultados com os obtidos quando se ajustou uma função de produção incluindo somente o nutriente, verifica-se que, para todas as relações de preços consideradas os resultados foram semelhantes. Isso está de acordo com VIEIRA (1980), que afirma que quando as interações são não-significantes as quantidades econômicas de nutrientes obtidas separadamente são análogas

àquelas obtidas através de funções que incluem todos os nutrientes.

Os espaçamentos ótimos encontrados para a soja com as mesmas relações de preços foram: 50,80; 51,10; 51,40 e 51,50 cm. Deve-se, entretanto, observar que os espaçamentos ótimos estão um pouco fora do máximo utilizado na montagem do experimento para todas as relações de preços. Assim, sugere-se a implantação de novos experimentos utilizando-se espaçamentos maiores entre linhas, para verificar se estes resultados são ou não confirmados.

Tabela 4.15 - Resultados Estatísticos das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para o Ensaio da Soja. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	75 Observações			60 Observações		
	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
a	20024,3	91,4	22,12***	1921,6	85,9	22,36***
c ₁	-22,6	81,1	-0,27 ^{NS}	-4,0	78,9	-0,05 ^{NS}
c ₂	77,2	81,1	0,95 ^{NS}	141,0	78,9	1,78*
c ₃	25,0	81,1	0,30 ^{NS}	99,6	78,9	1,26 ^{NS}
c ₄	123,8	81,1	1,52 ^{NS}	133,7	78,9	1,69*
b ₁	49,7	66,8	0,74 ^{NS}	256,6	81,6	3,14***
b ₂	103,1	94,1	1,09 ^{NS}	139,1	91,0	1,52*
b ₁₁	24,0	15,3	1,56*	-47,5	24,9	-1,90**
b ₂₂	-17,5	27,7	-0,63 ^{NS}	-23,9	26,9	-0,88 ^{NS}
b ₁₂	13,3	14,5	0,91 ^{NS}	-2,2	17,8	-0,12 ^{NS}
Coeficiente de determinação múltipla (R ²)	= 0,61			= 0,47		
Teste F	= 11,39***			= 4,97***		
Coeficiente de variação (CV)	= 9,16			= 8,34		

* Indica significância ao nível de 0,10

** Indica significância ao nível de 0,05

*** Indica significância ao nível de 0,01

Tabela 4.16 - Estimativas dos Parâmetros das Equações de Regressão Quadrática Ajustadas para o Ensaio da Soja - Fósforo. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio Padrão	Teste t
75 Observações			
a	2144,2	50,1	42,73***
b ₁	1,68	1,486	1,13 ^{NS}
b ₁₁	0,015	0,008	1,68**
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,50			
Teste F = 36,01***			
60 Observações			
a	2101,2	49,9	42,05***
b ₁	6,34	2,00	3,16***
b ₁₁	-0,0297	0,01	-1,85**
Coeficiente de determinação (R ²) = 0,29			
Teste F = 12,17***			

Tabela 4.17 - Estimativas dos Parâmetros das Equações de Regressão Raiz Quadrada Ajustadas para o Ensaio da Soja - Fósforo. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
75 Observações			
a	2108,0	53,0	39,75***
b ₁	4,59	1,45	3,15***
b ₂	-6,66	18,59	-0,35 ^{NS}
Coeficiente de determinação (R^2) = 0,48			
Teste F = 34,05***			
60 Observações			
a	2091,6	51,1	40,87***
b ₁	-1,33	2,08	-0,63 ^{NS}
b ₂	46,31	22,62	2,04**
Coeficiente de determinação (R^2) = 0,30			
Teste F = 12,66***			

Tabela 4.18 - Estimativas dos Parâmetros das Equações de Regressão Mitscherlich Ajustadas para o Ensaio da Soja - Fósforo. Ano Agrícola 1981/82.

Coeficientes	Estimativas dos coeficientes	Desvio padrão	Teste t
60 observações			
a	2444,7	67,5	36,17***
d	69,18	41,23	1,67*
c	0,01215	0,00781	1,55*
Coeficiente de determinação (R^2) = 0,30			
Teste F = 12,56***			

Tabela 4.19 - Estimativa da Dose Econômica de Fósforo para 60 Observações, Intervalos de Confiança e Estimativa da Produção Ótima, em Soja, 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					
3,0	56,2	2363,8	39,5	72,8	(a) -6,1 82,0
4,0	39,3	2304,9	14,5	64,2	(a) -176,4 56,0
5,0	22,5	2229,1	(a) -15,2	60,3	(a) -360,9 44,2
6,0	5,7	2136,6	(a) -46,2	57,7	(a) -547,2 34,2
Modelo raiz quadrada					
3,0	28,5	2301,1	15,5	41,5	12,2 59,3
4,0	18,8	2267,6	8,9	28,7	4,0 28,3
5,0	13,3	2243,2	4,6	22,1	1,8 20,7
6,0	9,9	2224,6	2,2	17,6	1,0 16,4
Modelo Mitscherlich					
3,0	42,5	2337,5	23,5	61,5	30,8 +∞
4,0	32,2	2301,8	20,1	44,4	-∞ +∞
5,0	24,3	2266,0	11,8	36,7	-∞ +∞
6,0	17,7	2230,3	1,3	34,2	-∞ 29,3

(a) Resultado sem sentido agrônomico.

5. CONCLUSÕES

5.1. Considerações sobre a Implantação dos Ensaios de Adubação

Devido à importância de se realizar uma análise econômica nos experimentos de adubação, os pesquisadores devem planejá-los de tal modo que os seus resultados possam ser submetidos a uma avaliação econômica.

Portanto, antes de implantar tais experimentos, os pesquisadores devem obter análise química do solo a ser estudado. Com base nessas informações, deve-se estabelecer as doses de nutrientes a serem utilizadas no experimento de tal maneira que a dose economicamente ótima seja uma interpolação entre aquelas doses. O tipo de delineamento a ser utilizado deve possibilitar tanto a análise estatística como a análise econômica dos resultados. Deste modo, os cientistas de solo e economistas devem trabalhar juntos no planejamento dos delineamentos experimentais e, para que se possa fazer recomendação

com maior segurança, deve-se repetir os experimentos em mais de um lugar durante vários anos.

5.2. Conclusões Relativas aos Resultados Obtidos nos Experimentos de Milho e Soja

5.2.1. Milho

Os resultados obtidos para as doses econômicas de nitrogênio para o ensaio 1 são mais concordantes entre os modelos raiz quadrada e Mitscherlich do que para o modelo quadrático. Entretanto, os intervalos de confiança para os três modelos estudados são muito amplos, não permitindo indicar dose ótima econômica confiável.

Para o nitrogênio no ensaio 2, 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 obtidas no ensaio 2 para os três modelos estudados não apresentam resultados similares. Para os modelos quadrático e Mitscherlich o critério razoável seria recomendar não adubar.

Para o potássio, nos dois modelos analisados, os intervalos de confiança foram bem discrepantes e de uma grande amplitude, não permitindo indicar uma dose ótima.

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 o ensaio 1 e de fósforo para o ensaio 2.

O limite superior do intervalo de confiança baseado na Variância Assintótica, cresceu 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.

5.2.2. Soja

Para o fósforo, no modelo raiz quadrada, os intervalos de confiança baseados na Variância Assintótica e no Teorema de Fieller são bem semelhantes e de uma amplitude rela

tivamente pequena podendo-se indicar como dose ótima de fósforo para menor relação de preços, 28 kg/ha de P_2O_5 .

Comparando as quantidades ótimas econômicas de fósforo obtidas com base na superfície de produção quadrática, com aquelas baseadas em funções quadráticas estimadas separadamente para o nutriente, verifica-se que, para todas as relações de preços consideradas, os resultados foram semelhantes: 54,4 (56,2); 37,6 (39,3); 21,6 (22,5) e 4,0 (5,7) kg/ha de P_2O_5 .

Os espaçamentos ótimos encontrados para a soja (51,25; 51,30; 51,40 e 51,50 cm) estão além dos limites usados nos experimentos. Assim, sugere-se a implantação de novos experimentos utilizando-se espaçamentos maiores entre linhas para verificar se estes resultados são ou não confirmados.

5.2.3. Conclusões gerais

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 para a cultura de milho e de P para a cultura da soja, chegamos à conclusão que, para o modelo raiz quadrada é bem menor quando comparado com os modelos quadrático e Mitscherlich. Em outras palavras, desses três modelos estudados é o modelo raiz quadrada que conduz a uma estimativa da dose econômica menos imprecisa.

Os intervalos de confiança para as doses econômicas dos nutrientes nas culturas de milho e soja, com base na

Variância Assintótica e no Teorema de Fieller na maioria dos casos foram bem discrepantes.

A má qualidade dos ajustamentos obtidos mostra a impossibilidade de se fazer uma recomendação geral para todos os nutrientes nas culturas de milho e soja, com base nos experimentos realizados.

6. LITERATURA CITADA

- BAHIA, F.; R.MAGNAVACA; H.L.dos SANTOS; J.SILVA; A.F.C. BAHIA FILHO; G.E. de FRANCA; A.M.MURAD; A.A.de MACEDO; T.SILVA e E.CUNHA, 1973. Ensaio de Adubação com N, P e K na Cultura de Milho em Minas Gerais. Análise pela Lei de Mitscherlich. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Série Agronômica. Brasília, 8:321-338.
- BRAGA, J.M.; B.V.DEFELIPO e D.O.ANDRADE, 1972. Adubação da Soja em Solos sob Vegetação de Cerrado na Região do Triângulo Mineiro. Revista Ceres. Viçosa, 19(101):52-62.
- BRITO, D.P.S.; A.F.de CASTRO; C.NERY e F.A.COSTA, 1971. Ensaio de Adubação de Milho em Latossol Vermelho Amarelo sob Vegetação de Cerrado. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Série Agronômica. Brasília, 6:203-207.
- CAMPOS, H., 1967. Aspectos de Aplicação das Superfícies de Respostas a Ensaio Fatoriais 3^3 de Adubação. Piracicaba, ESALQ/USP. Tese de Livre Docência, p.43.

- CAMPOS, H. e P.F.C. de ARAUJO, 1971. Aspectos Econômicos da Adubação em Milho. Agricultura em São Paulo. São Paulo, IEA, Tomo I e II:149-184.
- DUTRA, L.G.; J.PEREIRA; J.M.BRAGA e A.S.REGO, 1975. Efeito da Adubação Nitrogenada, Fosfatada e Potássica, na Produção de Soja (*Glycine max* (L.) Merril) e do Feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) em Latossol Vermelho Escuro. Textura Média nos municípios de Goiânia e Anápolis, Goiás. Revista Ceres. Viçosa, 22(123):341-358.
- FREITAS, F.G. e C.O.SILVEIRA, 1977. Principais Solos sob Vegetação de Cerrado e sua Aptidão Agrícola. In: FERRI, M.G., Coord. IV Simpósio sobre o Cerrado: bases para utilização agropecuária. Belo Horizontes, Ed.Itatiaia São Paulo, Ed.da Universidade de São Paulo, p.155-194.
- GUAZELLI, R.J.; J.F.MENDES; G.R.BAUWIN e S.F.MILLER, 1973. Efeitos Agronômicos e Econômicos do Calcário, Nitrogênio, Fósforo, Potássio, Enxofre e Micronutrientes nos Rendimentos de Soja, Feijão e Arroz em Uberaba, M.G. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Série Agronômica. Brasília, 8(6):29-37.
- HOFFMANN, R. e S.VIEIRA, 1976. Determinação do Intervalo de Confiança para a Dose Econômica de Nutriente com Base em Experimentos de Adubação. Série Pesquisa nº 35. ESALQ/USP, Piracicaba. 61 p.

- HOFFMANN, R. e S.VIEIRA, 1977. Análise de Regressão: uma Introdução à Econometria. São Paulo, Ed.HUCITEC. 339 p. Coleção Economia e Planejamento.
- IPEA, 1973. Aproveitamento Atual e Potencial dos Cerrados. Brasília, vol. 1, 197 p.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA/SECRETARIA DA AGRICULTURA, 1982. Prognóstico 82/83. São Paulo p. 140.
- KUSSOW, W.R.; K.R.CORUM e F.M.DALL'ACQUA, 1976. Interpretação Agro-Econômica de Ensaio de Adubação. Boletim Técnico nº 4, C.N.P.A.F. - Goiânia, 49 p.
- LOBATO, E.; W.V.SOARES; E.W.FRANCIS e J.D.DOWNES, 1978. A Análise Econômica de Experimentos de Adubação de Milho e Soja em Solos de Cerrado do Distrito Federal. Soja - Resumos Informaticos. EMBRAPA, vol 2 p. 182.
- MASCARENHAS, H.A.A.; J.D.DEMATTE; S.MIYASADA e T.IGUE, 1971. Estudos Preliminares sobre a Adubação Econômica da Soja (*Glycine max* (L.) Merrill), na Região da Alta Mogiana, em Latosol Roxo e Latossol Vermelho Escuro fase Arenosa. Campinas: Secretaria da Agricultura, IAC, Projeto BNDE/ANDA/CIA, nº3.
- MIRANDA, C.N.; J.MIQNICZVK e E.LOBATO, 1980. Calagem e Adubação Corretiva. *In*: MARCHETTI, D. e A.D.MACHADO, Coord. V Simpósio sobre o Cerrado: Uso e Manejo. Brasília, Ed.Terra p.521-578.

- PIMENTEL GOMES, F., 1982. Curso de Estatística Experimental. São Paulo, Livraria Nobel, Ed. Distribuidora 10ª edição, 430p.
- EMBRAPA/CPAC, 1976. Relatório Técnico Anual. Brasília, 150p.
- SATURNINO, M.A.C. e F.MORENO, 1977. Avaliação dos Retornos e Riscos Relacionados ao Uso de Fósforo e Cálcio em Soja na Região de Cerrado de Minas Gerais. Revista de Economia Rural. Brasília, 15(1):209-234.
- SCHUH, G.E. e H.TOLLINI, 1972. Análise Econômica de Ensaio de Adubação. Trabalho preliminar, EAPA/SUPLAN do Ministério da Agricultura, Brasília 44p.
- SCOLARI, D.D.G.; E.LOBATO e J.C.A.J.MAGALHÃES, 1982. Um Estudo Econômico sobre Fósforo e Calcário em Solos de Cerrado do Brasil. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília. Vol. 7(4)505-511.
- VIEIRA, S., 1980. Estudo Econométrico de Função de Produção para Adubação. Ciência e Cultura, vol 32(3) p.343.
- WRIGHT, C.L., 1973. Análise Econômica de Adubação em Culturas Anuais na Região de Ribeirão Preto Ano Agrícola 1971/72. Piracicaba, ESALQ/USP 162 p. (Tese de Mestrado)
- ZAGATTO, A.G. e F.PIMENTEL GOMES, 1967. Aspectos Econômicos da Adubação. Capítulo do livro Manual de Química Agrícola, 2ª edição por MALAVOLTA *et alii*, Ed. Agronômica Ceres, São Paulo 560-580p.