

**ANÁLISE ECONOMÉTRICA DE DADOS EXPERIMENTAIS SOBRE
UM SISTEMA DE PRODUÇÃO TRIGO-SOJA, PARA
A CULTURA DE TRIGO**

VICTOR HUGO DA FONSECA PORTO

Orientador: RODOLFO HOFFMANN

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

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Março de 1980

Aos meus pais Victor e Luiza pela
educação e pelas oportunidades de
vida a mim proporcionadas, dedico
este trabalho

AGRADECIMENTOS

À EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, pela oportunidade oferecida para frequentar o Curso de Pós-Graduação e pelo suporte financeiro para publicação deste trabalho.

Ao Professor Rodolfo Hoffmann, não somente pela valiosa e dedicada orientação, mas também pelo estímulo que me deu durante momentos difíceis do curso, o meu agradecimento especial.

À minha esposa Maria Clara e ao meu filho Rafael, também o meu agradecimento especial, por cederem-me, com tanto amor e compreensão, parte do tempo destinado ao convívio familiar durante a realização do Curso de Pós-Graduação.

Aos Professores Flávio Abranches Pinheiro e Evaristo M. Neves, pela leitura dos originais deste trabalho, enriquecendó-o com importantes sugestões e comentários.

Aos colegas de curso, pelo estímulo e apoio na realização deste trabalho, principalmente aos colegas Antônio Carlos Laurenti e Carlos Augusto Pereira Filho, pelas sugestões que deram durante o desenvolvimento deste trabalho.

Ao setor de Processamento de Dados do Departamento de Matemática e Estatística e ao Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ, pelos serviços prestados.

A todos que direta ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	xi
RESUMO	xii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Importância do Tema	1
1.2. Objetivos	4
2. REVISÃO DE LITERATURA	5
3. MATERIAL E MÉTODOS	12
3.1. Material	12
3.2. Métodos	14
3.2.1. Modelos	14
3.2.2. Estimativas dos Parâmetros	15
3.2.3. Variâncias e Covariâncias das Estimativas dos Parâmetros	23
3.2.4. Função de Renda Líquida	24
3.2.5. Intervalo de Confiança da Dose Econômica	30
3.2.6. Modelos considerando os Efeitos de Práticas Culturais, Variedades e Clima	38
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	45
4.1. Funções de Produção Anuais	45
4.1.1. Estimativas dos Parâmetros e Ajustamentos das Funções de Produção	46

	Página
4.1.2. Análise dos Coeficientes de Eficácia	53
4.1.3. Intervalos de Confiança e Doses Econômicas	56
4.2. Funções de Produção para os quatro anos, incluindo Variáveis Climáticas, Práticas Culturais e Variedades	76
4.2.1. Estimativas dos Parâmetros	76
5. CONCLUSÕES E SUGESTÕES	87
5.1. Conclusões	87
5.2. Sugestões	89
6. SUMMARY	90
7. LITERATURA CITADA	93
APÊNDICE	97

LISTA DE TABELAS

Tabela nº		Página
1	Tratamentos utilizados no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja"	13
2	Variedades de Trigo e Soja plantadas no experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja"	14
3	Preço do Trigo pago ao Agricultor, Anos 1975 a 1978 ..	25
4	Estimativa de Custo Variável de Aplicação de Nitrogênio por hectare, ano de 1977	26
5	Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1975	47
6	Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1976	47
7	Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1977	48
8	Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1978	48
9	Estimativas dos Parâmetros e de seus respectivos Desvios Padrões relativos à Equação $\hat{Y}=a+bX_1+cX^2$	52

Tabela nº		Página
10	Estimativas dos parâmetros e de seus respectivos desvios padrões relativos à equação $\hat{Y} = a + bX_i + c\sqrt{X_i}$	53
11	Estimativas dos parâmetros e de seus respectivos desvios padrões relativos à equação $\hat{Y} = a \left[1 - 10^{-c(X_i+d)} \right]$	53
12	Estimativas (c) do coeficiente de Eficácia da Equação de Mitscherlich, para adubação nitrogenada ...	54
13	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preços $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1975, Modelo Quadrático	58
14	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1975, Modelo com Raiz Quadrada	59
15	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1975, Modelo de Mitscherlich	60

Tabela nº		Página
16	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1976, Modelo Quadrático	61
17	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1976, Modelo com Raiz Quadrada	62
18	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1976, Modelo de Mitscherlich	63
19	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1977, Modelo Quadrático	64
20	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1977, Modelo com Raiz Quadrada	65

Tabela nº		Página
21	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1977, Modelo de Mitscherlich	66
22	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1978, Modelo Quadrático	67
23	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1978, Modelo com Raiz Quadrada	68
24	Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1978, Modelo de Mitscherlich	69
25	Estimativas dos Parâmetros das Variáveis Blocos, Nitrogênio, Preparo do Solo, Resteva, Calagem e Densidade, nos Modelos Ajustados aos Dados do Experimento, para os quatro anos	78

Tabela nº		Página
26	Ajustamentos dos modelos alternativos incluindo, variáveis climáticas, sem interações, ajustados aos dados do experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", para os quatro anos	79
27	Ajustamento dos Modelos Alternativos incluindo Variáveis Climáticas, com Interações entre estas e Nitrogênio, Ajustados aos Dados do Experimento, para os quatro anos	80
28	Estimativas dos Parâmetros das Variáveis Preparo do Solo, Resteva, Calagem e Densidade, dos Modelos Ajustados ao Experimento, para os anos de 1975, 1976, 1977 e 1978	81

LISTA DE FIGURAS

Figura nº		Página
1	Resposta da Variedade IAS-59 ao Nitrogênio, 1975	49
2	Resposta da Variedade IAS-59 ao Nitrogênio, 1976	49
3	Resposta da Variedade CNT-10 ao Nitrogênio, 1977	50
4	Resposta da Variedade CNT-10 ao Nitrogênio, 1978	50
5	Curvas de Resposta Estimadas da Variedade IAS-59, ao Nitrogênio (X), ano de 1975	70
6	Curvas de Resposta Estimadas da Variedade IAS-59, ao Nitrogênio (X), ano de 1976	71
7	Curvas de Resposta Estimadas da Variedade CNT-10, ao Nitrogênio (X), ano de 1977	72
8	Curvas de Resposta Estimadas da Variedade CNT-10, ao Nitrogênio (X), ano de 1978	73

RESUMO

Este estudo foi realizado com base nos dados gerados pelo experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", conduzido pelos pesquisadores Luiz Ricardo Pereira, Bernard R. Bouglé e pelo técnico agrícola José A. Portella, em 1975, 1976, 1977 e 1978, no Centro Nacional de Pesquisa de Trigo, Passo Fundo/RS. O experimento teve como finalidade o estudo de cinco fatores: Calagem (sem calcário ou com aplicação de 3,75 toneladas de calcário por hectare), tipos de preparo do solo (plantio convencional, isto é, com aração e gradagem, e plantio direto, ou seja, sem aração e gradagem); Resteva (queima ou não da resteva), Densidade de semeadura (168 ou 120kg de semente de trigo por hectare) e adubação nitrogenada no trigo (15, 55, 95 ou 135kg/ha).

Os objetivos do estudo são os seguintes:

1. A comparação de três funções de produção (com dados anuais) estimadas a partir dos dados do experimento acima citado. As funções comparadas foram: Mitscherlich, quadrática e com raiz quadrada.

2. Estimar as doses econômicas de nitrogênio e seus respectivos intervalos de confiança, com base na variância assintótica e no teorema de Fieller.

3. Estudar a influência de práticas culturais e clima na produção de trigo e a resposta de nitrogênio sob estas condições. Para tal usamos um modelo de regressão polinomial, como segue

$$Y_i = \alpha + \sum_{h=1}^3 \delta_h B_{hi} + \sum_{h=4}^7 \delta_h G_{hi} + \delta_8 V_i + \delta_9 X_i + \delta_{10} X_i^2 + \sum_{h=11}^{12} \delta_h W_{hi} + \sum_{h=11}^{12} \delta_{h+2} W_{hi} X_i \pm \epsilon_i \quad (i=1, \dots, n)$$

onde, B_{hi} ($h=1, 2$ e 3) representa as diferenças entre blocos, G_{hi} ($h=4, 5, 6$ e 7) representa as práticas culturais, V_i representa as variedades de trigo, X_i representa as doses de nitrogênio, W_{hi} ($h=11$ e 12) representa as condições climáticas e $W_{hi} X_i$ representa as interações entre condições climáticas e nitrogênio.

As principais conclusões do estudo são:

1. Os modelos com raiz quadrada e quadrático apresentaram, em relação ao modelo de Mitscherlich, ajustamento bem melhor.

2. Não devemos generalizar o uso do valor da estimativa do parâmetro "c" obtido por PIMENTEL GOMES (1957) para todas as culturas, conforme preconizaram GOMES e SILVA (1979).

3. Não temos condições de fazer uma recomendação geral para a aplicação de nitrogênio na cultura do trigo, quando nos basearmos

em resultados de funções de produção estimadas com base em dados experimentais de um ano. A dose econômica varia muito dependendo das condições climáticas.

4. Os intervalos de confiança para as doses econômicas de nitrogênio, com base na variância assintótica e no teorema de Fieller, se comportaram de maneira semelhante.

5. Entre as variáveis climáticas estudadas, temperatura e insolação foram as que apresentaram maior relação negativa com a produção de trigo.

6. A técnica de plantio direto na cultura de trigo apresentou uma produção significativamente superior em relação à produção de trigo cultivado através do plantio convencional. Entretanto periodicamente o trigo deve ser cultivado pelo sistema de produção com plantio convencional, para evitar a compactação do solo, devido a sucessivos cultivos de trigo pelo plantio direto. A aplicação de 3,75 toneladas de calcário por hectare influiu negativamente na produção de trigo. Queimar ou incorporar a resteva ao solo é indiferente para a produção de trigo. O cultivo de trigo com 168kg de semente por hectare apresentou produção significativamente superior em relação à produção de trigo cultivado com 120kg de semente por hectare.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Importância do Tema

A utilização de modelos econométricos, para explicar de uma forma coerente a produção de uma cultura, como processo de transformação de diferentes fatores em produto final, tem proporcionado aos economistas agrícolas e pesquisadores biológicos um conhecimento maior sobre as relações insumo-produto.

Uma das principais aplicações das funções de produção ajustadas é a determinação da quantidade economicamente ótima de fatores de produção variáveis.

Segundo SCHUH e TOLLINI (1972), à medida que o fertilizante se torna cada vez mais importante como insumo ao nível de fazenda, seu uso de maneira economicamente racional também se torna mais importante. Os agricultores poderão incorrer em perdas grandes se não fizerem decisões corretas sobre quanto e que tipo de fertilizantes usar. Essas perdas podem se originar do uso excessivo de fertilizantes bem como no

pouco uso, ou usar fertilizante em uma cultura que não responde a esse tratamento.

É função dos pesquisadores biológicos e economistas agrícolas minimizar o erro da tomada de decisão dos agricultores nesse processo complexo que é a utilização de fertilizantes. Os primeiros aprendendo sempre mais sobre como uma determinada cultura responde a diferentes doses de fertilizantes considerando os vários tipos de solo, práticas culturais e condições climáticas. Quanto aos últimos, precisam acumular informações sobre preços relativos e forma de função de produção, com a finalidade de fornecerem aos agricultores uma estimativa da dose econômica de fertilizantes para cada cultura, por região agrícola.

Com o objetivo de aperfeiçoar cada vez mais esse tipo de informação, de crucial importância para os agricultores, foram desenvolvidos diversos estudos com a finalidade de determinar a estimativa da dose econômica de fertilizantes. Basicamente estes estudos estimam a relação funcional entre o rendimento de uma cultura e um ou vários fertilizantes, sendo então, as estimativas usadas para determinar a estimativa da dose econômica destes fertilizantes, sob diferentes preços.

A estimativa da dose econômica, derivada dessa maneira, apresenta problemas para a generalização, ou para a difusão dos resultados, pois: a) as respostas dos fertilizantes dependem também dos demais fatores atinentes ao processo produtivo; b) a estimativa da dose econômica de um fertilizante, baseada em dados experimentais, é uma variável aleatória, sendo importante então, avaliar sua precisão, isto é, obter

uma estimativa de sua variância ou determinar o intervalo de confiança para a verdadeira dose econômica.

A inclusão dos fatores edafo-climáticos e das práticas culturais na relação insumo-produto no campo da experimentação agrícola é hoje tida como necessária, pois estes fatores explicam em muito a variação dos rendimentos de uma cultura nos diversos anos agrícolas. Segundo MOTA e ACOSTA (1973), o clima do Rio Grande do Sul é responsável por variações de até 30% na produção de trigo no estado, devido, principalmente à alta umidade relativa do ar durante a floração, favorecendo o aparecimento de doenças, bem como a baixa insolação, que prejudica a fotossíntese^{1/}.

PESEK Jr., HEADY e VENEZIAN (1967), COLWELL (1979) e DILLON (1977) apontam a necessidade de incluir os fatores edafo-climáticos nas funções de produção estimadas que, de outro modo tem menor valor prático.

Para a cultura do trigo poderíamos dizer que o conhecimento das funções de resposta ao nitrogênio, objetivando sua utilização de uma forma mais eficiente, técnica e economicamente, no momento atual da triticultura gaúcha e paranaense, deveria tornar-se uma das metas prioritárias dos pesquisadores que trabalham nas áreas de fertilidade do solo e economia. A cultura do trigo responde significativamente à aplicação de nitrogênio, sendo este um dos insumos responsáveis pelo aumento

^{1/} Ressalte-se que, neste estudo, verificamos que a insolação pode ser excessiva, prejudicando a produção.

da produtividade de trigo nos estados do Rio Grande do Sul e Paraná.

Com a queda, em 1977, do subsídio de 40% para a aquisição de fertilizantes e a alta significativa dos preços do petróleo, a partir de 1974, o fertilizante passou a ter uma importância relativa maior na formação dos custos variáveis para a lavoura tritícola. Daí a necessidade de os triticultores utilizarem-no eficientemente para minimizar os custos variáveis por unidade produzida.

1.2. Objetivos

a) Estimar funções de produção que mostrem como o rendimento da cultura de trigo varia em função de doses de nitrogênio, práticas culturais, precipitação pluviométrica, temperatura, umidade relativa do ar e insolação.

b) Estudar, de acordo com as funções de produção estimadas, o ponto de máxima eficiência econômica, com respeito ao uso de nitrogênio, e o intervalo de confiança para este ponto.

c) Estudar a influência das práticas culturais e das variáveis climáticas nas estimativas das doses econômicas e seus respectivos intervalos de confiança, bem como comparar estas estimativas com estimativas que não levam em conta a influência das variáveis acima citadas.

d) Com a finalidade de se obter um modelo de regressão que melhor se adapte aos dados experimentais analisados, testaremos três modelos: Função de Mitscherlich, Quadrática e Raiz Quadrada.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A presente revisão bibliográfica de trabalhos sobre análise econômica de dados experimentais foi feita dando ênfase aos trabalhos que incluíssem variáveis edafo-climáticas ou que comparassem modelos de funções de produção.

PIMENTEL GOMES (1961) deduziu um estimador de variância da dose econômica de nutriente determinada através de uma fórmula aproximada baseada no modelo de Mitscherlich.

VIEIRA (1970) apresentou uma comparação de três funções de produção ajustadas aos ensaios fatoriais 3^3 de adubação e estudou os níveis ótimos de nutrientes, obtidos através dessas três funções. Os resultados do modelo quadrático $Y = Q_0 + Q_{11}X_1^2 + Q_{22}X_2^2 + Q_{33}X_3^2 + Q_{12}X_1^2X_2^2 + Q_{13}X_1^2X_3^2 + Q_{23}X_2^2X_3^2 + Q_{14}X_1 + Q_{24}X_2 + Q_{34}X_3$ já obtidos por CAMPOS(1967), foram comparados com

$$Y = a_0 + a_{11}\sqrt{X_1} + a_{22}\sqrt{X_2} + a_{33}\sqrt{X_3} + a_{12}\sqrt{X_1}\sqrt{X_2} + \\ + a_{13}\sqrt{X_1}\sqrt{X_3} + a_{23}\sqrt{X_2}\sqrt{X_3} + a_{14}X_1 + a_{24}X_2 + \\ + a_{34}X_3$$

$$Y = a_0 + a_{11}X_1^{3/2} + a_{22}X_2^{3/2} + a_{33}X_3^{3/2} + a_{12}X_1X_2 +$$

$$+ a_{13}X_1X_3 + a_{23}X_2X_3 + a_{14}X_1 + a_{24}X_2 + a_{34}X_3$$

e

$$Y = A \left[1 - 10^{-c(X_i+b)} \right] \quad (i=1, 2, 3)$$

onde "Y" é a produtividade e X_1 , X_2 e X_3 representam respectivamente, as quantidades de N, P_2O_5 e K_2O adicionados ao solo.

Chegou às seguintes conclusões: a) dos três modelos de regressão polinomial ajustados, dois revelaram-se praticamente iguais nos resultados: o modelo quadrático e o de grau 3/2. Entretanto, a autora diz que o modelo de grau 3/2 apresenta maior dificuldade nos cálculos, principalmente na solução do sistema de equações oriundas da função de receita líquida; b) dos três modelos de regressão polinomial ajustados, o modelo de raiz quadrada apresentou maior coeficiente de determinação na maioria dos casos estudados; e c) para a determinação da dose econômica de nutriente, no caso de três níveis, é recomendável o uso da lei de Mitscherlich, porque leva à soluções satisfatórias através de métodos matemáticos simples. Entretanto, se existirem interações significativas de nutrientes ou se houver queda de produção devida à adubação excessiva, recomenda-se aplicação de regressão polinomial, preferencialmente o modelo de raiz quadrada.

VIEIRA, ARRUDA e HOFFMANN (1971) fizeram um estudo comparativo de três funções de produção na análise econométrica de experimentos de adubação. As funções de produção usadas para a análise comparativa foram: Quadrática, Raiz Quadrada e Mitscherlich.

Concluíram que quando a análise estatística dos ensaios fatoriais não mostrar interações significativas dos nutrientes, devem ser pesquisadas as regressões a uma só variável, que consideram o efeito de cada nutriente, isoladamente. Este procedimento é mais simples e, nestes casos, conduz a resultados análogos aos resultados obtidos por regressões polinomiais. Evidentemente, deve ser pesquisada a curva que melhor se adapte ao fenômeno. É fácil ver que quando existe queda de produção devida à adubação excessiva, o fenômeno biológico é melhor expresso pela regressão quadrática ou pela regressão com raiz quadrada. Entretanto, se não existe queda de produção, é aconselhável o uso da função de Mitscherlich, pois os processos biológicos envolvidos na adubação são identificados com os parâmetros dessa função. Evidentemente, se dispusermos de um valor de \hat{c} de bastante confiança, a lei de Mitscherlich tem a vantagem adicional de conduzir, através de cálculos simples, à dose econômica de nutriente e sua variância.

DE JANVRY e KOENIG (1972) utilizaram um modelo de função Cobb-Douglas com elasticidade de produção variável para analisar economicamente a resposta de nitrogênio e fósforo, levando em conta as condições climáticas, nos cultivares de trigo e soja na Argentina.

DE JANVRY (1972) utilizou um modelo de função Cobb-Douglas com elasticidade de produção variável, para, sob condições de risco, analisar os níveis ótimos de nitrogênio e fósforo, nos cultivares de milho e trigo, na Argentina. Neste trabalho, ele argumenta que no estudo da resposta de uma cultura aos fertilizantes é indispensável não somente caracterizar a fertilidade do solo como um determinante da

produção mas também mostrar as interações entre fertilizantes e fertilidade do solo. Deste modo a produtividade marginal estimada de fertilizantes pode se alterar quando a fertilidade do solo aumenta. A inclusão de outras variáveis, como número de plantas por área ou espaçamento, técnicas de preparo do solo, tratos culturais, precipitação pluviométrica, temperatura, variedades, etc., também aumentam a aplicabilidade e a possibilidade de generalizar os resultados obtidos.

OLIVEIRA (1972) ajusta uma função de produção onde a variável dependente é a produção de trigo, e as variáveis explicativas ou independentes são: nitrogênio, fósforo e "W" (índice climático). Com a finalidade de obter 100 anos de produção e margens brutas, para diversas combinações de quantidades de nitrogênio e fósforo e diferentes preços para insumos e produto, admite para "W" uma distribuição estatística do tipo normal truncada.

FONSECA (1976), com a finalidade de conhecer a distribuição de probabilidades de rendimento e de lucro da cultura de trigo, sob condições de risco, empregou um modelo de regressão polinomial, relacionando dados experimentais de rendimentos de grãos com 4 doses e 4 fontes de nitrogênio, 5 cultivares de trigo e dados de observações de precipitação pluviométrica, radiação solar e umidade relativa do ar. Como fontes de nitrogênio foram usados a uréia, salitre do chile, sulfato de amônio e calnitro.

Os elementos climáticos foram estudados em períodos quinzenais, sendo que para a umidade relativa do ar e a radiação solar foi considerado o período de 16 de setembro a 15 de novembro, e, para a

precipitação pluviométrica foram considerados os meses de julho e agosto e a primeira quinzena de novembro. Para caracterizar o uso de diferentes fontes de nitrogênio e diferentes cultivares empregou variáveis binárias ("dummy variables"). Entre os resultados destacam-se: grande variabilidade na produtividade com o cultivo de trigo no local de ensaio, amenizado em parte pelo emprego de nitrogênio; das variáveis climáticas estudadas as de maior influência negativa foram a umidade relativa do ar na primeira quinzena de outubro, precipitação pluviométrica na primeira quinzena de agosto e primeira de novembro; radiação solar age positivamente sendo períodos significativos a segunda quinzena de setembro e primeira de outubro. Economicamente a uréia foi o fertilizante que apresentou melhores resultados.

HOFFMANN e VIEIRA (1976) dão uma contribuição teórica analisando um grupo de 50 experimentos fatoriais 3^3 de adubação NPK em milho, conduzidos na região de Ribeirão Preto em 4 anos agrícolas (1957/58 a 1960/61), comparando dois métodos para determinar o intervalo de confiança para a dose econômica de um nutriente, não considerando interações entre nutrientes. Um método se baseia na variância assintótica da estimativa da dose econômica e outro é dado pelo teorema de Fieller. Concluíram que este último é o método mais apropriado, e que os intervalos de 90% de confiança para a dose econômica são com frequência muito amplos, mesmo em se tratando de experimento de adubação muito bem conduzido.

SANTOS (1978) analisa o uso de variáveis binárias quando há necessidade de incluir, na superfície de resposta à adubação, os

efeitos de locais e períodos de tempo diferentes. Inicialmente usou o caso mais simples de variáveis binárias, permitindo dois diferentes interceptos para duas localidades diferentes, generalizando depois para o caso em que as variáveis binárias são utilizadas para que se tenha diferentes interceptos e diferentes inclinações para diferentes localidades e diferentes períodos de tempo. O autor apresentou os testes de igualdade de variâncias de GODFELD-QUANDT (para dois grupos de dados) e o de BARTLETT (para dois ou mais grupos de dados).

MENEGUELLI e TOLLINI (1978) objetivaram obter uma idéia sobre as consequências de se usar determinada forma de função de resposta a fertilizantes, quando a verdadeira no universo simulado, é diferente. Consideraram quatro formas básicas: quadrática, raiz quadrada, Mitscherlich e linear. Inicialmente criaram um universo onde a forma da função de produção e os valores dos parâmetros fossem conhecidos para daí simular experimentos e observar o comportamento de cada forma algébrica ajustada aos resultados experimentais gerados por simulação. Para que as comparações fossem completas, foi necessário criar tantos universos quantas eram as formas algébricas a comparar. Assim, foram criados um universo com função de produção quadrática, um universo com função de produção com raiz quadrada, um universo com função de produção de Mitscherlich e um universo com função de produção linear. Isso tornou possível comparar as diversas formas em situações em que cada uma delas correspondia ou não à forma pressuposta como verdadeira, isto é, foi possível avaliar as recomendações obtidas com base em cada uma das quatro formas em cada um dos quatro universos.

A partir das equações pressupostas como verdadeiras, para cada um dos universos, criaram-se equações geradoras de experimentos simulados. Isso foi feito juntando-se a cada equação, aditivamente, uma variável aleatória com distribuição normal, média zero e variância constante. A estimativa da variância residual obtida para cada função ajustada ao experimento real, feito em Natividade, foi considerada como a variância populacional do universo simulado correspondente.

Para cada universo, foram gerados 100 experimentos, totalizando 400 experimentos. Foram estimadas as doses de nitrogênio e fósforo que maximizavam as rendas líquidas (esperada pelas equações experimentadas e as esperadas no universo real). As distribuições dessas duas rendas líquidas para cada função, em cada universo, foram analisadas comparando-se: a) o desvio do valor esperado de cada distribuição, em relação à renda líquida máxima real; b) o segundo momento dessas distribuições em relação aos próprios valores esperados (médias) das distribuições; e c) o segundo momento dessas distribuições em relação à renda líquida máxima real.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material

Nos anos de 1975, 1976, 1977 e 1978, foi conduzido um experimento denominado "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", no Centro Nacional de Pesquisa de Trigo, Passo Fundo/RS, pelos pesquisadores Luiz Ricardo Pereira, Bernard R. Bouglê e pelo técnico agrícola José A. Portella, que teve como finalidade o estudo de cinco fatores: calagem, tipos de preparo do solo, restevas, densidade de semeadura e adubação nitrogenada em trigo. Os tratamentos estão especificados detalhadamente na tabela 1.

Na semeadura o experimento foi adubado com 300kg/ha da fórmula 05-30-15, tanto na cultura de trigo como na de soja.

As aplicações dos 4 níveis de adubação nitrogenada foram feitas somente no trigo. Na soja foi analisado o efeito do nitrogênio residual aplicado no trigo precedente.

Tabela 1. Tratamentos utilizados no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja"

Tratamentos	Caracterização dos Tratamentos
Tratamentos Principais	1. <u>Calagem</u> : sem calagem ou com 1/2 SMP ou seja, 3,75 toneladas de calcário 85% PRNT.
Sub-tratamentos	2. <u>Preparo do Solo</u> : convencional (aração e gradagem) ou plantio direto com semeadeira FNI-Howard
Sub-sub-tratamentos	3. <u>Resteiras</u> : queima das resteiras ou incorporação das mesmas ao solo.
Sub-sub-sub-tratamentos	4. <u>Densidade de Semeadura</u> : a) 120kg ou 168kg de semente de trigo por hectare; b) 43 ou 66 sementes de soja por metro quadrado.
Sub-sub-sub-sub-tratamentos	5. <u>Níveis de nitrogênio no Trigo</u> : 15, 55, 95 ou 135kg por hectare.

Os tratamentos discriminados na tabela 1 foram repetidos em 4 blocos. Verifica-se que o experimento tinha um total de $2 \times 2 \times 2 \times 2 \times 4 \times 4 = 256$ sub-sub-sub-sub-parcelas.

O delineamento utilizado foi de parcelas sub-divididas para o nitrogênio e em faixas para os demais fatores. As variedades plantadas de trigo e soja, neste experimento estão descritas na tabela 2.

Tabela 2. Variedades de Trigo e Soja plantadas no experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja"

Anos	Trigo		Soja	
	Variedade	Ciclo	Variedade	Ciclo
1975	IAS-59	Precoce	Hardee	Tardio
1976	IAS-59	Precoce	Hardee	Tardio
1977	CNT-10	Médio	IAS-4	Médio
1978	CNT-10	Médio	IAS-4	Médio

3.2. Métodos

3.2.1. Modelos

Os modelos de funções de produção que estudaremos são:

a) Modelo quadrático

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma X_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

com $\alpha > 0$; $\beta > 0$ e $\gamma < 0$

b) Modelo com raiz quadrada

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma \sqrt{X_i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

com $\alpha > 0$; e $\gamma > 0$

c) Modelo de Mitscherlich

$$Y_i = \alpha \left[1 - 10^{-\gamma(X_i + \delta)} \right] + \varepsilon_i \quad (3)$$

com $\alpha > 0$; $\gamma > 0$ e $\delta > 0$

Nestes modelos de funções de produção, os ε_i são erros aleatórios independentes com média zero e variância (σ^2) constante,* Y_i representa a produtividade de trigo por hectare e X_i representa os níveis de nitrogênio.

As condições impostas aos valores dos parâmetros garantem que todos os três modelos de funções de produção apresentem um estágio racional, isto é, um intervalo em que o produto físico marginal é positivo e decrescente e o produto físico médio é decrescente e, portanto, maior do que o produto físico marginal.

Considerando \underline{a} , \underline{b} , \underline{c} e \underline{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:

$$\hat{Y} = a + bX_i + cX_i^2, \quad (4)$$

$$\hat{Y} = a + bX_i + c \sqrt{X_i} \quad (5)$$

$$\text{e} \quad \hat{Y} = a \left[1 - 10^{-c(X_i + d)} \right] \quad (6)$$

3.2.2. Estimativas dos Parâmetros

Os modelos (1) e (2) podem ser transformados em modelos de regressão linear múltipla, com duas variáveis independentes, fazendo $X_i = X_{1i}$ e $X_i^2 = X_{2i}$ para o modelo (1) e $\sqrt{X_i} = X_{2i}$ para o modelo (2).

Assim os modelos (1) e (2) transformam-se, por anamorfose, no modelo linear

$$Y = \alpha + \beta X_{1i} + \gamma X_{2i} + \varepsilon_i \quad (7)$$

* Para efetuar testes t e F e obter intervalos de confiança é necessário, ainda, pressupor que os ε_i tem distribuição normal.

e as estimativas de seus parâmetros podem ser obtidas pelo método de mínimos quadrados ordinários. Temos

$$\begin{bmatrix} a \\ b \\ c \end{bmatrix} = (X'X)^{-1}X'y$$

onde "y" é o vetor-coluna das produções e

$$X = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} \\ 1 & X_{12} & X_{22} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} \end{bmatrix}$$

Uma vez que o experimento tem 256 parcelas, \underline{y} é um vetor coluna com $n=256$ elementos e a matriz X tem $n=256$ linhas.

O experimento em estudo apresenta 4 níveis equiespaçados de nitrogênio que vamos indicar por $X=1,5$, $X=5,5$, $X=9,5$ e $X=13,5$. Note-se que a variável X é medida em unidades de 10 kg de N por hectare. Na matriz X cada nível de nitrogênio aparece repetido 64 vezes. Vamos definir uma matriz X_0 na qual cada nível de nitrogênio aparece uma única vez. Essa matriz X_0 tem, portanto, dimensões 4×3 . Está claro que, se os tratamentos forem apropriadamente ordenados, a matriz X pode ser decomposta em 64 matrizes X_0 , ou seja,

$$X = \begin{bmatrix} X_0 \\ X_0 \\ \cdot \\ \cdot \\ X_0 \end{bmatrix}$$

Para o modelo (1) temos

$$X_0 = \begin{bmatrix} 1 & 1,5 & 2,25 \\ 1 & 5,5 & 30,25 \\ 1 & 9,5 & 90,25 \\ 1 & 13,5 & 182,25 \end{bmatrix}$$

e

$$X_0'X_0 = \begin{bmatrix} 4,0 & 30,0 & 305,0 \\ 30,0 & 305,0 & 3.487,5 \\ 305,0 & 3.487,5 & 42.280,25 \end{bmatrix}$$

e finalmente

$$(X_0'X_0)^{-1} = \begin{bmatrix} 2,2364 & -0,6247 & 0,0354 \\ -0,6247 & 0,2322 & -0,0146 \\ 0,0354 & -0,0146 & 0,00098 \end{bmatrix}$$

Para o modelo (2) obtemos

$$X_0 = \begin{bmatrix} 1 & 1,5 & 1,2247449 \\ 1 & 5,5 & 2,3452079 \\ 1 & 9,5 & 3,0822070 \\ 1 & 13,5 & 3,6742346 \end{bmatrix}$$

e

$$X_0'X_0 = \begin{bmatrix} 4,0 & 30,0 & 10,326394 \\ 30,0 & 305,0 & 93,618892 \\ 10,326394 & 93,618892 & 29,999998 \end{bmatrix}$$

e finalmente

$$(X_0'X_0)^{-1} = \begin{bmatrix} 16,581461 & 2,870926 & -14,666583 \\ 2,870926 & 0,574888 & -2,782216 \\ -14,666583 & -2,782216 & 13,764032 \end{bmatrix}$$

Colocando o modelo (3) na forma

$$Y_i = \alpha + \beta \rho^{X_i} + \varepsilon_i \quad (8)$$

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 \underline{a} , \underline{b} e \underline{r} as estimativas dos parâmetros α , β e ρ respectivamente, e \hat{Y}_i a produtividade estimada, temos então a função de Spillman estimada

$$\hat{Y}_i = a + br^{X_i} \quad (9)$$

Considerando \hat{Y}_i como sendo função somente de r , temos

$$\hat{Y}_i = f(r) = a + br^{X_i}$$

e

$$f'(r) = bX_i r^{X_i-1}$$

Para valores próximos da estimativa preliminar r_0 , o valor \hat{Y}_i é, aproximadamente,

$$\hat{Y}_i = f(r_0) + f'(r_0) \Delta r$$

sendo $\Delta r = (r-r_0)$ ou $r=r_0 + \Delta r$

Então

$$\hat{Y}_i = a + br_0^{X_i} + bX_i r_0^{X_i-1} \Delta r \quad (10)$$

Considerando

$$b\Delta r = h \quad (11)$$

a expressão (10) fica

$$\hat{Y}_i = a + br_0^{X_i} + hX_i r_0^{X_i-1} \quad (12)$$

Agora podemos fazer uma regressão linear múltipla de \hat{Y}_i contra $r_0^{X_i}$ e $X_i r_0^{X_i-1}$ para obter os valores das estimativas de mínimos quadrados a, b e h.

Para tal definimos as matrizes

$$F = \begin{bmatrix} F_{aa} & F_{ab} & F_{ar} \\ F_{ab} & F_{bb} & F_{br} \\ F_{ar} & F_{br} & F_{rr} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Então

$$\begin{bmatrix} a \\ b \\ h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} F_{aa} & F_{ab} & F_{ar} \\ F_{ab} & F_{bb} & F_{br} \\ F_{ar} & F_{br} & F_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Sigma Y_i \\ \Sigma Y_i r_o^{X_i} \\ \Sigma Y_i X_i r_o^{X_i-1} \end{bmatrix} \quad (14)$$

De (14) obtemos as estimativas preliminares dos parâmetros da regressão

$$a = F_{aa} \Sigma Y_i + F_{ab} \Sigma Y_i r_o^{X_i} + F_{ar} \Sigma Y_i X_i r_o^{X_i-1}$$

$$b = F_{ab} \Sigma Y_i + F_{bb} \Sigma Y_i r_o^{X_i} + F_{br} \Sigma Y_i X_i r_o^{X_i-1}$$

$$r = r_o + \Delta r, \text{ com } \Delta r = \frac{h}{b}$$

Segundo HOFFMANN e VIEIRA (1977), desde que (12) é uma aproximação, as estimativas obtidas serão consideradas definitivas somente se o valor de Δr for desprezível. Se o valor da correção Δr não for desprezível, os cálculos indicados por (14) são refeitos considerando o valor corrigido de r como estimativa preliminar. Admitindo que o processo seja convergente, o ciclo de cálculos indicado por (14) é repetido

até que o valor de Δr seja considerado desprezível.

Podemos utilizar a fórmula desenvolvida por Patterson (1956) para obtermos a estimativa preliminar de r considerando 4 pontos com abcissas equiespaçadas, que é o caso do experimento em estudo:

$$r_0 = \frac{4\bar{Y}_4 + \bar{Y}_3 - 5\bar{Y}_2}{4\bar{Y}_3 + \bar{Y}_2 - 5\bar{Y}_1}$$

onde \bar{Y}_1 , \bar{Y}_2 , \bar{Y}_3 e \bar{Y}_4 representam as produtividades médias para os quatro níveis de adubação nitrogenada, 15, 55, 95 e 135kg/ha, respectivamente.

Sendo \underline{a} , \underline{b} e \underline{r} as estimativas dos parâmetros α , β e ρ do modelo (8), as estimativas dos parâmetros α , γ e δ do modelo (3) são \underline{a} , \underline{c} e \underline{d} , de tal maneira que

$$b = -a10^{-cd} \quad (15)$$

e

$$r = 10^{-c} \quad (16)$$

Então, se aplicarmos logaritmos às expressões (15) e (16), obtemos as estimativas dos parâmetros do modelo (3):

$$c = - \frac{\ln r}{\ln 10} \quad (17)$$

e

$$d = \frac{\ln (-b/a)}{\ln r} \quad (18)$$

3.2.3. Variâncias e Covariâncias das Estimativas dos Parâmetros

Na matriz de dispersão as variâncias se localizam na diagonal principal e as covariâncias se localizam fora dessa diagonal.

Assim temos para o modelo quadrático as seguintes variâncias e covariâncias:

$$V(a) = \frac{2,2364}{64} \sigma^2 \quad V(b) = \frac{0,2322}{64} \sigma^2 \quad V(c) = \frac{0,00098}{64} \sigma^2$$

$$\text{Cov}(a,b) = -\frac{0,6247}{64} \sigma^2 \quad \text{Cov}(a,c) = \frac{0,0354}{64} \sigma^2$$

$$\text{Cov}(b,c) = -\frac{0,0146}{64} \sigma^2$$

e, para o modelo com raiz quadrada temos as seguintes variâncias e covariâncias

$$V(a) = \frac{16,581461}{64} \sigma^2 \quad V(b) = \frac{0,574888}{64} \sigma^2 \quad V(c) = \frac{13,764032}{64} \sigma^2$$

$$\text{Cov}(a,b) = \frac{2,870926}{64} \sigma^2 \quad \text{Cov}(a,c) = -\frac{14,666583}{64} \sigma^2$$

$$\text{Cov}(b,c) = -\frac{2,782216}{64} \sigma^2$$

As variâncias e covariâncias das estimativas \underline{a} , \underline{b} e \underline{r} dos parâmetros α , β e ρ do modelo (8) são dadas pelas fórmulas

$$V(a) = F_{aa}\sigma^2 \quad V(b) = F_{bb}\sigma^2 \quad V(r) = \frac{F_{rr}}{b^2}\sigma^2$$

$$\text{Cov}(a,b) = F_{ab}\sigma^2 \quad \text{Cov}(a,r) = \frac{F_{ar}}{b}\sigma^2 \quad \text{Cov}(b,r) = \frac{F_{br}}{b}\sigma^2$$

F_{aa} , F_{ab} , F_{ar} e F_{br} e F_{bb} são os valores dos elementos da matriz (13).

Para o caso particular de quatro níveis de nutrientes, PIMENTEL GOMES (1953) desenvolveu as fórmulas para calcular os valores F_{aa} , F_{ab} , etc.

Para o modelo (3) as variâncias e covariâncias das estimativas c e d dos parâmetros γ e δ foram desenvolvidas por PIMENTEL GOMES (1953).

$$V(c) = \frac{F_{rr}}{(2,3 \quad rb)^2}\sigma^2$$

$$V(d) = \frac{\sigma^2}{(\log r)^2} \left[(1/a)^2 F_{aa} + (1/b)^2 F_{bb} + (u/b)^2 F_{rr} - (2/ab) F_{ab} - (2u/ab) F_{ar} + (2u/b^2) F_{br} \right]$$

onde $u = \log(a/-b)/(r \log r)$.

3.2.4. Função de Renda Líquida

Quando os fatores de produção envolvidos em um empreendimento estão sendo utilizados em seus níveis ótimos do ponto de vista econômico, alcançamos a renda líquida máxima deste empreendimento.

A função de renda líquida é definida como segue:

$$\pi = P_y Y - P_x X - C \quad (19)$$

onde

π = renda líquida

Y = quantidade produzida de trigo

X = quantidade de nitrogênio, em quilogramas por hectare

P_y = preço unitário do produto (trigo) pago ao agricultor (ver tabela 3).

P_x = preço unitário do insumo (nitrogênio), incluindo custos variáveis de aplicação do mesmo, (ver tabela 4).

C = custos fixos.

Tabela 3. Preço do Trigo pago ao Agricultor, Anos 1975 a 1978

Discriminação	Preço (Cr\$)			
	1975	1976	1977	1978
Preço oficial, por saco/60 kg (P.H.78)*	100,20	127,80	190,20	249,00
- FUNRURAL 2,5%	-2,50	-3,19	-4,75	-6,22
- Fundo Coop. 3,0%	-3,00	-3,83	-5,70	-7,47
- Frete p/saca 2,1%	<u>-2,10</u>	<u>-2,68</u>	<u>-4,00</u>	<u>-5,23</u>
Preço ao Agric., por saco**	92,60	118,10	175,75	230,08
Preço ao Agric., por kg.	1,54	1,97	2,93	3,83

* Portaria SUNAB-SUPER nº 38, de 03.07.75; nº 23, de 27.05.76; nº 34, de 10.06.77; nº 31, de 01.06.78

** O preço pago ao agricultor ainda pode variar segundo o peso hectolítrico (P.H.), sendo acrescido ou descontado um por cento, para cada unidade de acima ou abaixo do P.H. oficial respectivamente.

Tabela 4. Estimativa de Custo Variável de Aplicação de nitrogênio por hectare, ano de 1977

Insumos	Quantidade	Preço unitário (Cr\$)	Preço (Cr\$)
Nitrogênio*	60kg	8,60	516,00
Frete de Nitrogênio	60kg	0,04	2,40
Óleo diesel	12 l	3,40	40,80
Lubrificantes: 20% sobre o valor do óleo diesel	-	-	8,16
Mão-de-obra: adubação de cobertura	2,64hs	6,75	17,82
Total			585,18
Custo unitário total do nitrogênio por kg			9,75

FORTE: CNPTRIGO/Área de Economia.

* Resolução CIP/12-A/76

Calculamos a estimativa de custo de aplicação de nitrogênio por hectare somente para o ano de 1977, cujos dados estavam disponíveis. Esses cálculos foram feitos visando obter o valor da relação de preços P_x/P_y , necessária para a determinação da dose econômica ótima de nitrogênio. Ressalte-se, entretanto, que neste trabalho será determinado o valor da dose econômica de nitrogênio para vários valores da relação de preços, dentro de certo intervalo, delimitado com base nos preços calculados nesta seção.

De acordo com a tabela 4, estamos pressupondo que os custos de aplicação variam proporcionalmente com o aumento da quantidade de

nitrogênio aplicado no solo. Isto é, o preço final de nitrogênio, para o agricultor, poderá variar somente quando houver alteração de preços em um ou mais dos insumos constantes na tabela 4, mas nunca pela variação da quantidade de nitrogênio aplicado no solo.

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

Então de (19) obtemos

$$\frac{d\pi}{dX} = P_y \cdot \frac{dY}{dX} - P_x = 0$$

donde

$$\frac{dY}{dX} = \frac{P_x}{P_y} = \Omega \quad (20)$$

A produtividade marginal é igual à relação de preços (Ω).

Considerando as funções estimadas (4), (5), (6) e (9) e de acordo com (20), obtemos as estimativas das doses econômicas X^* de nitrogênio.

Para o modelo quadrático,

$$\hat{Y} = a + bX + cX^2,$$

temos

$$\frac{d\hat{Y}}{dX} = b + 2cX$$

A condição necessária para renda líquida máxima fica

$$\Omega = b + 2cX^*$$

Segue-se que

$$X^* = \frac{\Omega - b}{2c} \quad (21)$$

Para o modelo com raiz quadrada,

$$\hat{Y} = a + bX + c\sqrt{X},$$

temos

$$\frac{d\hat{Y}}{dX} = b + \frac{c}{2\sqrt{X}}$$

A condição necessária para renda líquida máxima fica

$$\Omega = b + \frac{c}{2\sqrt{X^*}}$$

Segue-se que

$$X^* = \frac{c^2}{4(\Omega - b)^2} \quad (22)$$

Para o modelo de Mitscherlich

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

temos

$$\frac{d\hat{Y}}{dX} = ac10^{-c(X+d)} \cdot \ln 10$$

A condição necessária para renda líquida máxima fica

$$\Omega = ac10^{-c(X^* + d)} \cdot \ln 10$$

Aplicando logaritmos decimais à expressão acima, obtemos

$$\log \Omega = \log ac - c(X^* + d) \log 10 + \log \ln 10$$

Segue-se que

$$c(X^* + d) = \log ac + \log \ln 10 - \log \Omega$$

e

$$c(X^* + d) = \log \left(\frac{ac \ln 10}{\Omega} \right)$$

e finalmente

$$X^* = \frac{1}{c} \log \left(\frac{ac}{\Omega \log e} \right) - d \quad (23)$$

Para o modelo de Spillman

$$\hat{Y} = a + br^X$$

temos

$$\frac{d\hat{Y}}{dX} = br^X \cdot \ln r$$

A condição necessária para renda líquida máxima fica

$$\Omega = br^{X^*} \cdot \ln r$$

Aplicando logaritmo à expressão acima, obtemos

$$\ln \Omega = \ln b + X^* \ln r + \ln \ln r$$

Segue-se que

$$X^* \ln r = \ln \Omega - \ln b - \ln \ln r$$

e finalmente

$$X^* = \ln \left(\frac{\Omega}{b \ln r} \right) \frac{1}{\ln r} \quad (24)$$

3.2.5. Intervalo de Confiança da Dose Econômica

3.2.5.1. Variância Assintótica

Sejam $\widehat{V}(b)$, $\widehat{V}(c)$ e $\widehat{Cov}(b,c)$ as estimativas das variâncias e da covariância dos estimadores consistentes (\underline{b} e \underline{c}) dos parâmetros β e γ . Seja $X = f(b,c)$ uma função com derivadas de primeira e segunda ordem contínuas numa vizinhança de β e γ . Então $X = (b,c)$ é um estimador consistente de $\chi = f(\beta, \gamma)$ e a estimativa de sua variância assintótica pode ser obtida como segue^{2/}:

$$\widehat{V}(X) = f_b^2 \widehat{V}(b) + f_c^2 \widehat{V}(c) + 2 f_b f_c \widehat{Cov}(b,c) \quad (25)$$

onde f_b e f_c são as derivadas parciais de $f(b,c)$ em relação a \underline{b} e a \underline{c} , respectivamente.

Para o modelo quadrático, de (21) obtemos as derivadas parciais em relação a \underline{c} e \underline{b} ,

$$f_b = -\frac{1}{2c} \quad \text{e} \quad f_c = -\frac{\Omega-b}{2c^2}$$

De acordo com (25), segue-se que

$$\widehat{V}(X^*) = \frac{1}{4c^2} \widehat{V}(b) + \frac{(\Omega-b)^2}{4c^4} \widehat{V}(c) + \frac{(\Omega-b)}{2c^3} \widehat{Cov}(b,c) \quad (26)$$

Para o modelo com raiz quadrada, de (22) obtemos as derivadas parciais em relação a \underline{b} e \underline{c} ,

$$f_b = \frac{8c^2(\Omega-b)}{16(\Omega-b)^4} \quad \text{e} \quad f_c = \frac{2c}{4(\Omega-b)^2}$$

^{2/} Ver HOFFMANN e VIEIRA (1977), p. 318, e THEIL (1971), pp.373-374.

De acordo com (25), segue-se que

$$\widehat{V}(X^*) = \frac{c^2 \phi^4}{4} \left[\widehat{V}(c) + c^2 \phi^2 \widehat{V}(b) + 2c\phi \widehat{\text{Cov}}(b, c) \right] \quad (27)$$

onde

$$\phi = \frac{1}{(\Omega - b)}$$

Para o modelo de Spillman, de (24) obtemos as derivadas parciais em relação a \underline{b} e \underline{c} ,

$$f_r = - \frac{1}{r(\ln r)^2} \left\{ 1 + \ln \left(\frac{\Omega}{b \ln r} \right) \right\} e$$

$$f_b = - \frac{1}{b \ln r}$$

De acordo com (25), segue-se que

$$\widehat{V}(X^*) = \left\{ \frac{1 + \ln \left(\frac{\Omega}{b \ln r} \right)}{r(\ln r)^2} \right\}^2 \widehat{V}(r) + \left(\frac{1}{b \ln r} \right)^2 \widehat{V}(b) +$$

$$+ 2 \left\{ \frac{1 + \ln \left(\frac{\Omega}{b \ln r} \right)}{br(\ln r)^3} \right\} \widehat{\text{Cov}}(b, c) \quad (28)$$

Extraíndo a raiz quadrada da estimativa da variância assintótica da estimativa da dose econômica, obtemos $s(X^*)$. A seguir determinamos os limites do intervalo de confiança para a dose econômica verdadeira, dados por

$$X^* \pm t_0 s(X^*) \quad (29)$$

Esse intervalo de confiança \bar{s} é válido, a rigor, assintoticamente, isto é, no limite, quando o tamanho da amostra tende ao infinito. Para uma dada amostra, o intervalo de confiança calculado é aproximadamente válido.

Deve ser ressaltado que X^* não tem distribuição normal. Portanto, $X^*/s(X^*)$ não tem distribuição de t de Student.

3.2.5.2. Teorema de Fieller

Uma outra maneira de determinarmos o intervalo de confiança para um cociente, pode ser feita através do Teorema de Fieller^{3/}.

Pressupomos que as estimativas não-tendenciosas e com distribuição normal, a_1 e a_2 de α_1 e α_2 , respectivamente, são conhecidas, bem como as estimativas das variâncias e covariâncias de a_1 e a_2 , dadas por

$$\widehat{V}(a_1) = v_{11}s^2$$

$$\widehat{V}(a_2) = v_{22}s^2$$

e

$$\widehat{Cov}(a_1, a_2) = v_{12}s^2$$

Nessas condições, segundo o teorema de Fieller, e considerando t_0 o valor crítico de "t", para o nível de confiança adotado, podemos obter um intervalo de confiança para $\beta = \alpha_1/\alpha_2$ que é dado pela

^{3/} FINNEY (1971), p. 27; HOFFMANN e VIEIRA (1977), p.319.

inequação

$$\frac{(a_1 - \beta a_2)^2}{(v_{11} + \beta^2 v_{22} - 2\beta v_{12})s^2} < t_0^2 \quad (30)$$

Desenvolvendo vamos obter

$$(a_1 - \beta a_2)^2 - t_0^2 (v_{11} + \beta^2 v_{22} - 2\beta v_{12})s^2 < 0$$

ou

$$a_1^2 - 2a_1\beta a_2 + \beta^2 a_2^2 - t_0^2 v_{11} s^2 - t_0^2 \beta^2 v_{22} s^2 + 2t_0^2 \beta v_{12} s^2 < 0$$

ou ainda,

$$\beta^2 (a_2^2 - t_0^2 v_{22} s^2) - 2\beta (a_1 a_2 - t_0^2 v_{12} s^2) + a_1^2 - t_0^2 v_{11} s^2 < 0$$

Dividindo toda a inequação acima por a_2^2 e multiplicando e dividindo por v_{22} o último termo dentro do 2º parêntesis e o último termo da inequação, obtemos

$$\beta^2 \left(1 - \frac{t_0^2 v_{22} s^2}{a_2^2} \right) - 2\beta \left(\frac{a_1}{a_2} - \frac{t_0^2 v_{12} s^2 v_{22}}{a_2^2 v_{22}} \right) + \left(\frac{a_1}{a_2} \right)^2 - \frac{t_0^2 v_{11} s^2 v_{22}}{a_2^2 v_{22}} < 0$$

Considerando $b = a_1/a_2$

e

$$g = \frac{t_0^2 v_{22} s^2}{a_2^2} \quad (31)$$

a inequação fica com a seguinte forma:

$$\beta^2(1-g) - 2\beta \left(b-g \frac{v_{12}}{v_{22}} \right) + b^2 - g \frac{v_{11}}{v_{22}} < 0 \quad (32)$$

A solução da inequação (32) somente será um intervalo finito quando $1-g > 0$

ou

$$g < 1 \quad (33)$$

De acordo com (31), a desigualdade (33) pode ser escrita

$$\frac{|a_2|}{\sqrt{v_{22}s^2}} > t_0$$

Portanto, a condição (33) implica em que, ao nível de significância adotado, seja rejeitada a hipótese $H_0: \alpha_2=0$

Em outras palavras, o intervalo de confiança só é finito se o valor de a_2 for estatisticamente diferente de zero.

De acordo com a expressão que dá as raízes de um trinômio de 2º grau, os limites do intervalo de confiança são delimitados pelas raízes da inequação (32)

$$\frac{2 \left(b - g \frac{v_{12}}{v_{22}} \right) \pm \sqrt{4 \left(b - g \frac{v_{12}}{v_{22}} \right)^2 - 4 \left(b^2 - g \frac{v_{11}}{v_{22}} \right) (1-g)}}{2(1-g)} \quad (34)$$

Dividindo o numerador e o denominador por 2 e, a seguir, indicando por Δ a expressão sob o sinal da raiz e desenvolvendo-o, obtemos

$$\Delta = b^2 - 2bg \frac{v_{12}}{v_{22}} + g^2 \frac{v_{12}^2}{v_{22}^2} - b^2 + g \frac{v_{11}}{v_{22}} + gb^2 - g^2 \frac{v_{11}}{v_{22}}$$

e

$$\Delta = \frac{t_0^2 s^2}{a_2^2} \left[-2bv_{22} \frac{v_{12}}{v_{22}} + gv_{22} \frac{v_{12}^2}{v_{22}^2} + v_{22} \frac{v_{11}}{v_{22}} + v_{22}b^2 - gv_{22} \frac{v_{11}}{v_{22}} \right]$$

e

$$\Delta = \frac{t_0^2 s^2}{a_2^2} \left[-2bv_{12} + v_{11} + v_{22}b^2 - g \left(v_{11} - \frac{v_{12}^2}{v_{22}} \right) \right] \quad (35)$$

Finalmente, de (34) e (35), obtemos

$$L_1 = \frac{1}{1-g} \left(b - g \frac{v_{12}}{v_{22}} - \sqrt{\Delta} \right) \quad (36)$$

e

$$L_2 = \frac{1}{1-g} \left(b - g \frac{v_{12}}{v_{22}} + \sqrt{\Delta} \right) \quad (37)$$

Com $g < 1$, o intervalo de confiança \bar{e}

$$L_1 < \beta < L_2$$

Com $g > 1$ e $\Delta > 0$, o intervalo de confiança \bar{e}

$$\beta < L_1 \text{ e } \beta > L_2$$

Com $g > 1$ e $\Delta < 0$, o intervalo de confiança \bar{e}

$$-\infty < \beta < \infty$$

Os intervalos de confiança obtidos através do teorema de Fieller podem também ser interpretados em função da região de confiança para os parâmetros α_1 e α_2 ^{4/}.

^{4/} HOFFMANN e VIEIRA (1977), pp.321-323.

A estimativa da dose econômica, para o modelo quadrático, é

$$X^* = \frac{\Omega - b}{2c}$$

Se fizermos

$$a_1 = \Omega - b$$

e

$$a_2 = 2c$$

podemos determinar o intervalo de confiança da dose econômica utilizando (36) e (37).

Para o modelo com raiz quadrada, a estimativa da raiz quadrada da dose econômica é,

$$\sqrt{X^*} = \frac{c}{2(\Omega - b)}$$

Consideremos

$$a_1 = c$$

e

$$a_2 = 2(\Omega - b)$$

Obtidas as raízes de acordo com (36) e (37), e desde que nenhuma dessas raízes seja negativa, tomamos os seus quadrados como limites do intervalo de confiança para a dose econômica.

Para a dose econômica (24), relativa ao modelo de Spillman, fazemos

$$a_1 = \ln \Omega - \ln b - \ln \ln r$$

e

$$a_2 = \ln r$$

Neste caso a aplicação do teorema de Fieller \bar{e} apenas aproximada já que tanto no numerador como no denominador temos estimadores consistentes, mas não é possível demonstrar que sejam estimadores não-tendenciosos. Além disso, são conhecidas apenas as variâncias das distribuições assintóticas. De acordo com (25),

$$\widehat{V}(a_1) = \frac{\widehat{V}(b)}{b^2} + \frac{\widehat{V}(r)}{(r \ln r)^2} + \frac{2 \widehat{\text{Cov}}(b,r)}{br \ln r}$$

$$\widehat{V}(a_2) = \frac{\widehat{V}(r)}{r^2} \quad e$$

$$\widehat{\text{Cov}}(a_1, a_2) = - \frac{\widehat{\text{Cov}}(b,r)}{br} - \frac{\widehat{V}(r)}{r^2 \ln r}$$

Quando determinamos o intervalo de confiança para a dose econômica com base em qualquer um dos três modelos de função de produção, e verificamos que $g > 1$ e $\Delta > 0$ obtendo, portanto, um intervalo do tipo $\chi < L_1$ e $\chi > L_2$, devemos levar em consideração somente o sub-intervalo que contenha X^* .

Consideremos, por exemplo, o modelo quadrático e admitamos que X^* esteja contido no sub-intervalo $\chi < L_1$. Então este sub-intervalo corresponde a valores negativos do parâmetro \underline{c} , que satisfaz as condições para a receita líquida máxima. Consequentemente o sub-intervalo $\chi > L_2$ corresponde a valores positivos do parâmetro \underline{c} , os quais não satisfazem a condição de 2a. ordem para a maximização da renda líquida. Portanto, quando o intervalo de confiança \bar{e} é composto de dois sub-intervalos, são nos interessa aquele que contém o ponto de abscissa X^* . Um problema

importante, exposto claramente por PIMENTEL GOMES e GOMES (1979), é que ao sub-intervalo corresponderá um nível de confiança menor do que o adotado inicialmente.

3.2.6. Modelos considerando os Efeitos de Práticas Culturais, Variedades e Clima.

Inicialmente vamos demonstrar que, para o experimento que estamos analisando, podemos colocar no modelo um máximo de duas variáveis climáticas.

Consideremos W_1 , W_2 , W_3 e W_4 , para designar 4 diferentes variáveis climáticas. como, por exemplo, temperatura, insolação, precipitação e umidade relativa do ar. Sejam W_1^I , W_1^{II} , W_1^{III} e W_1^{IV} os valores de W_1 no 1º, 2º, 3º e 4º ano respectivamente. Analogamente sejam W_2^I , W_2^{II} , W_2^{III} e W_2^{IV} ; W_3^I , W_3^{II} , W_3^{III} e W_3^{IV} , os valores distintos de W_2 e W_3 respectivamente.

Uma vez que no 1º e 2º ano foi plantada uma variedade e no 3º e 4º anos foi plantada uma outra variedade, introduzimos uma variável binária V para captar o efeito de variedade.

Consideremos agora a matriz 4x5

$$A = \begin{bmatrix} 1 & V_1 & W_1^I & W_2^I & W_3^I \\ 1 & V_1 & W_1^{II} & W_2^{II} & W_3^{II} \\ 1 & V_2 & W_1^{III} & W_2^{III} & W_3^{III} \\ 1 & V_2 & W_1^{IV} & W_2^{IV} & W_3^{IV} \end{bmatrix}$$

Essa matriz tem, no máximo, característica igual a 4. Pode ser mostrado que, para qualquer matriz, o número de linhas linearmente independentes é igual ao número de colunas linearmente independentes; este número é a característica da matriz^{5/}. A quinta coluna pode, portanto, ser expressa como uma combinação linear das quatro colunas restantes. Consideremos a seguinte combinação linear,

$$\begin{bmatrix} W_3^I \\ W_3^{II} \\ W_3^{III} \\ W_3^{IV} \end{bmatrix} = \theta_0 \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} + \theta_1 \begin{bmatrix} v_1 \\ v_1 \\ v_2 \\ v_2 \end{bmatrix} + \theta_2 \begin{bmatrix} W_1^I \\ W_1^{II} \\ W_1^{III} \\ W_1^{IV} \end{bmatrix} + \theta_3 \begin{bmatrix} W_2^I \\ W_2^{II} \\ W_2^{III} \\ W_2^{IV} \end{bmatrix} \quad (38)$$

Sejam $v_0, v_1, v_2, v_3, v_4, v_5$ e v_6 os vetores constituídos pelas colunas da matriz X relativa ao modelo,

$$Y = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \delta V + \gamma_1 W_1 + \gamma_2 W_2 + \gamma_3 W_3 + u$$

Verifica-se que há uma correspondência entre os vetores v_0, v_3, v_4, v_5 e v_6 (nesta ordem) e as 5 (cinco) colunas da matriz A. Assim, por exemplo, v_3 tem elementos iguais aos da segunda coluna da matriz A, repetidos 512 vezes cada um; v_4, v_5 e v_6 tem elementos iguais aos da 3a., 4a., e 5a. colunas da matriz A respectivamente, repetidos 256 vezes cada um. Então de acordo com (38), temos

$$v_6 = \theta_0 v_0 + \theta_1 v_3 + \theta_2 v_4 + \theta_3 v_5$$

ou seja, há multicolinearidade perfeita nesta matriz X.

^{5/} Ver, por exemplo, WEBER (1977), p.564.

O determinante da matriz $X'X$ é igual a zero. Não é possível, então, inverter a matriz $X'X$ e, conseqüentemente é impossível obter as estimativas dos parâmetros^{6/}.

Pode-se demonstrar, em geral, que se o experimento é conduzido no mesmo local, e com a mesma variedade durante n_A anos, podemos introduzir na função de produção um máximo de $n_A - 1$ variáveis climáticas.

Se há mudanças na variedade utilizada, de um ano para outro, devemos introduzir no modelo variáveis binárias para captar o efeito das diferentes variedades; neste caso, se n_V é o número de diferentes variedades utilizadas, podemos introduzir no máximo $n_A - n_V$ variáveis climáticas.

FONSECA (1976), em um estudo econométrico, utilizou dados de 13 anos, de um experimento conduzido por técnicos do Setor de Solos do ex-IPEAS (pp.10-11). No sub-modelo da página 34 desse trabalho, foram introduzidos 15 regressores envolvendo variáveis climáticas e variáveis binárias para diferenciar cultivares. Isto é, a matriz X tem, necessariamente característica menor do que o número de parâmetros a serem estimados.

3.2.6.1. Variáveis Climáticas

As variáveis climáticas que poderiam melhor explicar as variações na produção de trigo foram selecionadas de acordo com a opinião do pesquisador Wilmar Wendt, responsável pela Estação Agrometeorol-

^{6/} Ver, por exemplo, HOFFMANN e VIEIRA (1977), p.156.

lógica do Centro Nacional de Pesquisa de Trigo-EMBRAPA.

As variáveis climáticas, abaixo descritas, segundo o pesquisador Wendt, deveriam ser utilizadas em dois períodos distintos da cultura de trigo. Estes períodos seriam: Elongação-Espigamento e Espigamento-Maturação. Entretanto devido à restrição metodológica, que demonstramos no sub-item 3.2.6., consideramos um único período, ou seja, Elongação-Maturação.

As variáveis climáticas introduzidas nos modelos, que serão apresentados no sub-item 3.2.6.3. são: T, temperatura média em graus centígrados; U, umidade relativa do ar (%); P, precipitação pluviométrica (mm); e I, insolação média em horas por dia.

3.2.6.2. Variáveis Binárias

Variáveis binárias ("Dummy Variables") são usadas 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 diferentes práticas culturais, variações na variedade de trigo cultivada e diferenças entre blocos.

As variáveis binárias, introduzidas nos modelos, que serão apresentados no sub-item 3.2.6.3., com seus respectivos valores, são as seguintes: V, variedades (assumindo o valor zero para a variedade

IAS-59 e valor um para a variedade CNT-10); R, resteva (assumindo valor zero quando a resteva é queimada e valor um quando a resteva é incorporada ou deixada na superfície do solo); C, calagem (assumindo valor zero quando não houver aplicação de calcário e valor um quando houver aplicação de calcário); S, preparo do solo (assumindo valor zero para o plantio convencional e valor um para o plantio direto); e D, densidade (assumindo valor zero para 120kg/ha e valor um para 168kg/ha).

Além das variáveis nitrogênio, práticas culturais e condições climáticas, serão introduzidas nos modelos as variáveis B_1 , B_2 e B_3 para captar as diferenças entre blocos.

3.2.6.3. Modelos das Funções de Produção

Os níveis de produção são afetados pelo solo e variáveis climáticas e a resposta para os nutrientes aplicados muda com estas variáveis ambientais (PESEK et alii, 1967). Segundo SCHUH e TOLLINI(1972) a resposta à fertilizantes depende de muitos outros fatores além da quantidade e qualidade do fertilizante aplicado. Entre estes fatores importantes estão as práticas de preparo do solo.

Tendo por objetivo testar a influência de práticas culturais e clima na produção de trigo, e a resposta de nitrogênio sob estas condições, utilizaremos os seguintes modelos:

$$I: Y = \alpha_1 + \delta_{11}B_1 + \delta_{12}B_2 + \delta_{13}B_3 + \delta_{14}C + \delta_{15}S + \delta_{16}R + \delta_{17}D + \delta_{18}V + \\ + \delta_{19}X + \delta_{110}X^2 + u_1$$

$$\text{II: } Y = \alpha_2 + \delta_{21}B_1 + \delta_{22}B_2 + \delta_{23}B_3 + \delta_{24}C + \delta_{25}S + \delta_{26}R + \delta_{27}D + \delta_{28}V + \\ + \delta_{29}X + \delta_{210}X^2 + \delta_{211}U + \delta_{212}T + u_2$$

$$\text{III: } Y = \alpha_3 + \delta_{31}B_1 + \delta_{32}B_2 + \delta_{33}B_3 + \delta_{34}C + \delta_{35}S + \delta_{36}R + \delta_{37}D + \\ + \delta_{38}V + \delta_{39}X + \delta_{310}X^2 + \delta_{311}U + \delta_{312}T + \delta_{313}UX + \delta_{314}TX + u_3$$

$$\text{IV: } Y = \alpha_4 + \delta_{41}B_1 + \delta_{42}B_2 + \delta_{43}B_3 + \delta_{44}C + \delta_{45}S + \delta_{46}R + \delta_{47}D + \delta_{48}V + \\ + \delta_{49}X + \delta_{410}X^2 + \delta_{411}P + \delta_{412}T + u_4$$

$$\text{V: } Y = \alpha_5 + \delta_{51}B_1 + \delta_{52}B_2 + \delta_{53}B_3 + \delta_{54}C + \delta_{55}S + \delta_{56}R + \delta_{57}D + \delta_{58}V + \\ + \delta_{59}X + \delta_{510}X^2 + \delta_{511}P + \delta_{512}T + \delta_{513}PX + \delta_{514}TX + u_5$$

$$\text{VI: } Y = \alpha_6 + \delta_{61}B_1 + \delta_{62}B_2 + \delta_{63}B_3 + \delta_{64}C + \delta_{65}S + \delta_{66}R + \delta_{67}D + \delta_{68}V + \\ + \delta_{69}X + \delta_{610}X^2 + \delta_{611}T + \delta_{612}I + u_6$$

$$\text{VII: } Y = \alpha_7 + \delta_{71}B_1 + \delta_{72}B_2 + \delta_{73}B_3 + \delta_{74}C + \delta_{75}S + \delta_{76}R + \delta_{77}D + \delta_{78}V + \\ + \delta_{79}X + \delta_{710}X^2 + \delta_{711}T + \delta_{712}I + \delta_{713}TX + \delta_{714}IX + u_7$$

$$\text{VIII: } Y = \alpha_8 + \delta_{81}B_1 + \delta_{82}B_2 + \delta_{83}B_3 + \delta_{84}C + \delta_{85}S + \delta_{86}R + \delta_{87}D + \delta_{88}V + \\ + \delta_{89}X + \delta_{810}X^2 + \delta_{811}P + \delta_{812}I + u_8$$

$$\text{IX: } Y = \alpha_9 + \delta_{91}B_1 + \delta_{92}B_2 + \delta_{93}B_3 + \delta_{94}C + \delta_{95}S + \delta_{96}R + \delta_{97}D + \delta_{98}V + \\ + \delta_{99}X + \delta_{910}X^2 + \delta_{911}P + \delta_{912}I + \delta_{913}PX + \delta_{914}IX + u_9$$

Lembremos que, para que exista um ponto ótimo econômico, o coeficiente de X deve ser positivo e o coeficiente de X^2 deve ser negativo. O método para estimar os parâmetros dos modelos será o de mínimos quadrados ordinários.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Funções de Produção Anuais

Nas tabelas 5, 6, 7 e 8 apresentamos as produtividades médias de trigo, em kg/ha, no experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", nos anos de 1975, 1976, 1977 e 1978, respectivamente.

Nas figuras 1 e 3, correspondentes aos anos de 1975 e 1977, observamos que a produtividade média do trigo sempre cresce quando aumenta a quantidade de nitrogênio fornecida à cultura, de 15 a 135kg/ha. Por outro lado, nas figuras 2 e 4, correspondentes aos anos de 1976 e 1978, observamos que a produtividade média diminui quando a quantidade de nitrogênio fornecida à cultura aumenta de 95 para 135kg/ha, mostrando que a dose de 135kg/ha provavelmente já está no 3º estágio da função de produção para este experimento nestes anos.

Num experimento de adubação, tendo em vista determinar a dose econômica de um nutriente, é aconselhável que as doses aplicadas estejam predominantemente no estágio racional, permitindo uma melhor estimativa da função de produção neste estágio, que é o economicamente

relevante^{7/}. Obviamente, é difícil conhecermos, a priori, quando instalamos um experimento, o intervalo que corresponde ao estágio racional da função de produção, inclusive porque isso depende das condições climáticas durante o desenvolvimento da cultura. No caso do experimento em estudo, as figuras 1, 2, 3 e 4 indicam que os pontos observados estão, na sua maioria, no intervalo correspondente ao estágio racional, mostrando que, sob esse aspecto, o experimento foi bem planejado. Ressaltemos que as figuras 1, 2, 3 e 4 estão com escalas diferentes.

4.1.1. Estimativas dos Parâmetros e Ajustamento das Funções de Produção

As estimativas dos parâmetros dos modelos (1), (2) e (3) e dos respectivos desvios padrões, para cada ano, são dados nas tabelas 9, 10 e 11. Podemos notar que, em alguns anos, as estimativas "b", "c" e "d", correspondentes aos termos linear e quadrático do modelo quadrático, linear e raiz quadrada do modelo com raiz quadrada, e quantidade de nutriente disponível no solo (d) e coeficiente de eficácia do modelo de Mitscherlich, apresentaram desvios padrões bem elevados, ou seja, os intervalos de confiança para estes parâmetros são bastante amplos. Entretanto, isto não nos permite concluir que as estimativas dos rendimentos sejam imprecisas, pois os intervalos de confiança dos rendimentos são funções de variâncias e covariâncias das estimativas dos parâmetros,

^{7/} ANDERSON E NELSON (1975)

Tabela 5. Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1975

Quantidade de N em kg/ha	Blocos				Médias dos tratamentos
	1	2	3	4	
15	1.386,4	1.327,5	995,0	1.009,8	1.179,7
55	1.597,0	1.558,6	978,4	1.116,2	1.312,5
95	1.649,0	1.607,4	1.130,0	1.206,6	1.398,2
135	1.547,6	1.819,8	1.140,6	1.251,0	1.439,7

Média Geral: 1.332,5 kg/ha.

Tabela 6. Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1976

Quantidade de N em kg/ha	Blocos				Médias dos tratamentos
	1	2	3	4	
15	2.006,7	1.891,6	1.710,0	1.723,9	1.833,0
55	2.407,0	2.596,7	2.413,6	2.275,9	2.423,3
95	2.578,6	2.747,2	2.601,7	2.570,4	2.624,5
135	2.304,6	2.699,2	2.688,6	2.544,6	2.559,2

Média Geral: 2.360,0 kg/ha.

Tabela 7. Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1977

Quantidade de N em kg/ha	Blocos				Médias dos tratamentos
	1	2	3	4	
15	822,5	895,5	508,9	584,5	702,8
55	961,6	1.054,4	594,1	624,4	808,6
95	966,2	1.067,6	598,6	761,2	848,4
135	930,9	1.081,7	685,7	711,9	852,5

Média Geral: 803,1 kg/ha.

Tabela 8. Produtividade Média de Trigo, em kg/ha, no Experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", com aplicações crescentes de Nitrogênio, 1978

Quantidade de N em kg/ha	Blocos				Médias dos tratamentos
	1	2	3	4	
15	2.069,9	2.235,9	1.693,6	1.962,0	1.990,3
55	2.238,4	2.437,6	2.076,6	2.141,7	2.223,6
95	2.312,2	2.514,3	2.138,4	2.261,6	2.306,6
135	2.214,4	2.562,6	2.207,9	2.210,4	2.298,8

Média Geral: 2.204,8 kg/ha.

Figura 1. Resposta da Variedade IAS-59 ao Nitrogênio, 1975

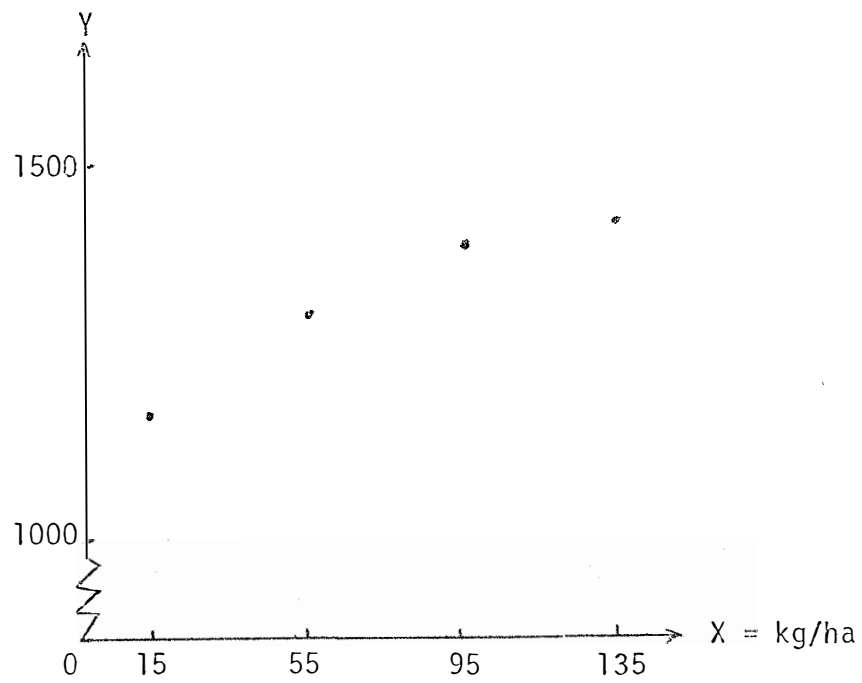


Figura 2. Resposta da Variedade IAS-59 ao Nitrogênio, 1976

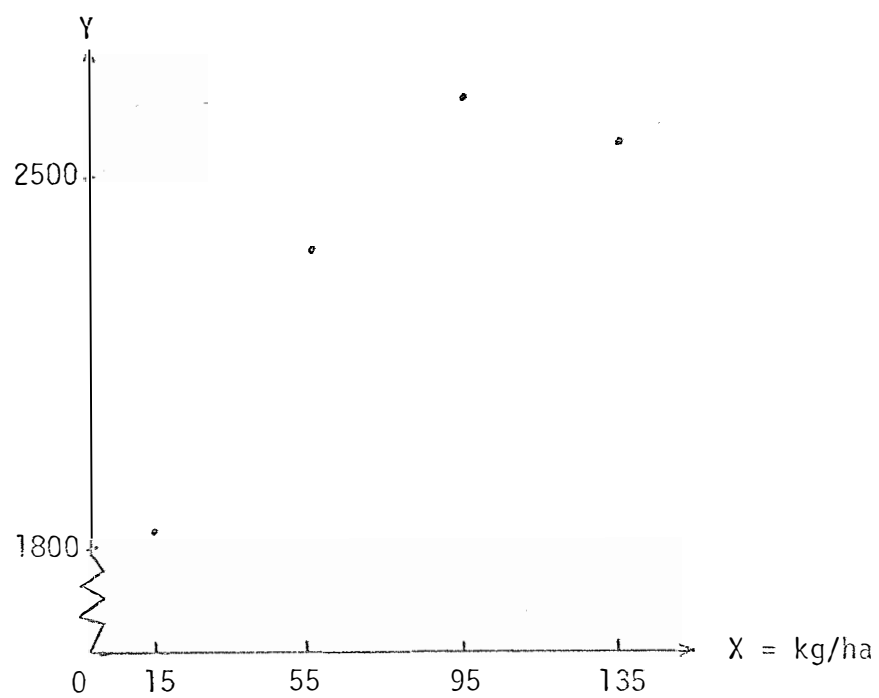


Figura 3. Resposta da Variedade CNT-10 ao Nitrogênio, 1977

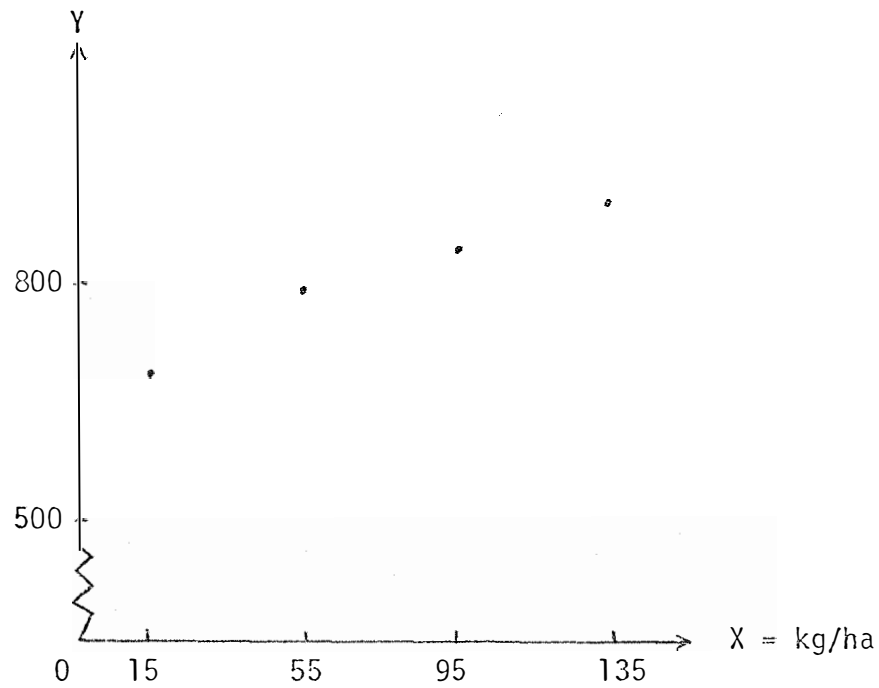
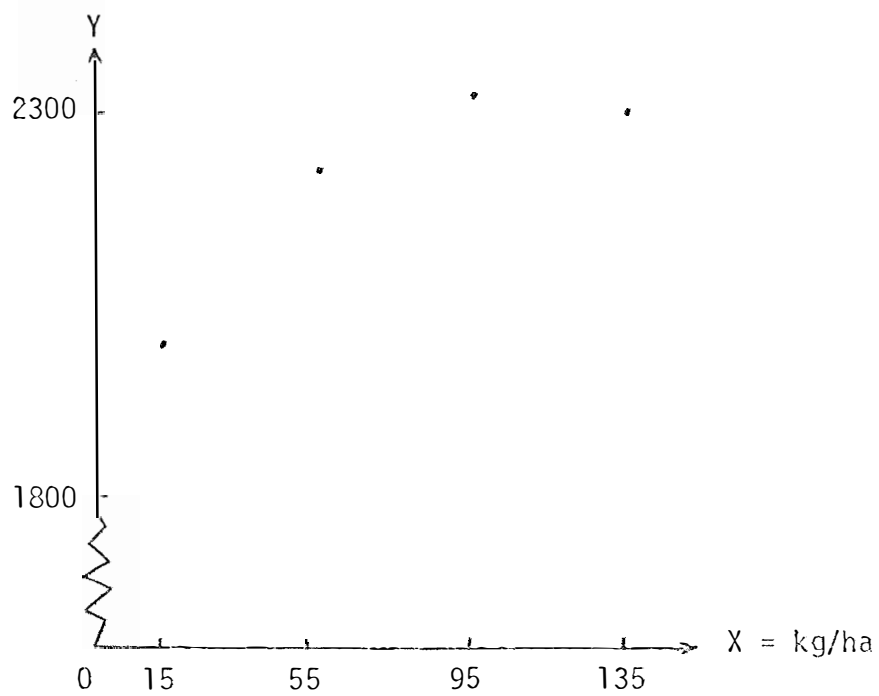


Figura 4. Resposta da Variedade CNT-10 ao Nitrogênio, 1978



isto é, a precisão das estimativas dos rendimentos depende das grandezas relativas das variâncias e covariâncias das estimativas dos parâmetros^{8/}.

Quanto à análise de variância para falta de ajustamento, com exceção de 1976 para o modelo de Mitscherlich, os três modelos considerados se ajustaram bem em todos os anos, pois o valor de "F" para falta de ajustamento foi não-significativo ao nível de 5%. Entretanto comparando-se os valores absolutos de "F" para falta de ajustamento, entre os modelos, os modelos quadrático e com raiz quadrada apresentaram um ajustamento melhor do que o modelo de Mitscherlich. Para os modelos quadrático e com raiz quadrada os testes foram similares, não se podendo concluir qual dos dois modelos se ajustou melhor aos dados do experimento (ver tabelas 33 a 36 no Apêndice).

A figura 2 mostra porque o modelo de Mitscherlich, no ano de 1976, apresentou teste "F" para falta de ajustamento significativa ao nível de 5%. Quando existe queda de produção devido a aplicações crescentes de fertilizantes, o fenômeno biológico não é bem explicado pelo modelo de Mitscherlich. Isto se deve ao fato de que a função se aproxima assintoticamente de uma reta horizontal com ordenada a. A curva do produto marginal é assintótica ao eixo das abcissas, nunca se tornando negativa. Por esta razão o modelo de Mitscherlich não é apropriado para amostras onde as magnitudes do insumo são suficientemente grandes para fazer declinar o produto total^{9/}.

^{8/} DRAPER e SMITH (1967).

^{9/} HEADY e DILLON (1961), p.78.

No caso do modelo de Mitscherlich, as estimativas dos parâmetros apresentados se referem a uma equação onde Y é medido em kg de trigo por hectare e X é medido em kg de N por hectare. No caso do modelo quadrático e do modelo com raiz quadrada as estimativas dos parâmetros apresentadas se referem a uma equação onde Y é medido em kg de trigo por hectare e X é medido em unidades de 10kg de N por hectare.

As estimativas dos desvios padrões das estimativas dos parâmetros foram obtidas considerando o quadrado médio referente a resíduo mais falta de ajustamento, ($s^2 = \text{Q.M.Res.} + \text{Falta de Ajustamento}$) cujos valores estão nas tabelas 33 a 36, no apêndice .

Tabela 9. Estimativas dos Parâmetros e de seus respectivos Desvios Padrões relativos à Equação $\hat{Y} = a + bX_i + cX^2$

Ano do experimento	Estimativas					
	a	s(a)	b	s(b)	c	s(c)
1975	1.118,53	45,57	43,03	14,68	-1,4258	0,9522
1976	1.542,55	44,75	213,12	14,42	-10,2417	0,9352
1977	653,87	26,14	36,04	8,42	-1,5881	0,5463
1978	1.879,24	39,38	81,70	12,69	-3,7661	0,8229

Tabela 10. Estimativas dos parâmetros e de seus respectivos desvios padrões relativos à equação $\hat{Y} = a + bX_i + c\sqrt{X_i}$

Ano do experimento	Estimativas					
	a	s(a)	b	s(b)	c	s(c)
1975	992,89	124,11	-11,99	23,11	166,4157	113,4158
1976	622,39	122,18	-185,48	22,75	1.211,9524	111,3207
1977	509,20	71,16	-26,14	13,25	189,7994	64,8334
1978	1.538,40	107,19	-65,34	19,96	447,9905	97,6671

Tabela 11. Estimativas dos parâmetros e de seus respectivos desvios padrões relativos à equação $\hat{Y} = a \left[1 - 10^{-c(X_i+d)} \right]$

Ano do experimento	Estimativas					
	a	s(a)	d	s(d)	c	s(c)
1975	1.507,62	120,70	99,22	66,57	0,005794	0,004262
1976	2.604,76	29,70	16,26	5,13	0,016867	0,002895
1977	859,94	22,23	43,74	26,53	0,012557	0,006111
1978	2,314,27	29,01	43,64	19,30	0,014548	0,005071

4.1.2. Análise dos Coeficientes de Eficácia

GOMES e SILVA (1979) fizeram novas determinações para o coeficiente de eficácia c , para NPK, da função de Mitscherlich, para as culturas de feijão, batata, amendoim, trigo, milho, soja, arroz (sequeiro), algodão e mandioca, com dados obtidos em diversos estados do Brasil

e pertencentes aos projetos BNDE/ANDA e FAO/ABCAR/ANDA. Os resultados referentes a nitrogênio estão reproduzidos na tabela 12. Apresentamos somente os valores de \underline{c} para nitrogênio, devido ao nosso interesse de os compararmos com os valores obtidos no presente trabalho (tabela 11) e discutirmos as conclusões de GOMES e SILVA (1979).

Tabela 12. Estimativas (\underline{c}) do coeficiente de Eficácia da Equação de Mitscherlich, para adubação nitrogenada

Culturas	Local	Número de Ensaios	" \underline{c} " GOMES e SILVA(1979)
Batata	Minas Gerais	47	0,009419
Feijão	Brasil	231	0,025051
Amendoim	Brasil	33	0,021583
Milho	Minas Gerais	29	0,005440
Milho	R.G.do Sul	48	0,006800
Milho	Paraná	50	0,008478
Trigo	R.G.do Sul	18	0,012958

FONTE: GOMES e SILVA (1979)

Se compararmos o valor de \underline{c} para a cultura de trigo, determinado por GOMES e SILVA (1979), com os valores de \underline{c} , constantes na tabela 11, com excessão de 1975, verificamos que os valores são similares.

GOMES e SILVA (1979) testaram a hipótese de que o valor do coeficiente de eficácia para nitrogênio é, em todas as culturas

mencionadas na tabela 12, igual a 0,0049, que é o valor obtido por PIMENTEL GOMES (1957). O teste "t" foi sempre não-significativo. Com base nesse resultado GOMES e SILVA (1979) concluíram que se deve usar, para essas culturas, o valor 0,0049.

Observando as tabelas 11 e 12 podemos verificar que as estimativas do coeficiente de eficácia para N em trigo foram sempre superiores a 0,0049 e, quase sempre, maiores do que o dobro desse valor.

Parece-nos, além disso, que o fato de o teste da hipótese $H_0: \gamma = 0,0049$ levar a resultado não-significativo não permite afirmar que $\gamma = 0,0049$, pois a probabilidade de estar cometendo erro tipo II é desconhecida, e pode ser muito grande.

Examinando, na tabela 12, os resultados obtidos por GOMES e SILVA (1979), é interessante notar que os dois valores de \underline{c} mais elevados são os referentes a feijão e a amendoim, as duas leguminosas que aparecem na tabela. Isso sugere que o valor do coeficiente de eficácia pode ser bastante distinto quando se trata de culturas de diferentes famílias botânicas.

É possível que as diferenças no valor do coeficiente de eficácia sejam menores no caso de culturas de uma mesma família botânica, mas parece razoável admitir que essas diferenças existam até mesmo quando se trata de diferentes variedades de uma mesma espécie, principalmente se considerarmos variedades melhoradas exatamente para responder mais à adubação química.

Verificamos que a renda líquida esperada da cultura de trigo diminuiu bastante quando a dose econômica é determinada utilizando $c = 0,0049$ em lugar do valor estimado com base nos dados do experimento específico para essa cultura.

Em resumo, parece-nos que, se o experimento permite, devemos estimar o valor do coeficiente de eficácia para a variedade utilizada e nas condições específicas do experimento. Está claro que, se um experimento só tem dois níveis de adubação, a dose econômica pode ser estimada com base na fórmula simplificada desenvolvida por PIMENTEL GOMES e ABREU (1959) e, neste caso, é necessário utilizar o valor de c estimado com base em grupos de experimentos, preferencialmente para a mesma cultura.

4.1.3. Intervalos de Confiança e Doses Econômicas

Nas tabelas 13 a 24 são dadas, para os três modelos considerados e para os quatro anos de resultados do experimento, as estimativas da dose econômica de nitrogênio, intervalos de confiança, com base na variância assintótica e no teorema de Fieller, e estimativas da produção ótima de trigo, para várias relações de preços.

Com respeito às relações de preço $\Omega = P_x/P_y$, preço do quilo de nitrogênio por preço do quilo de trigo, procuramos considerar um intervalo que incluísse todas as relações de preço da época, como por exemplo: preço do fertilizante com subsídio e sem subsídio.

Examinando as tabelas 13 a 24, notamos que a amplitude dos intervalos de confiança, com base na variância assintótica e teorema de Fieller, das doses econômicas de nitrogênio, na maioria dos casos é bem menor para os modelos quadrático e com raiz quadrada. Isto, de uma certa forma, demonstra o melhor ajustamento destes modelos para o processo produtivo em estudo, do que o modelo de Mitscherlich, pois quanto melhor for o ajustamento, menor será o resíduo da regressão, conseqüentemente menor será o intervalo de confiança da estimativa da dose econômica.

Os intervalos de confiança para a dose econômica constantes das tabelas 13 a 24 foram obtidos considerando o quadrado médio referente a resíduo mais falta de ajustamento.

Embora os modelos quadráticos e com raiz quadrada tenham apresentado ajustamentos similares estatisticamente e bem superiores ao modelo Mitscherlich, podemos notar, nas tabelas 13 a 24, que as doses econômicas do modelo com raiz quadrada assemelham-se mais às doses econômicas do modelo de Mitscherlich do que às doses econômicas do modelo quadrático. Se nos atermos às figuras 5 a 8 encontramos a explicação para este fato. As curvas de resposta, do modelo com raiz quadrada, apresentam uma curvatura bem mais suave do que as curvas de resposta do modelo quadrático, e, com uma tendência similar a curva do modelo de Mitscherlich, não mostrada nas figuras. Também devido ao formato das curvas de resposta, destes modelos, notamos nas tabelas 13 a 24, que quando as relações de preço $\Omega = P_x/P_y$ apresentam valores pequenos, as estimativas das doses

Tabela 13. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preços $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1975, Modelo Quadrático

Relação de Preços (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	80,8	1.373,1	60,0	101,5	- ∞	+ ∞ (a)
2,2	73,7	1.358,3	53,9	93,6	- ∞	+ ∞ (a)
2,4	66,7	1.342,2	44,9	88,5	- ∞	+ ∞ (a)
2,6	59,7	1.324,7	33,7	85,7	(b)	80,4
2,8	52,7	1.305,7	21,1	84,3	(b)	72,6
3,0	45,7	1.285,4	7,7	83,6	(b)	67,2
3,2	38,7	1.263,6	(c)- 6,1	83,4	(b)	62,7
3,4	31,7	1.240,5	(c)-20,2	83,5	(b)	58,5
3,6	24,6	1.215,9	(c)-34,4	83,7	(b)	54,6
3,8	17,4	1.190,0	(c)-48,8	84,1	(b)	50,9
4,0	10,6	1.162,6	(c)-63,2	84,5	(b)	47,2
4,2	3,6	1.133,9	(c)-77,7	85,0	(b)	43,6

a: $g > 1$ e discriminante negativo

b: $g > 1$ e discriminante positivo, existe outro intervalo

c: resultado sem sentido agrônomo

Tabela 14. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1975, Modelo com Raiz Quadrada

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	67,6	1.344,5	42,5	92,7	- ∞	+ ∞ (a)
2,2	59,9	1.328,3	40,0	79,8	- ∞	+ ∞ (a)
2,4	53,4	1.313,5	34,9	71,9	- ∞	+ ∞ (a)
2,6	47,9	1.299,8	29,1	66,8	(b)	67,2
2,8	43,3	1.287,2	23,6	63,0	(b)0	58,8
3,0	39,2	1.275,5	18,8	59,7	(c)0	53,9
3,2	35,8	1.264,7	14,7	56,8	(c)0	50,2
3,4	32,7	1.254,7	11,4	54,1	(c)0	47,2
3,6	30,0	1.245,3	8,6	51,5	(c)0	44,6
3,8	27,7	1.236,6	6,4	49,0	(c)0	42,3
4,0	25,6	1.228,5	4,5	46,7	(c)0	40,2
4,2	23,7	1.220,8	3,0	44,5	(c)0	38,3

a: $g > 1$ e discriminante negativo

b: $g > 1$ e discriminante positivo, existe outro intervalo

c: raiz quadrada negativa

Tabela 15. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1975, Modelo de Mitscherlich.

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	73,8	1.357,7	46,1	101,5	54,5	$+\infty$ (b)
2,2	66,6	1.342,7	44,5	88,8	- ∞	$+\infty$ (a)
2,4	60,1	1.327,7	40,8	79,4	- ∞	$+\infty$ (a)
2,6	54,1	1.312,7	34,7	73,5	- ∞	$+\infty$ (a)
2,8	48,6	1.297,7	26,8	70,3	- ∞	$+\infty$ (a)
3,0	43,4	1.282,8	17,9	68,8	(b)0	64,2
3,2	38,6	1.267,8	8,9	68,2	(b)0	57,6
3,4	34,0	1.252,8	-0,1	68,4	(b)0	53,6
3,6	29,7	1.237,8	-8,8	68,3	(b)0	50,5
3,8	25,7	1.222,8	-17,2	68,6	(b)0	47,9
4,0	21,8	1.207,8	-25,3	69,0	(b)0	45,6
4,2	18,2	1.192,8	-33,1	69,5	(b)0	43,5

a: $g > 1$ e discriminante negativo

b: $g > 1$ e discriminante positivo, existe outro intervalo

Tabela 16. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1976, Modelo Quadrático

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	94,3	2.641,5	90,3	98,3	90,7	98,8
2,2	93,3	2.939,5	89,4	97,2	89,8	97,7
2,4	92,3	2.637,2	88,6	96,1	88,9	96,6
2,6	91,3	2.634,8	87,7	95,0	88,0	95,5
2,8	90,4	2.632,1	86,8	93,9	87,1	94,4
3,0	89,4	2.629,3	85,9	92,9	86,2	93,3
3,2	88,4	2.626,3	85,0	91,8	85,3	92,2
3,4	87,4	2.623,0	84,1	90,7	84,4	91,1
3,6	86,5	2.619,6	83,2	89,7	83,5	90,0
3,8	85,5	2.616,0	82,3	88,6	82,5	88,9
4,0	84,5	2.612,2	81,4	87,6	81,6	87,8
4,2	83,5	2.608,2	80,5	86,5	80,7	86,8

Tabela 17. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1976, Modelo com Raiz Quadrada

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	87,0	2.583,3	80,0	93,9	81,0	95,4
2,2	85,3	2.579,8	78,7	91,8	79,7	93,2
2,4	83,7	2.576,1	77,5	89,7	78,3	91,1
2,6	82,1	2.572,2	76,2	87,9	77,0	89,1
2,8	80,6	2.586,0	75,0	86,1	75,7	87,1
3,0	79,1	2.563,7	73,8	84,3	74,5	85,3
3,2	77,6	2.559,2	72,7	82,6	73,2	83,4
3,4	76,2	2.554,6	71,5	80,9	72,0	81,7
3,6	74,8	2.549,8	70,4	79,3	70,9	80,0
3,8	73,5	2.544,9	69,3	77,8	69,7	78,4
4,0	72,2	2.539,8	68,2	76,2	68,5	76,8
4,2	70,9	2.534,6	67,1	74,8	67,4	75,3

Tabela 18. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1976, Modelo de Mitscherlich

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	84,7	2.553,3	71,1	98,4	74,1	103,7
2,2	82,3	2.548,1	69,3	95,2	72,2	100,3
2,4	80,0	2.543,0	67,7	92,4	70,4	97,2
2,6	78,0	2.537,8	66,3	89,7	68,8	94,3
2,8	76,1	2.532,7	64,9	87,3	67,3	91,7
3,0	74,3	2.527,5	63,6	85,0	65,9	89,2
3,2	72,6	2.522,4	62,4	82,9	64,6	86,9
3,4	71,1	2.517,2	61,3	80,9	63,4	84,7
3,6	69,6	2.512,1	60,2	79,0	62,2	82,7
3,8	68,2	2.506,9	59,2	77,2	61,1	80,7
4,0	66,9	2.501,8	58,2	75,6	60,1	78,9
4,2	65,6	2.496,6	57,3	74,0	59,1	77,2

Tabela 19. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1977, Modelo Quadrático

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	50,5	795,4	33,2	67,8	14,7	62,8
2,2	44,2	782,2	23,9	64,5	0,7	58,2
2,4	37,9	767,7	14,5	61,4	-13,5(a)	53,7
2,6	31,6	752,0	4,9	58,3	-27,8(a)	49,4
2,8	25,3	735,0	-4,7(a)	55,4	-42,2(a)	45,1
3,0	19,0	716,7	-14,4(a)	52,5	-56,6(a)	40,9
3,2	12,7	697,2	-24,1(a)	49,6	-71,1(a)	36,8
3,4	6,4	676,4	-33,9(a)	46,8	-85,6(a)	32,6
3,6	0,1	654,4	-43,7(a)	44,0	-100,1(a)	28,5
3,8	-6,1(a)	631,1	-53,5(a)	41,2	-114,6(a)	24,4
4,0	-12,4(a)	606,5	-63,3(a)	38,4	-129,2(a)	20,3
4,2	-18,8(a)	580,7	-73,1(a)	35,6	-143,7(a)	16,2

a: resultado sem sentido agrônomo

Tabela 20. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1977, Modelo com Raiz Quadrada

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	42,3	789,0	32,3	52,3	27,4	50,5
2,2	38,8	781,7	28,5	49,2	23,6	47,1
2,4	35,8	774,8	25,2	46,4	20,5	44,2
2,6	33,1	768,0	22,4	43,8	18,0	41,6
2,8	30,7	761,5	19,9	41,4	15,9	39,3
3,0	28,6	755,3	17,8	39,3	14,1	37,2
3,2	26,6	749,3	16,0	37,3	12,6	35,3
3,4	24,9	743,6	14,3	35,4	11,4	33,5
3,6	23,3	738,1	12,9	33,7	10,3	31,8
3,8	21,2	732,8	11,7	32,1	9,4	30,3
4,0	20,6	727,7	10,6	30,6	8,5	28,9
4,2	19,4	722,8	9,6	29,1	7,8	27,6

Tabela 21. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1977, Modelo de Mitscherlich

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	43,4	790,8	35,1	51,7	30,2	58,3
2,2	40,1	783,8	31,5	48,7	19,4	50,3
2,4	37,1	776,9	27,6	46,6	6,9	45,7
2,6	34,3	770,0	23,5	45,2	-5,8(a)	42,6
2,8	31,8	763,1	19,5	44,0	-18,1(a)	40,3
3,0	29,4	756,2	15,7	43,1	-29,8(a)	38,4
3,2	27,2	749,3	12,0	42,3	-40,9(a)	36,8
3,4	25,1	742,3	8,4	41,7	-51,4(a)	35,4
3,6	23,1	735,4	5,1	41,1	-61,4(a)	34,1
3,8	21,2	728,5	1,8	40,6	-70,8(a)	32,8
4,0	19,4	721,6	-1,3(a)	40,1	-79,8(a)	31,7
4,2	17,8	714,7	-4,2(a)	39,7	-88,4(a)	30,7

Tabela 22. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1978, Modelo Quadrático

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	81,9	2.295,8	75,0	88,8	75,5	90,5
2,2	79,3	2.290,2	72,6	85,9	72,7	87,1
2,4	76,6	2.284,1	70,1	83,1	69,9	83,8
2,6	73,9	2.277,5	67,5	80,4	66,8	80,7
2,8	71,3	2.270,3	64,7	77,9	63,6	77,8
3,0	68,6	2.262,6	61,8	75,5	60,2	75,1
3,2	66,0	2.254,4	58,7	73,2	56,7	72,5
3,4	63,3	2.245,6	55,6	71,0	53,1	70,0
3,6	60,7	2.236,3	52,4	69,0	49,4	67,7
3,8	58,0	2.226,5	49,1	66,9	45,6	65,4
4,0	55,4	2.216,2	45,7	65,0	41,7	63,1
4,2	52,7	2.205,3	42,4	63,0	37,8	60,9

Tabela 23. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1978, Modelo com Raiz Quadrada

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) 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	
2,0	68,9	2.264,1	60,4	77,3	61,6	80,6
2,2	65,8	2.257,5	58,2	73,3	58,9	75,6
2,4	62,8	2.250,8	56,0	69,7	56,3	71,2
2,6	60,1	2.244,0	53,7	66,6	53,7	67,5
2,8	57,6	2.237,2	51,4	63,7	51,1	64,2
3,0	55,2	2.230,2	49,2	61,2	48,5	61,3
3,2	52,9	2.223,3	47,0	58,9	46,1	58,7
3,4	50,8	2.216,3	44,9	56,8	43,8	56,4
3,6	48,8	2.209,4	42,8	54,9	41,6	54,3
3,8	47,0	2.202,4	40,9	53,1	39,5	52,4
4,0	45,2	2.195,5	39,0	51,4	37,5	50,7
4,2	43,5	2.188,7	37,2	49,8	35,7	49,0

Tabela 24. Estimativa da Dose Econômica de Nitrogênio (X^*), Intervalos de Confiança pela Variância Assintótica, pelo Teorema de Fieller e Estimativa da Produção Ótima, em Trigo, para várias Relações de Preço $\Omega = P_x/P_y$. Dados de 1978, Modelo de Mitscherlich

Relação de Preço (Ω)	Dose econômica (X^*) em kg/ha	Estimativas 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	
2,0	65,5	2.254,6	50,0	81,1	55,4	101,1
2,2	62,7	2.248,6	48,7	76,7	53,4	94,5
2,4	60,1	2.242,6	47,5	72,7	51,7	88,5
2,6	57,7	2.236,6	46,3	69,1	50,0	83,0
2,8	55,5	2.230,7	45,2	65,7	48,5	77,9
3,0	53,4	2.224,7	44,2	62,7	47,0	73,2
3,2	51,5	2.218,7	43,2	59,8	45,5	68,9
3,4	49,7	2.212,8	42,2	57,2	44,1	64,9
3,6	48,0	2.206,8	41,1	54,8	42,7	61,2
3,8	46,4	2.200,8	40,1	52,6	41,2	57,8
4,0	44,8	2.194,9	39,0	50,6	39,7	54,7
4,2	43,4	2.188,9	37,9	48,8	38,2	51,9

econômicas dos modelos com raiz quadrada e Mitscherlich são menores do que as do modelo quadrático. Porém, à medida que a relação de preço aumenta, as estimativas das doses econômicas daqueles modelos tornam-se maiores do que as deste último.

Figura 5. Curvas de Resposta estimadas da Variedade IAS-59, ao nitrogênio (X), ano de 1975

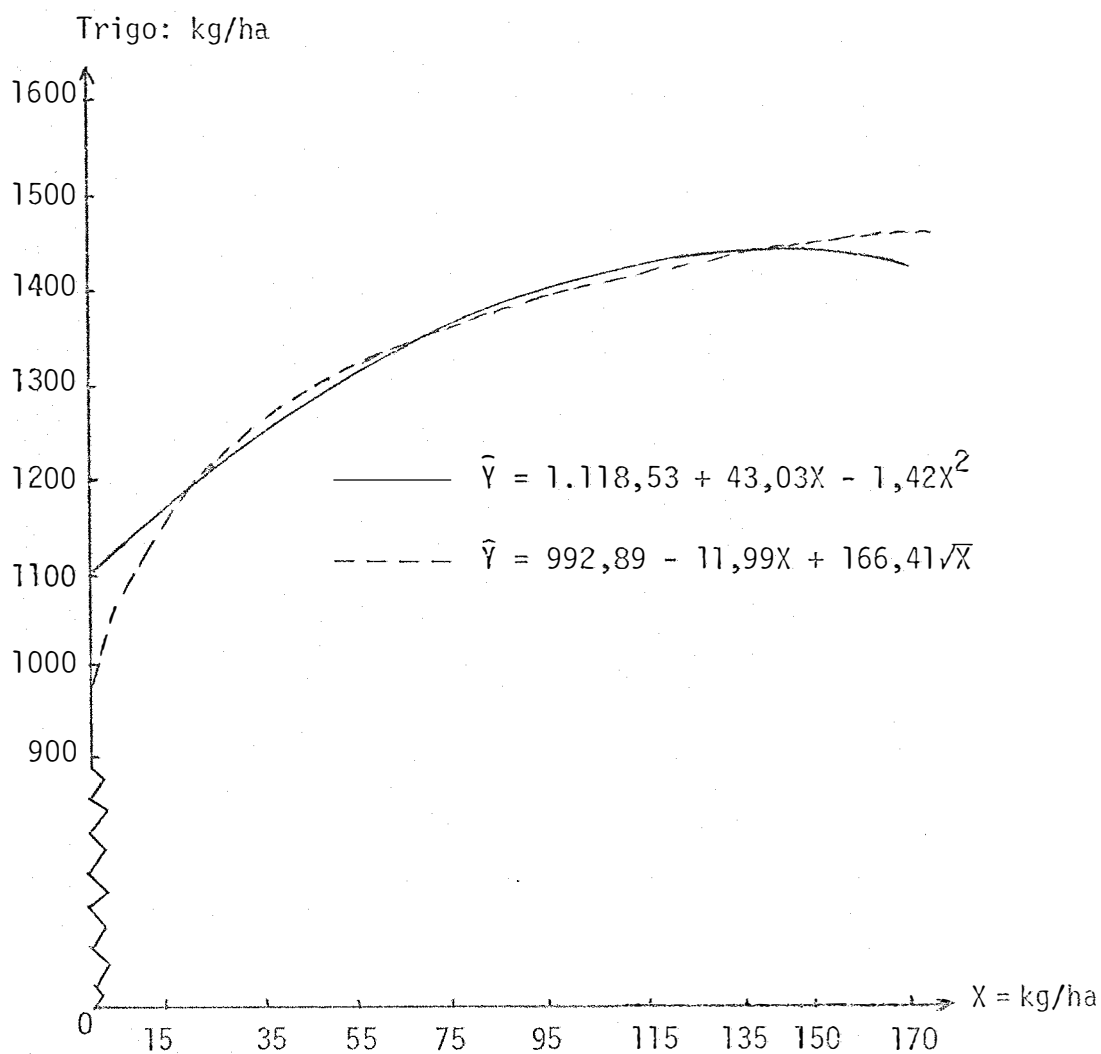


Figura 6. Curvas de Resposta estimadas da variedade IAS-59, ao nitrogênio, ano de 1976

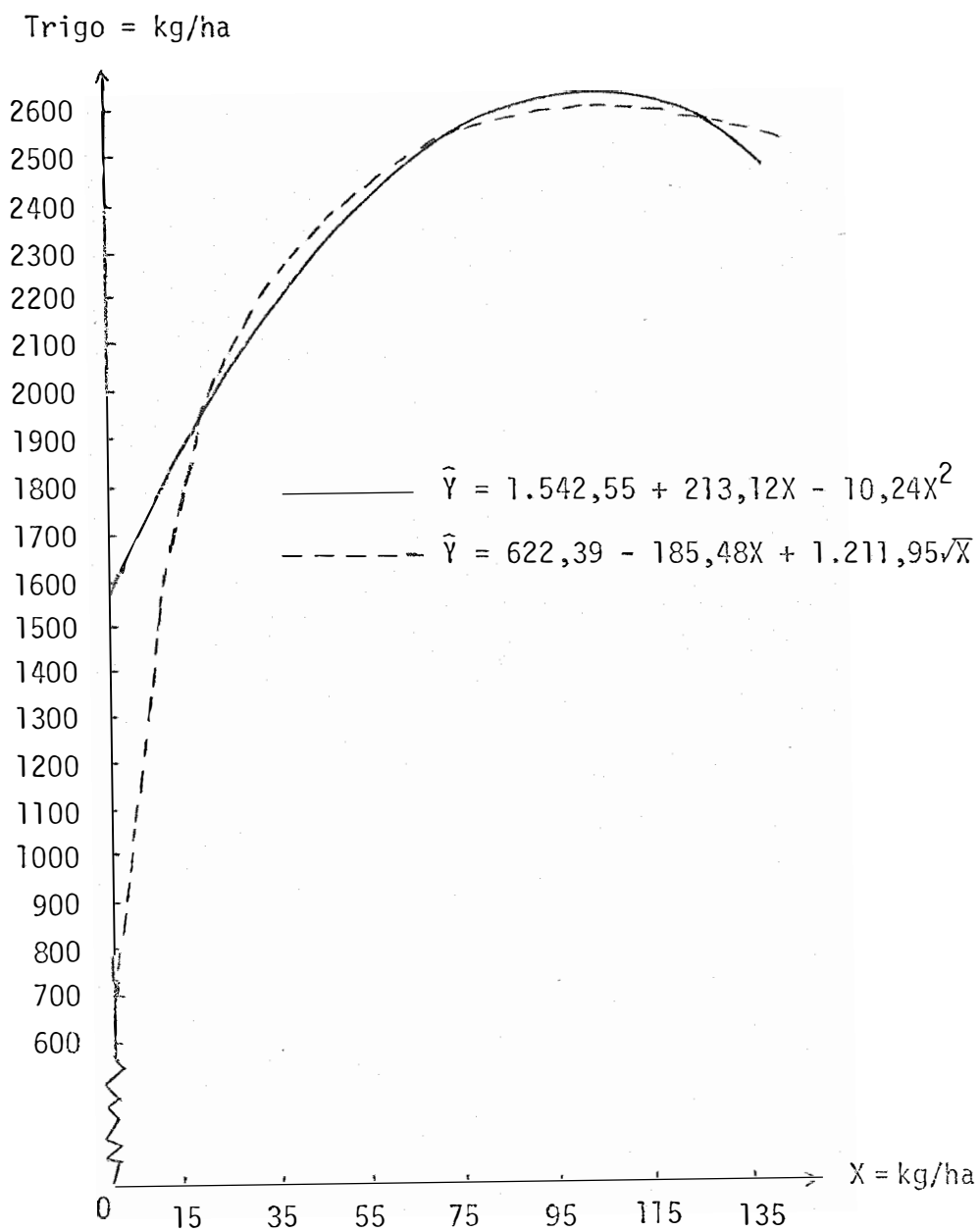


Figura 7. Curvas de Resposta estimadas da variedade CNT-10 ao nitrogênio (X), ano de 1977

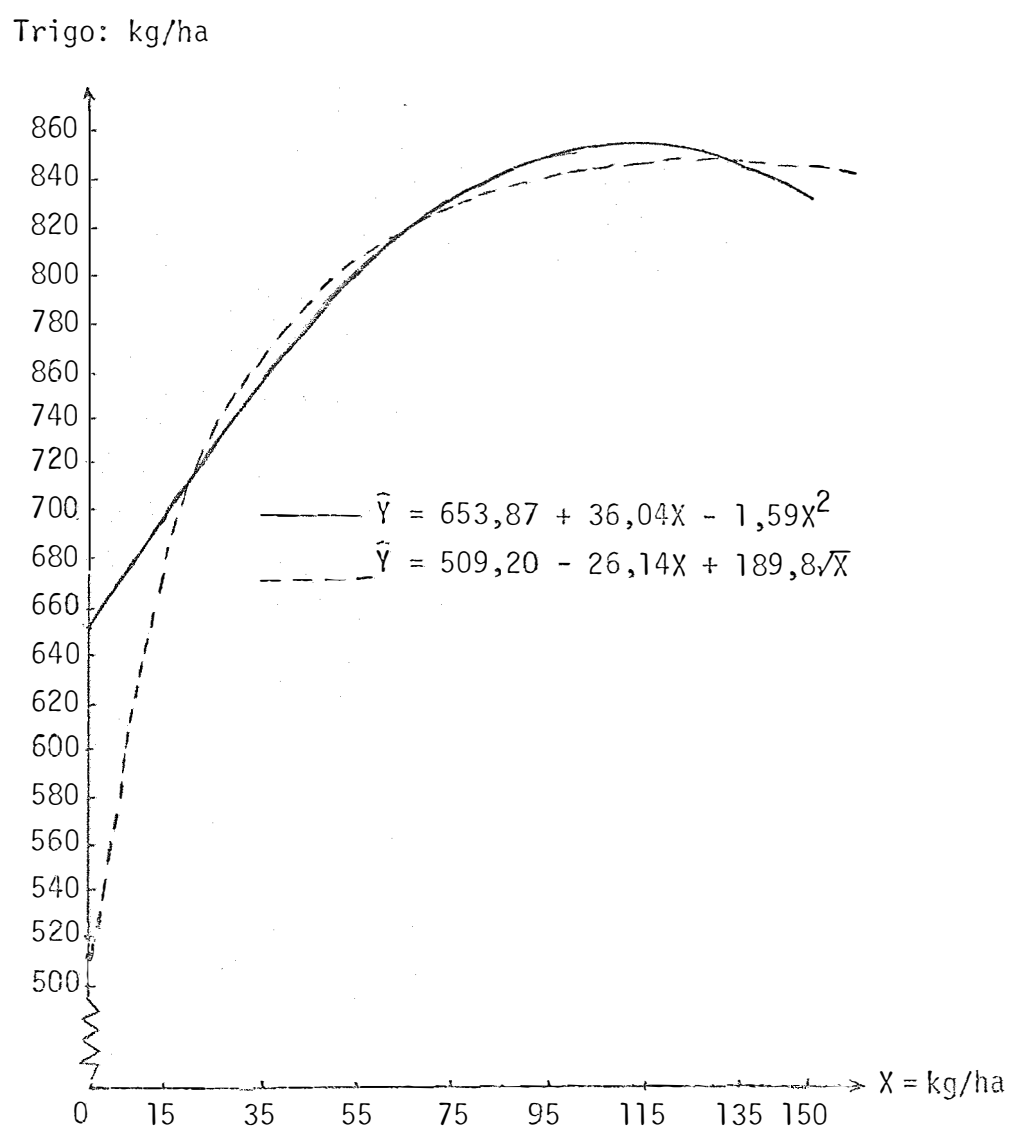
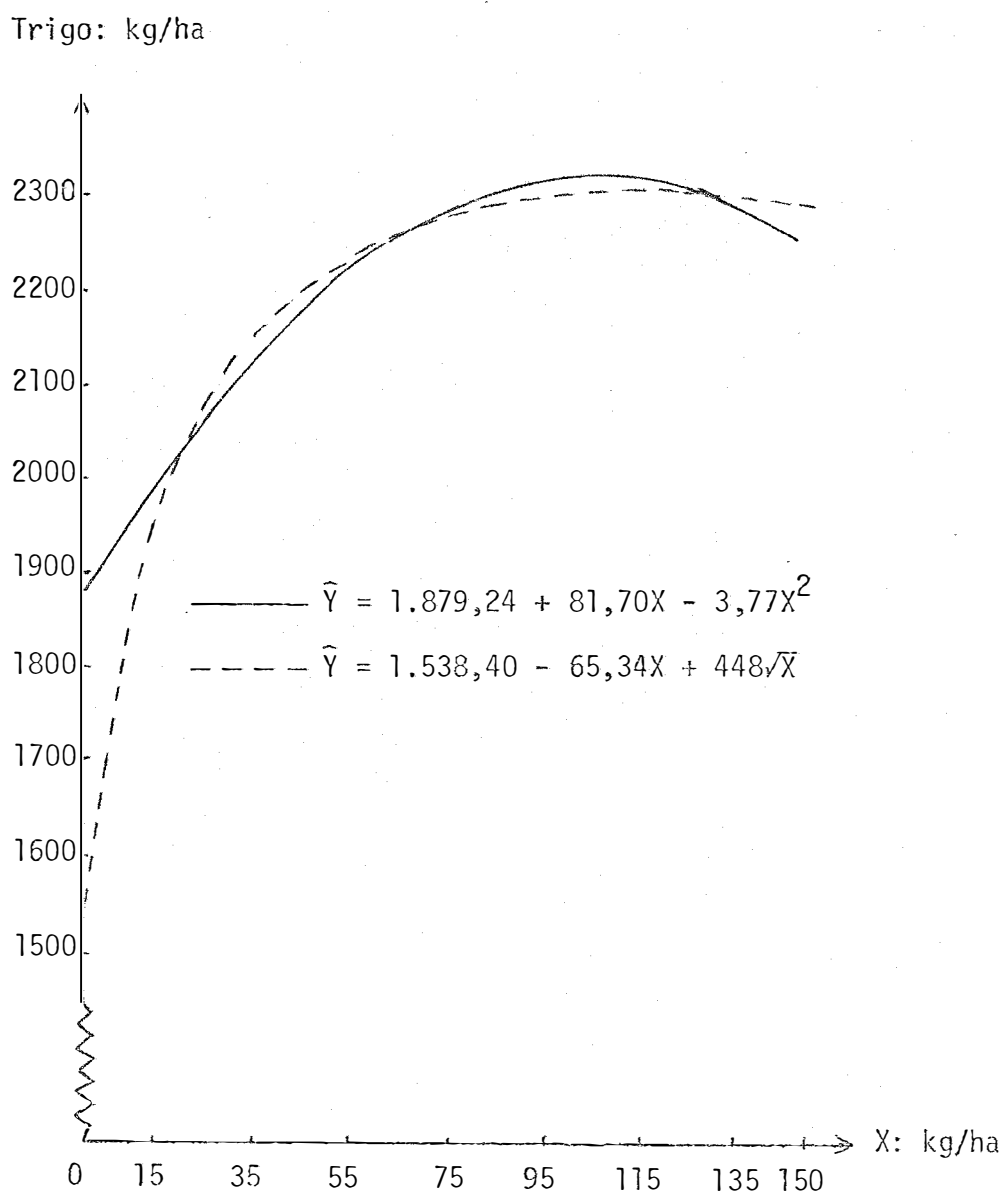


Figura 8. Curvas de Resposta estimadas, da variedade CNT-10 ao nitrogênio, ano de 1978



Houve uma variação muito grande das estimativas das doses econômicas, nos anos de 1975 e 1977 em relação aos anos de 1976 e 1978. A origem destas variações, pode ser vista nas figuras 1, 2, 3 e 4 correspondentes aos anos de 1975, 1976, 1977 e 1978 respectivamente. Nas figuras 1 e 3 verificamos que a produção média de trigo devido à aplicação de 135kg/ha de nitrogênio (a maior dose aplicada no experimento em estudo) é bem inferior à produção média de trigo, apresentadas nas figuras 2 e 4, devido à aplicação de 15 kg/ha de nitrogênio (a menor dose aplicada no experimento). Também na análise de variância encontramos a explicação para estas variações das estimativas das doses econômicas. Temos que

$$S.Q.TOTAL(4 \text{ anos}) = \Sigma Y^2 - \frac{G^2}{1024},$$

$$S.Q.(entre \text{ os } 4 \text{ anos}) = \frac{1}{256} \left[(\Sigma Y_1)^2 + (\Sigma Y_2)^2 + (\Sigma Y_3)^2 + (\Sigma Y_4)^2 \right] - \frac{G^2}{1024}$$

onde G = o total das 1024 observações

Uma medida da importância relativa das variações entre anos, causadas fundamentalmente pelas diferentes condições climáticas, é dada por

$$\frac{S.Q.(entre \text{ os } 4 \text{ anos})}{S.Q.TOTAL(4 \text{ anos})} \cdot 100$$

Ao fazermos estes cálculos encontramos o seguinte resultado: as diferenças entre os quatro anos são responsáveis por 74% das variações na produção de trigo.

Comparando os intervalos de confiança, com base na variância assintótica e no teorema de Fieller (tabelas 13 a 24), verificamos que há casos em que os dois intervalos de confiança são bastante concordes. As amplitudes dos dois intervalos de confiança são bem similares. Entretanto, segundo HOFFMANN e VIEIRA (1976, p.56), quando houver discrepância entre os dois intervalos de confiança, devemos adotar o intervalo de confiança baseado no teorema de Fieller. Este teorema indica de forma correta a indeterminação de um cociente quando o denominador da fração não é estatisticamente diferente de zero, isto é, quando $g > 1$. Neste caso teremos dois sub-intervalos de confiança e um deles conterá X^* que satisfaz as condições de renda líquida máxima. Porém este sub-intervalo não terá mais um nível de confiança de 90%. Por outro lado, as variâncias assintóticas dão uma boa aproximação da variância X^* , quando a amostra é suficientemente grande, porém é difícil estabelecer o tamanho de uma amostra para que ela possa ser considerada suficientemente grande.

Quando $g > 1$ e $\Delta < 0$, o teorema de Fieller apresenta um intervalo ilimitado, ou seja, $-\infty < X^* < +\infty$, enquanto que o intervalo de confiança, com base na variância assintótica continua apresentando intervalo fechado nos dois extremos, apesar da amplitude do intervalo de confiança, neste caso, ser mais acentuada (tabelas 13, 14 e 15). Além disso o tamanho da amostra do presente estudo ($n=256$), representando a produtividade de trigo em um tipo de solo de uma micro-região, Passo Fundo/RS, nos parece ser bem razoável.

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 preço. Entretanto em nosso trabalho, a exemplo do teorema de Fieller, os limites inferiores dos intervalos de confiança, com base na variância assintótica, se comportaram de acordo com a lei dos rendimentos marginais decrescentes, isto é, sempre diminuíram quando as relações de preço (Ω) aumentaram.

4.2. Funções de Produção para os quatro anos, incluindo Variáveis Climáticas, Práticas Culturais e Variedades

4.2.1. Estimativas dos Parâmetros

Podemos separar as variáveis que aparecem no 2º membro dos modelos ajustados em dois grupos. O 1º grupo inclui as variáveis para blocos, preparo do solo, resteva, calagem e densidade. O 2º grupo inclui as variáveis X e X^2 na forma linear e quadrática, variedade, variáveis climáticas e interações entre X e variáveis climáticas. Tem-se que os vetores de valores observados das variáveis do 1º grupo são ortogonais aos vetores de valores observados das variáveis do 2º grupo^{10/}.

Em outras palavras, na amostra utilizada as variáveis do 1º grupo não são correlacionadas com as variáveis do 2º grupo. Por isso, as estimativas dos parâmetros relativos às variáveis do 1º grupo não são afetadas pela inclusão ou não, no modelo, de variáveis do 2º grupo. Uma

^{10/} HOFFMANN e VIEIRA (1977), p.155, e WONNACOTT e WONNACOTT (1976) p.279. Verifica-se também, que os vetores das variáveis do 1º grupo, X e X^2 , centradas, são ortogonais entre si.

vez que os modelos testados sã diferem entre si pela inclusã ou nã de variãveis climãticas e de interações dessas variãveis com a quantidade de nitrogênio, as estimativas dos parãmetros relativos a blocos, preparo do solo, resteva, calagem e densidade tẽm os mesmos valores para os nove modelos ajustados. Essas estimativas, juntamente com os respectivos valores de "t", são apresentadas na tabela 25.

Verificamos que a estimativa do parãmetro de χ^2 tambẽm era a mesma dos nove modelos ajustados. Essa estimativa, juntamente com o respectivo valor de "t", tambẽm ẽ apresentada na tabela 25.

Na tabela 26 estão contidas as estimativas dos parãmetros das variãveis climãticas e variedades, correspondentes aos modelos sem interações. As estimativas dos parãmetros das variãveis nitrogênio (na forma linear), condições climãticas e variedades, correspondentes aos modelos com interações, são dadas na tabela 27. Os valores de "t" apresentados nas tabelas 25, 26 e 27 foram calculados adotando, como estimativa da variãncia do erro, a mẽdia, para os 4 anos, do Q.M.Res.+ F.de Ajustamento.

A interpretaçã da anãlise de variãncia são nos mostra se um determinado fator ẽ ou não significativo porẽm não nos mostra se este fator influi positivamente ou negativamente na produçã. Com a finalidade de melhorar nossa compreensã e interpretaçã das estimativas dos parãmetros, referentes à prãticas culturais, dos modelos estimados para os quatro anos, constantes da tabela 25, estimamos funções de produçã anuais, para os anos de 1975, 1976, 1977 e 1978, tendo como variãveis independentes as acima citadas e nitrogênio(na forma linear e quadrãtica).

As estimativas dos parâmetros, destas funções, são dadas na tabela 28.

Tabela 25. Estimativas dos Parâmetros das Variáveis Blocos, Nitrogênio, Preparo do Solo, Resteva, Calagem e Densidade, nos Modelos Ajustados aos Dados do Experimento, para os quatro anos

Variável	Estimativa do Parâmetro	Teste "t"
B_1 = 2º bloco	131,58	4,783**
B_2 = 3º bloco	-239,41	-8,703**
B_3 = 4º bloco	-189,78	-6,899**
C = calagem	- 51,82	-2,644**
S = preparo do solo	109,96	5,653**
R = resteva	- 9,99	-0,514ns
D = densidade	53,77	2,764**
X = nitrogênio	93,47	9,972**
χ^2	- 4,25	7,000**

** Significativo à 1%

O modelo I, apresentado no sub-item 3.2.6.3., inclui somente as variáveis citadas na tabela acima, não levando em consideração as diferenças climáticas entre os quatro anos. Em consequência apresentou um coeficiente de determinação muito pequeno ($R^2 = 0,16$).

Tabela 26. Ajustamentos dos modelos alternativos incluindo, variáveis climáticas, sem interações, ajustados aos dados do experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja", para os quatro anos

Modelos	Estimativas dos parâmetros e respectivos valores do teste "t"						R ²
	V Variedade	U Umidade R. do ar	T Temperatura	I Insolação	P Precipitação		
II	78,30 (3,807)**	-21,33 (-3,862)**	-493,76 (-45,349)**	-	-	-	0,826
IV	-497,25 (-3,318)**	-	-510,08 (-58,305)**	-	-5,07 (-3,852)**	-	0,826
VI	-749,68 (-3,493)**	-	-374,39 (-9,620)**	-883,62 (-3,858)**	-	-	0,826
VIII	-1.442,88 (-9,971)**	-	-	-3.322,16 (-58,311)**	14,02 (9,626)**	-	0,826

** Significativo a 1%.

Tabela 27. Ajustamento dos Modelos Alternativos incluindo Variáveis Climáticas, com Interações entre estas e Nitrogênio, Ajustados aos Dados do Experimento, para os quatro anos.

Modelos	Estimativas dos parâmetros e respectivos valores do teste "t"											R ²
	X Nitrogênio	V Variedade	U Umidade R. do Ar	T Temperatura	I Inso- lação	P Precipi- tação	IX	PX	UX	TX		
III	528,00 (8,150)**	78,30 (3,919)**	17,24 (1,647)***	-459,49 (-22,639)**	-	-	-	-	-5,14 (-4,292)**	-4,57 (-1,978)***	0,837	
V	224,66 (6,065)**	-497,29 (-3,396)**	-	-434,96 (-27,460)**	-	-5,84 (-4,423)**	-	0,10 (2,591)**	-	-10,01 (-5,632)**	0,835	
VII	208,26 (5,259)**	-749,77 (-3,578)**	-	-285,23 (-7,106)**	-983,55 (-4,342)**	-	13,31 (2,781)**	-	-	-11,89 (-6,902)**	0,835	
IX	263,80 (5,601)**	-1.442,66 (-10,178)**	-	-	-2.861,25 (-26,977)**	9,42 (5,988)**	-61,46 (-5,110)**	0,61 (6,395)**	-	-	0,834	

** Significativo a 1%

*** Significativo a 5%

Tabela 28. Estimativas dos Parâmetros das Variáveis Preparo do Solo, Resteva, Calagem e Densidade, dos Modelos Ajustados ao Experimento, para os anos de 1975, 1976, 1977 e 1978

Variáveis	1975		1976		1977		1978	
	Estima- tiva	Teste t	Estima- tiva	Teste t	Estima- tiva	Teste t	Estima- tiva	Teste t
C=Calagem	-95,80	-2,498**	-20,39	-0,545ns	-87,57	-3,279**	-3,53	-0,102ns
S=Preparo do solo	71,14	1,855***	315,70	8,442**	111,44	4,174**	-58,45	-1,695***
R=Resteva	-1,51	-0,039ns	110,19	2,947**	-107,38	-4,021**	-41,25	-1,196ns
D=Densidade	86,99	2,268***	69,75	1,865***	46,44	1,739***	11,92	0,346ns

** Significativo à 1%

*** Significativo à 5%

4.2.1.1. Estimativas dos Parâmetros das Variáveis referentes à Práticas Culturais

A estimativa do parâmetro da variável binária "preparo do solo" (tabela 25) mostrou-se significativa a 1%. Isto significa que o trigo cultivado pelo processo produtivo designado ("plantio direto" (sem aração e gradagem) apresentou produção significativamente superior em relação a produção obtida pelo processo "plantio convencional" (com aração e gradagem). Entretanto notamos, na tabela 28, que a estimativa do parâmetro desta variável, para o ano de 1978, mostrou-se significativa mas com sinal negativo.

Este resultado pode ser interpretado da seguinte forma: o sistema de plantio direto, embora permita obter produções maiores nos primeiros anos, após vários anos de utilização desse sistema no mesmo local a produção é prejudicada pela compactação do solo. Assim, parece recomendável que periodicamente o trigo seja cultivado através do plantio convencional, evitando a compactação do solo devido aos cultivos sucessivos pelo sistema de plantio direto.

A estimativa do parâmetro da variável "resteva", dos modelos estimados para os quatro anos, (tabela 25), apresentou-se não significativa (com sinal negativo). Estatisticamente as produções de trigo pelo processo de incorporação da resteva no plantio convencional e deixada na superfície no plantio direto, não foram diferentes das produções de trigo pelo processo de queimar a resteva nos dois sistemas de produção acima citados. As análises de variância no apêndice 1, tabelas

29 a 32, também apresentam resultados não significativos, para resteva, nos quatro anos. Contudo as estimativas do parâmetro da variável "resteva", das funções anuais (tabela 28) para os anos de 1976 e 1977, foram significativos, com sinais positivo e negativo respectivamente, e, para os demais anos não foram significativas e com sinal negativo. Verifica-se desta forma, a necessidade da continuidade do experimento, por mais anos, para que possamos obter um melhor conhecimento da influência da queima ou não da resteva na produção de trigo.

O valor da estimativa do parâmetro da variável "calagem" apresentado na tabela 25 (-51,82 significativo a 1%) nos mostra que a produção de trigo, no solo em que foi realizado o experimento, responde negativamente à aplicação de 3,75 toneladas de calcário por hectare (1/2SMP). Podemos notar, na tabela 28, que o efeito da aplicação de calcário nos quatro anos foi sempre negativo.

A possibilidade de generalizar esse resultado depende de uma análise de solo que infelizmente não dispomos.

Verificamos, nas tabelas 25 e 28, que o cultivo de trigo com 168kg de semente por hectare, apresenta produção significativamente superior em relação à produção de trigo cultivada com 120kg de semente por hectare.

4.2.1.2. Estimativas dos Parâmetros referentes às Condições Climáticas e Variedades

Todas as estimativas dos parâmetros das variáveis climáticas apresentaram-se significativas a 1% ou 5% como podemos ver nas tabelas 26 e 27. Também podemos notar nas tabelas 26 e 27, que todas as variáveis climáticas (umidade relativa do ar, temperatura, insolação e precipitação) testadas nos oito modelos se mostraram negativamente relacionadas com a produção, com exceção da variável precipitação nos modelos VIII e IX, que apresentaram relação positiva com a produção; porém nos demais modelos as estimativas do parâmetro indicam que há decréscimo da produção de trigo, quando aumenta a precipitação.

A instabilidade das estimativas dos parâmetros das variáveis climáticas em todos os modelos, como podemos constatar nas tabelas 26 e 27, deve estar ligado a problemas de tendenciosidade devida a exclusão de variáveis dos modelos. Como demonstramos no sub-item 3.2.6., só podemos incluir duas variáveis climáticas em cada modelo. Devido a essa limitação, as estimativas dos parâmetros das variáveis incluídas no modelo são tendenciosas. O valor da tendenciosidade na estimativa de um parâmetro depende do valor dos parâmetros das variáveis excluídas e da correlação entre essas variáveis excluídas e a variável incluída na regressão cujo parâmetro está sendo considerado^{11/}.

^{11/} HOFFMANN e VIEIRA (1977), p.152.

As variáveis climáticas, entre as quatro testadas, que apresentaram efeitos negativos maiores na produção de trigo foram, temperatura e insolação. Pelo resultado do teste "t" das estimativas dos parâmetros podemos notar que foi nos modelos IV, V, VIII e IX, onde as variáveis climáticas, temperatura e insolação, tiveram maior influência negativa na produção de trigo, respectivamente.

Pelos coeficientes de determinação (R^2) dos nove modelos testados, podemos notar o quanto as condições climáticas explicam a produção de trigo. Nos modelos II a IX, incluindo variáveis climáticas, os coeficientes de determinação variaram de 0,826 a 0,837, porém no modelo I, que não levou em conta as diferenças climáticas entre os quatro anos, o coeficiente de determinação foi de apenas 0,164.

As estimativas dos parâmetros das interações das variáveis climáticas com nitrogênio (na forma linear), apresentaram os mesmos problemas das estimativas dos parâmetros das variáveis climáticas, já discutidos anteriormente. Entretanto, apesar destes problemas podemos constatar, na tabela 27, pelo resultado do teste "t" das estimativas daqueles parâmetros, a influência que as condições climáticas exercem na determinação da dose econômica de nitrogênio para a cultura do trigo.

Quanto às estimativas dos parâmetros das variáveis binárias referentes as variedades de trigo IAS-59 e CNT-10, notamos que foram significativas a 1% (tabelas 26 e 27). Nos modelos II e III, que incluíram as variáveis climáticas umidade relativa do ar e temperatura, a

variedade CNT-10 apresentou rendimentos superiores à variedade IAS-59. Porém nos modelos IV e V, VI e VII, e VIII e IX, que incluíram as variáveis climáticas temperatura e precipitação, temperatura e insolação, e insolação e precipitação, respectivamente, a variedade IAS-59 apresentou produções nitidamente superiores as produções da variedade CNT-10.

Estas diferenças de produtividade entre as duas variedades, devem estar relacionadas com as características destas variedades no que diz respeito a resistência a doenças tais como: oídio, ferrugens do colmo e da folha, septória, gibereia e outras. Qualquer uma destas doenças, aparece na cultura do trigo, dependendo das condições climáticas favoráveis ao seu surgimento e da resistência da variedade de trigo a esta doença ou não. Também devemos considerar os problemas de tendenciosidade, a exemplo do que ocorreu com as variáveis climáticas.

5. CONCLUSÕES E SUGESTÕES

5.1. Conclusões

Com a exceção do Modelo de Mitscherlich para o ano de 1976, os três modelos considerados, se ajustaram bem. O valor do teste "F" para "falta de ajustamento" foi não significativo ao nível de 5%. Entretanto comparando-se os valores do teste "F" para "falta de ajustamento" notamos que os modelos quadrático e com raiz quadrada apresentaram, em relação ao modelo de Mitscherlich, ajustamentos bem superiores, como podemos constatar no apêndice 1, tabelas 33 à 36.

Ao compararmos as estimativas do parâmetro "c", para nitrogênio na cultura de trigo, obtidas pelo presente estudo, com a estimativa do parâmetro "c" para o mesmo nutriente na cana-de-açúcar, obtido por PIMENTEL GOMES (1957), concluímos que: não se deve generalizar o uso do valor da estimativa do parâmetro "c" obtido por PIMENTEL GOMES (1957) para todas as culturas, conforme preconizaram GOMES e SILVA(1979).

Devido às diferenças climáticas entre os quatro anos houve uma variação muito grande entre as estimativas das doses econômicas nestes quatro anos em que o experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja" foi conduzido. Isso mostra a impossibilidade de fazermos uma recomendação geral para a aplicação de nitrogênio na cultura de trigo, quando nos basearmos em resultados de funções de produção estimadas com base em dados experimentais de um ano (tabelas 13 a 24). A dose econômica varia muito, dependendo das condições climáticas, como podemos constatar nas tabelas 26 e 27.

Ao compararmos os intervalos de confiança para as doses econômicas de nitrogênio, baseados na variância assintótica e no teorema de Fieller, chegamos a conclusão que os dois métodos se comportam de maneira semelhante.

A técnica do plantio direto na cultura do trigo apresentou no total dos 4 anos do experimento uma produção significativamente superior em relação à produção de trigo cultivado através do plantio convencional. Entretanto, periodicamente o trigo deve ser cultivado pelo sistema de produção com plantio convencional, isto é, com aração e gradagem, para evitar a compactação do solo, devido aos sucessivos cultivos do trigo pelo sistema de produção com plantio direto.

Calagem influenciou negativamente na produção e as técnicas de queimar ou incorporar a resteva ao solo apresentaram produções que não diferem estatisticamente.

O cultivo do trigo com 168kg de semente por hectare apresentou produção significativamente superior em relação à produção de trigo cultivado com 120kg de semente por hectare.

Entre as variáveis climáticas incluídas nos modelos das tabelas 26 e 27, temperatura e insolação foram as que apresentaram maior relação negativa com a produção de trigo.

Dos oito modelos considerados (incluindo práticas culturais e clima), a variedade IAS-59 apresentou produções superiores em relação a variedade CNT-10, em seis modelos.

5.2. Sugestões

Sugerimos que o experimento "Estudo do Sistema de Produção Trigo-Soja" seja conduzido, no mínimo, por mais quatro anos para que se possa estimar funções de produção com um maior número de variáveis climáticas e que estas representem os períodos críticos do desenvolvimento da cultura de trigo. Assim sendo, teremos melhores condições para medir a influência das variáveis climáticas na produção de trigo, bem como condições de estimarmos doses econômicas de nitrogênio para a cultura do trigo, bem mais próximas da realidade.

6. SUMMARY

The present study is based on data generated from an experiment called "Study of wheat-soybean production system", designed by the researches Luiz R. Pereira, Bernard R. Bouglé and José A. Portella, and developed from 1975 to 1978 in the Wheat Research National Center (Centro Nacional de Pesquisa de Trigo) located in Passo Fundo, R.S. the experiment considered the influence of five factors: limestone (Without lime or with application of 3,75 ton. of lime per hectare; different land preparation (traditional planting using plows and discs against no tillage systems), stubble (burning or not stubble field), seeding density (168 or 120 kg of wheat seed/hectare) and application of nitrogen fertilizer on wheat (15, 55, 95 or 135 kg/hectare).

The objectives of this study are:

1) A comparative analysis of three production functions (with annual data) estimated from experimental data. The functions are: Mitscherlich quadratic and square root.

2. To estimate economic levels of nitrogen and their respective confidence intervals. These are obtained from asymptotic variance and Fieller's Theorem.

3. To study the influence of production practices and climatic conditions in wheat production and the response to nitrogen under these conditions. The following polynomial regression model is used

$$Y_i = \alpha + \sum_{h=1}^3 \delta_h B_{hi} + \sum_{h=4}^7 \delta_h G_{hi} + \delta_8 V_i + \delta_9 X_i + \delta_{10} X_i^2 + \sum_{h=11}^{12} \delta_h W_{hi} + \sum_{h=11}^{12} \delta_{h+2} W_{hi} X_i + \epsilon_i \quad (i=1, \dots, n)$$

where B_{hi} ($h=1,2,3$) represent differences among blocks

G_{hi} ($h=4,5,6$ and 7) represent productions practices

V_i represent wheat varieties

X_i are the nitrogen levels

W_{hi} ($h=11$ e 12) are the climatic variables, and

W_{hi}, X_i are the interactions between climatic conditions and nitrogen level.

The main conclusions are:

1. The quadratic and square root models present better fitting when compared with the Mitscherlich model.

2. We can not generalize the use of the estimated parameter \underline{c} obtained by PIMENTEL GOMES (1957) for all kinds of crops, as indicated by GOMES and SILVA (1979).

3. We can not make a general recommendation about the application of Nitrogen in wheat if the results from production functions are obtained only from a one year experiment.

4. The confidence intervals to Nitrogen economic levels based on asymptotic variance and Fuller's theorem are similar.

5. Among the climatic variables analysed temperature and insolation (sunstroke) were the variables that presented stronger negative relation with the wheat production.

6. The no-tillage system on wheat crop showed a significant higher production when compared with conventional (plow and disc system). But periodically the wheat need to be grown with conventional system to avoid soil compactation. The application of 3,75 ton of limestone/hectare reflected negatively in wheat production. Burning or incorporating the stubble on soil is indifferent to wheat production. Wheat crop using 168 kg of seed was more productive than production system with 120 kg of seed/hectare.

7. LITERATURA CITADA

- ANDERSON, R.L. e NELSON, L.A., 1975. A family of models involving intersecting straight lines and concomitant experimental designs useful in evaluating response to fertilizer nutrients. In: DILLON, John L., 1977. The Analysis of Response in Crop and Livestock Production. 2a. ed., Gloucester, Great Britain, Glevun Press, p. 158-159.
- CAMPOS, H., 1967. Aspectos da aplicação das superfícies de Resposta a ensaios fatoriais 3^3 de adubação (tese). Piracicaba, 82 pp. In: VIEIRA, Sonia, 1970. Aspectos das funções de produção ajustadas aos ensaios fatoriais 3^3 de adubação. Piracicaba, ESALQ/USP, 165 p. (Tese de Doutorado).
- COLWELL, J.C., 1979. Experimental requirements for optimising the use of fertilizers throughout non-uniform regions. In: Conferência Internacional de Biometria, 10a., 06 a 10/ago.
- DE JANVRY, Alain. 1972. Optimal levels of fertilization under risk: The potential for corn and wheat fertilization under alternative price policies in Argentina. Reprinted from American Journal of Agricultural Economics, 54(1), 10p.

- DE JANVRY, Alain e KOENIG, Rodolfo, 1972. Economia de la fertilization del maiz y trigo en Argentina. Serie Investigacion n° 5. Escuela para Graduados en Ciências Agropecuárias, Castelar.
- DILLON, John L., 1977. The Analysis of Response in Crop and Livestock Production, 2a.ed., Gloucester, Great Britain, Glevun Press, 213 p.
- DRAPER, N. e SMITH, H., 1967. Applied regression analysis. In: VIEIRA, Sonia et alii, 1971. Estudo comparativo de três funções na análise econométrica de experimentos de adubação, Piracicaba, ESALQ/USP, Departamento de Ciências Sociais Aplicadas.
- FINNEY, D.J., 1971. Statistical Method in Biological Assay, 2a. ed., London, Great Britain, Charles Griffin & Company Limited. 668 p.
- FONSECA, Vera Osório da, 1976. Análise econômica da aplicação de doses e fontes de nitrogênio na cultura de trigo, sob condições de risco, em Pelotas, Rio Grande do Sul. Porto Alegre, IEPE/UFRGS, 86 p. (Tese de Mestrado).
- GOMES, Marli de Bem e SILVA, Ilene Ribeiro, 1979. Novas estimativas brasileiras do coeficiente de eficácia. Revista da Agricultura. Piracicaba, 54:99-108.
- HEADY, Earl, O. e DILLON, John L., 1972. Agricultural Production Functions. 5a.ed., Ames, Iowa University Press, 667 p.
- HOFFMANN, Rodolfo e VIEIRA, Sonia, 1977. Análise de Regressão - Uma Introdução à Econometria. São Paulo, Editora HUCITEC 339 p. Coleção Economia e Planejamento.
- HOFFMANN, Rodolfo e VIEIRA, Sonia, 1976. Determinação do intervalo de confiança para a dose econômica de nutriente com base em experimento de adubação. Série Pesquisa n° 35. ESALQ/USP, Piracicaba.

- MENEGUELLI, Carlos Aiberto e TOLLINI, H lio, 1978. O problema da forma alg brica de fun es de resposta a fertilizantes. Revista de Economia Rural. Bras lia, 16(4):97-104.
- MOTA, Fernando S. da e ACOSTA, Marly J., 1973. Agrometeorology of the wheat crop in Brazil. In: FONSECA, Vera Os rio da, 1976. An lise econ mica da aplica o de doses e fontes de nitrog nio na cultura de trigo, sob condi es de risco, em Pelotas, Rio Grande do Sul. Porto Alegre, IEPE/UFRGS, 86 p. (Tese de Mestrado).
- OLIVEIRA, Augusto Jos  de, 1973. An lise econom trica da experimenta o de fertilizantes no trigo cultivado no Alentejo, Portugal. Agro-nomia Lusitana, 35:5-175.
- PESEK, Jr. John et alii, 1967. Fertilizer production function in relation to weather, location, soil and crop variables. Research Bulletin 554. Iowa Agric. Exp. Station.
- PEREIRA, Luiz Ricardo et alii, 1977. Sistema de produ o trigo-soja, resultados trigo 1976. In: Reuni o Anual Conjunta de Pesquisa de Trigo, 9a., Londrina/PR, v.2, p.72-85.
- PIMENTEL GOMES, Frederico, 1953. The use of Mitscherlich's regression law in the analysis of experiments with fertilizers. Biometrics, 9(4):498-516.
- PIMENTEL GOMES, Frederico, 1957. An lise conjunta de 38 experimentos de aduba o de cana de a ucar. Revista da Agricultura, 32:113-126.
- PIMENTEL GOMES, Frederico e ABREU, Clovis Pomp lio, 1959. Sobre uma f rmula para o c lculo da dose mais econ mica de adubo. Anais da E.S.A. "Luiz de Queiroz", 16:191-198.

- PIMENTEL GOMES, Frederico, 1961. On a formula for the estimation the optimum dressing of a fertilizer. Biometrics, 17(3):492-494.
- PIMENTEL GOMES, Frederico e GOMES, Marli de Bem, 1979. Grave problema relativo a intervalos de confiança de pontos de máximo ou de mínimo de equações de regressão de segundo grau. In: Conferência Internacional de Biometria, 10a., 06 a 10/ago.
- SANTOS, Robério Ferreira dos, 1978. O uso de variáveis "dummy" em superfícies de resposta à adubação. Revista de Economia Rural, Brasília, 16(2):127-135.
- SCHUH, G.E. e TOLLINI, Hélio, 1972. Análise econômica de ensaios de adubação. Brasília, Ministério da Agricultura, EAPA/SUPLAN, 45 p. (mimeografado).
- STEVENS, W.L., 1951. Asymptotic regression. Biometrics, 7:247-267.
- THEIL, Henry, 1971. Principles of Econometrics. New York, John Wiley & Sons, Inc., 736 p.
- VIEIRA, Sonia, 1970. Aspectos das funções de produção ajustadas aos ensaios fatoriais 3^3 de adubação. Piracicaba, ESALQ/USP, 165 p. (Tese de Doutorado).
- VIEIRA, Sonia et alii, 1971. Estudo comparativo de três funções na análise econométrica de experimentos de adubação. Piracicaba, ESALQ/USP, Departamento de Ciências Sociais Aplicadas.
- WEBER, Jean E., 1977. Matemática para Economia e Administração. São Paulo, Harper & Row do Brasil Ltda., 649 p.
- WONNACOTT, Ronald J. e WONNACOTT, Thomas H., 1976. Econometria. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., 424 p.

APĚNDICE

Tabela 29. Análise de Variância para a Cultura do Trigo, Ano de 1975

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
B	3	13.701.154,23	4.567.051,41	
C	1	587.330,64	587.330,64	2,162 ns
Erro(a)	3	814.935,45	271.645,15	
S	1	323.903,26	323.903,26	0,209 ns
Erro(b)	3	4.630.774,02	1.543.591,34	
CxS	1	1.242,56	1.242,56	0,006 ns
Erro(c)	3	595.683,66	198.561,22	
R	1	147,02	147,02	0,014 ns
RxS	1	1.829.256,25	1.829.256,25	173,317**
Erro(d)	6	63.326,42	10.554,40	
CxR	1	50.512,56	50.512,56	2,052 ns
CxRxS	1	33.994,14	33.994,14	1,381 ns
Erro(e)	6	147.657,73	24.609,62	
D	1	484.242,01	484.242,01	4,982*
DxS	1	291.060,25	291.060,25	2,995 ns
DxR	1	21.097,56	21.097,56	0,217 ns
DxRxS	1	183.291,01	183.291,01	1,886 ns
Erro(f)	12	1.166,241,40	97.186,78	

Tabela 29. Continuação

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
CxD	1	25.600,00	25.600,00	0,226 ns
CxDxS	1	96.177,51	96.177,51	0,848 ns
CxDxR	1	78.190,14	78.190,14	0,689 ns
CxDxRxS	1	100,00	100,00	0,0009 ns
Erro(g)	12	1.361.178,40	113.431,53	.
X	3	2.537.069,53	845.689,84	14,142**
Cx	3	152.981,70	50.993,90	0,853 ns
Sx	3	215.719,95	71.906,65	1,202 ns
Rx	3	201.811,01	67.270,34	1,125 ns
Dx	3	323.110,08	107.703,36	1,801 ns
CxSx	3	328.782,78	109.594,26	1,833 ns
CxRx	3	228.967,47	76.322,49	1,276 ns
CxDx	3	97.968,47	32.656,17	0,546 ns
RxSx	3	227.832,41	75.944,13	1,270 ns
DxSx	3	65.854,34	21.951,45	0,367 ns
DxRxX	3	366.290,84	122.096,95	2,042 ns
CxRxSx	3	214.415,64	71.471,88	1,195 ns
CxDxSx	3	30.141,08	10.047,03	0,168 ns
CxDxRx	3	305.031,14	101.677,05	1,700 ns
DxRxSx	3	44.485,64	14.828,55	0,248 ns
CxDxRxSx	3	336.870,41	112.290,13	1,878 ns
Erro(h)	144	8.611.317,80	59.800,82	

Tabela 30. Análise de Variância para a cultura do Trigo, Ano de 1976.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
B	3	1.487.079,16	495.693,05	1,264 ns
C	1	26.609,76	26.609,76	0,068 ns
Erro(a)	3	1.175.964,64	391.988,21	
S	1	6.378.781,64	6.378.781,64	71,243**
Erro(b)	3	268.608,08	89.536,03	
CxS	1	5.292,56	5.292,56	0,034 ns
Erro(c)	3	466.880,91	155.626,97	
R	1	777.042,25	777.042,25	1,202 ns
RxS	1	6.540,76	6.540,76	0,012 ns
Erro(d)	6	3.877.147,10	646.191,18	
CxR	1	107.502,01	107.502,01	1,151 ns
CxRxS	1	6.241,00	6.241,00	0,067 ns
Erro(e)	6	560.422,98	93.403,83	
D	1	311.364,00	311.364,00	1,197 ns
DxS	1	3.921,89	3.921,89	0,015 ns
RxS	1	219.024,00	219.024,00	0,842 ns
DxRxS	1	122.587,51	122.587,51	0,471 ns
Erro(f)	12	3.122.344,30	260.195,35	

Tabela 30. Continuação

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
CxD	1	47.143,26	47.143,26	0,723 ns
CxDxS	1	49,00	49,00	0,000 ns
CxDxR	1	19.147,64	19.147,64	0,293 ns
CxDxSxR	1	406.087,56	406.087,56	6,226*
Erro(g)	12	782.654,40	65.221,20	
X	3	25.046.193,94	8.348.731,31	145,487**
CxX	3	540.785,20	180.261,73	3,141*
SxX	3	479.284,70	159.761,57	2,784*
RxX	3	62.880,47	20.960,15	0,365 ns
DxX	3	59.333,22	19.777,74	0,345 ns
CxSxX	3	50.701,84	16.900,61	0,294 ns
CxRxX	3	38.110,26	38.110,26	0,664 ns
CxDxX	3	360.207,64	120.069,21	2,092 ns
RxSxX	3	50.731,01	16.910,34	0,295 ns
DxSxX	3	24.275,39	8.091,80	0,141 ns
DxRxS	3	283.685,03	94.561,68	1,648 ns
CxRxSxX	3	15.392,84	5.130,95	0,089 ns
CxDxSxX	3	115.208,47	38.402,82	0,669 ns
CxDxRxX	3	94.841,33	31.613,78	0,551 ns
DxRxSxX	3	264.545,45	88.181,82	1,537 ns
CxDxRxSxX	3	64.812,59	21.604,20	0,376 ns
Erro(h)	144	8.263.380,90	57.384,59	

Tabela 31. Análise de Variância para a Cultura do Trigo, Ano de 1977

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
B	3	7.872.520,61	2.624.173,54	
C	1	490.787,82	490.787,82	2,679 ns
Erro(a)	3	549.545,01	183.181,67	
S	1	794.883,69	794.883,69	0,864 ns
Erro(b)	3	2.760.084,57	920.028,19	
CxS	1	84.717,38	84.717,38	1,431 ns
Erro(c)	3	177.626,07	59.208,69	
R	1	737.988,38	737.988,38	2,396 ns
RxS	1	105.990,94	105.990,94	0,344 ns
Erro(d)	6	1.847.638,30	307.939,71	
CxR	1	3.577,53	3.577,53	0,044 ns
CxRxS	1	7.066,50	7.066,50	0,088 ns
Erro(e)	6	482.472,00	80.412,00	
D	1	138.058,69	138.058,69	1,961 ns
DxS	1	206.059,25	206.059,25	2,926 ns
DxR	1	26.916,50	26.916,50	0,382 ns
DxRxS	1	29.305,16	29.305,16	0,416 ns
Erro(f)	12	844.923,44	70.410,29	

Tabela 31. Continuação

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
CxD	1	29.091,57	29.091,57	1,134 ns
CxDxS	1	11.840,16	11.840,16	0,461 ns
CxDxR	1	23.123,00	23.123,00	0,901 ns
CxDxRxS	1	23.850,94	23.850,94	0,930 ns
Erro(g)	12	307.876,39	25.656,36	
X	3	933.197,36	311.065,78	15,801**
CxX	3	121.327,76	40.442,59	2,055 ns
SxX	3	70.841,95	23.613,98	1,200 ns
RxX	3	261.388,76	87.129,59	4,428**
DxX	3	17.210,64	5.736,88	0,291 ns
CxSxX	3	131.263,57	43.754,52	2,224 ns
CxRxX	3	22.475,17	7.491,72	0,381 ns
CxDxX	3	23.080,32	7.693,44	0,391 ns
RxSxX	3	7.138,45	2.379,48	0,121 ns
DxSxX	3	60.821,32	20.273,77	1,030 ns
DxRxX	3	4.961,70	1.653,90	0,084 ns
CxRxSxX	3	8.789,82	2.929,94	0,149 ns
CxDxSxX	3	28.863,10	9.621,03	0,489 ns
CxDxRxX	3	32.249,64	10.749,88	0,546 ns
DxRxSxX	3	43.150,54	14.383,51	0,731 ns
CxDxRxSxX	3	33.857,32	11.285,77	0,573 ns
Erro(h)	144	2.833.443,70	19.676,69	

Tabela 32. Análise de Variância para a Cultura de Trigo, Ano de 1978

Causas de Variação	G.L.	S.Ŋ.	Q.M.	F
B	3	5.682.137,97	1.894.045,99	
C	1	798,06	798,06	0,004 ns
Erro(a)	3	537.587,53	179.195,84	
S	1	218.673,14	218.673,14	0,240 ns
Erro(b)	3	2.727.036,58	909.012,19	
CxS	1	214.716,39	214.716,39	4,111**
Erro(c)	3	156.701,89	52.233,96	
R	1	108.900,00	108.900,00	0,372 ns
RxS	1	821.515,64	821.515,64	2,807 ns
Erro(d)	6	1.756.219,20	292.703,20	
CxR	1	75.900,25	75.900,25	0,725 ns
CxRxS	1	16.480,14	14.480,14	0,157 ns
Erro(e)	6	627.652,10	104.608,58	
D	1	9.096,39	9.096,39	0,080 ns
DxS	1	1.217.712,25	1.217.712,25	10,694**
DxR	1	43.212,01	43.212,01	0,379 ns
DxRxS	1	321.205,56	321.205,56	2,821 ns
Erro(f)	12	1.366.383,60	113.865,30	

Tabela 32. Continuação

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
CxD	1	16.288,14	16.288,14	0,323 ns
CxDxS	1	12.996,00	12.996,00	0,258 ns
CxDxR	1	237.047,26	237.047,26	4,703**
CxDxRxS	1	10.557,56	10.557,56	0,209 ns
Erro(g)	12	604.849,16	50.404,10	
X	3	4.195.437,60	1.398.479,20	31,347**
CxX	3	177.058,53	59.019,51	1,323 ns
SxX	3	94.724,89	31.574,96	0,708 ns
RxX	3	89.211,22	29.737,07	0,666 ns
DxX	3	19.722,01	6.574,00	0,147 ns
CxSxX	3	21.163,45	7.054,48	0,158 ns
CxRxX	3	193.047,28	64.349,09	1,442 ns
CxDxR	3	156.167,20	52.055,73	1,167 ns
RxSxX	3	137.464,45	45.821,48	1,027 ns
DxSxX	3	30.387,78	10.129,26	0,227 ns
DxRxX	3	200.953,20	66.984,40	1,501 ns
CxRxSxX	3	9.348,14	3.116,05	0,070 ns
CxDxSxX	3	32.140,09	10.713,36	0,240 ns
CxDxRxX	3	146.944,76	48.981,59	1,098 ns
DxRxSxX	3	71.271,78	23.757,26	0,532 ns
CxDxRxSxX	3	132.541,72	44.180,57	0,990 ns
Erro(h)	144	6.424.157,20	44.612,20	

Tabela 33. Análise de Variância para "Falta de Ajustamento", dos modelos Quadrático, com Raiz Quadrada e Mitscherlich, ano de 1975

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Nitrogênio (X)	3	2.537.069,53	845.689,84	14,142**
Resíduo	144	8.611.317,80	59.800,82	
Total	147	11.148.387,33	75.839,37	
Regr.Quadrática	2	2.531.698,80	1.265.849,40	21,301**
Falta da Ajust.	1	5.370,73	5.370,73	0,090ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	8.616.688,53	59.425,44	
Regr. c/Raiz Quadrada	2	2.527.254,47	1.263.627,23	21,253**
Falta de Ajust.	1	9.815,06	9.815,06	0,164ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	8.621.132,86	59.456,09	
Regr.Mitscherlich	2	2.530.355,12	1.265.177,56	21,286**
Falta de Ajust.	1	6.714,41	6.714,41	0,113ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	8.618.032,21	59.434,70	

Tabela 34. Análise de Variância para "Falta de Ajustamento", dos modelos Quadrático, com Raiz Quadrada e Mitscherlich, ano de 1976

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Nitrogênio (X)	3	25.046.193,94	8.348.731,31	145,487**
Resíduo	144	8.263.380,90	53.384,59	
Total	147	33.309.574,84	226.595,75	
Regr. Quadrática	2	24.997.928,61	12.498.964,30	217,526**
Falta de Ajust.	1	48.265,33	48.265,33	0,842ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	8.311.646,23	57.321,70	
Regr. c/ Raiz Quadrada	2	24.953.894,01	12.476.947,00	216,518**
Falta de Ajust.	1	92.299,93	92.299,93	1,729ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	8.355.680,83	57.625,38	
Regr. Mitscherlich	2	24.743.663,70	12.371.831,85	209,420**
Falta de Ajust.	1	302.530,24	302.530,24	5,121**
Res.+ Falta de Ajustamento	145	8.565.911,14	59.075,25	

Tabela 35. Análise de Variância para "Falta de Ajustamento", dos modelos Quadrático, com Raiz Quadrada e Mitscherlich, ano de 1977

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Nitrogênio (X)	3	933.197,36	311.065,78	15,801**
Resíduo	144	2.833.443,70	19.676,69	
Total	147	3.766.642,06	25.623,41	
Regr.Quadrática	2	930.235,78	465.117,89	23,777**
Falta de Ajust.	1	2.961,58	2.961,58	0,150ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	2.836.405,28	19.561,42	
Regr. c/ Raiz Quadrada	2	932.456,97	466.228,48	47,705**
Falta de Ajust.	1	740,39	740,39	0,038ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	2.834.184,09	19.546,09	
Regr.Mitscherlich	2	931.550,02	465.775,01	23,882**
Falta de Ajust.	1	1.647,34	1.647,34	0,084ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	2.835.091,04	19.552,35	

Tabela 36. Análise de Variância para "Falta de Ajustamento", dos modelos Quadrático, com Raiz Quadrada e Mitscherlich, ano de 1978

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Nitrogênio (X)	3	4.195.437,60	1.398.479,20	31,347**
Resíduo	144	6.424.157,20	44.612,20	
Total	147	10.619.594,80	72.242,14	
Regr. Quadrática	2	4.184.168,21	2.092.084,11	47,138**
Falta de Ajust.	1	11.269,39	11.269,39	0,254ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	6.435.426,59	44.382,25	
Regr. c/ Raiz Quadrada	2	4.187.884,31	2.093.942,15	47,207**
Falta de Ajust.	1	7.553,29	7.553,29	0,170ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	6.431.710,49	44.356,62	
Regr. Mitscherlich	2	4.173.753,68	2.086.876,84	46,944**
Falta de Ajust.	1	21.683,92	21.683,92	0,488ns
Res.+ Falta de Ajustamento	145	6.445.841,12	44.454,08	