DELINEAMENTOS SISTEMÁTICOS

MARIA ANGELA DE CILLOS CHALITA
Engenheiro-Agrônomo

Orientador: PROF. DR. DÉCIO BARBIN

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia. Área de Concentração: Estatística e Experimentação Agronômica.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Janeiro - 1991

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Livros da
Divisão de Biblioteca e Documentação - PCAP/USP

C436d Chalita, Maria Angela de Cillos
 Delineamentos sistemáticos. Piracicaba, 1991.
 72p. ilustr.

Diss.(Mestre) - ESALQ
Bibliografia.

1. Delineamento de experimento 2. Estatística experimental
I. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz,
Piracicaba

CDD 519.5

DELINEAMENTOS SISTEMÁTICOS

MARIA ANGELA DE COLLOS CHALITA

Aprovada em: 12.04.1991

Comissão Julgadora:

Prof. Dr. Décio Barbin ESALQ/USP

Prof. Dr. Roberto Simionato ESALQ/USP

Prof. Dr. Gilnei de Souza Duarte ESAL/LAVRAS

PROF. DR. DÉCIO BARBIN

Orientador

Ao meu marido,

Renato

e aos meus filhos,

Guilherme, Gabriela (in memoriam) e Daniela

DEDICO

Aos meus pais,

Sylvio e Lourdes,

que fizeram de suas vidas

um exemplo para a minha

OFEREÇO

AGRADECIMENTOS

O autor expressa seu reconhecimento a todos que, direta ou indiretamente, colaboraram para a realização deste trabalho, especialmente,

ao Professor Dr. Décio Barbin, pela orientação segura, incentivo e, acima de tudo, pela amizade.

à Coordenadoria de aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES/PICD), pela bolsa de estudo concedida.

ao Professor Dr. Humberto de Campos, pelo apoio e sugestões apresentadas.

à Professora Dra. Clarice Borges Demétrio, pela valiosa colaboração.

à Eng^a Agr^a Sonia Maria de Stefano Piedade, pela colaboração, incentivo e amizade durante a realização deste trabalho.

aos Professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pela dedicação e colaboração.

às Senhoritas Maria Izalina Ferreira Alves e Rosa Maria Alves, pelo apoio e amizade.

aos demais funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pela excelente acolhida.

à Senhorita Rejane Alves, pela presteza com que executou a datilografia.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE FIGURAS	iv
LISTA DE TABELAS	vi
RESUMO	vii
SUMMARY	ix
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
3. DIMENSIONAMENTO PARA DOIS TIPOS DE DELINEAMENTOS SISTEMÁTICOS	24
3.1. Delineamento em "Leque", Ampliado para Preen- cher uma Parcela Retangular	24
3.1.1. Cálculo da constante da série de mudan- ças do espaçamento (α)	26
3.1.2. Cálculo do ângulo entre os raios (θ) ..	26
3.1.3. Cálculo dos espaçamentos das plantas ao longo de um raio, medindo-se do centro (r_o)	27
3.1.4. Cálculo do comprimento da parcela re- tangular (L)	28
3.1.5. Cálculo da menor distância do centro ao lado mais próximo do retângulo fechado (a)	28
3.1.6. Cálculo da largura da parcela (B)	29
3.1.7. Cálculo da área por planta (A_n)	30
3.1.8. Cálculo do número de plantas por unida- de de área $\left[\frac{1}{A_n} \right]$	30

	Página
3.2. Delineamento em "Linhas Paralelas"	31
3.2.1. Cálculo da constante da série de mudan- ças do espaçamento (α)	33
3.2.2. Cálculo da distância da 1ª linha a um ponto de origem arbitrária (x_0)	33
3.2.3. Cálculo do número de plantas/unidade de comprimento da linha n (U_n)	34
3.2.4. Cálculo da área efetiva por planta, na linha n (A_n)	34
3.2.5. Cálculo do número de plantas por unida- de de área $\left(\frac{1}{A_n}\right)$	35
4. EXEMPLO DE UM DELINEAMENTO SISTEMÁTICO	35
4.1. Análise Estatística	41
4.1.1. Metodologia de STEVENS (1949)	41
4.1.1.1. Comparação dos totais	41
4.1.1.2. Análise de regressão	46
4.1.2. Uma Metodologia Alternativa	49
4.1.2.1. Comparação dos totais	49
4.1.2.2. Análise de Regressão	56
4.1.3. Exame de resíduos	61
4.1.4. Correção das médias das variedades	63
4.1.5. Análise de Covariância	65
4.2. Discussão dos Resultados	66
4.2.1. Heterogeneidade do Solo	66
4.2.2. Diferenças Entre Variedades	67

	Página
5. CONCLUSÕES	68
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	69

LISTA DE FIGURAS

Figura		Página
1	a) Delineamento Ia; b) Delineamento Ib; c) Delineamento Ic; d) Delineamento Id.	6
2	a) Delineamento II; b) Delineamento Ia (arranjo em uma parcela retangular).	6
3	Esquema de um experimento de espaçamento sistemático com pés de cacau.	7
4	Esquema de um bloco de um experimento sistemático. Notação: $A_0, \dots, A_5$ - níveis do fertilizante A; $B_0, \dots, B_5$ - níveis do fertilizante B. ...	11
5	Um delineamento em "leque" para experimentos de espaçamento. As posições das plantas estão representadas por asteriscos.	13
6	Desenho em "colméia".	16
7	Delineamento em "leque", ampliado até formar um círculo completo.	17
8	Diagrama de um leque mostrando arranjo de cultura numa subparcela.	18
9	Três "leques" similares mas adaptados a diferentes propósitos. Em cada x indica-se uma planta do extremo do campo (bordadura) e o uma planta de valor experimental.	21
10	Delineamento com formato triangular.	22

Figura	Página
11 Um delineamento em leque com um arranjo "quadrado" de planta. As posições das plantas estão representadas por pontos.	25
12 Duas versões do delineamento em "linhas paralelas": a) linhas da cultura estão representadas como linhas com o número de plantas/linha. É particularmente útil para culturas crescidas em altas densidades. b) versão trapezoidal - é útil para culturas espaçadas largamente (couve de Bruxelas), dando um número constante de plantas em cada linha.	32
13 Produção de café em côco, médias de 50 plantas das variedades do ensaio, nas colheiras de 1937 a 1946. Variedades: A - Nacional; B - Amarelo Botucatu; C - Bourbon; D - Bourbon Amarelo; E - Sumatra; F - Maragogipe.	40
14 14a: Resíduos dos totais e regressão sobre posição da fileira. 14b: Colheitas médias por ano. .	62

LISTA DE TABELAS

Tabela	Página
1 Produção, em quilos, de café em côco. Colheita total de fileiras de 50 plantas dos diversos anos do ensaio.	38
2 Totais dos Dez Anos, 1937-1946.	41
3 Colheita corrigida por variedade por ano.	64

DELINEAMENTOS SISTEMÁTICOS

Autor: MARIA ANGELA DE CILLOS CHALITA

Orientador: DÉCIO BARBIN

RESUMO

O estatístico moderno, treinado nos métodos de delineamento casualizado, condena com demasiada facilidade o delineamento sistemático, pois este não leva em consideração o princípio da casualização. Porém, há ocasiões em que a casualização é impraticável ou não aconselhável e, assim, se métodos apropriados de análise forem empregados poderemos tirar conclusões com uma objetividade suficiente para atender aos propósitos do pesquisador.

No presente trabalho foi feito um estudo sobre dois tipos de delineamentos sistemáticos: em "leque" e em "linhas paralelas", apresentando os cálculos para o dimensionamento destes ensaios.

Além disso, foi feita uma revisão bibliográfica a mais completa possível sobre os delineamentos sistemáticos e, através de um exemplo, foi apresentada uma metodologia para o cálculo da análise estatística de tais delineamentos, verificando a aplicação da metodologia de análise de regressão por polinômios ortogonais nestes tipos de ensaios.

Com isso, foi possível concluir que:

- a) Um delineamento sistemático não atinge o seu próprio objetivo - a eliminação do efeito da heterogeneidade do campo - a não ser que seja sujeito a uma análise estatística muito rigorosa, que dá mais trabalho que a dos delineamentos modernos que contêm o princípio da casualização.
- b) O método das funções ortogonais pode ser explorado com grande vantagem, como foi feito no cálculo da regressão do exemplo.

SYSTEMATICS DESIGNS

Author: MARIA ANGELA DE CILLOS CHALITA

Adviser: DÉCIO BARBIN

SUMMARY

The modern statistician, that work with random design, condemn the systematic design because it do not take account the randomization principle. However there are cases in that the randomization is impossible or is not recommended and so, we have to use the appropriate analysis methods in order to obtain conclusions.

In this work we maked a study about two sistematic design kinds: the fan design and the parallel row design showed the calculations to these designs.

Furthermore is showed a bibliografic revision about the systematic design and a example of a metodology to process the statistical analysis with the use of polinomial regression. So we conclude that:

- a) A systematic design needs a statistical analysis too hard, more than the designs with contain a rondimezed element, in order to eliminate the yeld heterogeneity.

- b) The orthogonal functions can be explored with great advantage to analyse the systematic design.

1. INTRODUÇÃO

É tão grande a ênfase que se tem feito sobre os delineamentos casualizados que, certamente, eles representam uma norma, porém, há ocasiões em que a casualização é impraticável ou não aconselhável. Um exemplo óbvio é proporcionado pelos ensaios de espaçamento. Estes são complicados, pois os tratamentos extremos não devem estar em contato e, se é assim, teria que ser em presença de "quebra-ventos". Mesmo assim um lote de terra não se comportará como tal como se estivesse cercado por uma área do seu próprio tratamento. Então, torna-se apropriado utilizar um dos desenhos em "leque", sistemático, descrito por NELDER (1962).

O estatístico moderno, treinado nos métodos de delineamento casualizado, condena com demasiada facilidade o delineamento sistemático, pois este não leva em consideração o princípio da casualização. Porém, se métodos apropriados de análise forem empregados, as conclusões são capazes de atingir, senão o rigor lógico das conclusões baseadas num delineamento moderno, pelo menos uma objetividade suficiente para atender aos propósitos do pesquisador.

No presente trabalho será feito um estudo sobre dois dos diversos tipos de delineamentos sistemáticos,

a saber: em "leque" e em "linhas paralelas", apresentando os cálculos para o dimensionamento destes ensaios.

Pretende-se ainda, fazer uma revisão bibliográfica a mais completa possível sobre os ensaios sistemáticos e, através de um exemplo, será apresentada uma metodologia para o cálculo da análise estatística de tais delineamentos, verificando a viabilidade de aplicação da metodologia de análise de regressão por polinômios ortogonais nestes tipos de ensaios.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Delineamentos sistemáticos gerais foram, primeiramente, discutidos muitos anos atrás. NELDER (1962) e BLEASDALE (1967) têm sugerido tipos específicos para examinar a população de plantas e arranjo espacial em culturas individuais. Como estes delineamentos permitem o exame de largas séries de combinações de tratamentos e são especialmente úteis no estudo inicial de modelos de respostas básicas, eles podem ter considerável potencial no complexo campo de consorciação, mas relativamente inexplorado.

Segundo STEVENS (1949), empregando-se os métodos de análise apropriados, as conclusões são capazes de atingir, senão o rigor lógico das conclusões baseadas num delineamento moderno, pelo menos uma objetividade suficiente para atender aos propósitos do pesquisador. Para ele, um experimento sistemático não atinge o seu próprio objetivo - a eliminação do efeito da heterogeneidade do campo - a não ser que seja sujeito a uma análise estatística muito rigorosa. Essa análise, geralmente, dá mais trabalho que a dos delineamentos modernos que contém o princípio da casualização (blocos ao acaso, quadrados latinos, etc.).

Para MILNE (1959) é necessário muito rigor sobre o que significa tratar uma amostragem sistemática cêntrica como se fosse uma amostra aleatória. Estatísticos têm mostrado não somente a objeção teórica mas também a possibilidade de perigo ligado á amostragem tratada como aleatória (Finney¹ e Yates²). A literatura contemporânea mostra ainda que os pesquisadores, normalmente, tomam as amostras de área sistemática (a qual envolve menos problemas na localização de pontos de amostragem) e com sucesso as analisam como se fossem aleatórias. Em seu trabalho, ele tenta identificar a quantidade de perigo realmente envolvida com respeito à amostra de área sistemática cêntrica. A identificação deve ser feita com base (i) em testes práticos em enumeração completas de variantes biológicas, isto é, populações cujo verdadeiro meio é conhecido e, (ii) conhecimento da distribuição espacial no campo.

Segundo NELDER (1962), os delineamentos sistemáticos para ensaios de espaçamento são, provavelmente, um dos mais utilizados e proveitosos para produção vegetal.

Ele desenvolveu cinco delineamentos em "leque" para experimentos de espaçamento, usando esquemas os quais podiam ser definidas pelas intersecções de ajustes de linhas paralelas ou concorrentes diretas e os arcos de círculos concêntricos. Destes cinco delineamentos, quatro são basea-

¹ FINNEY, D.J. Volume estimation of standing timber by sampling. Forestry, Oxon, 21: 179-203, 1947.

² YATES, F. Sampling methods for censures and surveys. 2. ed. London, Charles Griffin, 1953.

dos em um esquema de coordenadas polares, isto é, suprido de raios e arcos de círculos concêntricos (Figura 1), a saber:

- a) Delineamento Ia: onde a retangularidade (ou disposição das plantas no campo) é constante e a área por planta cresce com o raio r .
- b) Delineamento Ib: onde a área por planta é constante e a retangularidade muda com o raio r .
- c) Delineamento Ic: onde a retangularidade muda com o raio r e a densidade é constante ao longo das linhas perpendiculares à linha base.
- d) Delineamento Id: onde a densidade muda com o raio r e a retangularidade é constante em linhas perpendiculares à linha base.

E o quinto delineamento é baseado em um esquema retangular (Delineamento II da Figura 2), onde a densidade de plantio e a retangularidade variam sistematicamente.

Em seu trabalho Nelder faz uma descrição destes delineamentos, seus usos e limitações; uma discussão de perguntas a respeito do esquema de campo, e ainda as análises dos resultados.

Figura 1 - a) Delineamento Ia; b) Delineamento Ib; c) Delineamento Ic; d) Delineamento Id.

Figura 2 - a) Delineamento II; b) Delineamento Ia (arranjo em uma parcela retangular).

FREEMAN (1964) utilizou o delineamento Ia de NELDER (1962) para um experimento em árvores de cacau, por este, parecer ser mais apropriado. São descritos alguns dos problemas práticos, provenientes do uso do delineamento em circunstâncias muito diferentes daquelas para as quais ele foi originalmente proposto, juntamente com algumas conclusões gerais sobre o uso dos delineamentos sistemáticos para produção de árvores. Foram comparados quatro espaçamentos, e o delineamento Ia foi o único conveniente, já que a retangularidade seria a mesma sobre toda a grade. A área utilizável foi dividida em três blocos, com plantios em "quadrado" nos dois blocos do extremo e um, "triangular" no meio (Figura 3).

- pés de cacau (experimento);
- pés de cacau (bordadura);
- X pés de cassava (para fazer sombra às árvores de cacau).

Figura 3 - Esquema de um experimento de espaçamento sistemático com pés de cacau.

As análises dos delineamentos de espaçamento sistemático para produção de árvores, podem ser acompanhadas pelas mesmas linhas discutidas por Nelder. A produção de árvores de cacau com diferentes espaçamentos e sobre um período de anos, pode bem seguir a função simplificada sugerida por HOLLIDAY (1960), embora aqui não se conte com informação sobre sistemas triangulares de plantio.

BLEASDALE (1967) descreve dois tipos de delineamentos, nos quais o número de plantas por unidade de área varia sistematicamente dentro da parcela, sendo o arranjo da planta mantido constante. Pretendia-se estudar o efeito da produção de uma grande série de densidades de plantas, e este trabalho deveria de ser estendido para cada uma das diversas variedades dos principais vegetais. Delineamentos convencionais de blocos ao acaso teriam envolvido condução de experimentos de tamanho maior. Tais experimentos grandes não são estatisticamente desejáveis e não foram praticáveis com os recursos disponíveis. Isto levou à conclusão de que se culturas forem plantadas em linhas, as quais seriam radiadas de um ponto, com a distância entre as plantas ao longo de um raio aproximadamente igual à distância entre raios naquele ponto, então uma grande série de densidades de plantas poderia crescer numa área pequena. Além disso, plantas de bordadura seriam necessárias somente ao redor do canto mais externo de um grupo de plantas arranjadas nesta forma sistemática. Em seu trabalho, todos os passos para o cálculo de dois tipos de delineamentos sistemáticos (em

"leque" e em "linhas paralelas") são dados numa forma expandida, para auxiliar os pesquisadores na obtenção de delineamentos que sirvam para suas necessidades.

Para CLEAVER, GREENWOOD e WOOD (1970), experimentos sistemáticos com fertilizantes podem tornar-se proveitosos, como tem sido nos estudos com espaçamento.

Na maior parte dos experimentos de rendimento, as parcelas são distribuídas ao acaso; as parcelas de alto rendimento são muitas vezes adjacentes às parcelas de baixo rendimento, e, em consequência, amplas áreas protetoras (bordadura) ao redor das parcelas são necessárias. Se as parcelas são pequenas, uma parte da área experimental pode consistir de bordadura, e assim a relação de área não colhida para área experimental total será grande, os erros serão consideráveis e os tratamentos experimentais poderão ser reduzidos e assim serão insuficientes ao estabelecer o padrão geral de resposta. Quando se tem um pequeno e prévio conhecimento da forma da superfície de respostas e níveis ótimos de aplicação, um método de experimentação, que permita mais tratamentos a serem testados, é desejado. Uma preocupação seria a de conseguir algumas medidas para reduzir a área ocupada pela bordadura que não será colhida.

Com o uso de experimentos de fertilizante delineados sistematicamente, pode ser possível diminuir as fileiras protetoras e obter uma estimativa mais satisfatória dos padrões de resposta ao fertilizante, do que poderiam ser conseguidos com experimentos convencionais de blocos ao aca-

so. Quando há muitos níveis de cada fertilizante, arranjar os lotes em ordem do aumento de aplicação do fertilizante pode reduzir as diferenças entre crescimento em parcelas adjacentes. Embora aqui ainda possa haver alguma competição, esta pode ser pequena ou pode ser completamente eliminada pelo efeito de compensação de diferenças nos lados opostos de cada parcela. Pela realização de muitos blocos e orientando a direção do aumento do nível de fertilizante de maneira casual, pode ser possível minimizar os efeitos de cada tendência em fertilidade.

Um aparente inconveniente de tais delineamentos é que a análise de variância pode ser de difícil interpretação. E, se o propósito do experimento é determinar a superfície de resposta, isto fica mais fácil, desde que às vezes seja possível estimar os parâmetros da superfície, não obstante testes regulares e precisos de significância não possam ser realizados.

Em seu trabalho, CLEAVER, GREENWOOD e WOOD (1970) descrevem os resultados de tais experimentos e mostram até onde vão os resultados conforme a expectativa. Para isso realizaram experimentos sistemáticos com fertilizante em beterraba, cenoura, alface e couve de bruxelas. Cada experimento incluía todas as combinações de 5 níveis de um fertilizante A e 5 níveis de um outro fertilizante B; com no mínimo 3 repetições (Figura 4).

A_0B_0	A_0B_0	A_1B_0	A_2B_0	A_3B_0	A_4B_0	A_5B_0
A_0B_1	A_0B_1	A_1B_1	A_2B_1	A_3B_1	A_4B_1	A_5B_1
A_0B_2	A_0B_2	A_1B_2	A_2B_2	A_3B_2	A_4B_2	A_5B_2
A_0B_3	A_0B_3	A_1B_3	A_2B_3	A_3B_3	A_4B_3	A_5B_3
A_0B_4	A_0B_4	A_1B_4	A_2B_4	A_3B_4	A_4B_4	A_5B_4
A_0B_5	A_0B_5	A_1B_5	A_2B_5	A_3B_5	A_4B_5	A_5B_5

Figura 4 - Esquema de um bloco de um experimento sistemático. Notação: $A_0, \dots, A_4$ - níveis do fertilizante A; $B_0, \dots, B_4$ - níveis do fertilizante B.

Portanto, para estes autores, fazendo uso de tal delineamento o importante seria proporcionar os métodos de obtenção da melhor estimativa da resposta aos diferentes níveis e combinações de fertilizante, num mínimo espaço e com uma exigência mínima da lavoura. Porém, a principal questão é se o grau de aleatorização nos experimentos é suficiente para se ter uma estimativa efetivamente imparcial da curva de resposta. Além disso, nestes experimentos, o erro por unidade de área parece ser menor do que em experimentos convencionais; o que se presume ser devido ao fato de uma área experimental menor permitir se prestar grande atenção aos detalhes.

Para FREYMAN e DOLMAN (1971), delineamentos sistemáticos onde plantas são organizadas em ordem de cres-

cimento de densidade têm muitas vantagens sobre técnicas convencionais de canteiro. Esses delineamentos são, frequentemente, usados em estudos sobre o efeito da densidade de plantio no rendimento.

Nos delineamentos descritos (NELDER, 1962; BLEASDALE, 1967; DUNCAN, 1969 e VOLDENG, 1969), a densidade de plantio é aumentada pelo decréscimo do espaçamento entre-linhas e entre-plantas dentro da linha. Densidade é, neste caso, crescida logaritmicamente, mas a retangularidade é mantida constante. Resultados de testes usando esses delineamentos sistemáticos indicam a densidade e espaçamento necessários para produzir rendimento máximo. Entretanto, desta maneira, resultados encontram pouca ou nenhuma aplicação prática porque os agrônomos são obrigados a usar implementos cuja regulagem é difícil ou praticamente impossível.

FREYMAN e DOLMAN (1971) usaram um delineamento para cereal, onde a densidade variou sistematicamente enquanto que a largura da linha foi mantida constante em cada parcela. A largura da linha foi a mesma usada em produção comercial de cereal na área. Foi utilizado um delineamento em "leque" (Figura 5), onde as densidades dentro de cada parcela não são organizadas ao acaso; portanto, as análises estatísticas não podem seguir procedimentos ordinários. Em posicionamento, é desejável aleatorizar a orientação de repetições e ter certas precauções na localização dos canteiros, como por exemplo, não colocar um canteiro onde haja gradiente de fertilidade. NELDER (1962) sugeriu que os

parâmetros da função de regressão rendimento - densidade fossem estimados para cada tratamento e que estas fossem analisadas como se representassem uma amostra ao acaso.

Figura 5 - Um delineamento em "leque" para experimentos de espaçamento. As posições das plantas estão representadas por asteriscos.

Segundo ROGERS (1972), há dois fatores principais envolvidos em experimentos de espaçamento, o primeiro sendo a densidade de plantas e o segundo, a retangularidade (ou disposição de plantas). Ambos os fatores podem ser estudados separadamente, seja pela alteração da densidade de plantas a uma retangularidade constante ou, variando a retangularidade a uma mesma densidade.

Em seu trabalho, o propósito foi estudar a variação de densidades de plantas a uma retangularidade constante. Disposições quadradas ou aproximadamente quadradas são preferíveis, embora, qualquer retangularidade possa ser estudada. Para o autor, ainda que os delineamentos de espaçamento sistemático não sejam muito usados, há muitas razões pelas quais eles deveriam tornar-se mais populares no futuro. A situação de espaço de terra para ensaios é, muitas vezes, limitado e os delineamentos sistemáticos parecem ser feitos para um melhor uso destes espaços limitados de terra. Poucas barreiras (bordadura) de plantas são requeridas, comparadas com experimentos convencionais de blocos casualizados, nos quais muitas plantas podem ser requeridas para proteção.

O uso de delineamentos sistemáticos, assim, é uma maneira prática de comparar resposta varietal, para densidade em muitas culturas amplamente espaçadas.

Uma clara vantagem do delineamento circular é que uma vez que os cálculos matemáticos são realizados, este

delineamento é rápido e facilmente implantado no campo. Isto é, provavelmente, mais apropriado para Centros de Pesquisa mas, em certas ocasiões tem sido utilizado em propriedades agrícolas. Portanto, é uma ferramenta valiosa para a Extensão como também para a Pesquisa.

O delineamento de espaçamento sistemático circular com formato (arranjo de planta) constante e densidade variável, pode ser traçado de acordo com um certo número de especificações diferentes. A especificação requerida pode variar de uma pessoa para outra, ou de uma situação para outra. Em seu trabalho, Rogers tomou 5 jogos de especificações, listou as fórmulas apropriadas para cada um dos jogos, e depois os comparou.

Para MARTIN (1973), os delineamentos sistemáticos com formatos triangulares têm uma especial utilidade em experimentos de competição, conforme mostra a Figura 6, onde, em um desenho em "colméia", duas espécies de plantas, A e B, são misturadas com um formato triangular, de tal maneira que exista um amplo alcance de competição. Assim, aqui se encontram nove plantas internas de A. Uma delas marcada (*) tem ao redor seis vizinhos da sua mesma espécie; enquanto que a marcada (+) tem como vizinhas plantas de B. Os casos intermediários também estão representados.

Figura 6 - Desenho em "colméia".

O desenho sugerido é insatisfatório em muitas circunstâncias. Em primeiro lugar, não existem plantas suficientes para determinar o desempenho em cada grau de competição. Em segundo lugar, as plantas com poucas vizinhas A estão num extremo e, aquelas, com muitas estão no outro extremo. E, finalmente, em melhor desenho, poderia possibilitar que as plantas da espécie B também sejam estudadas, mas com muitas plantas tais objeções podem ser superadas.

FINCH, SKINNER e FREEMAN (1976) realizaram um experimento com couve-de-Bruxelas, utilizando um delineamento sistemático em "leque" ampliado até formar um círculo completo, para estudar o efeito da densidade de plantio na população de insetos (Figura 7). Foi desenhado para se ter uma série de espaçamentos com retangularidade constante. Isto não é comum num setor que tem 120° de amplitude no qual o inseticida foi aplicado, e os restantes 240° não sendo tratados.

Para HUXLEY e MAINGU (1978), delineamentos de espaçamentos sistemáticos são de grande interesse na determinação das vantagens da consorciação em relação ao cultivo individual, o qual necessita ser feito sobre uma vasta série de populações de plantas. Estes autores usaram um delineamento sistemático, em "leque", para examinar os efeitos da população total nas proporções constantes de 50:50 de duas culturas (consorciação milho/caupi), arranjando-as em raios alternados e variando sistematicamente a distância entre plantas ao longo destes raios. O trabalho deles discute a interpretação das curvas de produção/população de planta.

Figura 7 - Delineamento "em leque", ampliado até formar um círculo completo.

Um delineamento "em leque", com um arranjo de planta "quadrado", mais complexo, foi usado por WAHUA e MILLER (1978), que mantiveram uma população constante de uma cultura, o sorgo, enquanto variavam a população da outra, a soja (Figura 8). Entretanto, uma limitação de delineamentos em "leque" é que as áreas de colheita (usualmente um arco ou, no melhor, 2 - 3 arcos adjacentes) tendem a ser pequenas e isto poderia ser um problema particular nos experimentos consorciados, onde a produção de cada componente é estimada de apenas uma parte desta área de colheita.

S = raios de soja
 G = raios de sorgo
 BG = bordadura de raios de sorgo
 SG = segmento

Figura 8 - Diagrama de um leque mostrando arranjo de cultura numa subparcela.

Em seu trabalho, WAHUA e MILLER utilizaram três "leques", cada um com 18 raios, os quais foram ligados para formar um círculo. O ângulo entre leques adjacentes foi de 14° , e suas dimensões foram calculadas das equações de Bleasdale para delineamento (Ia). O delineamento estatístico empregado foi o delineamento em blocos completos casualizados com um arranjo de unidades "split-split plot". As plantas ao longo dos raios mais externos de cada leque da subparcela e aquelas na circunferência da roda foram tomadas como bordadura. Consequentemente, somente sete de nove raios da subparcela foram utilizados para estimativas estatísticas.

No experimento descrito por WILLEY e RAO (1981), a limitação dos delineamentos em "leques" citada anteriormente (WAHUA e MILLER, 1978) foi superada usando-se um delineamento em "linhas paralelas", no qual o comprimento da linha pode ser ajustado para dar alguma área de colheita requerida. Este arranjo é mais facilmente esquematizado que delineamentos em "leque" e, geralmente, darão uso mais eficiente de uma área experimental porque as unidades experimentais se ajustam mais convenientemente e, as linhas paralelas são também mais aproximadamente relacionadas à prática normal de cultivo. Para eles, utilizando este tipo de delineamento, a área total do experimento será menor e a área colhida será maior, embora um delineamento convencional ofereça mais flexibilidade no posicionamento de parcelas individuais.

Segundo PEARCE (1983), num experimento em "leque" o ângulo entre raios sucessivos chega, normalmente, a cerca de cinco graus. Assim, se o objetivo é comparar espaçamentos entre-linhas, a densidade de plantio ao longo da linha pode permanecer constante como no "leque" (a) da Figura 9. Os espaçamentos dentro das linhas podem variar proporcionalmente com as entre-linhas para manter a retangularidade da parcela constante, como no "leque" (b) da Figura 9. Uma outra possibilidade seria manter uma área constante da parcela, mas usando uma série de retangularidades, ou seja, o espaçamento dentro da linha decresce à medida que o espaçamento entre-linhas aumenta, como no "leque" (c) da Figura 9.

Para esse autor, qualquer que seja o tipo de "leque" utilizado, os dados não devem ser considerados como provenientes de um experimento casualizado porque não é assim, já que estão representados como uma inter-relação entre o crescimento (ou produção, ou a incidência de doença) e o caráter que é responsável pela alteração ao longo dos raios (a área, o espaçamento entre linhas ou a retangularidade). A finalidade é alcançar o máximo da quantidade medida. Por esta razão, o instrumento estatístico apropriado é o ajuste de uma curva.

Figura 9 - Três "leques" similares mas adaptados a diferentes propósitos. Em cada x indica-se uma planta do extremo do campo (bordadura) e o uma planta de valor experimental.

Além dos delineamentos considerados, há um de formato retangular e outro de formato radial de plantas. No primeiro, as parcelas têm quatro lados com ângulos retos; no segundo elas formam um trapézio, como nos ensaios em "leque". Assim, onde plantas individuais formam as parcelas, muitas vezes são ditas com um formato triangular, em que cada planta se encontra no centro de um hexágono regular e, três plantas adjacentes formam um triângulo equilátero, como mostra a Figura 10. O espaçamento entre linhas será $\sqrt{\frac{3a}{2}}$ e o espaçamento dentro da linha será a . A característica que distingue um formato triangular de um retangular é a deslocção de cada linha para $\frac{a}{2}$ em relação à linha anterior. Assim, cada planta ficará a uma distância a de seus vizinhos.

Figura 10 - Delineamento com formato triangular.

Quando um formato triangular é usado, cada planta tem seis vizinhos colocados em seis raios igualmente espaçados, ou seja, cada planta está a uma mesma distância de todas as suas seis vizinhas. A propagação de uma doença ou praga se dá em todas as direções com igual facilidade e os distúrbios trazidos pelo vento ou cultivares são aqui melhor mostradas que com um formato retangular.

3. DIMENSIONAMENTO PARA DOIS TIPOS DE DELINEAMENTOS SISTEMÁTICOS

De acordo com BLEASDALE (1967), apresentam-se, a seguir, os cálculos referentes ao dimensionamento para os delineamentos em "leque" e em "linhas paralelas" a fim de auxiliar os experimentadores no estabelecimento de seus experimentos.

O autor descreve dois delineamentos sistemáticos, onde somente o número de plantas por unidade de área é variado, permanecendo constante, o arranjo da planta.

3.1. Delineamento em "Leque", Ampliado para Preencher uma Parcela Retangular

Este delineamento (Tipo Ia de NELDER, 1962) é baseado num esquema feito pela intersecção de círculos concêntricos e os raios dos círculos espaçados igualmente (Figura 11).

Embora o arranjo das plantas não seja estritamente retangular, o desvio da retangularidade é somente fraco. Parte deste desvio, a saber, aquele causado pela divergência dos raios, é inerente ao delineamento. Entretanto, o desvio da retangularidade causado por alguma outra planta

não ocupando o ponto médio entre seus vizinhos imediatos no mesmo raio, é controlável. O grau máximo de tal desvio tem sido arbitrariamente limitado nos delineamentos em "leque", tal que, radialmente, a posição da planta não desvia mais que 5% do ponto médio de seus vizinhos no mesmo raio. Com isso, NELDER (1962) fixou um limite superior na taxa de mudança do espaçamento, ou seja, o valor α deve ser menor ou igual a 1,111 para que o grau máximo do desvio da retangularidade não seja ultrapassado.

Figura 11 - Um delineamento em leque com um arranjo "quadrado" de planta. As posições das plantas estão representadas por pontos.

3.1.1. Cálculo da constante da série de mudanças do espaçamento (α)

A expressão que nos permite calcular a constante da série de mudanças do espaçamento é:

$$(2N - 2) \cdot \log \alpha = \log A_N - \log A_1,$$

onde:

N = número de densidades (arcos) que pretendemos usar.

A_1 a A_N = áreas por séries de plantas.

Por exemplo: Seja $N = 8$, a área mínima por planta $A_1 = 0,3048 \text{ m}^2$ e a área máxima $A_N = A_8 = 3,048 \text{ m}^2$. Então,

$$(16 - 2) \cdot \log \alpha = \log 3,048 - \log 0,3048$$

$$\log \alpha = 0,0714 \quad \therefore \quad \alpha = 1,179$$

Mas, NELDER (1962) mostra que a condição imposta neste exemplo no desvio do enquadrado de arranjo requer $\alpha \leq 1,111$. Consequentemente, a série de espaçamentos deve ser decrescida ou o número de arcos aumentado.

Assim, aumentando o número de arcos para 14 ($N = 14$), teremos:

$$\log \alpha = 0,0385 \quad \therefore \quad \alpha = 1,092$$

3.1.2. Cálculo do ângulo entre os raios (θ)

A expressão que nos permite calcular o ângulo entre os raios é:

$$\theta = \tau (\alpha - 1) / \sqrt{\alpha},$$

onde:

τ = retangularidade do arranjo da planta.

Para o exemplo, sendo o arranjo quadrado,
 $\tau = 1$, e portanto

$$e = 1 \times (1,092 - 1) / \sqrt{1,092}$$

$$e = 0,088 = 5^{\circ}02'$$

Para ajustar este arranjo para dentro de uma
 parcela retangular, o ângulo do meio do leque deve ser 30° ,
 isto é, 13 raios completos podem ser acomodadas neste caso,
 com um ângulo do meio do leque de $30^{\circ}12'$.

3.1.3. Cálculo dos espaçamentos das plantas ao longo de um raio, medindo-se do centro (r_o)

As expressões que nos permitem calcular os es-
 paçamentos das plantas ao longo dos raios é:

$$r_o = \sqrt{\frac{2 A_1}{e(\alpha^3 - \alpha)}} \quad \text{e} \quad r_{n+1} = \alpha \cdot r_n$$

Para o exemplo:

$$r_o = \sqrt{\frac{2 \times 0,3048}{0,088 (1,305 - 1,092)}} \cong 3,15 \text{ m}$$

$$r_1 = \alpha \cdot r_0 = 3,44 \text{ m}$$

$$r_2 = \alpha \cdot r_1 = 3,76 \text{ m}$$

$$r_3 = \alpha \cdot r_2 = 4,10 \text{ m}$$

$$r_4 = \alpha \cdot r_3 = 4,48 \text{ m}$$

$$r_5 = \alpha \cdot r_4 = 4,90 \text{ m}$$

$$r_6 = \alpha \cdot r_5 = 5,34 \text{ m}$$

$$r_7 = \alpha \cdot r_6 = 5,84 \text{ m}$$

$$r_8 = \alpha \cdot r_7 = 6,37 \text{ m}$$

$$r_9 = \alpha \cdot r_8 = 6,96 \text{ m}$$

$$r_{10} = \alpha \cdot r_9 = 7,60 \text{ m}$$

$$r_{11} = \alpha \cdot r_{10} = 8,30 \text{ m}$$

$$r_{12} = \alpha \cdot r_{11} = 9,06 \text{ m}$$

$$r_{13} = \alpha \cdot r_{12} = 9,89 \text{ m}$$

$$r_{14} = \alpha \cdot r_{13} = 10,81 \text{ m}$$

$$r_{15} = \alpha \cdot r_{14} = 11,80 \text{ m}$$

3.1.4. Cálculo do comprimento da parcela retangular (L)

A expressão que nos permite calcular o comprimento da parcela retangular é:

$$L = 2 \cdot r_{N+1} \cdot \text{sen } x ,$$

onde:

x = ângulo do meio do leque.

Para o exemplo,

$$x = 30^{\circ}12'$$

$$\therefore L = 2 \times 11,80 \times \text{sen}(30^{\circ}12')$$

$$L = 11,86 \text{ m}$$

3.1.5. Cálculo da menor distância do centro ao lado mais próximo do retângulo fechado (a)

A expressão que nos permite calcular a menor distância do centro ao lado mais próximo do retângulo fechado é:

$$a = r_o \cdot \cos x$$

Para o exemplo:

$$a = 3,15 \cdot \cos(30^\circ 12')$$

$$a = 2,72 \text{ m}$$

3.1.6. Cálculo da largura da parcela (B)

A expressão que nos permite calcular a largura da parcela é:

$$B = r_{N+1} - a$$

Para o exemplo:

$$B = 11,80 - 2,72$$

$$B = 9,08 \text{ m}$$

Seja M = ponto no qual o raio central cruza a linha base e, seja o raio seguinte que cruzando em M_1 , e o seguinte em M_2 , Então, as distâncias:

$$MM_1 = a \cdot \operatorname{tg} \theta = 0,24 \text{ m}$$

$$MM_2 = a \cdot \operatorname{tg} 2\theta = 0,48 \text{ m}$$

... ..

$$MM_{12} = a \cdot \operatorname{tg} 12\theta = 4,80 \text{ m}$$

$$MM_{13} = a \cdot \operatorname{tg} 13\theta = 5,96 \text{ m}$$

Porém, sabemos que a distância de M aos outros raios deve ser menor que a metade do comprimento da parcela, ou seja, menor que $\frac{1}{2} \cdot 11,86 = 5,93 \text{ m}$. Portanto, como $M.M_{13}$ excede a metade do comprimento da parcela, o valor mais alto para demarcação será $M.M_{12}$.

3.1.7. Cálculo da área por planta (A_n)

A expressão que nos permite calcular a área por planta é:

$$A_n = r_n^2 \cdot \theta \cdot (\alpha^2 - 1) / 2\alpha$$

Por exemplo, no arco 4:

$$A_4 = r_4^2 \cdot \theta (\alpha^2 - 1) / 2\alpha = (4.10)^2 \cdot (0,088) \cdot [(1,092)^2 - 1] / (2 \times 1,092)$$

$$\therefore A_4 = 0,16 \text{ m}^2/\text{pl}$$

3.1.8. Cálculo do número de plantas por unidade de área $\left(\frac{1}{A_n}\right)$

Para o exemplo:

$$\frac{1}{A_4} = \frac{1}{0,16} = 6 \text{ pl/m}^2$$

Na obtenção dos dados, cada arco do leque é colhido separadamente, sendo os dois arcos externos e as últimas plantas de cada arco descartados (bordadura).

Pode ser obtida uma relação ajustada entre peso médio da planta e densidade através de:

$$\omega^{-\theta} = -\alpha + \beta \rho,$$

onde:

ω = peso médio por planta, ou de alguma parte da planta;

ρ = densidade da planta;

e, α e β = constantes (parâmetros) para qualquer série de dados, sendo a densidade variável.

O delineamento em "leque" é o mais conveniente para culturas transplantadas como alface ou culturas crescidas de sementes grandes, tais como a batata ou o feijão.

3.2. Delineamento em "Linhas Paralelas"

Neste delineamento, a irregularidade do espaçamento de planta dentro de uma linha é ignorado no cálculo dos resultados.

Ele é mais conveniente que o delineamento em "leque" para aquelas culturas que são normalmente cultivadas em densidades altas como 100 ou mais plantas/m².

Como o nome diz, as linhas são paralelas umas às outras e, conseqüentemente, para que a densidade possa mudar sem uma mudança no padrão do arranjo, a distância entre as linhas é variada (Figura 12).

(a)

(b)

Figura 12 - Duas versões do delineamento em "linhas paralelas":

a) linhas da cultura estão representadas como linhas com o número de plantas/linha. É particularmente útil para culturas crescidas em altas densidades.

b) versão trapezoidal - é útil para culturas espaçadas largamente (couve de Bruxelas), dando um número constante de plantas em cada linha.

→ 3.2.1. Cálculo da constante da série de mudanças do espaçamento (α)

A expressão que nos permite calcular a constante da série de mudanças do espaçamento é:

$$(2N - 2) \log \alpha = \log A_N - \log A_1,$$

onde:

N = número de linhas;

A_1 a A_N = áreas por planta na linha;

ρ_1 a ρ_N = densidades das plantas na linha.

Por exemplo: Sejam, $\rho_1 = 538$ plantas/m² e $\rho_N = 11$ plantas/m², e, a retangularidade 5:1, então:

$$A_1 = \frac{1}{538} \quad \text{e} \quad A_N = \frac{1}{11}$$

Seja, também, $N = 20$ linhas

$$\therefore (40 - 2) \log \alpha = \log \frac{1}{11} - \log \frac{1}{538}$$

$$\log \alpha = 0,0435$$

$$\therefore \alpha = 1,105$$

Este valor é aceitável, já que ele é menor que 1,111.

→ 3.2.2. Cálculo da distância da 1ª linha a um ponto de origem arbitrária (x_0)

A expressão que nos permite calcular a distância da 1ª linha a um ponto de origem arbitrária é:

$$x_0 = \sqrt{\tau / [(\alpha \cdot \log_e \alpha) \sqrt{\rho_1}]} \quad \text{e} \quad x_{n+1} = \alpha \cdot x_n$$

Para o exemplo:

$$x_0 = \sqrt{5 / [(1,105 - \log_e 1,105) \cdot \sqrt{538}]} = 0,84 \text{ m}$$

$$x_1 = \alpha \cdot x_0 = 0,93 \text{ m}$$

$$x_2 = \alpha \cdot x_1 = 1,03 \text{ m}$$

$$\vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots$$

→ 3.2.3. Cálculo do número de plantas/unidade de comprimento da linha n (U_n)

A expressão que nos permite calcular o número de plantas por unidade de comprimento da linha n é:

$$U_n = \sqrt{\rho_1 \cdot \tau} / \alpha^{n-1}$$

Para o exemplo, na 3ª linha:

$$U_3 = \sqrt{538,5} / (1,105)^2 \cong 42 \text{ plantas/metro linear}$$

3.2.4. Cálculo da área efetiva por planta, na linha n (A_n)

A expressão que nos permite calcular a área efetiva por planta na linha n é:

$$A_n = \alpha^{(2n-2)} / \rho_1$$

Para o exemplo, na 3ª linha:

$$A_3 = \frac{(1,105)^4}{538} \cong 0,003 \text{ m}^2/\text{pl}$$

3.2.5. Cálculo do número de plantas por unidade de

$$\text{área} \left(\frac{1}{A_n} \right)$$

Para o exemplo, na 3ª linha:

$$\frac{1}{A_3} = \frac{1}{0,003} \cong 333 \text{ pl/m}^2$$

Na obtenção dos dados, cada linha é colhida separadamente.

Quando a relação ajustada entre peso médio da planta e densidade, $w^{-\theta} = \alpha + \beta\rho$, é usada, ρ é definido como a densidade inicial da planta e, w é o peso por unidade de área dividido por ρ .

O delineamento em "linhas paralelas" pode ser usado para culturas de espaçamentos largos e, podem ser preferidos em relação ao delineamento em "leque" pois é mais fácil de calcular e esquematizar.

A distância entre as plantas dentro da linha é calculada do número de plantas por unidade de comprimento da linha, por exemplo, se o número de plantas/m é 33, a distância entre as plantas será $\frac{1}{33} = 0,03 \text{ m}$.

4. EXEMPLO DE UM DELINEAMENTO SISTEMÁTICO

Os dados que serão utilizados, tendo em vista a verificação da viabilidade de aplicação da análise de regressão polinomial em ensaios sistemáticos, são referentes a um ensaio de variedades de café, segundo STEVENS (1949).

Serão comparadas seis variedades designadas por A, B, C, D e F, de acordo com a relação abaixo:

A - Nacional

B - Amarelo Botucatu

C - Bourbon

D - Bourbon Amarelo

E - Sumatra

F - Maragogipe

Estas variedades foram colocadas em 30 fileiras de 50 plantas cada uma, pela ordem sistemática:

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F

Cada fileira é colhida independentemente e, constitui, portanto, um talhão.

Pelo esquema anterior, observa-se que há 5 repetições por variedade.

Com os dados referentes a este ensaio de variedades de café será feita a análise estatística completa para comparação de totais a saber: análise de regressão; estabelecimento da equação de regressão e análise de covariância.

As conclusões serão baseadas nos resultados obtidos de dez anos, de 1937-1946 (Tabela 1). Nesse período, quase todas as fileiras manifestaram os máximos de produção nos anos pares (Figura 13).

Tabela 1 - Produção, em quilos, de café em côco. Colheita total de fileiras de 50 plantas dos diversos anos do ensaio.

VARIEDADE	NÚMERO DA FILEIRA	ANO 1937	ANO 1938	ANO 1939	ANO 1940	ANO 1941
A Nacional	1	63,3	85,2	43,9	110,8	13,2
	7	75,6	83,7	56,1	101,2	25,2
	13	68,3	141,5	32,9	130,1	24,9
	19	75,7	177,0	36,3	181,8	21,0
	25	69,0	164,4	25,0	167,0	13,2
Total		351,9	651,8	194,2	690,9	97,5
B Amarelo Botucatu	2	69,8	95,1	71,5	85,8	27,0
	8	74,3	95,3	62,6	92,2	34,1
	14	69,9	139,9	44,2	128,3	29,8
	20	61,6	161,8	20,7	146,4	12,4
	26	63,3	186,0	18,7	171,2	7,3
Total		338,9	678,1	217,7	623,9	110,6
C Bourbon	3	110,0	96,1	121,7	97,4	42,4
	9	114,0	130,2	128,0	132,2	67,9
	15	124,4	170,3	129,6	185,1	68,2
	21	109,1	203,6	76,4	203,6	28,7
	27	108,8	241,5	57,0	233,7	29,8
Total		566,3	841,7	512,7	852,0	237,0
D Bourbon Amarelo	4	106,6	104,2	113,9	116,2	66,2
	10	98,1	109,5	117,2	125,8	81,2
	16	106,5	182,8	70,1	201,9	48,6
	22	99,7	218,2	56,7	213,9	33,8
	28	112,8	252,6	45,3	245,0	30,1
Total		523,7	867,3	403,2	902,8	259,9
E Sumatra	5	82,3	116,2	64,8	126,8	29,4
	11	86,9	140,7	70,0	145,9	42,6
	17	83,5	164,3	51,5	176,5	25,2
	23	75,0	182,5	24,6	170,0	14,3
	29	83,9	211,1	28,3	208,4	13,0
Total		411,6	814,8	239,2	827,6	124,5
F Maragogipe	6	28,3	82,9	64,1	111,4	30,7
	12	36,9	97,8	63,3	121,9	37,1
	18	31,9	141,0	64,4	156,1	37,8
	24	22,1	146,5	55,2	155,2	29,2
	30	21,5	148,5	56,4	155,5	20,4
Total		140,7	616,7	303,4	700,1	155,2
TOTAL GERAL		2333,1	4470,4	1870,4	4597,3	984,7

Tabela 1 - Continuação.

VARIETADE	NÚMERO DA FILEIRA	ANO 1942	ANO 1943	ANO 1944	ANO 1945	ANO 1946
A Nacional	1	18,3	80,8	53,2	24,9	108,1
	7	46,9	51,2	109,6	69,1	92,9
	13	80,0	54,1	155,4	68,8	108,1
	19	98,7	63,7	167,8	82,1	154,3
	25	88,7	57,7	166,8	71,9	148,6
Total		332,6	307,5	652,8	316,8	612,0
B Amarelo Botucatu	2	27,5	87,5	76,2	33,5	117,3
	8	69,3	38,7	142,6	58,0	114,3
	14	87,8	39,9	149,5	55,7	109,6
	20	102,5	21,9	170,3	153,4	125,8
	26	104,0	38,2	172,4	62,0	128,6
Total		391,1	226,2	711,0	262,6	595,6
C Bourbon	3	47,8	97,1	116,6	79,2	152,8
	9	104,1	72,0	203,4	123,1	168,0
	15	125,1	89,5	195,0	130,2	166,3
	21	146,2	52,5	209,1	99,9	184,8
	27	126,9	89,9	216,1	103,9	216,3
Total		550,1	400,9	940,2	536,3	888,2
D Bourbon Amarelo	4	47,9	137,8	99,8	137,0	181,8
	10	91,0	97,1	201,5	123,2	191,0
	16	142,5	95,1	224,1	125,9	239,0
	22	144,8	58,4	257,8	83,5	251,0
	28	148,4	99,5	218,7	103,1	268,2
Total		574,6	487,9	1001,9	572,7	1131,0
E Sumatra	5	56,4	81,1	125,5	93,6	148,9
	11	97,9	84,5	177,8	110,9	162,3
	17	114,1	60,0	197,2	92,6	166,8
	23	107,1	55,6	164,2	87,1	161,3
	29	106,1	106,4	134,7	95,6	165,1
Total		481,6	387,6	799,4	479,8	804,4
F Maragogipe	6	44,1	53,9	67,3	41,2	151,8
	12	70,4	53,6	105,0	52,3	183,0
	18	73,2	71,1	93,7	57,5	208,2
	24	62,7	79,9	79,2	42,0	195,0
	30	67,6	108,0	72,5	34,3	202,0
Total		318,0	366,5	417,7	227,3	940,0
TOTAL GERAL		2648,0	2176,6	4523,0	2395,5	4971,2

Figura 13 - Produção de café em côco, médias de 50 plantas das variedades do ensaio, nas colheitas de 1937 a 1946. Variedades: A - Nacional; B - Amarelo Botucatu, C - Bourbon, D - Bourbon Amarelo, E - Sumatra, F - Maragogipe.

4.1. Análise Estatística

4.1.1. Metodologia de STEVENS (1949)

4.1.1.1. Comparação dos totais

No Tabela 2 observam-se os totais dos dez anos (1937-1946) e a seguir a análise da variância destes totais.

Tabela 2 - Totais dos Dez Anos, 1937-1946.

VARIEDADE	FILEIRAS					TOTAL	MÉDIA
	1-6	7-12	13-18	19-24	25-30		
A	602	712	864	1058	972	4208	841,6
B	691	781	854	877	952	4155	831,0
C	961	1243	1384	1314	1424	6326	1265,2
D	1111	1236	1436	1418	1524	6725	1345,0
E	925	1120	1132	1042	1153	5372	1074,4
F	676	821	935	867	886	4185	837,0
TOTAL	4966	5913	6605	6576	6911	30971	1032,4

	GRAUS DE LIBERDADE		SOMAS DE QUADRADOS
Entre variedades	5	$n-1$	1.344.132
Dentro de variedades	24	$k(n-1)$	498.983
TOTAL	29		1.843.115

Calculam-se as diferenças e as somas das produções de pares de fileiras que são equidistantes do centro.

Os coeficientes dos polinômios ortogonais, obtidos de Fisher e Yates, Tab. XXIII, são associados: os de grau ímpar com as diferenças e os de grau par com as somas.

É conveniente dividir os coeficientes do 3º, 4º e 5º graus, respectivamente, por 10, 100 e 1000.

FILEIRA	VAR.	DIF.	ε_1	ε_3	ε_5	SOMAS	ε_2	ε_4
15-16	C,D	52	1	-11,2	+17,68	2820	-112	+123,76
14-17	B,E	278	3	-33,1	+50,83	1986	-109	+112,70
13-18	A,F	71	5	-53,5	+77,53	1799	-103	+91,31
12-19	F,A	237	7	-71,4	+94,08	1879	-94	+60,96
11-20	E,B	-243	9	-85,8	+97,68	1997	-82	+23,76
10-21	D,C	78	11	-95,7	+86,79	2550	-67	-17,49
9-22	C,D	175	13	-100,1	+61,49	2661	-49	-59,29
8-23	B,E	261	15	-98,0	+23,84	1823	-28	-97,44
7-24	A,F	155	17	-88,4	-21,76	1579	-4	-127,04
6-25	F,A	296	19	-70,3	-68,21	1648	+23	-142,49
5-26	E,B	27	21	-42,7	-105,35	1877	+53	-137,49
4-27	D,C	313	23	-4,6	-119,60	2535	+86	-105,04
3-28	C,D	563	25	+45,0	-93,60	2485	+122	-37,44
2-29	B,E	462	27	+107,1	-5,85	1844	+161	+73,71
1-30	A,F	284	29	+182,7	+169,65	1488	+203	+237,51
$SC(\varepsilon^2)$			8990	213602,4	214573,32		302064	367158,792

Designando o total de uma fileira por y, obtém-se:

$$S(y \varepsilon_1) = (52)(1) + (278)(3) + (71)(5) + \dots + (284)(29) = +58.571,00$$

$$S(y \varepsilon_2) = -159.077,00$$

$$S(y \varepsilon_3) = 29.383,30$$

$$S(y \varepsilon_4) = -44.365,85$$

$$S(y \varepsilon_5) = -28.193,05$$

Designando os subtotais de $\varepsilon_1, \dots$, por $E_1, \dots$, obtém-se:

Variedades A, F

$$E_1 = -29 - 17 - 5 + 7 + 19 = -25,00$$

$$E_3 = -182,7 + 88,4 + 53,5 - 71,4 - 70,3 = -182,50$$

$$E_5 = -199,55$$

$$E_2 = 203 + 23 - 4 - 103 - 94 = 25,00$$

$$E_4 = 120,25$$

Variedades B, E

$$E_1 = -15,00$$

$$E_3 = -104,50$$

$$E_5 = -76,49$$

$$E_2 = -5,00$$

$$E_4 = -24,75$$

Variedades C, D

$$E_1 = -5,00$$

$$E_3 = -34,00$$

$$E_5 = -18,38$$

$$E_2 = -20,00$$

$$E_4 = -95,50$$

Convém dividir estes subtotais por cinco. Sendo simétricos (com mudança de sinal no caso de graus ímpares) pode-se trabalhar com as diferenças e as somas dos subtotais das variedades, como no caso das observações individuais.

Então, facilmente se obtém as somas dos produtos entre variedades:

VAR.	DIFERENÇAS (y)	E1 5	E3 5	E5 5	SOMAS (y)	E2 5	E4 5
C-D	+399	1	+6,8	+3,676	13.051	-4	-19,10
B-E	+1.217	3	+20,9	+15,298	9.527	-1	-4,95
A-F	-23	5	+36,5	+39,910	8.393	+5	+24,05

$$S(y E_1)/5 = (399)(1) + (1217)(3) + (-23)(5) = +3.935,00$$

$$S(y E_3)/5 = +27.309,00$$

$$S(y E_5)/5 = +19.166,46$$

$$S(y E_2)/5 = -19.766,00$$

$$S(y E_4)/5 = -94.581,10$$

Obtem-se, agora, a soma de produtos dentro de variedades:

$$S(y \varepsilon_1) - S(y E_1)/5 = 54.636,00$$

$$S(y \varepsilon_2) - S(y E_2)/5 = -139.311,00$$

$$S(y \varepsilon_3) - S(y E_3)/5 = 2.074,30$$

$$S(y \varepsilon_4) - S(y E_4)/5 = 50.215,25$$

$$S(y \varepsilon_5) - S(y E_5)/5 = -47.359,51$$

Calcula-se, semelhantemente, as somas dos quadrados e produtos dos subtotais dos coeficientes:

$$S(E_1^2)/5 = 2 \times 5[(1)^2 + (3)^2 + (5)^2] = 350,00$$

$$S(E_3^2)/5 = 2 \times 5[(6,8)^2 + (20,9)^2 + (36,5)^2] = 18.153,00$$

$$S(E_5^2)/5 = 18.403,50$$

$$S(E_2^2)/5 = 420,00$$

$$S(E_4^2)/5 = 9.677,15$$

$$S(E_1 E_3)/5 = 2 \times 5[(1)(6,8) + (3)(20,9) + (5)(36,5)] = 2.520,00$$

$$S(E_1 E_5)/5 = 2.491,20$$

$$S(E_3 E_5)/5 = 18.014,40$$

$$S(E_2 E_4)/5 = 2.016,00$$

Subtraindo as somas de quadrados acima de $S(\varepsilon^2)$, que é dado em Fisher (tabela), obtem-se as somas de quadrados dentro de variedades:

$$S(\varepsilon_1^2) - S(E_1^2)/5 = 8.990,00 - 350,00 = 8.640,00$$

$$S(\varepsilon_3^2) - S(E_3^2)/5 = 213.602,40 - 18.153,00 = 195.449,40$$

$$S(\varepsilon_5^2) - S(E_5^2)/5 = 214.573,32 - 18.403,50 = 196.169,82$$

$$S(\varepsilon_2^2) - S(E_2^2)/5 = 302.064,00 - 420,00 = 301.644,00$$

$$S(\varepsilon_4^2) - S(E_4^2)/5 = 367.158,79 - 9.677,15 = 357.481,64$$

Observa-se que uma soma dos produtos dos sub-totais de coeficientes de ordem par e ímpar, respectivamente, é nula. Por conseguinte, qualquer polinômio par é ortogonal com qualquer polinômio ímpar, mesmo depois da eliminação das diferenças entre variedades. É por essa razão que as equações normais se dividem em dois grupos, fornecendo o primeiro grupo os coeficientes de regressão de ordem ímpar e o segundo, os coeficientes de regressão de ordem par. Dentro de cada grupo, a construção da análise de variância segue o método usual para regressão com duas ou mais variáveis independentes.

4.1.1.2. Análise de regressão

4.1.1.2.1. Coeficientes de regressão

ímpares

a) Regressão de 5º grau

$$\text{Matriz de Quadrados e produtos dos } x^2 = \begin{bmatrix} 8.640,00 & -2.520,00 & -2.491,20 \\ -2.520,00 & 195.449,40 & -18.014,40 \\ -2.491,20 & -18.014,40 & 196.169,80 \end{bmatrix} = A$$

$$\text{Produtos} = P = \begin{bmatrix} +54.636,00 \\ +2.074,30 \\ -47.359,51 \end{bmatrix}$$

$$\text{Coefic.} = b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_3 \\ b_5 \end{bmatrix} = A^{-1} \cdot P = \begin{bmatrix} +6,301778 \\ +0,077646 \\ -0,154263 \end{bmatrix}$$

$$SQ = b' \cdot P = 351.771 \text{ (1º grau + 3º grau + 5º grau).}$$

b) Regressão Cúbica

$$A = \begin{bmatrix} 8.640,00 & -2.520,00 \\ -2.520,00 & 195.449,40 \end{bmatrix}$$

$$P = \begin{bmatrix} +54.636,00 \\ +2.074,30 \end{bmatrix}$$

$$b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_3 \end{bmatrix} = A^{-1} \cdot P = \begin{bmatrix} +6,350590 \\ +0,092493 \end{bmatrix}$$

$$SQ = b' \cdot P = 347.163 \text{ (1º + 3º grau).}$$

c) Regressão Linear

$$A = 8.640,00 \quad P = 54.636,00 \quad b = A^{-1} \cdot P = +6,323611$$

$$SQ = 6,323611 \times 54.636,00 = 345.497 \text{ (1º grau)}$$

4.1.1.2.2. Coeficientes de Regressão

Pares

a) Regressão de 4º grau

$$A = \begin{bmatrix} 301.644,00 & -2.016,00 \\ -2.016,00 & 357.481,60 \end{bmatrix}$$

$$P = \begin{bmatrix} -139.311,00 \\ +50.215,21 \end{bmatrix}$$

$$b = \begin{bmatrix} b_2 \\ b_4 \end{bmatrix} = A^{-1} \cdot P = \begin{bmatrix} -0,460918 \\ +0,137870 \end{bmatrix}$$

$$SQ = b' \cdot P = 71.134 \text{ (2º + 4º grau)}.$$

c) Regressão Quadrática

$$A = 301.644,00 \quad P = -139.311,00 \quad b = A^{-1} \cdot P = -0,461839$$

$$SQ = -0,461839 \times -139.311,00 = 64.339 \text{ (2º grau)}.$$

Assim, a Análise de Regressão ficará:

ANÁLISE DE REGRESSÃO

	GRAUS DE LIBERDADE	SOMAS DOS QUADRADOS	QUADRADO MÉDIO	F
Regressão:				
do 1º grau	1	345.497	345.497	86,29
diferença (3º)	<u>1</u>	<u>1.666</u>	1.666	0,42
dos 1º e 3º graus	(2)	(347.163)	-	
diferença (5º)	<u>1</u>	<u>4.608</u>	4.608	1,15
dos 1º, 3º e 5º graus	(3)	(351.771)	-	
do 2º grau	1	64.339	64.339	16,07
diferença (4º)	<u>1</u>	<u>6.795</u>	6.795	1,69
dos 2º e 4º graus	(2)	(71.134)	-	
Resíduo	19	76.078	4.004	
TOTAL, DENTRO DE VAR.	24	498.983		

∴ Equação de Regressão:

$$y = 1.032,40 + 6,324 \varepsilon_1 - 0,462 \varepsilon_2$$

Um breve exame da análise de regressão revela que uma regressão de segundo grau é necessária e suficiente para representar o efeito da heterogeneidade do terreno. Assim, a análise de regressão é devidamente alterada, passando para o "resto" (resíduo) os três graus de liberdade que correspondem às funções de terceiro, quarto e quinto graus.

ANÁLISE DE REGRESSÃO MODIFICADA

	GRAUS DE LIBERDADE	SOMAS DOS QUADRADOS	QUADRADO MÉDIO
Regressão do 1º grau	1	345.497	345.497
Regressão do 2º grau	<u>1</u>	<u>64.339</u>	64.339
	(2)	(409.836)	-
Resto	22	89.147	4.052
TOTAL, DENTRO DE VARIEDADES	24	498.983	

4.1.2. Uma Metodologia Alternativa

4.1.2.1. Comparação dos totais

Para fazer uso da Regressão por Polinômios Ortogonais sobre a posição da fileira, onde: i , com $i = 1, 2, \dots, 30$, é o número da fileira; y_i é a produção da fileira i (total de 10 anos), e c_k , com $k = 1, 2, 3, 4, 5$, são os coeficientes dos polinômios ortogonais; tem-se o seguinte quadro para a análise:

i	y_i	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
1	602	-29	203	-182,7	237,51	-169,65
2	691	-27	161	-107,1	73,71	5,85
3	961	-25	122	-45,0	-37,44	93,60
4	1.111	-23	86	4,6	-105,04	119,60
5	925	-21	53	42,7	-137,49	105,35
6	676	-19	23	70,3	-142,49	68,21
7	712	-17	-4	88,4	-127,04	21,76
8	781	-15	-28	98,0	-97,44	-23,84
9	1.243	-13	-49	100,1	-59,29	-61,49
10	1.236	-11	-67	95,7	-17,49	-86,79
11	1.120	-9	-82	85,8	23,76	-97,68
12	821	-7	-94	71,4	60,96	-94,08
13	864	-5	-103	53,5	91,31	-77,53
14	854	-3	-109	33,1	112,71	-50,83
15	1.384	-1	-112	11,2	123,76	-17,68
16	1.436	1	-112	-11,2	123,76	17,68
17	1.132	3	-109	-33,1	112,71	50,83
18	935	5	-103	-53,5	91,31	77,53
19	1.058	7	-94	-71,4	60,96	94,08
20	877	9	-82	-85,8	23,76	97,68
21	1.314	11	-67	-95,7	-17,49	86,79
22	1.418	13	-49	-100,1	-59,29	61,49
23	1.042	15	-28	-98,0	-97,44	23,84
24	867	17	-4	-88,4	-127,04	-21,76
25	972	19	23	-70,3	-142,49	-68,21
26	952	21	53	-42,7	-137,49	-105,35
27	1.424	23	86	-4,6	-105,04	-119,60
28	1.524	25	122	45,0	-37,44	-93,60
29	1.153	27	161	107,1	73,71	-5,85
30	886	29	203	182,7	237,51	169,65
$\sum c_k^2$		8.990,00	302.064,00	213.602,40	367.158,74	214.573,32

Com esses dados calculam-se as seguintes Somas de Quadrados e Produtos para Total:

$$\begin{aligned} \text{a) } SQ_{Total} &= \sum_{i=1}^{30} y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{30} y_i \right)^2}{30} = \\ &= 33.816.540 - \frac{(30.971)^2}{30} = 1.843.115 \end{aligned}$$

$$\text{b) } SQ C_k = \sum_{i=1}^{30} c_{ki}^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{30} c_{ki} \right)^2}{30}, \quad \text{mas } \sum_i c_{ki} = 0, \quad \forall k \text{ pois}$$

são ortogonais.

$$\text{Assim, } SQ C_k = \sum_{i=1}^{30} c_{ki}^2 \text{ e obtém-se:}$$

$$SQ C_1 = \sum_i^{30} c_{1i}^2 = 8.990$$

$$SQ C_2 = \sum_i^{30} c_{2i}^2 = 302.064$$

$$SQ C_3 = \sum_i^{30} c_{3i}^2 = 213.602$$

$$SQ C_4 = \sum_i^{30} c_{4i}^2 = 367.159$$

$$SQ C_5 = \sum_i^{30} c_{5i}^2 = 21.457$$

$$\text{c) } SPY C_k = \sum_{i=1}^{30} y_i \cdot c_{ki} - \frac{\left(\sum_i y_i \right) \left(\sum_i c_{ki} \right)}{30}, \quad \text{mas } \sum_i c_{ki} = 0,$$

para $\forall k$ pois são ortogonais.

Assim, $SPY C_k = \sum_{i=1}^{30} y_i c_{ki}$ e obtém-se:

$$SPY C_1 = \sum_{i=1}^{30} y_i c_{1i} = 58.571$$

$$SPY C_2 = \sum_{i=1}^{30} y_i c_{2i} = -159.077$$

$$SPY C_3 = \sum_{i=1}^{30} y_i c_{3i} = 29.383$$

$$SPY C_4 = \sum_{i=1}^{30} y_i c_{4i} = -44.366$$

$$SPY C_5 = \sum_{i=1}^{30} y_i c_{5i} = -28.193$$

$$\begin{aligned} d) SP C_k C_{k'} &= \sum_{i=1}^{30} c_{ki} c_{k'i} - \frac{\left(\sum_i c_{ki} \right) \left(\sum_i c_{k'i} \right)}{30}, \quad \text{mas } \sum_i c_{ki} \\ &= \sum_i c_{ki} = 0, \text{ pois são ortogonais e } \sum_i c_{ki} c_{k'i} = 0 \end{aligned}$$

Portanto, $SP C_k C_{k'} = 0$, para $\forall k \neq k'$.

Com isso tem-se a seguinte Matriz de Quadrados e Produtos para Total:

$$S_1 = \begin{array}{c|cccccc} & y & c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 \\ \hline y & 1.843.115 & 58.571 & -159.077 & 29.383 & -44.366 & -28.193 \\ \hline c_1 & 58.571 & 8.990 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_2 & -159.077 & 0 & 302.064 & 0 & 0 & 0 \\ c_3 & 29.383 & 0 & 0 & 213.602 & 0 & 0 \\ c_4 & -44.366 & 0 & 0 & 0 & 367.159 & 0 \\ c_5 & -28.193 & 0 & 0 & 0 & 0 & 214.573 \end{array}$$

onde:

$$P_1 = \begin{bmatrix} 58.571 \\ -159.077 \\ 29.383 \\ -44.366 \\ -28.193 \end{bmatrix} \quad e \quad A_1 = \begin{bmatrix} 8.990 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 302.064 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 213.602 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 367.159 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 214.573 \end{bmatrix}$$

Calculando-se, em seguida, os totais das 5 repetições por variedade, tem-se o seguinte quadro auxiliar:

VAR.	TOTAL	TOTAL COEFICIENTES/VAR.					MÉDIAS
	Ty	Tc ₁	Tc ₂	Tc ₃	Tc ₄	Tc ₅	
A	4.208	-25	25	-182,5	120,25	-199,55	841,6
B	4.155	-15	-5	-104,5	-24,75	-76,49	831,0
C	6.326	-5	-20	-34,0	-95,50	-18,38	1.265,2
D	6.725	5	-20	34,0	-95,50	18,38	1.345,0
E	5.372	15	-5	104,5	-24,75	76,49	1.074,4
F	4.185	25	25	182,5	120,25	199,55	837,0
	30.971						1.032,4

Com os dados acima calculam-se as seguintes Somas de Quadrados e Produtos para Total de Variedade:

$$\begin{aligned}
 a) \text{ SQVar} &= \frac{1}{5} \sum_{j=1}^6 (Ty_j)^2 - \frac{\left[\sum_{j=1}^6 Ty_j \right]^2}{30} = \\
 &= \frac{1}{5} (166.587.799) - \frac{(30.971)^2}{30} = 1.344.132
 \end{aligned}$$

$$b) \text{ SQ } Tc_k = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^6 (Tc_{kj})^2 - \frac{\left[\sum_{j=1}^6 Tc_{kj} \right]^2}{30}, \text{ mas } \sum_j Tc_{kj} = 0, \\ \forall k \text{ pois são ortogonais.}$$

$$\text{Assim, } \text{SQ } Tc_k = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^6 (Tc_{kj})^2 \text{ e obtém-se:}$$

$$\text{SQ } Tc_1 = \frac{1}{5} (1.750) = 350$$

$$\text{SQ } Tc_2 = \frac{1}{5} (2.100) = 420$$

$$\text{SQ } Tc_3 = \frac{1}{5} (90.765) = 18.153$$

$$\text{SQ } Tc_4 = \frac{1}{5} (48.386) = 9.677$$

$$\text{SQ } Tc_5 = \frac{1}{5} (92.017) = 18.404$$

$$c) \text{ SP } Ty \text{ } Tc_k = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^6 Ty_j Tc_{kj} - \frac{\left[\sum_j Ty_j \right] \left[\sum_j Tc_{kj} \right]}{30}, \text{ mas } \\ \sum_j Tc_{kj} = 0, \text{ para } \forall k \text{ pois são ortogonais.}$$

$$\text{Assim, } \text{SP } Ty \text{ } Tc_k = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^6 Ty_j Tc_{kj} \text{ e obtém-se:}$$

$$\text{SP } Ty \text{ } Tc_1 = \frac{1}{5} (19.675) = 3.935$$

$$\text{SP } Ty \text{ } Tc_2 = \frac{1}{5} (-98.830) = -19.766$$

$$\text{SP } Ty \text{ } Tc_3 = \frac{1}{5} (136.545) = 27.309$$

$$\text{SP } Ty \text{ } Tc_4 = \frac{1}{5} (-472.906) = -94.581$$

$$\text{SP } Ty \text{ } Tc_5 = \frac{1}{5} (95.832) = 19.166$$

$$d) \sum Tc_k Tc_{k'} = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 Tc_{kj} Tc_{k'j} = \frac{\left[\sum_{j=1}^5 Tc_{kj} \right] \left[\sum_{j=1}^5 Tc_{k'j} \right]}{30},$$

mas $\sum_{j=1}^5 Tc_{kj} = \sum_{j=1}^5 Tc_{k'j} = 0$, para $\forall k \neq k'$, pois são ortogonais.

Assim, $\sum Tc_k Tc_k = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 Tc_{kj} Tc_{kj}$ e obtém-se:

$$\sum Tc_1 Tc_2 = 0$$

$$\sum Tc_1 Tc_3 = \frac{1}{5} (12.600) = 2.520$$

$$\sum Tc_1 Tc_4 = 0$$

$$\sum Tc_1 Tc_5 = \frac{1}{5} (12.456) = 2.491$$

$$\sum Tc_2 Tc_3 = 0$$

$$\sum Tc_2 Tc_4 = \frac{1}{5} (10.080) = 2.016$$

$$\sum Tc_2 Tc_5 = 0$$

$$\sum Tc_3 Tc_4 = 0$$

$$\sum Tc_3 Tc_5 = \frac{1}{5} (90.072) = 18.014$$

$$\sum Tc_4 Tc_5 = 0$$

Com isso tem-se a seguinte Matriz de Quadrados e Produtos para Variedades:

$$S_1 = \begin{array}{c} Ty \\ Tc_1 \\ Tc_2 \\ Tc_3 \\ Tc_4 \\ Tc_5 \end{array} \begin{bmatrix} 1.344.132 & 3.935 & -19.766 & 27.309 & -94.581 & 19.166 \\ \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots \\ 3.935 & 350 & 0 & 2.520 & 0 & 2.491 \\ -19.766 & 0 & 420 & 0 & 2.016 & 0 \\ 27.309 & 2.520 & 0 & 18.153 & 0 & 18.014 \\ -94.581 & 0 & 2.016 & 0 & 9.677 & 0 \\ 19.166 & 2.491 & 0 & 18.014 & 0 & 18.404 \end{bmatrix}$$

onde:

$$P_2 = \begin{bmatrix} 3.935 \\ -19.766 \\ 27.309 \\ -94.581 \\ 19.166 \end{bmatrix} \quad e \quad A_2 = \begin{bmatrix} 350 & 0 & 2.520 & 0 & 2.491 \\ 0 & 420 & 0 & 2.016 & 0 \\ 2.520 & 0 & 18.153 & 0 & 18.014 \\ 0 & 2.016 & 0 & 9.677 & 0 \\ 2.491 & 0 & 18.014 & 0 & 18.404 \end{bmatrix}$$

Em seguida, obtém-se a Matriz de Quadrados e Produtos para o Resíduo (S) pela diferença ($S_1 - S_2$), ou seja,

$$S = S_1 - S_2 = \begin{bmatrix} 498.983 & 54.636 & -139.311 & 2.074 & 50.215 & -47.359 \\ \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots & \dots\dots\dots \\ 54.636 & 8.640 & 0 & -2.520 & 0 & -2.491 \\ -139.311 & 0 & 301.644 & 0 & -2.016 & 0 \\ 2.074 & -2.520 & 0 & 195.449 & 0 & -18.014 \\ 50.215 & 0 & -2.016 & 0 & 357.482 & 0 \\ -47.359 & -2.491 & 0 & -18.014 & 0 & 196.170 \end{bmatrix}$$

onde:

$$P = P_1 - P_2 = \begin{bmatrix} 54.636 \\ -139.311 \\ 2.074 \\ 50.215 \\ -47.359 \end{bmatrix} \quad (\text{Vetor de Produtos})$$

e,

$$A = A_1 - A_2 = \begin{bmatrix} 8.640 & 0 & -2.520 & 0 & -2.491 \\ 0 & 301.644 & 0 & -2.016 & 0 \\ -2.520 & 0 & 195.449 & 0 & -18.014 \\ 0 & -2.016 & 0 & 357.482 & 0 \\ -2.491 & 0 & -18.014 & 0 & 196.170 \end{bmatrix}$$

(Matriz de Quadrados e Produtos dos Coeficientes)

4.1.2.2. Análise de Regressão

4.1.2.2.1. Regressão do 1º grau

Tem-se que:

A_{11} = elemento da matriz $A = \{a_{ij}\}$ para $i = 1$ e $j = 1$ e

p_1 = 1º elemento do vetor P

$$A_{11} = 8.640$$

∴

$$p_1 = 54.636$$

$$\text{Assim, } b_1 = A_{11}^{-1} p_1 = \frac{54.636}{8.640} = 6,323611 \text{ e,}$$

$$\text{SQReg. 1º grau} = 6,323611 \times 54.636 = 345.497$$

4.1.2.2.2. Regressão do 2º grau

Tem-se que:

A_{12} = elementos da matriz $A = \{a_{ij}\}$ para $i = 1, 2$ e $j = 1, 2$
e, p_2 = 1º e 2º elementos do vetor P

$$\therefore A_{12} = \begin{bmatrix} 8.640 & 0 \\ 0 & 301.644 \end{bmatrix} \quad p_2 = \begin{bmatrix} 54.636 \\ -139.311 \end{bmatrix}$$

$$A_{12}^{-1} = \begin{bmatrix} 1/8640 & 0 \\ 0 & 1/301.644 \end{bmatrix}$$

$$\text{Assim, } b = A_{12}^{-1} p_2 = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 6,323611 \\ -0,461839 \end{bmatrix}$$

$$\text{SQReg. (1º + 2º graus)} = b' \cdot p_2 = 409.836$$

Logo,

$$\text{SQReg. 2º grau} = \text{SQReg. (1º + 2º graus)} - \text{SQReg. 1º grau}$$

$$\therefore \text{SQReg. 2º grau} = 409.836 - 345.497 = 64.339$$

4.1.2.2.3. Regressão do 3º grau

Tem-se que:

A_{13} = elementos da matriz $A = \{a_{ij}\}$ para $i = 1, 2, 3$ e $j = 1, 2, 3$
e, p_3 = 1º, 2º e 3º elementos do vetor P

$$\therefore A_{13} = \begin{bmatrix} 8.640 & 0 & -2.520 \\ 0 & 301.644 & 0 \\ -2.520 & 0 & 195.449 \end{bmatrix} \quad p_3 = \begin{bmatrix} 54.636 \\ -139.311 \\ 2.074 \end{bmatrix}$$

$$A_{13}^{-1} = \begin{bmatrix} 0,0001161776 & 0 & 0,0000014979 \\ 0 & 0,0000033152 & 0 \\ 0,0000014979 & 0 & 0,0000051357 \end{bmatrix}$$

Assim,

$$b = A_{13}^{-1} \cdot p_3 = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 6,350586 \\ -0,461844 \\ 0,092491 \end{bmatrix}$$

$$SQReg. (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ \text{ graus}) = b' \cdot p_3 = 411.502$$

Logo,

$$SQReg. 3^\circ \text{ grau} = SQ (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ \text{ graus}) - SQ (1^\circ + 2^\circ \text{ graus})$$

$$\therefore SQReg. 3^\circ \text{ grau} = 411.502 - 409.836 = 1.666$$

4.1.2.2.4. Regressão do 4º grau

Tem-se que:

A_{14} = elementos da matriz $A = \{a_{ij}\}$ para $i = 1, 2, 3, 4$ e $j = 1, 2, 3, 4$ e, $p_4 = 1^\circ, 2^\circ, 3^\circ$ e 4° elementos do vetor P

$$\therefore A_{14} = \begin{bmatrix} 8.640 & 0 & -2.520 & 0 \\ 0 & 301.644 & 0 & -2.016 \\ -2.520 & 0 & 195.449 & 0 \\ 0 & -2.016 & 0 & 357.482 \end{bmatrix} \quad p_4 = \begin{bmatrix} 54.636 \\ -139.311 \\ 2.074 \\ 50.215 \end{bmatrix}$$

$$A_{14}^{-1} = \begin{bmatrix} 0,0001161776 & 0 & 0,0000014979 & 0 \\ 0 & 0,0000033152 & 0 & 0,0000000187 \\ 0,0000014979 & 0 & 0,0000051357 & 0 \\ 0 & 0,0000000187 & 0 & 0,0000027974 \end{bmatrix}$$

Assim,

$$b = A_{14}^{-1} \cdot p_4 = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 6,350586 \\ -0,460919 \\ 0,092491 \\ 0,137866 \end{bmatrix}$$

$$\text{SQReg. } (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ + 4^\circ \text{ graus}) = b' \cdot p_4 = 418.296$$

Logo,

$$\begin{aligned} \text{SQReg. } 4^\circ \text{ grau} &= \text{SQReg. } (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ + 4^\circ \text{ graus}) - \\ &\quad - \text{SQReg. } (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ \text{ graus}) \end{aligned}$$

$$\therefore \text{SQReg. } 4^\circ \text{ grau} = 418.296 - 411.502 = 6.794$$

4.1.2.2.5. Regressão do 5º grau

Tem-se que:

$$A_{15} = A = \begin{bmatrix} 8.640 & 0 & -2.520 & 0 & -2.491 \\ 0 & 301.644 & 0 & -2.016 & 0 \\ -2.520 & 0 & 195.449 & 0 & -18.014 \\ 0 & -2.016 & 0 & 357.482 & 0 \\ -2.491 & 0 & -18.014 & 0 & 196.170 \end{bmatrix} \quad e$$

$$p_5 = P = \begin{bmatrix} 54.636 \\ -139.311 \\ 2.074 \\ 50.215 \\ -47.359 \end{bmatrix}$$

$$A_{15}^{-1} = \begin{bmatrix} 0,0001166945 & 0 & 0,0000016552 & 0 & 0,0000016338 \\ 0 & 0,0000033153 & 0 & 0,0000000187 & 0 \\ 0,0000016552 & 0 & 0,0000051836 & 0 & 0,0000004970 \\ 0 & 0,0000000187 & 0 & 0,0000027974 & 0 \\ 0,0000016338 & 0 & 0,0000004970 & 0 & 0,0000051640 \end{bmatrix}$$

Assim,

$$b = A^{-1} \cdot P = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \\ b_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 6,301778 \\ -0,460919 \\ 0,077647 \\ 0,137866 \\ -0,154267 \end{bmatrix}$$

$$SQReg. (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ + 4^\circ + 5^\circ \text{ graus}) = b' \cdot P = 422.905$$

Logo,

$$SQReg. 5^\circ \text{ grau} = SQReg. (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ + 4^\circ + 5^\circ \text{ graus}) - \\ - SQReg. (1^\circ + 2^\circ + 3^\circ + 4^\circ \text{ graus})$$

$$\therefore SQReg. 5^\circ \text{ grau} = 422.905 - 418.296 = 4.609$$

Com isso, a Análise de Regressão ficará:

C. VARIAÇÃO	GL	SQ	QM
Regressão do 1º grau	1	345.497	345.497
Regressão do 2º grau	1	64.339	64.339
Regressão do 3º grau	1	1.666	1.666
Regressão do 4º grau	1	6.794	6.794
Regressão do 5º grau	1	4.609	4.609
Reg. (1º+2º+3º+4º+5º graus)	(5)	(422.905)	-
Desvios de Regressão	19	76.078	4.004
TOTAL, DENTRO DE VARIEDADE	24	498.983	

A análise de regressão acima revela que uma regressão de segundo grau é necessária e suficiente para representar o efeito da heterogeneidade do terreno. Assim, faz-se uma alteração na análise de regressão, passando para os desvios de regressão (resíduo) os três graus de liberdade correspondentes às funções de 3º, 4º e 5º graus.

Portanto, a Análise de Regressão ficará:

C. VARIAÇÃO	GL	SQ	QM
Regressão do 1º grau	1	345.497	345.497
Regressão do 2º grau	1	64.339	64.339
Desvios de Regressão	22	89.147	4.052
TOTAL, DENTRO DE VARIEDADE	24	498.983	

E, a equação de regressão será:

$$y = 1.032,4 + 6,324 c_1 - 0,462 c_2$$

4.1.3. Exame dos resíduos

Subtraindo-se do total de qualquer fileira a média da variedade correspondente, ficará um resíduo que é puramente uma medida da heterogeneidade do solo.

Por exemplo (fileira 1 → var. A):

$$602 - 841,6 = 239,6 \text{ etc.}$$

Os trinta resíduos são indicados na Figura 14a. Ora, a curva de regressão dada por

$$y = \bar{y} + b_1 c_1 + b_2 c_2$$

deve representar o componente sistemático destes trinta resíduos. O desvio padrão dos desvios, em relação à curva de regressão é:

$$s = \sqrt{4052} = 63,7$$

Os limites 2,5% ficam, então, em

$$\pm (1,96)(63,7) = \pm 124,8$$

acima e abaixo da curva de regressão (ver Figura 14a).

Tem-se assim, uma espécie de "gráfico de controle" que devia ser interpretado como o são os "gráficos de controle" usados na indústria. Parece ser razoável supor que os desvios em relação à curva de regressão sejam aleatórios. Nota-se, especialmente, que não há nada excepcional na primeira e última fileiras, embora não sejam guardadas por fileiras marginais. Faz-se necessário frisar que a análise subsequente é rigorosamente lógica, somente na hipótese de os desvios residuais serem aleatórios.

Figura 14 - 14a: Resíduos dos totais e regressão sobre posição da fileira.

14b: Colheitas médias por ano.

4.1.4. Correção das médias das variedades

Elimina-se, quanto possível, o efeito da heterogeneidade do terreno, subtraindo, de cada fileira, a quantidade:

$$b_1 c_1 + b_2 c_2$$

Para corrigir a média de uma variedade tem-se, então, que subtrair:

$$\frac{b_1 Tc_1 + b_2 Tc_2}{5}$$

Por exemplo, a média corrigida da variedade A será:

$$\bar{A} = \hat{m}_A - \frac{b_1 Tc_1}{5} - \frac{b_2 Tc_2}{5}$$

$$\bar{A} = 841,6 - \frac{(6,324)(-25)}{5} - \frac{(-0,462)(25)}{5}$$

$$\therefore \bar{A} = 841,6 + 5(6,324) - 5(-0,462) \cong 876.$$

Não levando em consideração os erros da estimação dos coeficientes de regressão, obtém-se para a estimativa da variância da média de uma variedade:

$$s(\hat{m}) = \sqrt{\frac{4052}{5}} \cong 28,47$$

Para calcular os limites da média, multiplica-se $s(\hat{m})$ pelo

$$t \begin{cases} 10\% \\ 22gl \end{cases} = 1,72$$

Portanto, $(28,47) \times (1,72) \cong 49.$

Agora, soma-se e subtrai-se esta quantidade da média corrigida:

$$876 \pm 49 = 827 \text{ e } 925$$

Finalmente, pode-se dividir por 10, para apresentar os resultados em termos de colheita por variedade por ano (Tabela 3).

Tabela 3 - Colheita corrigida por variedade por ano.

VARIEDADE	MÉDIA CORRIGIDA	LIMITES FIDUCIAIS
A	87,6	82,7 — 92,5
B	86,5	81,6 — 91,4
C	129,9	125,0 — 134,8
D	137,9	133,0 — 142,8
E	110,8	105,9 — 115,7
F	87,1	82,2 — 92,0

Os intervalos acima, são representados graficamente na Figura 14b. Aproximadamente, pode-se dizer que a probabilidade é de 90% de que o valor verdadeiro esteja dentro do intervalo indicado e que, quando dois intervalos se sobrepõem, as duas variedades correspondentes não são significativamente diferentes.

Os intervalos deviam ser, de fato, um pouco mais largos para levar em conta os erros dos coeficientes de regressão. O teste de significância exato é, contudo, fornecido pela análise de covariância.

4.1.5. Análise de Covariância

A análise de covariância é uma técnica de bastante interesse, embora seu uso não seja muito comum. Tem por finalidade utilizar uma ou mais variáveis auxiliares (por exemplo, número de plantas por parcela) na interpretação dos dados referentes a uma variável em que se está primordialmente interessado (por exemplo, a produção).

A análise de covariância complementa o controle local e pode até substituí-lo em alguns casos.

Para construir uma análise de covariância, deve-se que calcular a soma dos quadrados atribuível a uma regressão do 2º grau, sem a eliminação das variedades.

Assim, teremos:

Regressão:

$$1^{\circ} \text{ grau} = \frac{[S(y c_1)]^2}{S(c_1)^2} = \frac{(58571)^2}{8990} = 381.597,6$$

$$2^{\circ} \text{ grau} = \frac{[S(y c_2)]^2}{S(c_2)^2} = \frac{(-159077)^2}{302064} = 83.775,3$$

$$\text{Total} = 381.597,6 + 83.775,3 = 465.372,9$$

Portanto, a análise de covariância ficará:

	ANÁLISE ORIGINAL	REGRESSÃO	ANÁLISE FINAL	Q. M.
Variedades (5)	1.344.132		(5) 1.288.595	257.719
Resíduo (24)	498.983	(2) 409.836	(22) 89.147	4.052
TOTAL	(29) 1.843.115	(2) 465.373	(27) 1.377.742	

onde, os números entre parênteses são os graus de liberdade e na análise final:

$$SQ_{\text{Resto}} = 498.983 - 409.836 = 89.147 \text{ com } 22 \text{ gl},$$

$$SQ_{\text{Total}} = 1.843.115 - 465.373 = 1.377.742 \text{ com } 27 \text{ gl e},$$

$$\therefore SQ_{\text{Entre Variedades}} = SQ_{\text{Total}} - SQ_{\text{Resto}} = 1.288.595 \text{ com } 5 \text{ gl}.$$

É claro que, neste exemplo, as diferenças entre as variedades são tão grandes que a análise de covariância é desnecessária. Ela está sendo apresentada somente para exemplificar o método.

4.2. Discussão dos Resultados

4.2.1. Heterogeneidade do Solo

De modo geral, a fertilidade vai aumentando à medida que passamos da fileira 1 até a fileira 30. Por causa disso, o arranjo sistemático falha na sua intenção de eliminar o efeito da heterogeneidade do campo. As colheitas de A e B são diminuídas e as de F aumentadas.

4.2.2. Diferenças Entre Variedades

As diferenças principais entre as médias de produção das seis variedades já eram bastante evidentes, mesmo antes da análise estatística. Essa análise corrigiu, contudo, um "vício" nas estimativas das médias e, especialmente, na comparação de A com F. Mostra, também, que as diferenças entre C e D, e entre A, B e F não são estatisticamente significativas.

5. CONCLUSÕES

- Um experimento sistemático não atinge o seu próprio objetivo - a eliminação do efeito da heterogeneidade do campo - a não ser que seja sujeito a uma análise estatística muito rigorosa. Essa análise, geralmente, dá mais trabalho que a dos delineamentos modernos que contêm o princípio da casualização.
- O método das funções ortogonais pode ser explorado com grande vantagem, como foi feito no cálculo da regressão sobre a posição da fileira do exemplo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERRY, G. A mathematical model relating plant yield and arrangement for regularly spaced crops. *Biometrics*, Alexandria, 23: 505-15, 1967.

BLEASDALE, J.K.A. & NELDER, J.A. Plant population and crop yield. *Nature*, London, 188: 342, 1960.

BLEASDALE, J.K.A. Systematic designs for spacing experiments. *Experimental Agriculture*, Cambridge, 3: 73-85, 1967.

BRIEGER, F.G. Melhoramento de *Coffea arabica* var. bourbon - Análise estatística da experiência de café bourbon e seleção de café por métodos modernos. *Bragantina*, Campinas, 1: 26-119, 1941

CARVALHO, M.J.R. de. A estatística na experimentação agrícola. Lisboa, Sá da Costa, 1946. 174p.

CLEAVER, T.J.; GREENWOOD, D.J.; WOOD, J.T. Systematically arranged fertilizer experiments. *Journal Horticultural Science*, Ashford, 45: 457-469, 1970.

DUNCAN, W.G. Cultural manipulation for higher yields. In: _____. *Physiological aspects of crop yield*. Madison, Amer. Soc. Agron., 1969. 396p.

FARAZDHAGHI, H. & HARRIS, P.M. Plant competition and crop yield. *Nature*, London, 217: 289-90, 1968.

- FINCH, S.; SKINNER, G.; FREEMAN, G.H. The effect of plant density on populations of the cabbage root fly on for cruciferous crops. *Annals of Applied Biology, Wellesbourne*, 83: 191-197, 1976.
- FINNEY, D.J. Random and systematic sampling in timber surveys. *Forestry, Oxford*, 22: 1-36, 1948.
- FISHER, R.A. & YATES, F. *Statistical tables*. London, Oliver and Boyd, 1938. 90p.
- FREEMAN, G.H. The use of a systematic design for a spacing trial with a tropical field crop. *Biometrics, Alexandria*, 20: 200-3, 1964.
- FREYMAN, S. & DOLMAN, D. A simple systematic design of planting density experiments with set row widths. *Canadian Journal of Plant Science, Ottawa*, 51: 340-2. 1971.
- HOLLIDAY, R. Plant population and crop yield. *Nature, London*, 186: 22-4, 1960.
- HUXLEY, P.A. & MAINGU, Z. Use of a systematic spacing design as an aid to the study of inter-cropping: some general considerations. *Experimental Agriculture, Cambridge*, 14: 49-56, 1978.
- LUNA, J.G. Análise de covariância linear para ensaios com um fator considerando uma regressão linear específica para cada tratamento. Piracicaba, 1987. 75p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- MARTIN, F.B. Beehive designs for observing variety competition. *Biometrics, Alexandria*, 29: 397-402, 1973.

- MENDES, J.E.T. Ensaio de variedades de cafeeiros. Campinas, IAC, 1939. 36p. (IAC - Boletim Técnico do IAC, 65).
- MILNE, A. The centric systematic area - sample treated as a random sample. *Biometrics*, Alexandria, 15: 270-97, 1959.
- MUNIZ, J.A. Análise de covariância em experimentos em blocos casualizados, com observações perdidas. Piracicaba, 1982. 71p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- NELDER, J.A. New kinds of systematic designs for spacing experiments. *Biometrics*, Alexandria, 18: 283-307, 1962.
- OSBORNE, J.G. Sampling errors of systematic and random surveys of covertype areas. *Journal of the Statistical Association*, Boston, 37: 256-64, 1942.
- PEARCE, S.C. Some special topics. In: _____. *The agricultural field experiment; a statistical examination of theory and practice*. New York, John Wiley, 1983. cap. 9, p. 246-329.
- PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. Piracicaba, Nobel, 1985. 466p.
- ROGERS, I.S. Practical considerations in the use of systematic spacing designs. *Australian Journal of Experimental Agriculture and Animal Husbandry*, East Melbourne, 12: 306-9. 1972.
- STEVENS, W.L. Análise estatística do ensaio de variedades de café. *Bragantia*, Campinas, 9: 103-23, 1949.
- VEEVERS, A. & BOFFEY, T.B. Designs for balanced observation of plant competition. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Amsterdam, 3: 325-32, 1979.

VOLDENG, H. Systematic spacing desings: an alternative to conventional density trials? In: ANNUAL MEETING OF THE CANADIAN SOCIETY OF AGRONOMY, 15., 1969. Proceedings. p. 8-10.

WAHUA, T.A.T. & MILLER, D.A. Relative yield totals and yield components of intercropped sorghum and soybean. *Agronomy Journal*, Madison, 70: 287-91, 1978.

WILLEY, R.W. & RAO, M.R. A systematic design to examine effects of plant population and spacial arrangement in intercropping, illustrated by an experiments on chickpea/safflower. *Experimental Agriculture*, Cambridge, 17: 63-73, 1981.