

# REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DE DADOS DE EXPERIMENTOS DE CONSORCIAÇÃO COM DOIS NÍVEIS DE VARIAÇÃO DO ERRO<sup>1</sup>

JOSÉ RUY PORTO DE CARVALHO<sup>2</sup> e ROGER MEAD<sup>3</sup>

**RESUMO** - Este trabalho analisa dados de experimentos em consorciação de culturas quando a amostra aleatória vem de uma população bivariada. O objetivo é representar e interpretar informações obtidas de dois níveis de variação do erro, como, por exemplo, em experimentos usando parcelas subdivididas. É desenvolvido um método para calcular uma transformação linear para o caso em que ocorram duas correlações residuais (parcelas principais e subparcelas).

Termos para indexação: consorciação de culturas, transformação linear, parcelas subdivididas, análise bivariada, dois níveis de variação residual.

## GRAPHICAL PRESENTATION OF INTERCROPPING DATA FOR TWO LEVELS OF ERROR VARIATION

**ABSTRACT** - This paper is concerned with problems in the analysis of intercropping experiments when the random sample comes from a bivariate population. The aim is to find how to represent and interpret information obtained from two levels of error variation, such as in experiments using a split-plot design. The literature is reviewed and a method of calculating a linear transformation is derived and evaluated for the case when two different residual correlations (main-plot and split-plot) occur.

Index terms: intercropping, linear transformations, split-plot designs, bivariate analysis, two levels of error variation.

## INTRODUÇÃO

A consorciação de culturas é uma idéia antiga, desenvolvida por agricultores em diferentes partes do mundo. Nela, duas ou mais culturas crescem juntas, e na experimentação agrônômica, quando se utilizam parcelas experimentais em monocultivo e consorciadas, a estrutura dos dados é mais complexa do que em experimentos que contenham somente culturas solteiras, o que sugere o uso de dife-

rentes análises como um bom começo para se tratar com experimentos consorciados.

A relação entre as produções das duas ou mais culturas, aqui representada pela correlação residual, pode ser positiva ou negativa. A correlação negativa ocorre quando uma cultura apresenta um bom desempenho na produção de um tratamento em uma parcela e a outra cultura apresenta-se pior do que deveria apresentar-se. Caracteriza-se, assim, o efeito da competição entre as culturas, efeito, este, normalmente esperado quando as culturas estão crescendo juntas na mesma parcela.

A correlação positiva acontece quando ambas as culturas apresentam o mesmo tipo de resposta para qualquer tratamento nelas aplicado, resultando, assim, considerável variação entre as parcelas dentro de cada bloco. Um coeficiente de correlação igual a zero não significa, naturalmente, independência entre as duas culturas ao nível de variação residual, embora a forma reversa seja verdadeira.

<sup>1</sup> Aceito para publicação em 20 de abril de 1990. Extraído do trabalho de dissertação de Ph.D. em Estatística Aplicada do primeiro autor, apresentada à Universidade de Reading, Inglaterra.

<sup>2</sup> Estatístico, PH.D., EMBRAPA/Núcleo de Monitoramento Ambiental (NMA). Rua Donato D'Otaviano, 276, Jardim Chapadão, CEP 13065 Campinas, SP.

<sup>3</sup> Estatístico, Prof. Dep. de Estat. Aplic. da Univ. de Reading Whiteknights, P.O. Box 217 Reading - RG6 2AN - U.K.

A análise de dados consorciados sem considerar esta relação entre as culturas, por exemplo usando análise univariada, pode resultar em altos valores para o erro-padrão da média de tratamento, resultando assim, em comparações de tratamentos que não representam as reais diferenças entre estes.

A análise de variância bivariada examina concomitantemente o sentido de variação de ambas as culturas, podendo ser usada como um procedimento-padrão para a interpretação deste tipo de dados. A análise bivariada foi proposta por Steel (1955), que utilizou este método em experimentos com variedade de alfafa. Seguindo as idéias de Steel (1955), Pearce & Gilliver (1978) introduziram a análise bivariada de variância em consorciação de culturas. Uma revisão mais geral, com aplicação desta técnica, pode ser encontrada em Dear & Mead (1983).

Desde que diferenças significativas são estabelecidas, é necessário testar a fonte destas diferenças, através do uso de interpretação gráfica das médias de tratamentos. O exame gráfico de dados tem sido sugerido por estatísticos como uma técnica poderosa e considerada um pré-requisito essencial para qualquer análise de dados.

Quando um problema univariado é apresentado, não há grande dificuldade na exposição das médias de tratamento; os eixos normais são usados, e a melhor média de tratamento é aquela com o maior ou menor valor. Mas quando duas variáveis estão envolvidas, como, por exemplo, produção de feijão e de milho, alguns problemas de escala aparecem, em face das diferentes covariâncias e dos coeficientes de correlação entre as produções.

Se o diagrama comum de duas dimensões é usado para avaliar as médias de tratamento com uma variável em cada eixo, as conclusões podem ser errôneas, porque as produções teriam a tendência de mostrar uma correlação residual negativa ou positiva.

Assim, seria necessário, na representação das médias de tratamentos, levar em consideração a correlação entre as produções. Isto é feito usando-se eixos não-perpendiculares.

Pearce & Gilliver (1978, 1979) introduziram a maneira de construir eixos não-perpendiculares. Eles usaram uma transformação bivariada aplicada nas produções, de tal forma que as novas variáveis têm variância residual igual a 1 e covariância igual a zero, isto é, com a correlação residual removida da interpretação visual.

Instruções mais detalhadas sobre a construção dos eixos não-perpendiculares quando um nível de variação do erro está presente podem ser vistos em Dear & Mead (1983) ou em Carvalho (1988).

A análise de experimentos em consórcios que utilizam parcelas subdivididas tem sido negligenciada por causa dos diferentes erros-padrões e níveis de precisão necessários para sua correta interpretação. Como resultado, mais de um gráfico não-perpendicular seria necessário para interpretar as médias de tratamento. Pretende-se, desta forma, estender a forma de representação diagramática de eixos não-perpendiculares de dados bivariados, para situações onde se tem mais de um nível de erro, como em experimentos de parcelas subdivididas ou em experimentos de blocos ao acaso, que foram repetidos durante alguns anos.

## MATERIAL E MÉTODOS

Os experimentos consorciados em parcelas subdivididas apresentam, dada a existência dos dois níveis de variação (parcela e subparcela), duas diferentes correlações residuais. O fato de as formas quadráticas correspondentes às parcelas e subparcelas serem independentes torna possível aplicar a transformação bivariada para cada nível do erro, resultando em cinco diferentes diagramas. Cada diagrama corresponde às possíveis situações em que as médias de tratamento podem ser comparadas, e que são as seguintes:

- i) diferenças entre as médias dos tratamentos na parcela, onde os eixos não-perpendiculares são baseados na correlação das parcelas principais;
- ii) diferenças entre médias de tratamentos nas subparcelas, onde os eixos não-perpendiculares são baseados na correlação das subparcelas;
- iii) diferenças entre tratamentos das subparcelas para um particular tratamento na parcela onde os eixos

xos não-perpendiculares são baseados na correlação das subparcelas;

iv) diferenças entre os tratamentos nas parcelas para uma particular subparcela; e

v) diferenças entre tratamentos nas parcelas para diferentes tratamentos nas subparcelas.

As duas últimas comparações (iv e v) usam uma combinação dos erros das parcelas e subparcelas para construir os eixos não-perpendiculares.

Como as correlações residuais são usualmente diferentes nas parcelas e subparcelas, diferentes diagramas são necessários para os diferentes tipos de comparação de médias, como as definidas acima, bem como para a definição dos diferentes desvios-padrões para as diferentes comparações do delineamento usual em parcelas subdivididas. As regiões de precisão para comparações iv e v são especificadas usando-se os graus de liberdade conservadores (parcelas), porque duas estimativas de variação estão envolvidas e não é possível definir exatamente os graus de liberdade.

Seria vantajoso e eficiente ter a mesma forma de correlação residual para parcelas e subparcelas, de forma que somente um diagrama bivariado fosse construído. A mesma forma de correlação nos permitiria ter o mesmo ângulo para os eixos não-perpendiculares, onde as médias das parcelas, subparcelas e interação poderiam ser expostas no mesmo diagrama, embora não usando o mesmo erro-padrão para algumas comparações.

Todas as matrizes de produtos cruzados (isto é, soma de quadrados e produtos, matrizes de covariância e correlação) empregadas em análise multivariada, podem ser escritas como forma quadrática. Por exemplo, as matrizes de variância-covariância residuais das parcelas (mp) e subparcelas (sp) para  $Y_1$  e  $Y_2$  (vetores de observações das culturas consorciadas) podem ser escritas na forma:

$$mp = \begin{bmatrix} s_{11}^2 & s_{11} s_{12} r_1 \\ s_{11} s_{12} r_1 & s_{12}^2 \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$sp = \begin{bmatrix} s_{21}^2 & s_{21} s_{22} r_2 \\ s_{21} s_{22} r_2 & s_{22}^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

onde  $s_{11}^2$ ,  $s_{12}^2$  e  $s_{11} s_{12} r_1$  são as variâncias e covariâncias residuais amostrais das parcelas, e  $s_{21}^2$ ,  $s_{22}^2$  e  $s_{21} s_{22} r_2$  das subparcelas  $r_1$  e  $r_2$  são as respectivas correlações residuais.

Desde que as formas quadráticas podem ser vistas geometricamente como elipses em duas variáveis, o objetivo seria achar uma troca de vetores, de forma que ambas as formas quadráticas sejam diagonalizadas, isto é, tornando os elementos fora da diagonal iguais a zero (geometricamente esta diagonalização é obtida através de uma rotação dos antigos eixos de ambas as elipses, de forma que os novos eixos são coincidentes). Rao (1968), Morrison (1984) e Mardia et al. (1982) apresentam discussão detalhada sobre este assunto.

Para obter as formas quadráticas (1) e (2) com os elementos fora da diagonal principal iguais a zero, são criadas duas novas variáveis:

$$Z_1 = Y_1 + T_1 Y_2 \quad (3)$$

$$Z_2 = Y_1 + T_2 Y_2 \quad (4)$$

Usando uma transformação linear não-singular ao nível das parcelas e definindo a cov  $(Z_1, Z_2) = 0$ , obtém-se:

$$E[Z_1 - E(Z_1)] [Z_2 - E(Z_2)]' = E\{Y_1 - E(Y_1) + T_1(Y_2 - E(Y_2))\} [Y_1 - E(Y_1) + T_2(Y_2 - E(Y_2))]' = E\{Y_1 - E(Y_1)\} [Y_1 - E(Y_1)]' + T_2 E\{Y_1 - E(Y_1)\} [Y_2 - E(Y_2)]' + T_1 E\{Y_2 - E(Y_2)\} [Y_1 - E(Y_1)]' + T_1 T_2 E\{Y_2 - E(Y_2)\} [Y_2 - E(Y_2)]' = 0$$

Então,

$$s_{11}^2 + T_2 s_{11} s_{12} r_1 + T_1 s_{11} s_{12} r_1 + T_1 T_2 s_{12}^2 = s_{11}^2 + (T_1 + T_2) s_{11} s_{12} r_1 + T_1 T_2 s_{12}^2 = T_1 T_2 + (T_1 + T_2) \frac{s_{11}}{s_{12}} r_1 + \frac{s_{11}^2}{s_{12}^2} = 0 \quad (5)$$

Por transformação não-singular entende-se que o determinante da matriz de coeficientes  $Z = [Z_1, Z_2]_{2 \times 2}$  é diferente de zero, implicando que  $Z$  tem solução única. As variáveis  $Z_1$  e  $Z_2$  seguem uma distribuição normal, visto que elas são funções lineares de variáveis normais.

Usando o mesmo procedimento ao nível das subparcelas, obtém-se:

$$T_1 T_2 + (T_1 + T_2) \frac{s_{21}}{s_{22}} r_2 + \frac{s_{21}^2}{s_{22}^2} = 0 \quad (6)$$

Resolvendo as duas equações (5) e (6), os valores de  $T_1$  e  $T_2$  são:

$$T_1 = \frac{K_{11}}{2k_{22}} - \sqrt{K_{33}} \quad \text{e} \quad T_2 = \frac{K_{11}}{2K_{22}} + \sqrt{K_{33}}$$

onde

$$K_{11} = s_{11}^2 s_{22}^2 - s_{12}^2 s_{21}^2$$

$$K_{22} = s_{12} s_{22} (s_{12} s_{21} r_2 - s_{11} s_{22} r_1)$$

$$K_{33} = \left[ \frac{K_{11}}{2K_{22}} \right]^2 - \frac{s_{11} s_{21} (s_{12} s_{21} r_1 - s_{11} s_{21} r_2)}{K_{22}}$$

Os escalares  $T_1$  e  $T_2$  são de tal forma que  $Z_1$  e  $Z_2$  são independentes em termos das matrizes de variância-covariância residual para parcelas e subparcelas. Após usar esta transformação, as formas quadráticas que representam as parcelas e subparcelas são elipses, mas com os elementos fora da diagonal principal iguais a zero.

Neste ponto, já podem ser realizadas as comparações entre tratamentos nas parcelas para um determinado tratamento na subparcela. Para achar uma base ortonormal, isto é, variâncias unitárias e covariâncias iguais a zero nas subparcelas, uma nova transformação é necessária:

$$Z_1' = \frac{Z_1}{\sqrt{V(Z_1)}} \quad (7)$$

$$Z_2' = \frac{Z_2}{\sqrt{V(Z_2)}} \quad (8)$$

onde  $V(Z_1)$  e  $V(Z_2)$  são as variâncias de  $Z_1$  e  $Z_2$  e são definidas, conforme Carvalho (1988), como:

$$V(Z_1) = - \frac{\sqrt{K_{33}} s_{22} (K_{11} s_{22} + 2K_{22} s_{21} r_2)}{K_{22}} + 2K_{33} s_{22}^2$$

$$V(Z_2) = - \frac{\sqrt{K_{33}} s_{22} (K_{11} s_{22} + 2K_{22} s_{21} r_2)}{K_{22}} + 2K_{33} s_{22}^2$$

As transformações (7) e (8) são um conjunto de vetores residuais resultando na diagonalização simultânea das duas formas quadráticas com variância unitária ao nível das subparcelas. Geometricamente, com a primeira transformação [(3) e (4)], ambas as formas quadráticas sofrem uma rotação, de forma que os novos eixos são coincidentes; com a segunda transformação [(7) e (8)], ocorre uma esféricação que é a troca de escalas ao nível da subparcela.

O diagrama pode agora ser construído com escalas iguais para os eixos  $Z_1'$  e  $Z_2'$ . As médias de tratamentos são marcadas dentro de regiões elípticas ou círculos, representando o erro-padrão, intervalo de confiança ou região de não-significância. Os erros-padrões que têm o resíduo da subparcela como base de comparação são representados por círculos. Isto é devido ao fato de que variâncias unitárias foram encontradas e os eixos ortogonais são construídos com a mesma escala original. Entretanto, os erros-padrões que usam o erro das parcelas não são representados por círculos. Isto se deve à transformação utilizada, onde variâncias diferentes da unidade foram encontradas nas parcelas. Elas são elipses com o tamanho dos eixos em função das variâncias das duas variáveis.

As comparações (ii) e (iii) são feitas em termos do erro das subparcelas. O erro-padrão, região de confiança para as médias individuais e as regiões de não-significância para comparar duas médias, são representados por um círculo, com o raio nos eixos ortogonais definidos, conforme mostra a Tabela 1.

A comparação (i) é feita usando-se o erro da parcela principal, e é representada por uma elipse. Uma elipse também representa comparação (iv), mas esta usa uma combinação dos dois erros. As diferenças entre as médias de tratamentos especificadas na comparação (v) raramente são de alguma importância, embora, se desejado, elas também possam ser comparadas usando-se elipses similares às da comparação (iv).

Os erros-padrões, regiões de confiança e regiões de não-significância para comparações (i) e (iv), são representados por elipses com os eixos semi-menor e semi-maior definidos nas Tabelas 2 e 3.

Este método proposto para analisar experimentos de consorciação com dois níveis de variação do erro

TABELA 1. Raio para o círculo.

	Compara- ção (ii)	Compara- ção (iii)
Erro-padrão	$1/\sqrt{n_a n}$	$1/\sqrt{n}$
Região de confiança	$\sqrt{2F_2/n_a n}$	$\sqrt{2F_2/n}$
Região de não-significância	$\sqrt{4F_2/n_a n}$	$\sqrt{4F_2/n}$

$n_a$  é o número de tratamentos nas parcelas,  $n$  é o número de blocos e  $F_2$  é o valor da distribuição  $F$  com dois e os graus de liberdade para as subparcelas.

não seria de utilidade se um programa de computador não estivesse à disposição dos pesquisadores. Por este motivo, foi desenvolvido um programa baseado em SAS/IML (Carvalho 1988), oferecendo os benefícios necessários para a implementação de tal metodologia.

Para ilustrar a aplicação da transformação bivariada (7) e (8) quando dois níveis de variação do erro estão presentes, foi coletado um conjunto de dados provenientes da subestação MORWA na Nigéria em 1967. O experimento em consórcio em parcelas subdivididas de milho e amendoim consistia de cinco espaçamentos em quatro blocos, onde cada parcela foi dividida em dois níveis de nitrogênio. A densidade relativa das plantas, para cada espaçamento de milho e amendoim, foi de, aproximadamente, 1:3, 1:2, 2:3, 4:9 e 1:6, respectivamente. O objetivo desse experimento foi achar o melhor nível de nitrogênio, a melhor densidade de plantas e a combinação de nitrogênio versus espaçamento de plantas, a qual maximiza a produção do consórcio.

**RESULTADOS E DISCUSSÃO**

A soma de quadrados e produtos para produções de milho e amendoim, o valor observado do teste F, suas médias e correlações residuais são dados na Tabela 4.

**TABELA 2. Eixos semi-maior e semi-menor da elipse para comparação (i).**

	Eixo semi-maior $a^2$	Eixo semi-menor $b^2$
Erro-padrão	$\frac{s_{11}^2}{n_b n}$	$\frac{s_{12}^2}{n_b n}$
Região de confiança	$\frac{2F_1 s_{11}^2}{n_b n}$	$\frac{2F_1 s_{12}^2}{n_b n}$
Região de não-significância	$\frac{4F_1 s_{11}^2}{n_b n}$	$\frac{4F_1 s_{12}^2}{n_b n}$

$s_{11}^2$  e  $s_{12}^2$  são as variâncias da parcela depois da transformação,  $n_b$  é o número de tratamentos nas subparcelas e  $F_1$  é o valor crítico da distribuição  $F_2$ ;  $df_1$ , onde  $df_1$  são os graus de liberdade associados ao erro das parcelas.

Correlações residuais:

parcelas . . . . .  $r_1 = -0.5602$   
 subparcelas . . . . .  $r_2 = -0.0415$

Médias do fator A			Médias do fator B		
	$Y_1$	$Y_2$		$Y_1$	$Y_2$
$A_1$	30,38	27,84	$B_1$	36,86	24,31
$A_2$	44,35	22,46	$B_2$	48,04	25,12
$A_3$	54,25	18,96			
$A_4$	58,38	21,05			
$A_5$	24,90	33,26			

Médias da interação A x B		
	$Y_1$	$Y_2$
$A_1B_1$	27,50	26,73
$A_1B_2$	33,25	28,95
$A_2B_1$	37,00	23,50
$A_2B_2$	51,70	21,43
$A_3B_1$	44,00	18,42
$A_3B_2$	64,50	19,50
$A_4B_1$	52,95	21,03
$A_4B_2$	63,80	21,08
$A_5B_1$	22,85	31,86
$A_5B_2$	26,95	34,65

A significância para blocos, tratamentos e componentes do erro na análise bivariada de variância podem ser julgadas através da estatística F bivariada, conforme sugerido por Rao (1952), Pearce (1983) e Carvalho (1988) e comparadas com o valor crítico da distribuição F, como se segue:

parcelas  $F_{1;28;0,05} = 2,40$   
 subparcelas  $F_{2;28;0,05} = 3,35$   
 interação  $F_{8;28;0,05} = 2,31$

A Tabela 4, da análise de variância bivariada mostra um forte efeito do fator nas parcelas (espaçamento), do fator na subparcela (nitrogênio), bem como da interação. Os resultados são apresentados graficamente na Fig. 1. As médias das produções para os cinco espaçamentos, para os dois níveis de nitrogênio e para os dez níveis de interação são colocadas no gráfico, usando os eixos não-perpendiculares nas unidades originais e as regiões de não-sig-

nificância a 5% são desenhadas com um centro comum na parte de baixo do gráfico.

Desde que as transformações ortogonais (7) e (8) resultam em variâncias diferentes da unidade ao nível das parcelas, para comparar duas médias nas parcelas o gráfico usado é uma elipse (cheia na Fig. 1), com o eixo menor definido como na Tabela 2.

A Tabela 3 apresenta o eixo da elipse para comparar duas médias de interação no mesmo nível da parcela subdividida, mas envolvendo diferentes parcelas, a qual compreende a elipse tracejada na Fig. 1. Para comparações entre duas médias nas subparcelas e médias da subparcela dentro da mesma parcela, a forma usada é um círculo (pontilhada e mista na Fig. 1), com o raio definido como na Tabela 1.

Usando-se a Fig. 1, a interpretação das médias de tratamentos é direta. As médias das parcelas parece se situar em três grupos [(A<sub>1</sub>, A<sub>3</sub>), (A<sub>2</sub>, A<sub>3</sub>) e (A<sub>3</sub>, A<sub>4</sub>)]. Há uma diferença significativa entre estes grupos, mas não dentro deles. Isto indica que A<sub>1</sub> e A<sub>3</sub>, por exemplo, não são estatisticamente diferentes. A<sub>3</sub> resulta em uma alta produção de amendoim, enquanto que a maior produção de milho é obtida pelo quarto espaçamento (A<sub>4</sub>). Para as médias das subparcelas, os dois níveis de nitrogênio são muito diferentes, principalmente quando ambas as produções são interagidas. O segundo nível (B<sub>2</sub>) apresenta produção maior para as duas culturas. Para comparar as médias da interação, como pode ser visto na Fig. 1, as médias das subparcelas dentro da mesma par-

TABELA 3. Eixos semi-maior e semi-menor da elipse para comparação (iv).

	Eixo semi-maior a <sup>2</sup>	Eixo semi-menor b <sup>2</sup>
Erro-padrão	$\frac{s_{11}^2 + (n_b - 1) s_{21}^2}{n_b n}$	$\frac{s_{12}^2 + (n_b - 1) s_{22}^2}{n_b n}$
Região de confiança	$\frac{2F_1 (s_{11}^2 + (n_b - 1) s_{21}^2)}{n_b n}$	$\frac{2F_1 (s_{12}^2 + (n_b - 1) s_{22}^2)}{n_b n}$
Região de não-significância	$\frac{4F_1 (s_{11}^2 + (n_b - 1) s_{21}^2)}{n_b n}$	$\frac{4F_1 (s_{12}^2 + (n_b - 1) s_{22}^2)}{n_b n}$

s<sub>21</sub><sup>2</sup> e s<sub>22</sub><sup>2</sup> são as covariâncias das subparcelas depois da transformação.

TABELA 4. Análise bivariada de variância em parcelas subdivididas para milho (Y<sub>1</sub>) e amendoim (Y<sub>2</sub>), em toneladas/acre.

F.V.	G.L.	S.Q. (Y <sub>1</sub> )	S.Q. (Y <sub>2</sub> )	Soma de produtos	F
Bloco	3	88,88	310,05	14,19	2,68
Fator A	4	6.802,11	1.075,26	-2.545,90	8,11
Erro A	12	801,03	280,74	-265,77	-
Fator B	1	1.249,92	6,56	90,56	25,53
Interação A x B	4	357,95	29,67	-58,06	3,84
Erro B	15	185,61	45,33	-3,81	-
Total	39	9.485,50	1.747,81	-2.768,79	-

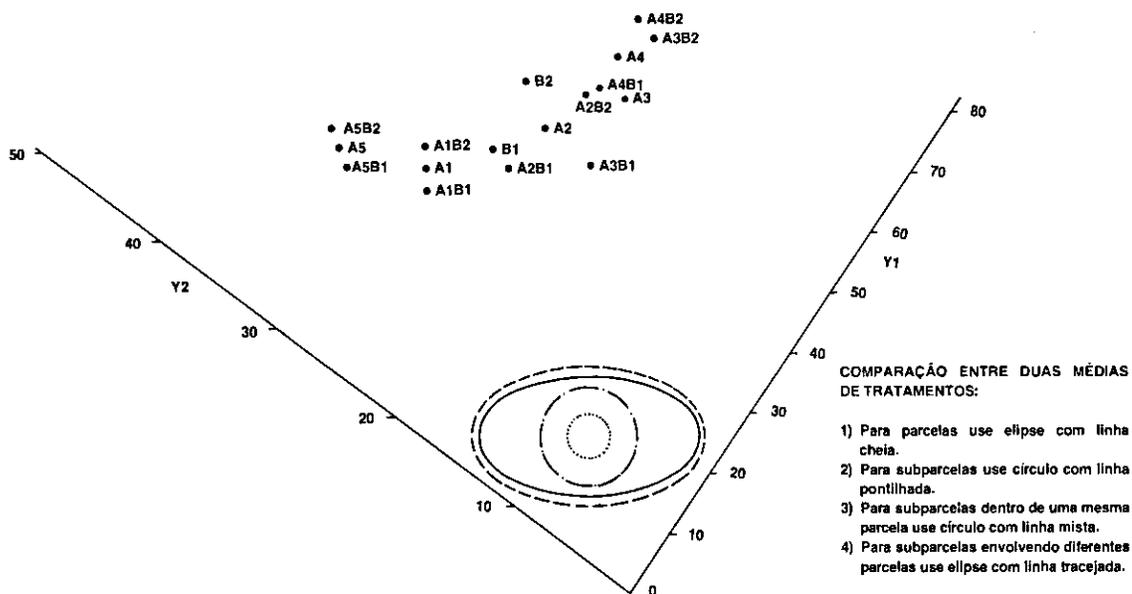


FIG. 1. Eixos não perpendiculares para dois níveis de variação - Regiões de não-significância.

cela são significativamente diferentes em todos os espaçamentos, embora haja uma diferença marginal entre  $A_3$  e  $A_1$ . O segundo nível de nitrogênio melhora a produção de ambas as culturas em todos os espaçamentos, exceto para a média da interação envolvendo o segundo espaçamento  $A_2$ , onde a combinação  $A_1B_2$  melhora somente a produção de  $Y_1$ .

Quando a elipse tracejada é usada para comparar diferentes parcelas para um nível de subparcelas, para  $B_1$  fixo,  $A_4$  é significativamente diferente dos outros. Excluindo-se as diferenças  $A_3 - A_1$ ,  $A_1 - A_2$  e  $A_2 - A_3$ , as quais não são significativamente diferentes, todas as outras o são: Para  $B_2$ ,  $A_2$  é significativamente diferente das outras. As diferenças  $A_3 - A_1$  e  $A_4 - A_3$  não são estatisticamente diferentes. Entretanto, todas as demais o são.

### CONCLUSÕES

1. Neste trabalho, foi encontrada uma transformação linear ortogonal (7) e (8), que

permite produzir médias transformadas, de forma que as parcelas e subparcelas têm a mesma correlação residual, resultando em somente um ângulo para os eixos não-perpendiculares. Os erros-padrões, que usam o erro das subparcelas como base de comparação, são os mesmos em todas as direções (o contorno é representado por um círculo), enquanto que ao nível das parcelas são representadas por elipses (as variâncias são diferentes de 1).

2. O uso desta tecnologia, em uma situação prática, possibilita ter uma clara conclusão a respeito do experimento de espaçamentos e níveis de nitrogênio para milho consorciado com amendoim.

3. Em resumo, a produção de milho é melhorada pelos espaçamentos 4 e 3, enquanto que a produção de amendoim teve melhor resultado usando espaçamentos 5 e 1. Estes espaçamentos, quando combinados com o maior nível de nitrogênio, resultam em altas produções para as duas culturas.

## REFERÊNCIAS

- CARVALHO, J.R.P. **Bivariate analysis in intercropping with two levels of error variation.** Reading, University of Reading, 1988. Tese. Ph.D.
- DEAR, K.B.G. & MEAD, R. **The use of bivariate analysis techniques for the presentation, analysis and interpretation of data.** Statistics in intercropping. s.l., Department of Applied Statistics, Reading University, 1983. (Technical Report, 1).
- MARDIA, K.V.; KENT, J.T.; BIBBY, J.M. **Multivariate analysis.** New York, Academic Press Inc., 1982.
- MORRISON, D.F. **Multivariate statistical methods.** Singapore, McGraw-Hill Inc., 1984.
- PEARCE, S.C. **The agricultural field experiment.** A statistical examination of theory and practice. Chichester, John Wiley & Sons Ltd., 1983.
- PEARCE, S.C. & GILLIVER, B. Graphical assessment of intercropping methods. **J. Agric. Sci., Camb.**, 93:51-58, 1979.
- PEARCE, S.C. & GILLIVER, B. The statistical analysis of data from intercropping experiments. **J. Agric. Sci., Camb.**, 91:625-32, 1978.
- RAO, C.R. **Advanced statistical methods in biometric research.** New York, John Wiley & Sons Ltd., 1952.
- RAO, C.R. **Linear statistical inference and its applications.** New York, John Wiley & Sons Ltd., 1968.
- STEEL, R.G.D. An analysis of perennial crop data. **Biometrics**, 11:201-12, 1955.