

# EFICIÊNCIA DOS MÉTODOS NÃO-PARAMÉTRICOS SOBRE A CAPACIDADE DE NODULAÇÃO EM LEGUMINOSAS<sup>1</sup>

MARCO A. DE A. LEAL<sup>2</sup> e ALBERTO DE F. PENTEADO<sup>3</sup>†

**RESUMO** - Estudou-se a validade do teste F e a eficiência de vários testes não-paramétricos no estudo de parâmetros ligados à nodulação em soja (*Glycine max* (L.) Merrill), nas seguintes combinações: teste F e Kruskal-Wallis (delineamento inteiramente casualizado); teste F, Quade & Friedman (blocos ao acaso); teste F, Bennett & Zimmermann (quadrado latino), todos com quatro combinações de tratamentos e repetições. Os parâmetros estudados foram: número de nódulos, peso seco de nódulos e peso seco da parte aérea. O estudo da eficiência de cada teste foi feito através de 1000 simulações para cada caso, usando-se dados oriundos de um ensaio de uniformidade com 900 parcelas. Os resultados obtidos mostram que os parâmetros ligados à nodulação não são, normalmente, distribuídos, e suas distribuições diferem de qualquer outra distribuição padronizada. O teste F se mostrou robusto e com um bom poder para analisar este tipo de experimento. Os testes de Kruskal-Wallis, Quade & Zimmermann mostraram praticamente a mesma eficiência que o teste F; já o teste de Bennett se mostrou superior. O teste de Friedman não se mostrou válido.

Termos para indexação: simulação, teste F, *Glycine max*.

## EFFICIENCY OF NONPARAMETRIC METHODS FOR THE ANALYSIS OF THE NODULATION CAPACITY OF A LEGUMINOUS CROP

**ABSTRACT** - The validity of the F test and the efficiency of various nonparametric tests for the analysis of the data of nodulation of soybean was studied in the following combinations: F test and that of Kruskal-Wallis (complete randomised design); F test and that of Quade & Friedman (randomised block design); F test and Bennett & Zimmermann (Latin square). All tests were made with four combinations of treatments and replicates. The parameters studied were: number of nodules, dry weight of nodules and dry weight of aerial tissue. The study of the efficiency of each test was performed using 1000 simulations for each case, using data originated from a study of uniformity with 900 plots. The results showed that the parameters associated with nodulation were not normally distributed and their distributions differed from any other standard distribution. The F test was shown to be robust and had a good capability to analyse this type of experiment. The tests of Kruskal-Wallis and Quade & Friedman showed practically the same efficiency as the F test, while that of Bennett & Zimmermann was found to be superior. The test of Friedman was found to be invalid.

Index terms: simulation, F test, *Glycine max*.

## INTRODUÇÃO

A necessidade deste trabalho surgiu com a experiência dos autores em análise estatística de

experimentos no CNPAB/EMBRAPA, onde observaram que experimentos sobre a capacidade de nodulação em leguminosas apresentavam sempre elevadíssimos coeficientes de variação e resultados muito heterogêneos, o que os fez questionar a validade do teste F para este tipo de dado e sua possível substituição por testes não-paramétricos.

Segundo Campos (1983), um teste não-

<sup>1</sup> Aceito para publicação em 17 de agosto de 1993.

<sup>2</sup> Eng.-Agr., UFRRJ-EMBRAPA/Centro Nacional de Pesquisa de Agrobiologia (CNPAB), CEP 23851.970 Seropédica, RJ. Bolsista do CAPES.

<sup>3</sup> Eng.-Agr., IICA, CNPAB/EMBRAPA. *In memoriam*.

-paramétrico é aquele cujo modelo não especifica condições sobre os parâmetros da população da qual a amostra foi obtida. Assim, estes testes podem ser empregados em condições em que o emprego do teste F não seria válido.

Os testes não-paramétricos estudados foram:

- \* inteiramente casualizado: Kruskal-Wallis.
- \* blocos ao acaso: Quade & Friedman.
- \* quadrado latino: Bennett & Zimmermann.

## MATERIAL E MÉTODOS

Para se realizar este estudo era necessário conhecer que distribuições os parâmetros de nodulação seguem. Os dados para tal análise foram obtidos de um ensaio de uniformidade (ou seja, um experimento sem efeito de tratamento) sobre nodulação em soja, em que o plantio e os tratamentos culturais foram feitos visando simular a maneira mais usual de instalação de experimentos com nodulação em soja feitos no CNPAB. Cada parcela constava de uma planta colhida a cada 0,5 m linear com um espaçamento de 0,5 m entre linhas, em um total de 900 parcelas, sendo 30 linhas e 30 colunas. Os parâmetros estudados foram: número de nódulos, peso seco de nódulos e peso seco de parte aérea (este último foi incluído por não estar muito ligado aos fatores da nodulação, servindo, assim, como contraste). Os métodos empregados para obtenção destes parâmetros também foram os mais usuais.

O estudo da eficiência do teste F e dos testes não-paramétricos só poderia ser feito através de simulação. Para isto, poder-se-ia usar a técnica usual (Pinheiro, 1988), ou seja, a de obter funções matemáticas que se ajustassem a cada distribuição obtida; obter o inverso desta função, e, através de um gerador de números aleatórios, gerar dados que seguem esta distribuição. Entretanto, este caminho resultaria em uma perda muito grande de precisão: 1º. ao se obter a função de densidade para as distribuições obtidas (o que além de impreciso seria muito trabalhoso); 2º. ao se obter a função inversa da função de distribuição ajustada, já que provavelmente isto não poderia ser feito analiticamente, tendo que se usar o método de Monte Carlo, o que implicaria mais uma perda de precisão.

Assim, decidiu-se gerar os dados para a simulação através dos 900 dados originais obtidos para cada distribuição, retirados ao acaso, através da rotina "RANDON" (gerador de números pseudo-aleatórios) do programa BASICA, para formar 1000 exemplares de cada uma das seguintes combinações:

A > delineamento, número de tratamentos e número de repetições:

- \* inteiramente casualizado com quatro e oito tratamentos e com três e cinco repetições;
- \* blocos ao acaso com quatro e oito tratamentos e três e cinco repetições;
- \* quadrado latino com quatro, cinco, seis e sete tratamentos.

B > Efeito de tratamento:

- \* sem diferença entre tratamentos;
- \* com uma diferença entre o maior e o menor tratamento de 1,5 vezes o desvio-padrão, e esta diferença distribuída progressivamente nos outros tratamentos. Ou seja, cada repetição "r" do tratamento "i" foi calculada através da seguinte fórmula:

$$r_i = X + \frac{1.5 D (i - 1)}{N - 1}$$

onde:

X = valor casualmente retirado da amostra de 900 parcelas;

D = desvio padrão da amostra original;

N = número de tratamento.

C > Parâmetro analisado:

- \* número de nódulos;
- \* peso seco de nódulos;
- \* peso seco da parte aérea.

A validade do teste F para experimentos com nodulação em leguminosas e a sua comparação em relação aos testes não paramétricos foi analisada a partir da porcentagem de rejeição da hipótese nula  $H_0$  (igualdade entre tratamentos), quando esta é verdadeira. Quanto mais esta porcentagem se enquadra dentro dos níveis de significância adotados, mais robusto será o teste.

O teste estatístico mais poderoso foi determinado pela porcentagem de rejeição da hipótese nula  $H_0$  quando esta é falsa, ou seja, qual o teste mais eficiente para detectar uma real diferença entre tratamentos, nas condições estudadas.

Estas simulações foram feitas através de programas criados em linguagem Basic pelos autores. O computador usado foi um AT 286.

Os quantis usados para teste  $H_0$  foram os da distribuição de Qui-quadrado para os testes de Kruskal-Wallis & Bennett, e os quartis da distribuição de F, para os testes de Quade, Friedman, e Zimmermann.

Os procedimentos para estas análises foram baseados em Zimmermann (1989).

**RESULTADOS E DISCUSSÃO**

A seguir, estão alguns dos principais índices estatísticos e o teste de normalidade para os três conjuntos de dados obtidos:

\* Número de nódulos:  
 número de observações: 900; média: 4.69111; variância: 80.4562; desvio padrão: 8.9697 valor mínimo: 0; máximo: 171; amplitude: 171; quartis superior e inferior: 1 e 5; amplitude interquartilica: 4; mediana: 2; coeficiente de assimetria: 9.575; coeficiente de curtose: 146.73.

Teste de qui-quadrado (Normalidade):  
 $\chi^2$  calculado: 185 com sete graus de liberdade; Nível de significância: ~ 0.

Teste de Kolmogorov-Smirnov (Normalidade):  
 Valor "D": 0.23614; nível de significância: ~ 0.

\* Peso seco de nódulos:  
 número de observações: 900; média: 57.137; variância: 10226; desvio padrão: 101.12; valor mínimo: 0; máximo: 1940; amplitude: 1940; quartis superior e inferior: 4 e 73; amplitude interquartilica: 69; mediana: 26.5; coeficiente de assimetria: 8.493; coeficiente de curtose: 138.77.

Teste de qui-quadrado (Normalidade):  
 $\chi^2$  calculado: 103.45 com seis graus de liberdade; nível significância: ~ 0.

Teste de Kolmogorov-Smirnov (Normalidade):  
 Valor "D": 0.1718; nível de significância: 0.000003.

\*Peso seco da parte aérea:  
 número de observações: 900; média: 6.6894; variância: 16.509; desvio padrão: 4.0632; valor mínimo: 0.5; máximo: 31; amplitude: 30.5; quartis superior e inferior: 3.9 e 8.4; amplitude interquartilica: 4.5; mediana: 5.8; coeficiente de assimetria: 1.6164; coeficiente de curtose: 6.9244.

Teste de qui-quadrado (Normalidade):  
 $\chi^2$  calculado: 36.446 com 13 graus de liberdade; nível de significância: 0.05.

Teste de Kolmogorov-Smirnov (Normalidade):  
 Valor "D": 0.0924; nível de significância: 0.043.

Estes resultados mostram que os parâmetros ligados a nodulação possuem uma distribuição muito distante da distribuição normal, sendo mais próxima da distribuição de Poisson, apesar de também não se enquadrarem nesta, o que já era de se esperar, pois o número de nódulos e o peso seco de nódulos estão relacionados a contagens (Gupta, 1980). Já o parâmetro peso seco da parte aérea se aproxima muito da distribuição normal.

Nas Tabelas 1 a 9, são mostradas as porcentagens de rejeição de  $H_0$  para três diferentes níveis de significância (10%, 5% e 1%) para cada uma das combinações estudadas.

De acordo com os valores obtidos, chega-se aos seguintes resultados para cada delineamento:

**Inteiramente casualizados (Tabelas 1 a 3)**

Em relação à validade, tanto o teste F quanto o teste de Kruskal-Wallis se enquadraram bem dentro dos limites de confiança estabelecidos, não apresentando grandes diferenças entre si em nenhum dos parâmetros analisados.

Em relação ao poder, o teste de Kruskal-

**TABELA 1. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento inteiramente casualizado, parâmetro número de nódulos.**

Trat.	Rep.	ns %	Sem diferença		Com diferença	
			F	K.W.	F.	K.W.
4	3	10	6,8	8,8	74,3	81,4
4	3	5	2,9	2,0	66,8	62,7
4	3	1	0,5	0,0	49,9	0,0
4	5	10	7,2	9,9	80,7	97,6
4	5	5	2,7	4,0	75,7	93,1
4	5	1	0,7	0,5	63,5	74,5
8	3	10	6,8	6,4	72,1	89,8
8	3	5	3,6	2,2	65,4	77,4
8	3	1	1,3	0,0	48,0	27,4
8	5	10	9,8	9,7	79,8	99,9
8	5	5	5,0	4,8	74,3	98,9
8	5	1	1,5	0,4	60,1	92,0

Trat.: n°. de tratamentos; rep.: n°. de repetições; ns%: nível de significância; F: teste F; K.W.: teste de Kruskal-Wallis.

**TABELA 2. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento inteiramente casualizado, parâmetro peso seco de nódulos.**

Trat.	Rep.	ns %	Sem diferença		Com diferença	
			F	K.W.	F.	K.W.
4	3	10	7,4	9,3	64,1	69,2
4	3	5	4,9	2,1	52,2	45,4
4	3	1	1,5	0,0	25,3	0,0
4	5	10	8,0	9,2	79,7	91,1
4	5	5	3,8	4,1	71,9	83,7
4	5	1	0,9	0,3	53,0	54,9
8	3	10	9,9	7,2	64,0	77,4
8	3	5	5,8	1,6	53,2	60,0
8	3	1	1,5	0,1	31,2	12,1
8	5	10	8,5	9,4	82,2	96,7
8	5	5	4,3	3,6	74,4	93,7
8	5	1	1,5	0,3	55,3	76,7

Trat.: n°. de tratamentos; rep.: n°. de repetições; ns%: nível de significância; F: teste F; K.W.: teste de Kruskal-Wallis.

**TABELA 3. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento inteiramente casualizado, parâmetro peso seco de parte aérea.**

Trat.	Rep.	ns %	Sem diferença		Com diferença	
			F	K.W.	F.	K.W.
4	3	10	9,3	7,9	41,3	40,3
4	3	5	4,7	1,4	29,2	18,2
4	3	1	0,8	0,0	9,0	0,0
4	5	10	10,7	9,2	63,5	66,5
4	5	5	5,7	4,1	48,8	49,0
4	5	1	1,3	0,6	22,7	15,3
8	3	10	8,9	4,7	43,1	40,9
8	3	5	3,9	1,3	27,4	19,3
8	3	1	1,0	0,0	8,7	0,9
8	5	10	11,2	8,2	67,0	75,8
8	5	5	4,9	3,3	52,4	60,2
8	5	1	1,2	0,4	27,7	24,9

Trat.: n°. de tratamentos; rep.: n°. de repetições; ns%: nível de significância; F: teste F; K.W.: teste de Kruskal-Wallis.

-Wallis se mostrou levemente superior ao teste F, principalmente no caso de cinco repetições.

#### Blocos ao acaso (Tabelas 4 a 6)

Em relação à validade, não houve diferenças entre o teste F e o teste de Quade, pois na maioria

**TABELA 4. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento blocos ao acaso, parâmetro número de nódulos.**

Trat.	Rep.	ns%	Sem diferença			Com diferença		
			F	Quad.	Frie.	F.	Quad.	Frie
4	3	10	5,9	8,9	13,9	71,0	73,1	65,2
4	3	5	2,5	3,5	7,1	61,7	59,4	57,7
4	3	1	0,9	0,1	2,0	37,0	17,4	31,9
4	5	10	6,5	10,4	11,4	81,4	87,1	88,6
4	5	5	3,2	4,3	7,2	74,9	81,8	85,8
4	5	1	0,6	1,1	2,0	61,2	64,4	73,9
8	3	10	7,7	9,5	13,6	66,9	80,8	91,3
8	3	5	3,7	4,0	7,8	59,7	70,6	83,6
8	3	1	1,2	0,3	2,0	41,5	39,5	64,8
8	5	10	7,5	9,4	12,8	77,8	96,5	99,5
8	5	5	3,9	3,6	5,9	72,3	92,6	98,4
8	5	1	0,3	0,4	0,8	59,7	79,4	93,8

Trat.: n°. de tratamentos; rep.: n°. de repetições; ns%: nível de significância; F: teste F; Quad.: teste de Quade; Frie.: teste de Friedman.

**TABELA 5. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento blocos ao acaso, parâmetro peso seco de nódulos.**

Trat.	Rep.	ns%	Sem diferença			Com diferença		
			F	Quad.	Frie.	F.	Quad.	Frie
4	3	10	7,7	9,3	15,1	60,6	56,6	61,5
4	3	5	4,2	4,2	7,5	46,5	40,3	50,0
4	3	1	1,3	0,3	2,3	21,8	7,5	23,1
4	5	10	8,3	12,3	12,9	78,0	79,8	85,6
4	5	5	3,9	5,5	7,4	68,7	70,5	79,9
4	5	1	0,7	0,8	2,0	45,4	42,2	62,3
8	3	10	7,0	8,5	12,8	62,5	68,2	79,9
8	3	5	3,7	3,5	7,0	49,6	52,1	67,5
8	3	1	1,0	0,5	2,0	25,5	23,9	46,0
8	5	10	10,1	10,9	11,9	77,9	88,3	95,3
8	5	5	5,5	4,8	6,0	71,3	81,3	91,5
8	5	1	1,1	0,7	0,9	53,3	59,1	79,3

Trat.: n°. de tratamentos; rep.: n°. de repetições; ns%: nível de significância; F: teste F; Quad.: teste de Quade; Frie.: teste de Friedman.

dos casos, ambos se mantiveram dentro dos limites estabelecidos. Já o teste de Friedman sempre se manteve fora dos limites estabelecidos.

Em relação ao poder, os testes F e Quade diferiram muito pouco entre si. No total, seus desempenhos foram praticamente iguais.

**Quadrado Latino (Tabelas 7 a 9)**

**TABELA 6. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento blocos ao acaso, parâmetro peso seco de parte aérea.**

Trat.	Rep.	ns%	Sem diferença			Com diferença		
			F	Quad.	Frie.	F.	Quad.	Frie
			4	3	10	8,6	9,1	13,9
4	3	5	4,4	4,4	6,8	24,1	20,9	30,7
4	3	1	0,9	0,2	2,3	5,2	1,4	9,7
4	5	10	9,2	10,6	13,1	57,8	56,1	60,5
4	5	5	4,9	4,4	6,7	44,9	41,4	49,8
4	5	1	1,2	0,8	1,8	21,9	17,1	30,9
8	3	10	9,5	9,1	12,2	41,7	40,0	50,9
8	3	5	4,8	4,0	6,7	28,0	23,9	35,8
8	3	1	0,8	0,6	1,4	9,7	5,6	17,1
8	5	10	10,0	10,7	11,2	62,2	60,9	70,9
8	5	5	4,5	4,7	6,0	49,0	46,3	59,0
8	5	1	0,8	0,6	1,0	23,5	20,3	34,2

Trat.: n°. de tratamentos; rep: n°. de repetições; ns%: nível de significância; F: teste F; Quad.: teste de Quade; Frie.: teste de Friedman.

**TABELA 7. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento Quadrado Latino, parâmetro número de nódulos.**

Trat.	ns%	Sem diferença			Com diferença		
		F	Zimm.	Benn.	F.	Zimm.	Benn.
4	10	6,9	5,4	9,2	72,6	79,7	90,7
4	5	3,0	1,3	3,3	63,9	66,9	82,0
4	1	0,5	0,0	0,0	41,9	42,0	46,6
5	10	6,9	7,5	7,4	80,9	97,2	99,1
5	5	3,0	2,1	2,9	72,6	91,7	96,8
5	1	0,2	0,3	0,2	56,7	56,8	83,0
6	10	7,4	9,9	8,0	81,1	99,6	99,9
6	5	3,5	3,0	3,0	75,6	98,4	99,5
6	1	0,9	0,9	0,3	61,3	61,4	95,1
7	10	6,1	9,8	7,0	85,9	99,9	100,0
7	5	2,5	2,9	2,7	80,2	99,8	99,8
7	1	0,2	0,3	0,2	68,0	68,1	98,8

Trat.: n°. de tratamentos; ns%: nível de significância; F: teste F; Zimm.: teste de Zimmermann; Benn.: teste de Bennett.

Em relação à validade, apesar de os três testes estudados se manterem dentro dos limites estabelecidos, o teste de Zimmermann se mostrou muito conservador, principalmente para o caso de número de tratamentos inferior a 6. Isto pode ser explicado pelo fato de que com o número de

**TABELA 8. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento Quadrado Latino, parâmetro peso seco de de nódulos.**

Trat.	ns%	Sem diferença			Com diferença		
		F	Zimm.	Benn.	F.	Zimm.	Benn.
4	10	8,1	4,6	8,6	67,9	69,1	82,6
4	5						
4	1						
5	10						
5	5						
5	1						
6	10						
6	5						
6	1						
7	10						
7	5						
7	1						

Trat.: n°. de tratamentos; ns%: nível de significância; F: teste F; Zimm.: teste de Zimmermann; Benn.: teste de Bennett.

**TABELA 9. Porcentagem de rejeição de  $H_0$ , delineamento Quadrado Latino, parâmetro peso seco de parte aérea.**

Trat.	ns%	Sem diferença			Com diferença		
		F	Zimm.	Benn.	F.	Zimm.	Benn.
4	10	9,9	5,1	9,3	48,9	41,7	58,0
4	5	4,8	1,4	3,5	31,7	20,0	37,9
4	1	0,9	1,0	0,0	9,2	9,3	5,2
5	10	9,4	8,1	9,1	56,4	60,8	67,2
5	5	4,6	2,9	4,0	43,3	40,3	52,0
5	1	0,9	0,9	0,2	18,1	18,1	18,1
6	10	9,6	10,3	10,0	69,3	78,2	81,7
6	5	5,2	4,3	4,9	55,9	61,1	68,1
6	1	0,9	1,0	0,4	29,4	29,5	34,0
7	10	9,3	8,7	7,8	78,7	88,1	89,9
7	5	4,4	2,9	2,5	67,9	77,9	81,1
7	1	0,8	0,8	0,4	42,5	42,6	52,9

Trat.: n°. de tratamentos; ns%: nível de significância; F: teste F; Zimm.: teste de Zimmermann; Benn.: teste de Bennett.

tratamentos inferior a 7, o quartil de Zimmermann difere dos valores da distribuição F, sendo neste caso recomendado o uso de probabilidades exatas (Zimmermann & Robertson, 1990a).

Em relação ao poder, o teste de Bennett se mostrou muito superior aos demais testes. O teste de Zimmermann mostrou poder igual ao teste F para o caso de 4 tratamentos e superior para o caso de cinco, seis e sete tratamentos, não sendo afetado pelo efeito de diferença da distribuição F para número de tratamentos inferior a 7.

Estes resultados concordam, em parte, com os resultados obtidos por Zimmermann & Robertson (1990b), onde foram estudados estes e outros testes em delineamento quadrado latino em sete diferentes distribuições. Foi observado que todos os três testes se mostraram válidos para todas as distribuições, exceto para aquela sem momentos definidos (distribuição de Cauchy), o que não ocorre com as distribuições estudadas aqui.

Observação: Apesar de terem distribuições diferentes, não se observa uma grande diferença entre os resultados de número de nódulos, peso seco de nódulos e peso seco de parte aérea.

No nosso entender, o método empregado apresenta as seguintes desvantagens:

1. Pelo fato de os dados serem gerados a partir de uma amostra, e não, a partir da função inversa da função de distribuição, os dados não são variáveis aleatórias independentes.

2. Os dados dos parâmetros peso seco de nódulos e peso seco de parte aérea são gerados como variáveis discretas, quando, na verdade, são variáveis contínuas.

3. Se os dados forem obtidos de apenas um ensaio de uniformidade, como no presente caso, podem refletir características encontradas apenas neste ensaio.

Entretanto, nenhum gerador de números pseudo-aleatórios nos dá valores independentes (por isto são pseudo-aleatórios), além de estes valores também serem de certa forma discretos. Assim, como o número de amostras foi bastante elevado, a validade deste método não fica comprometida.

Neste tipo de experimento, a principal vantagem deste método é a sua grande precisão em gerar valores próximos aos reais.

## CONCLUSÕES

1. Os parâmetros ligados à nodulação não são, normalmente, distribuídos, e suas distribuições diferem de qualquer outra distribuição padronizada.

2. O teste F, que é o teste paramétrico mais usado em análise estatística de experimentos, se mostrou robusto e com um bom poder para analisar experimentos sobre nodulação em leguminosas, não necessitando de nenhuma transformação de dados.

3. Os testes de Kruskal-Wallis, Quade e Zimmermann mostraram praticamente a mesma eficiência que o teste F na análise de experimentos sobre nodulação em leguminosas. Já o teste de Bennett se mostrou superior.

4. O teste de Friedman não se mostrou válido na análise de experimentos sobre nodulação em leguminosas.

## REFERÊNCIAS

- CAMPOS, H. *Estatística experimental não-paramétrica*. Piracicaba: ESALQ, 1983. 340p.
- GUPTA, B.C. *Elementos de probabilidade*. Rio de Janeiro: UFRJ-CCMN, 1980. 276p.
- PINHEIRO, J.I.D. *Análise estatística de dados*. Rio de Janeiro: UFRJ-CCMN, 1988. 417p.
- ZIMMERMANN, F.J.P. *Introdução aos processos não-paramétricos*. Goiânia: EMBRAPA-CNPAP, 1989. 103p. Curso: Introdução aos Processos Não Paramétricos, junho 1989, ESAL.
- ZIMMERMANN, F.J.P.; ROBERTSON, C.A. A new distribution-free test for latin square design. *Revista de Matemática e Estatística*, São Paulo, v.8, p.57-67, 1990a.
- ZIMMERMANN, F.J.P.; ROBERTSON, C.A. A Monte Carlo study on latin square designs. *Revista de Matemática e Estatística*, São Paulo, v.8, p.68-81, 1990b.