

Aula 7: Delineamento em blocos ao acaso

Também denominado por delineamento em blocos casualizados é com certeza o delineamento mais utilizado nos experimentos agrônômicos. Ele é uma solução para a maioria dos casos em que as unidades experimentais são heterogêneas, onde é possível fazer pequenos agrupamentos (blocos) com parcelas aproximadamente semelhantes.

Como características, destacam-se:

- controle local: as parcelas são distribuídas em blocos (grupos) onde nos blocos haverá a maior uniformidade possível;
- o número de parcelas por blocos deve ser múltiplo do número de tratamentos;
- existe a casualização dentro dos blocos, ou seja, as parcelas contidas num bloco são designadas aos tratamentos por sorteio.

Experimentos no campo recomendam uma formação de blocos aproximadamente quadrada, quando isso é possível.

Dentre as vantagens desse delineamento podemos citar:

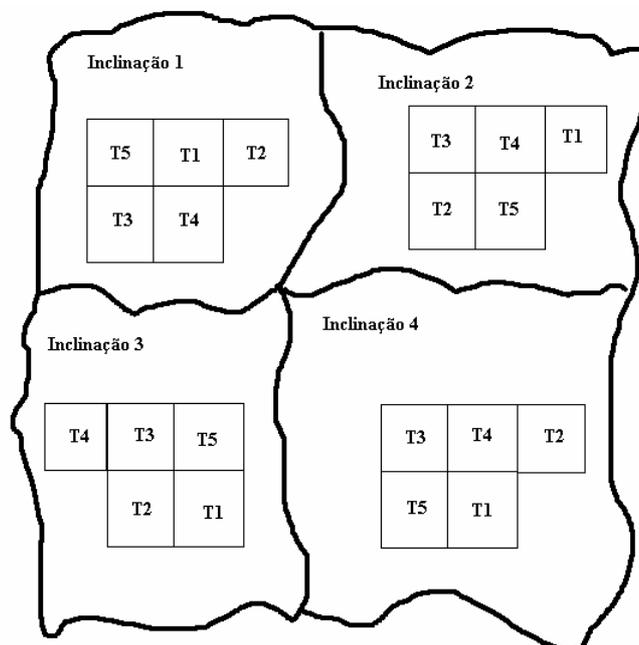
- controle das diferenças de um bloco pra outro;
- é flexível no que tange à quantidade de tratamentos e de blocos;
- apresenta uma variância para o resíduo mais realística;
- Análise de variância simples com apenas alguns acréscimos em relação ao DIC.

Por outro lado, este delineamento apresenta as seguintes desvantagens:

- reduz os graus de liberdade do resíduo;
- o número de tratamentos não pode ser muito elevado.

Exemplo 1: Considere um experimento para a avaliação de 5 variedades de batatinha numa propriedade que apresente 4 tipos de inclinação de relevo. Considere ainda que cada tratamento terá 4 repetições.

Uma possível distribuição de parcelas é a esquematicamente mostrada na figura a seguir:



Veja que cada tratamento aparece uma vez em todos os blocos (inclinações de solo). Veja também que cada bloco contém o mesmo número de parcelas. Poderíamos também ter feito o experimento com 10 parcelas em cada bloco (10 é múltiplo de 5 que é o número de tratamentos), e assim cada tratamento estaria presente duas vezes em cada bloco.

Exemplo 2: Num experimento para a avaliação de 4 dosagens de proteína na nutrição de leitões Duroc Jersey, as amostras foram extraídas de animais com 30 dias de idade, 45 dias de idade e 50 dias de idade. Cada tratamento dispõe de 6 repetições. Logicamente um experimento inteiramente ao acaso poderíamos obter no sorteio a designação de 5 leitões nascidas aos 50 dias para um único tipo de dosagem de proteína (tratamento). Dessa forma essa dosagem obteriam respostas maiores do que os demais tratamentos, pois é influenciada diretamente por este grupo de animais que tem mais dias de vida, maior peso e maior consumo de alimentação.

Por essa razão devemos utilizar um DBC considerando que cada grupo (por data de nascimento) seja um bloco e designá-los aos tratamentos por sorteio.

Para a obtenção da Análise de Variância consideramos também como fonte de variação os blocos, onde seus respectivos graus de liberdade são dados para $(J - 1)$ blocos. Sua soma de quadrados é dada por:

$$SQB = \frac{\sum_{i=1}^b B_i^2}{I} - C$$

Onde B_i é o total de cada bloco e I representa o número de repetições dentro de cada bloco.

Logicamente seu quadrado médio é dado por:

$$QMB = \frac{SQB}{b - 1}$$

Continuamos com as mesmas fórmulas para SQT, SQTr. Por outro lado:

$$SQR = SQT - SQTr - SQB$$

Os graus de liberdade do resíduo passam a ser:

$$G.L.res. = (n - 1) - (k - 1) - (b - 1)$$

$$G.L.res. = n - k - b + 1$$

O quadro da Análise de Variância é apresentado a seguir:

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	k - 1	SQTr	QMTr	F_{cal}
Blocos	J - 1	SQB	QMB	F_{cal}
Resíduo	n - k	SQR	QMR	
Total	n - 1	SQT		

O valor F para os blocos é razão apresentada a seguir:

$$F_{blocos} = \frac{QMB}{QMR}$$

Exemplo 3: (Extraído de Banzatto, 1992, p.83) No trabalho “Estudos dos efeitos do Promalin sobre frutos de macieiras (*Mallus spp*) cultivares Brasil e Rainha”, Mestriner (1980) utilizou 4 repetições dos seguintes tratamentos:

- 1 – 12,5 ppm de Promalin em plena floração
- 2 – 25,0 ppm de Promalin em plena floração
- 3 – 50,0 ppm de Promalin em plena floração
- 4 – 12,5 ppm de Promalin em plena floração + 12,5 ppm de Promalin no início da frutificação
- 5 – Testemunha

O experimento foi instalado na Fazenda Chapadão, no município de Angatuba – SP. O delineamento experimental foi o de blocos casualizados, sendo as parcelas constituídas de 4 plantas espaçadas de 6 x 7 m, com 12 anos de idade na época de instalação do experimento.

A designação dos tratamentos às parcelas e os pesos médios dos frutos, expressos em gramas, obtidos pela pesagem de 250 frutos por parcela, são apresentados no quadro a seguir:

1º Bloco	(3) 140,7	(1) 142,4	(4) 150,9	(5) 153,5	(2) 139,3
2º Bloco	(2) 137,8	(5) 165	(4) 135,8	(1) 144,8	(3) 134,1
3º Bloco	(4) 137	(2) 144,4	(5) 151,8	(3) 136,1	(1) 145,2
4º Bloco	(1) 138,9	(3) 144,1	(4) 136,4	(2) 130,6	(5) 150,2

Números entre parêntesis representam os tratamentos.

Assim podemos organizar esses dados com a tabela a seguir:

TRATAMENTOS	BLOCOS				TOTAIS
	1	2	3	4	
1	142,4	144,8	145,2	138,9	571,3
2	139,3	137,8	144,4	130,6	552,1
3	140,7	134,1	136,1	144,1	555,0
4	150,9	135,8	137,0	136,4	560,1
5	153,5	165,0	151,8	150,2	620,5
TOTAIS	726,8	717,5	714,5	700,2	2859,0

Obtenha a Análise de Variância do experimento e faça o teste de Tukey para os tratamentos.

Solução:

$$C = 408694,05$$

$$SQT = 1272,31$$

$$SQTr = 794,79$$

$$SQB = \frac{(726,8)^2 + (717,5)^2 + (714,5)^2 + (700,2)^2}{5} - C$$

$$SQB = 72,91$$

Finalmente obtemos o quadro da Análise de Variância.

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	4	794,79	198,7	5,89**
Blocos	3	72,91	24,31	0,72 ^{NS}
Resíduo	12	404,61	33,72	-
Total	19	1273,31	-	-

Concluimos que os tratamentos apresentam pelo o menos uma diferença entre si aos níveis de 5% (F = 3,26) e a 1% (F = 5,41).

Teste de Tukey para tratamentos

$$d.m.s. = 4,51 \cdot \sqrt{\frac{33,72}{4}} = 13,1g$$

Resultado do Teste

Tratamento	Média	Significância
5	155,1g	a
1	142,8g	ab
4	140,0g	b
3	138,8g	b
2	138,0g	b

Se quiséssemos calcular o coeficiente de variação CV, teríamos:

$$C.V. = \frac{100 \cdot s}{\hat{m}} = \frac{100 \cdot 5,8}{143} = 4,06\%$$

Exemplo 4: No trabalho “Estudo comparativo entre diferentes métodos de semeadura na cultura do mamoeiro”, realizado em Jaboticabal – SP, Ruiz (1977) utilizou os tratamentos:

- A – Semeadura direta no campo;
- B – Semeadura em recipientes a pleno sol;
- C – Semeadura em recipientes no ripado.

Cada tratamento foi repetido 2 vezes em cada um dos 4 blocos. No quadro a seguir são apresentados os resultados:

TRATAMENTOS		Blocos				TOTAIS
		1	2	3	4	
A		136,1	98,8	108,8	92,4	808,4
		105,3	86,8	109,7	70,5	
B		79,8	56,3	66,9	43,8	487,5
		77,9	64,4	62,1	36,3	
C		64,0	59,5	65,2	61,9	493,3
		77,1	55,8	66,1	43,7	
TOTAIS		540,2	421,6	478,8	348,6	1789,2

Faça a Análise de Variância e o teste de Tukey aos níveis de 5%.

$$C = \frac{1789,2^2}{3 \cdot 4 \cdot 2} = 133384,86$$

$$SQT = 136,1^2 + 105,3^2 + \dots + 43,7^2 - C = 146664,02$$

$$SQTr = \frac{808,4^2 + 487,5^2 + 493,3^2}{8} - C = 8429,10$$

$$SQB = \frac{540,2^2 + 421,6^2 + \dots + 348,6^2}{6} - C = 3337,47$$

Finalmente o quadro da Análise de Variância é dado por:

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	2	8429,10	4214,55	50,16**
Blocos	3	3337,47	1112,49	13,24**
Resíduo	18	1512,59	84,03	-
Total	23	13279,16	-	-

Pelo teste de Tukey constatamos que a d.m.s. é dada por:

$$d.m.s = 3,61 \cdot \sqrt{\frac{84,03}{8}} = 3,2cm$$

Tratamento	Média	Significância
A	101,1 cm	a
C	61,7 cm	b
B	60,9 cm	b

O problema da perda de parcela

Embora não seja desejável, a perda de parcelas faz parte do cotidiano do experimentador e precisa ser superada. Na experimentação com animais, isso ocorre devido a doenças durante a realização do experimento ou até mesmo no caso de morte de um animal. Em agronomia isso pode ocorrer devido a problemas de execução do experimento, morte ou doença das plantas, extravio de fichas onde os dados são registrados, registro de um valor superestimado (absurdo) ou duvidoso.

De qualquer forma a experimentação é um processo que exige muita sensibilidade por parte do pesquisador, o que torna aqueles com mais experiência, verdadeiros consultores em caso de dúvidas ou fenômenos inesperados. De qualquer forma essa experiência e também sensibilidade só é adquirida com o tempo e após a execução de vários experimentos. Portanto, sempre que houver dúvidas, é recomendável recorrer a um estatístico, ou mesmo a algum profissional da área que tenha experiência e familiaridade com a experimentação.

Os experimentos que contém perda de parcelas são denominados “não balanceados”. No caso de um DIC isso é facilmente realizado com a aproximação de algumas fórmulas da Análise de Variância. No caso de um DBC apresentaremos uma alternativa bastante simples para a superação deste problema. A alternativa seria a utilização de métodos de Análise Multivariada, que na verdade se trata de uma estatística bastante avançada que é vista em cursos de pós-graduação em estatística, e, portanto foge do escopo deste curso.

O caminho a ser seguido em nosso caso consiste inicialmente em estimar o valor da parcela que foi perdida por meio da fórmula:

$$\hat{x}_{ij} = \frac{kT + JB - G'}{(k-1)(J-1)}$$

onde:

- \hat{x}_{ij} é a parcela perdida da i-ésima linha(tratamento) e da j-ésima coluna(bloco);
- k é o número de tratamentos;
- T é a soma das parcelas existentes no tratamento que teve a parcela perdida;
- J é o número de blocos;
- B é a soma das parcelas existentes no bloco que teve a parcela perdida;
- G' é a soma de todas as parcelas existentes no experimento.

O quadro da Análise de Variância será construído a partir de uma adequação nos graus de liberdade:

CAUSA DE VARIAÇÃO	G.L.
Tratamentos	k - 1
Blocos	J - 1
Resíduo	(k - 1)(J - 1) - 1
Total	n - 2

O fator de correção C é calculado considerando a estimativa da parcela perdida, assim como também são feitas as somas de quadrados do total, de tratamentos e do resíduo. Entretanto a soma de quadrados dos tratamentos é ajustada através do Fator de Correção de ajustamento, que é calculado por:

$$FC = U = \frac{k-1}{k} \left(\hat{x}_{ij} - \frac{B}{k-1} \right)^2$$

Dessa forma podemos resumir o quadro da Análise de Variância para experimentos em blocos com parcelas perdidas da seguinte forma:

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Trat.	k - 1	SQTraj	QMTraj	F _{cal}
Bl.	J - 1	SQB	QMB	F _{cal}
Res.	(k - 1)(J - 1) - 1	SQR	QMR	
Total	n - 1	-		

Onde:

- $C = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ij}}{n}$ considerando o valor estimado para a parcela perdida;
- $SQT = \sum_{i=1}^n x_{ij}^2 - C$ considerando o valor estimado para a parcela perdida;
- $SQTr = \frac{\sum_{i=1}^k x_{ij}^2}{r} - C$ considerando o valor estimado para a parcela perdida;
- $SQR = SQT - SQB - SQTr$
- $SQTraj = SQTr - FC$

Exemplo 5: Considere o experimento do exemplo 3 com uma parcela perdida no tratamento 5 e no bloco 2. A tabela é apresentada a seguir:

TRATAMENTOS	BLOCOS				TOTAIS
	1	2	3	4	
1	142,4	144,8	145,2	138,9	571,3
2	139,3	137,8	144,4	130,6	552,1
3	140,7	134,1	136,1	144,1	555,0
4	150,9	135,8	137,0	136,4	560,1
5	153,5	x_{52}	151,8	150,2	455,5
TOTAIS	726,8	552,5	714,5	700,2	2694,0

Determine a Análise de Variância ao nível de 5%.

Solução:

Cálculo da estimativa de x_{52} .

$$x_{52} = \frac{5 \cdot 455,5 + 4 \cdot 552,5 + 2694}{4 \cdot 3} = 149,5g$$

A nova tabela de dados é obtida a seguir:

TRATAMENTOS	BLOCOS				TOTAIS
	1	2	3	4	
1	142,4	144,8	145,2	138,9	571,3
2	139,3	137,8	144,4	130,6	552,1
3	140,7	134,1	136,1	144,1	555,0
4	150,9	135,8	137,0	136,4	560,1
5	153,5	149,5	151,8	150,2	605,0
TOTAIS	726,8	702,0	714,5	700,2	2843,5

Assim:

$$C = \frac{(2843,5)^2}{20} = 404274,61$$

$$SQT = 142,4^2 + 144,8^2 + \dots + 149,5^2 + \dots + 150,2^2 = 405091,61$$

$$SQTr = \frac{571,3^2 + 552,1^2 + \dots + 605,0^2}{4} - C = 465,42$$

$$SQB = \frac{726,8^2 + 702,0^2 + \dots + 700,2^2}{5} - C = 91,89$$

$$SQR = 817,00 - 465,42 - 91,89 = 259,69$$

$$FC = \frac{4}{5} \left(149,5 - \frac{552,5}{4} \right)^2 = 103,97$$

$$SQTraj = SQTr - FC = 465,42 - 103,97 = 361,45$$

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Trat.	4	361,45	90,36	3,83*
Bl.	3	91,89	30,63	1,30 ^{NS}
Res.	11	259,69	23,61	-
Total	18	-	-	-

Testes para Comparações de médias em experimentos com parcelas perdidas

Em experimentos não-balanceados (com parcelas perdidas) os testes de comparações de médias podem ser realizados a partir de uma consideração a respeito da variância dos tratamentos cuja perda de parcela ocorreu. Essa variância é calculada da seguinte forma:

$$\hat{V}(\hat{m}_i) = s^2 \left[\frac{1}{J} + \frac{k}{J(J-1)(k-1)} \right]$$

ou

$$\hat{V}(\hat{m}_i) = QMR \left[\frac{1}{J} + \frac{k}{J(J-1)(k-1)} \right]$$

e as variâncias dos outros tratamentos permanecem as mesmas sendo calculadas por:

$$\hat{V}(\hat{m}_k) = \frac{s^2}{J} = \frac{QMR}{J}$$

As médias dos tratamentos que possuem parcelas perdidas são obtidas considerando os valores estimados para suas respectivas parcelas perdidas.

Exemplo 6: Faça o teste e Tukey para o experimento do exemplo 5.

Solução:

As médias dos tratamentos do experimento analisado são:

$$\begin{aligned} \hat{m}_1 &= 142,8g & \hat{m}_2 &= 138,8g \\ \hat{m}_3 &= 138,8g & \hat{m}_4 &= 140,0g \\ \hat{m}_5 &= 151,3g \end{aligned}$$

Os erros padrões das estimativas das médias que não tiveram perda de parcela são calculados por:

$$s(\hat{m}_k) = \frac{s}{\sqrt{r}} = \frac{\sqrt{s^2}}{\sqrt{r}} = \sqrt{\frac{23,61}{4}} = 2,4g$$

Já o erro padrão para a estimativa da média do tratamento que teve perda de parcela é calculado por:

$$s(\hat{m}_5) = \sqrt{\left(\frac{1}{4} + \frac{5}{4 \cdot 3 \cdot 4}\right) 23,61} = \sqrt{8,36} = 2,9g$$

A d.m.s. que é calculada pela fórmula:

$$d.m.s. = q \cdot s(\hat{m}_1)$$

Para as comparações entre tratamentos que não tiveram perda de parcela são dadas por:

q – 5 tratamentos e 11 g.l. Resíduo = 4,57

$$d.m.s. = q \cdot \frac{s}{\sqrt{r}} = 4,57 \cdot 2,4 = 11,0g$$

Já a d.m.s. para as comparações que envolvem o tratamento que teve perda de parcela são feitas por:

$$d.m.s.' = q \sqrt{\frac{1}{2} \hat{V}(\hat{Y})}$$

$$\hat{V}(\hat{Y}) = V(\hat{m}_k) + V(\hat{m}_i)$$

$$\hat{V}(\hat{Y}) = QMR \left[\frac{2}{J} + \frac{k}{J(J-1)(k-1)} \right]$$

Dessa forma:

$$\hat{V}(\hat{Y}) = 23,61 \left[\frac{2}{4} + \frac{5}{4 \cdot 3 \cdot 4} \right] = 14,26g$$

e finalmente:

$$d.m.s.' = 4,57 \sqrt{\frac{1}{2} \cdot 14,26} = 12,2g$$

O quadro com o resultado do teste é apresentado a seguir:

Tratamento	Média	Significância
5	151,2 g	a
1	142,8 g	ab
4	140,0 g	ab
3	138,8g	b
2	138,0 g	b

Exercícios

1) Num experimento em blocos casualizados, estudou-se o efeito de inseticidas no controle do trips (Enneothrips flavens Moulton, 1941) na cultura do amendoim. Foram utilizados 7 tratamentos e 4 blocos, com os blocos controlando diferenças de infestação da cultura. Os resultados para a produção de vagens em kg/ha foram os seguintes:

Tratamentos	Bloco 1	Bloco 2	Bloco 3	Bloco 4	Totais
1	1469,14	1475,31	1067,9	1160,49	5172,84
2	1426,96	1512,35	1203,7	1172,84	5351,85
3	1413,58	1216,05	1185,19	1111,11	4925,93
4	1234,57	1401,23	1364,2	1043,21	5043,21
5	938,27	1450,62	1271,6	1123,46	4783,95
6	962,96	1111,11	950,62	580,25	3604,94
7	1006,17	1123,46	932,1	851,85	3913,58
Totais	8487,65	9290,13	7975,31	7043,21	32796,3

Onde os tratamentos são:

- 1 - aldicarb (1000 g/ha)
- 2 - decamethrina (5,0 g/ha)
- 3 - phorate (1000 g/ha)
- 4 - metil demeton (175 ml/ha)
- 5 - decamethrina (7,5 g/ha)
- 6 - endrin (300 ml/ha)
- 7 - Testemunha

Faça a Análise de Variância e o Teste de Tukey ao nível de 5%.

2) Considere que o experimento do exercício 1 tenha sido executado com a perda da parcela do tratamento 6 no bloco 4, conforme mostra a tabela a seguir:

Tratamentos	Bloco 1	Bloco 2	Bloco 3	Bloco 4	Totais
1	1469,14	1475,31	1067,9	1160,49	5172,84
2	1426,96	1512,35	1203,7	1172,84	5351,85
3	1413,58	1216,05	1185,19	1111,11	4925,93
4	1234,57	1401,23	1364,2	1043,21	5043,21
5	938,27	1450,62	1271,6	1123,46	4783,95
6	962,96	1111,11	950,62	x_{64}	3024,69
7	1006,17	1123,46	932,1	851,85	3913,58
Totais	8487,65	9290,13	7975,31	6462,96	32216,05

Faça a Análise de Variância e o Teste de Tukey ao nível de 5%.

3) Num experimento em blocos casualizados, estudou-se o efeito de diversos fungicidas no controle da antacrose sobre o porta-enxerto Riparia do Traviu. Os resultados obtidos para o peso seco dos ramos (g) 234 dias após o plantio foram os seguintes:

Tratamentos	Bloco 1	Bloco 2	Bloco 3	Bloco 4	Totais
1	6,75	5,88	4,38	3,06	
2	11,08	12,90	11,57	15,71	
3	8,36	12,25	6,14	8,90	
4	8,28	11,76	6,11	6,28	
5	5,25	6,35	5,21	6,82	
6	9,44	6,98	3,43	9,45	
7	3,75	5,08	3,23	5,95	
Totais					

Onde os tratamentos são:

- 1 – Dinacobre 0,25%
- 2 – Derosal 0,10% (Sist.)
- 3 – Systane 0,20% (Sist.)
- 4 – Cicosin 0,06% (Sist.)
- 5 – Preposan 0,10%
- 6 – Maneb 0,20%
- 7 – Testemunha

Faça a análise de variância e o teste de Tukey ao nível de 5%.

Respostas

1)

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	6	660111,93	110018,66	6,43**
Blocos	3	379967,32	126655,77	7,41**
Resíduo	18	307860,07	17103,34	-
Total	27	13279,16	-	-

Teste de Tukey

$d.m.s. = 305,37$

Tratamento	Média	Significância
2	1337,96	a
1	1293,21	ab
4	1260,80	ab
3	1231,48	ab
5	1195,99	abc
7	978,40	bc
6	901,24	c

2)

$x_{64} = 822,70$

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	6	486255,87	81042,64	5,10**
Blocos	3	306196,97	102065,66	6,42**
Resíduo	17	270071,29	15886,55	-
Total	26	-	-	-

Teste de Tukey

$d.m.s. = 296,83$ e $d.m.s.' = 324,41$

Tratamento	Média	Significância
2	1337,96	a
1	1293,21	ab
4	1260,80	ab
3	1231,48	ab
5	1195,99	ab
7	978,40	b
6	901,24	b

3)

Causa de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	6	193,34	32,22	10,15**
Blocos	3	35,15	11,72	3,69*
Resíduo	18	57,16	3,18	-
Total	27	285,65	-	-

Teste de Tukey

$d.m.s. = 4,17$

Tratamento	Média	Significância
2	12,82	a
3	8,91	ab
4	8,11	bc
6	7,30	bc
5	5,91	bc
1	5,02	bc
7	4,50	c

Referências

BANZATTO, D. A.; KRONKA, S DO N. **Experimentação**

Agrícola. 2. ed. Jaboticabal: FEALQ., 1992. 242p.

GOMES, F. P.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais.** Piracicaba: FEALQ, 2002. 309 p.

PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. Livraria Nobel S. A., São Paulo, SP, 2000. 477p.

RUIZ, P. R. N. **Estudo comparativo entre diferentes métodos de semeadura na cultura do mamoeiro (Carica papaya L.)** 1977. 44 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2003.

VIEIRA, S. **Estatística Experimental** 2ª ed. São Paulo: Atlas, 1999. 159 p.

ZIMMERMANN, F.J.P. Estatística aplicada à pesquisa agrícola. Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 2004.