EXPERIMENTOS COM ANIMAIS

DELINEAMENTO ALEATORIZADO EM BLOCOS

1. CLASSIFICAÇÃO:

   a) Contínuos – quando os animais colocados sob um determinado tratamento, nele permanecem até o fim do ensaio.

      - Delineamentos usados: DIA, DAB, DQL, DPS

        - Estruturas Fatoriais

      - Apropriados: aves, coelhos, suínos, ovinos, eqüinos, gado de corte e raramente vacas leiteiras.

   b) Alternativos – quando os animais recebem em seqüência, dois ou mais tratamentos durante o transcorrer do ensaio.

      - Apropriados – vacas leiteiras

2. ENSAIOS CONTÍNUOS COM PINTOS

   - Aves são baratas, relativamente homogêneas e de fácil manejo, instalações uniformes, portanto, requerem delineamento mais simples → DIA.
   - Fatores de variação a controlar: linhagem, sexo, instalações, etc.

Obs_1.: Usar controle local se a coleta de dados for feita por mais de uma pessoa ou em dias diferentes.

Obs_2.: Há diferença entre ensaios cuja coleta de dados é feita em dias diferentes simplesmente porque não foi possível coletar no mesmo dia e coleta feita ao longo do tempo, com o objetivo de avaliar o efeito dos tratamentos. No primeiro caso não é fator de estudo, enquanto no segundo é fator de estudo.

   - Parcela: recomenda-se, em geral, de 8 a 10 aves ou na dependência dos objetivos.
   - Preparo pré-experimental: Recomenda-se submeter os animais a uma alimentação simples, que não comprometa os tratamentos posteriores, ocasião em que se identificam os refugos (animais fracos e de papo vazio)
   - Pesagem: a cada 7 ou 14 dias.

3. ANÁLISE DE UM ENSAIO NO D.I.A. COM NÚMEROS DIFERENTES DE REPETIÇÕES – ENSAIOS NÃO BALANCEADOS

Motivos:·(a) Inerentes à experimentação (falta de Material Experimental.)
(b) Perda de parcela

Ex.: Peso das parcelas de 10 aves, em kg., aos 84 dias de idade, em quatro Rações (A, B, C e D) 20-15-25-10% de proteína bruta PB.

$$\boxed{y_{ij} = \mu + R_i + e_{ij}}$$

	RAÇÕES				
	A	B	C	D	
	20,00	17,44	19,20	18,74	
	23,40	19,42	23,26	19,18	
	22,40	20,32	23,14	18,48	
	20,68	18,24	20,32	19,94	
	21,26	-	19,42	18,18	
	20,00	-	18,80	-	
Total	127,74	75,42	124,14	93,52	420,82
Média	21,29	18,855	20,69	18,704	
Variância	1,877	1,6153	4,0298	0,1521	

OBTENÇÃO DA ANÁLISE DE VARIÂNCIA DO EXPERIMENTO

$$G = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i} y_{ij} = 420{,}82$$

$$\boxed{n = \sum_{i=1}^{I} J_i}$$

$$C = \frac{G^2}{n} = \frac{(420{,}82)^2}{21} = 8.432{,}8320$$

$$S.Q.Total = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i} y_{ij}^2 - C$$

$$= 20^2 + 23{,}4^2 + \ldots + 18{,}18^2 - C$$

$$= \underbrace{2.728{,}97}_{A} + \underbrace{1.426{,}89}_{B} + \underbrace{2.588{,}606}_{C} + \underbrace{1.749{,}8064}_{D} - C$$

$$= 8.494{,}2724 - 8.432{,}8320$$

$$= 61{,}4404$$

S.Q. Trat. = $\sum_{i=1}^{I} \frac{T_i^2}{J_i} - C$

$$= \frac{(127{,}74)^2}{6} + \frac{(75{,}42)^2}{4} + \frac{(124{,}14)^2}{6} + \frac{(93{,}52)^2}{5} - C$$

$$= \underbrace{2.719{,}5846}_{A} + \underbrace{1.422{,}0441}_{B} + \underbrace{2.568{,}4566}_{C} + \underbrace{1.749{,}1988}_{D} - C$$

= 8.459,28338 – 8.432,8320

= 26,45138

S.Q. Resíduo = S.Q. Total – S.Q. Trat.

= 61,4404 – 26,4514

= 34,989

Quadro da Análise de Variância do D.I.A

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Rações	3	26,4514	8,8171	4,2839*
Resíduo	(17)	34,9890	2,0581	
Total	20	61,4404		

Conclusão Estatística: O teste F foi significativo ao nível de 0,05 de probabilidade, deve-se rejeitar H_0 e concluir que os tratamentos possuem efeitos diferentes sobre a característica analisada, com um grau de confiança superior a 95% de probabilidade.

$$F_{(3;\,17;\,0{,}05)} = 3{,}20 \;\text{ e }\; F_{(3;\,17;\,0{,}01)} = 5{,}18$$

Conclusão Prática: Os diferentes níveis de PB apresentaram diferenças quanto ao peso das aves.

Aplicação do Teste de Tukey às médias dos tratamentos

$$\boxed{\Delta = q\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{J_i} + \frac{1}{J_k}\right)\text{Q.M.Res.}}}$$

$q_{(I,\text{g.l.Resíduo},\alpha)}$

Note: $J_i = J_k \Rightarrow \Delta = q\sqrt{\frac{\text{Q.M.Res.}}{J}}$

Casos:

a) Para comparar as médias dos tratamentos com 6 repetições entre si

$$\Delta = 4{,}02\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{6}+\frac{1}{6}\right)2{,}0581} = 2{,}3544 \qquad q_{4;17;0,05} = 4{,}02$$

Contrastes:

$$\hat{y}_1 = |\hat{\mu}_A - \hat{\mu}_C| = |21{,}29 - 20{,}69| = 0{,}6 \ \text{kg}^{NS}$$

b) Médias com 6 vs 4 repetições

$$\Delta = 4{,}02\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{6}+\frac{1}{4}\right)2{,}0581} = 2{,}6323$$

Contrastes

$$\hat{Y}_2 = |\hat{\mu}_A - \hat{\mu}_B| = |21{,}29 - 18{,}855| = 2{,}435^{NS}$$

$$\hat{Y}_3 = |\hat{\mu}_C - \hat{\mu}_B| = |20{,}69 - 18{,}855| = 1{,}835^{NS}$$

c) Médias com 6 vs 5 repetições

$$\Delta = 4{,}02\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{6}+\frac{1}{5}\right)2{,}0581} = 2{,}4693$$

Contrastes:

$$\hat{Y}_4 = |\hat{\mu}_A - \hat{\mu}_D| = |21{,}29 - 18{,}704| = 2{,}586^{*}$$

$$\hat{Y}_5 = |\hat{\mu}_C - \hat{\mu}_D| = |20{,}69 - 18{,}704| = 1{,}986^{NS}$$

d) Médias com 4 vs 5 repetições

$$\Delta = 4{,}02\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{4}+\frac{1}{5}\right)2{,}0581} = 2{,}7355$$

Contrastes:

$$\hat{Y}_6 = |\hat{\mu}_B - \hat{\mu}_D| = |18{,}855 - 18{,}704| = 0{,}151^{NS}$$

Resumo: $\hat{\mu}_A = 21{,}29$ a

$\hat{\mu}_C = 20{,}69$ a b

$\hat{\mu}_B = 18{,}85$ a b

$\hat{\mu}_D = 18{,}70$ b

Médias seguidas da mesma letra não diferem entre si pelo teste de Tukey ao nível de 0,05 de probabilidade

Delineamento Aleatorizado em Blocos

3.1 Vantagens

a) Controla as diferenças que ocorrem nas condições ambientais, de um bloco para outro.
b) Permite, dentro de certos limites, utilizar qualquer número de tratamentos e de blocos.
c) Conduz a uma estimativa mais precisa para a variância residual (Q.M.Res.), uma vez que a variação ambiental entre blocos é isolada.
d) A ANVA é relativamente simples.

3.2 Desvantagens

a) Pela utilização do princípio do controle local, há uma redução no número de g.l. do resíduo.
b) A exigência de homogeneidade das parcelas dentro de cada bloco limita o número de tratamentos, que não pode ser muito elevado.

3.3 Modelo matemático do (DAB) e hipóteses básicas para a ANVA

Modelo: $y_{ij} = \mu + t_i + b_j + e_{ij}$ $\quad i = 1,2,3,...,I$

$j = 1,2,3,...,J$

em que:

y_{ij} - valor observado na parcela que recebeu o tratamento *i* e se encontra no bloco *j*.

μ - média da população, sem considerar o efeito de tratamento.

t_i - efeito devido ao i-ésimo tratamento, que foi aplicado na parcela.

b_j - efeito devido ao bloco j, em que se encontra a parcela.

e_{ij} - efeito devido aos fatores não controlados, na parcela.

- Hipóteses Básicas para validade da ANVA

a) Aditividade
b) Independência (e_{ij})
c) Homocedasticidade de variância
d) Normalidade (e_{ij})
e) Não ocorram "outliers" (pontos discrepantes)

3.4 Obtenção da Análise de Variância (D.A.B.)

Quadro 1 – Valores observados no Ensaio

Tratamentos	blocos 1	2	...	j	...	J	Totais
1	y_{11}	y_{12}	...	y_{1j}	...	y_{1J}	$\sum_{j=1}^{J} y_{1j} = T_1$
2	y_{21}	y_{22}	...	y_{2j}	...	y_{2J}	$\sum_{j=1}^{J} y_{2j} = T_2$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
i	y_{i1}	y_{i2}	...	y_{ij}	...	y_{IJ}	$\sum_{j=1}^{J} y_{ij} = T_i$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
I	y_{I1}	y_{I2}	...	y_{Ij}	...	y_{IJ}	$\sum_{j=1}^{J} y_{ij} = T_I$
Totais	$\sum_{i=1}^{I} y_{i1}$	$\sum_{i=1}^{I} y_{i2}$	...	$\sum_{i=1}^{I} y_{ij}$	...	$\sum_{i=1}^{I} y_{iJ}$	G
	B_1	B_2	...	B_j	...	B_J	

Como estimar os efeitos de tratamentos (t_i), blocos (b_j), e μ?

- Minimizando a soma de quadrados dos desvios

$$Z(\mu, t_i, b_j) = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J} e_{ij}^2 = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\left(y_{ij} - \mu - t_i - b_j\right)^2$$

$$\frac{\partial Z(\mu, t_i, b_j)}{\partial \mu} = 0 \; ; \qquad \frac{\partial Z(\mu, t_i, b_j)}{\partial t_i} = 0 \; ; \qquad \frac{\partial Z(\mu, t_i, b_j)}{\partial b_j} = 0$$

Obtém um S.E.N. impondo as restrições $\sum_{i=1}^{I} \hat{t}_i = 0$ e $\sum_{j=1}^{J} \hat{b}_j = 0$

Teremos: $\boxed{\hat{t}_i = \frac{T_i}{J} - \hat{\mu}}$ $\qquad \boxed{\hat{b}_j = \frac{B_j}{I} - \hat{\mu}}$ $\qquad \boxed{\hat{\mu} = \frac{G}{IJ}}$

$$\boxed{\text{S.Q. Total} = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J} y_{ij}^2 - C} \qquad C = \frac{G^2}{IJ}$$

$$\boxed{\text{S.Q. Trat.} = \frac{1}{J}\sum_{i=1}^{I} T_i^2 - C}$$ Associada a (I-1) graus de liberdades

$$\boxed{\text{S.Q. Blocos} = \frac{1}{I}\sum_{j=1}^{J} B_j^2 - C}$$ Associada a (J-1) graus de liberdades

$\boxed{\text{S.Q. Resíduo = S.Q. Total – S.Q. Trat. – S.Q. Blocos}}$ Associada a (I-1)(J-1) graus de liberdades.

		ANVA		
Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	I – 1	$\frac{1}{J}\sum_{i=1}^{I} T_i^2 - C$	$\frac{\text{S.Q.Trat.}}{(I-1)}$	$\frac{Q.M.Trat.}{Q.M.Res.}$
Blocos	J – 1	$\frac{1}{I}\sum_{j=1}^{J} B_j^2 - C$	$\frac{\text{S.Q.Blocos}}{(J-1)}$	$\frac{\text{Q.M.Blocos}}{\text{Q.M.Res.}}$
Resíduo	(I – 1)(J – 1)	Diferença	$\frac{S.Q.Res}{(I-1)(J-1)}$	-
Total	IJ – 1	$\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J} y_{ij}^2 - C$	-	-

3.5 Ensaios contínuos com poedeiras – D.A.B.

USADOS – Em animais de porte médio, onde há a necessidade de se isolar apenas uma fonte de variação no material experimental ou no ambiente.

- Frangas poedeiras, leitões, cabras, carneiros.

FATORES DE VARIAÇÃO (POEDEIRAS)

- raça ou linhagem
- nível e estágio de produção de ovos
- peso do corpo
- instalações
- estações do ano (temperatura, luminosidade, umidade – exercem profunda influência sobre a fisiologia de aves)

AFETA: Desenvolvimento

- No. de dias para entrar em postura (Bloqueio: Precoces, Tardias)
- Produção de ovos (Alta, Média, Baixa produção)
- Fertilidade do ovo (Alta, Média, Baixa fertilidade)
- Eclodibilidade do ovo (Fácil, Média, Difícil eclodibilidade)
- Em codornas, escolher as aves que tenham a cloaca em forma de meia lua → cloacas redondas são más poedeiras. (Meia lua, Redonda).

PARCELAS

4 a 8 poedeiras

PREPARO PRÉ-EXPERIMENTAL

Aconselha-se um período de controle de postura, o que possibilitará a separação das aves em grupos de acordo com a produção. Nesta fase é feito também um controle de peso corporal.

Obs_1.: Todo esforço deve ser dispensado para se ter uma homogeneidade dentro das parcelas que constituirão o bloco.

CARACTERÍSTICAS DE INTERESSE

Dependem dos objetivos da pesquisa:

- Quantidade de ovos
- Peso de ovos
- Características de qualidade (dureza da casca, teor de gordura, teor de proteína, teor de colesterol)

EXTENSÃO DO PERÍODO EXPERIMENTAL

Depende do tipo de tratamento. Pode variar de 2 semanas a toda vida útil da poedeira. Em geral é de 4 semanas mais ou menos.

Ex.: Ensaio de alimentação das poedeiras

- cinco tratamentos (A B C D E)
- quatro repetições dispostas em blocos completos aleatorizados (I, II, III, IV)
- parcelas – 6 aves

	Variação peso dos ovos
Blocos: I – melhores poedeiras	78 ⊢⊣ 90 g
II – segunda escolha	67 ⊢ 78 g
III – terceira escolha	56 ⊢ 67 g
IV – quarta escolha	45 ⊢ 56 g

Quadro – Número médio de ovos, durante o período total de postura

	Blocos				Totais de	
Tratamentos	I	II	III	IV	Tratamentos	Médias
A	202,5	200,4	180,9	190,3	774,1	193,525
B	220,3	215,4	219,6	210,5	865,8	216,45
C	210,7	205,6	200,4	190,8	807,5	201,875
D	230,4	225,6	215,7	220,1	891,8	222,95
E	200,0	194,1	180,5	190,0	764,6	191,15
Totais de Blocos	1.063,9	1.041,1	997,1	1.001,7	4.103,8	205,19 (média geral)

I = 5 J = 4

- Correção: $C = \frac{G^2}{IJ} = \frac{(4.103,8)^2}{5 \times 4} = 842.058,72$

-Soma de Quadrados

S.Q. Total = $\sum_{i=1}^{5} \sum_{j=1}^{4} y_{ij}^2 - C = (202,5)^2 + (200,4)^2 + \ldots + (190,0)^2 - C$

= 846.104,70 – 842.058,72 = 4.045,98

S.Q. Trat. = $\frac{1}{J}\sum_{i=1}^{5} T_i^2 - C = \frac{1}{4}\left[\ (774,1)^2 + \ldots + (764,6)^2\ \right] - C$

= 845.204,27 – 842.058,72 = 3.145,55

S.Q. Blocos = $\frac{1}{5}\sum_{j=1}^{4} B_j^2 - C = \frac{1}{5}\left[\ (1.063,9)^2 + \ldots + (1.001,7)^2\ \right] - C$

= 845.676,74 – 842.058,72 = 618,02

S.Q. Resíduo = 4.045,98 – 3.145,55 – 618,02 = 282,41

ANVA

Fonte de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	4	3.145,55	786,38	33,42**
Blocos	3	618,02	206,00	8,75**
Resíduos	12	282,41	23,53	
Total	19	4.045,98		

$F_{(3;12;0,05)}=3,49$ $F_{(3;12;0,01)}=5,95$ $F_{(4;12;0,05)}=3,26$ $F_{(4;12;0,01)}=5,41$

Teste de Duncan

Fornece resultados mais discriminados do que aqueles do teste de Tukey, sendo menos rigoroso.

UTILIZADO: para testar todo e qualquer contraste entre duas médias.

LIMITAÇÃO: não permite comparar grupos de médias entre si.

BASE: a Amplitude total mínima significativa (D_ℓ)

PROCEDIMENTO

(1) Ordenar as médias (decrescente) $\mu_{(1)}$ $\mu_{(2)}$ $\mu_{(3)}$ $\mu_{(4)}$

(2) $D_\ell = z_\ell \sqrt{\dfrac{Q.M.\text{Res.}}{J}}$

em que:
ℓ: número de médias abrangidas pelo contraste ($\ell = I, I-1, \ldots, 2$)
z_ℓ: amplitude total estudentizada, é função (ℓ, g.l. Resíduo, α)
$\sqrt{Q.M.\text{Res.}}$ é o desvio padrão residual.
J: é o número de repetições das médias testadas no contraste.

(3) Calcular todas as estimativas dos contrastes que abrangem ℓ médias

$$\hat{Y} = \hat{\mu}_i - \hat{\mu}_k \ , \qquad i \neq k$$

(4) Comparar $|\hat{Y}|$ com D_ℓ

Se $|\hat{Y}| \geq D_\ell$, o contraste é significativo ao nível α de probabilidade, indicando que devemos rejeitar H_0.

Ex.:

(1) $\hat{\mu}_D = 222{,}95$ ovos a

$\hat{\mu}_B = 216{,}45$ ovos a

$\hat{\mu}_C = 201{,}875$ ovos b

$\hat{\mu}_A = 193{,}525$ ovos c

$\hat{\mu}_E = 191{,}15$ ovos c

(2) $D_5 = 3{,}36\sqrt{\dfrac{23{,}53}{4}} = 8{,}149$ $\quad z_{(5;12;0{,}05)} = 3{,}36$

$D_4 = 3{,}33\sqrt{\dfrac{23{,}53}{4}} = 8{,}076$ $\quad z_{(4;12;0{,}05)} = 3{,}33$

$D_3 = 3{,}23\sqrt{\dfrac{23{,}53}{4}} = 7{,}834$ $\quad z_{(3;12;0{,}05)} = 3{,}23$

$D_2 = 3{,}08\sqrt{\dfrac{23{,}53}{4}} = 7{,}470$ $\quad z_{(2;12;0{,}05)} = 3{,}08$

$\hat{Y}_1 = \hat{\mu}_D - \hat{\mu}_B = 222{,}95 - 216 = 6{,}5^{ns}$ $\quad D_2$

$\hat{Y}_2 = \hat{\mu}_D - \hat{\mu}_C = \quad = 21{,}075^*$ $\quad D_3$

$\hat{Y}_3 = \hat{\mu}_B - \hat{\mu}_C = \quad = 14{,}575^*$ $\quad D_2$

$\hat{Y}_4 = \hat{\mu}_C - \hat{\mu}_A = \quad = 8{,}35^*$ $\quad D_2$

$\hat{Y}_5 = \hat{\mu}_A - \hat{\mu}_E = \quad = 2{,}375^{ns}$ $\quad D_2$

Exercício: Comparar os resultados das comparações de médias obtidas pelo teste de Tukey com os resultados do teste de Duncan, fazendo uma discussão.

Teste de DUNNETT – Modificação do teste t

- Comparar tratamentos com o controle

- Há (I – 1) comparações a serem feitas

PROCEDIMENTO

- Suponha que o tratamento I é o controle
- Hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \mu_i = \mu_I \\ H_a : \mu_i \neq \mu_I \end{cases} \qquad i = 1, 2, ..., I-1$$

- Para cada hipótese, calculamos

$$\hat{Y}_i = |\mu_i - \mu_I| \qquad i = 1, 2, ..., I-1$$

Rejeitamos $H_0 : \mu_i = \mu_I$ usando um nível de significância α se

$$\hat{Y}_i > d_{(I-1;g.l.Res;\alpha)}\sqrt{\left(\frac{1}{J_i}+\frac{1}{J_I}\right)Q.M.Res.}$$

Ex.: 5 tratamentos, com I = 5 sendo o controle:

I = 5, I - 1 = 4, g.l.Res. = 20, $J_i = 5$, $\forall i$, Q.M.Res. = 8,06

$$\alpha = 0{,}05 \Rightarrow d_{(4,20;0,05)} = 2{,}65$$

$$D = 2{,}65\sqrt{\left(\frac{1}{5}+\frac{1}{5}\right)8{,}06} = 4{,}76$$

1 vs 5: $\hat{\mu}_1 - \hat{\mu}_5 = 9{,}8 - 10{,}8 = -1{,}0^{NS}$
2 vs 5: $\hat{\mu}_2 - \hat{\mu}_5 = 15{,}4 - 10{,}8 = 4{,}6^{NS}$
3 vs 5: $\hat{\mu}_3 - \hat{\mu}_5 = 17{,}6 - 10{,}8 = 6{,}8*$
4 vs 5: $\hat{\mu}_4 - \hat{\mu}_5 = 21{,}6 - 10{,}8 = 10{,}8*$

Obs.: para comparar médias com o controle, usar mais observações para o controle do que para os outros tratamentos.

$$\frac{J_I}{J} = \sqrt{I}$$

Isso porque a variabilidade do controle é em geral “grande” ou “pequena”.

Exercício:

Sejam os resultados de um ensaio com seis tratamentos conduzidos no delineamento aleatorizado em blocos com quatro repetições, Stork, Garcia, Lopes e Estefanel (2006)

.

Tratamentos	Blocos			
(i)	**1**	**2**	**3**	**4**
1	50	50	38	38
2	44	44	44	47
3	38	47	47	47
4	49	49	47	47
5	43	43	43	40
6	29	35	35	39

1) Fazer toda a análise exploratória, com gráficos de resíduos do conjunto de dados.
2) Fazer a análise da variância segundo o modelo do ensaio.
3) Fazer as comparações de médias pelo teste de Duncan e considerando o tratamento dois como o controle, realize o teste de Dunnett a 0,05 de significância.

ANÁLISE DA VARIÂNCIA NÃO-PARAMÉTRICA – CLASSIFICAÇÃO DUPLA

Campos (1979)

O presente caso pode ser abordado como a análise para I amostras, dispostas em blocos, ou seja, na mesma configuração de um delineamento aleatorizado em blocos. Assim, pode-se admitir o seguinte esquema:

Quadro 1 – Valores observados no Ensaio

	Blocos						
Tratamentos	1	2	...	j	...	J	Totais
1	y_{11}	y_{12}	...	y_{1j}	...	y_{1J}	$\sum_{j=1}^{J} y_{1j} = T_1$
2	y_{21}	y_{22}	...	y_{2j}	...	y_{2J}	$\sum_{j=1}^{J} y_{2j} = T_2$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
i	y_{i1}	y_{i2}	...	y_{ij}	...	y_{iJ}	$\sum_{j=1}^{J} y_{ij} = T_i$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
I	y_{I1}	y_{I2}	...	y_{Ij}	...	y_{IJ}	$\sum_{j=1}^{J} y_{ij} = T_I$

Admite-se, como no caso da Estatística Paramétrica, que dentro de cada bloco os I tratamentos estão sujeitos às mesmas condições ambientais, em termos de umidade, vento, luz, temperatura, fertilidade natural etc.

Os testes a serem abordados são competidores ou complementares do teste F. Mas, se as exigências do modelo matemático no campo paramétrico forem satisfeitas, os testes não-paramétricos são geralmente menos eficientes. Entretanto, estes apresentam uma maior versatilidade, desde que não exigem normalidade dos dados e nem a homogeneidade das variâncias dos tratamentos, ou mesmo que não ocorram 'outliers'. Além disso, podem ser aplicados, com maior eficiência, no caso de pequenas amostras, onde, às vezes, embora o modelo esteja satisfeito, a aplicação do teste F não é muito conveniente ou recomendável.

TESTE DE FRIEDMAN (χ^2 de Friedman)

O teste de Friedman também pode ser considerado como um teste F aplicado às ordens das I observações, obtidas dentro de cada bloco. Através dele, pode-se averiguar se I amostras (tratamentos) são provenientes de uma mesma população ou de populações semelhantes, ou se provêm de populações distintas.

PRESSUPOSIÇÕES:

a) Os J grupos de I observações são independentes entre si;

b) As I populações são aproximadamente da mesma forma e contínuas. No caso de populações não contínuas, o teste é apenas aproximado.

HIPÓTESES:

H_0: $t_1=t_2=...=t_I$

H_a:pelo menos dois tratamentos diferem entre si.

MÉTODO:

Dentro de cada bloco procedemos à classificação conjunta das I observações, dando ordem 1 à menor e ordem I à maior delas. Exemplo:

	Blocos			
Tratamentos	**1**	**2**	**3**	**Totais das ordens**
1	2,4	2,4	2,5	R_1=
2	3,5	3,2	3,1	R_2=
3	1,8	1,9	2,0	R_3=
4	2,1	2,3	1,9	R_4=

Define-se:

$$\boxed{\chi^2_{I-1} = \frac{12}{JI(I+1)}\sum_{i=1}^{I} R_i^2 - 3J(I+1)}$$

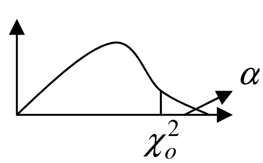
em que R_i é a soma das ordens atribuídas aos dados do i-ésimo tratamento, nos J blocos.

Para testarmos, ao nível α de significância H_0 vs H_a:

rejeita-se H_0 se $\chi^2_{I-1} \geq \chi^2_0$

em que

$$P_0(\chi^2_{I-1} \geq \chi^2_0) = \alpha$$



Os valores de χ^2_0, para $I \leq 5$ são obtidos da Tabela 22. Para I>5 ou para um número de blocos não previstos na Tabela, devemos utilizar a aproximação para grandes amostras.

Comprova-se que sob H_0, para grandes amostras, χ^2_{I-1} tem uma distribuição de χ^2, com I-1 graus de liberdade. Computacionalmente χ^2_{I-1}=12/(I(I+1))S.Q.Tratamentos.

EMPATES:

No caso de empates <u>entre as observações de um mesmo bloco</u>, utiliza-se a média das ordens. Além disso, aplicamos ao valor de χ^2_{I-1} a seguinte correção:

$$C = 1 - \frac{\sum_j T_j}{JI(I^2-1)},$$

em que: $T_j = \sum_i t_{ij}^3 - I$

t_{ij}: número de observações empatadas no grupo i do bloco j, levando-se em consideração também os grupos de observações não empatadas.

A nova expressão de χ^2_{I-1} fica:

$$\chi^{2'}_{I-1} = \frac{\chi^2_{I-1}}{C}$$

EXEMPLO:

	Tratamentos				
Blocos	Tratam.1	Tratam.2	Tratam.3	Tratam.4	Tratam.5
B_1	2,5(2,0)	3,7(5,0)	2,5(2,0)	3,0(4,0)	2,5(2,0)
B_2	4,2(4,5)	3,8(2,0)	4,0(3,0)	4,2(4,5)	3,5(1,0)
B_3	3,5(2,0)	3,9(5,0)	3,7(4,0)	3,6(3,0)	3,2(1,0)
Totais	R_1=8,5	R_2=12,0	R_3=9,0	R_4=11,5	R_5=4,0

Calcula-se preliminarmente:

$$\chi^2_{I-1} = \frac{12}{3(5)(6)}(8{,}5^2 + 12{,}0^2 + 9{,}0^2 + 11{,}5^2 + 4{,}0^2) - 3(3)(6) = 5{,}40$$

e ainda, como ocorrem empates:

t_{11}=3	t_{12}=1	t_{13}=1
t_{21}=1	t_{22}=1	t_{23}=1
t_{31}=1	t_{32}=1	t_{33}=1
	t_{42}=2	t_{43}=1
		t_{53}=1

$$T_1 = \sum_i t_{i1}^3 - I = 3^3 + 1^3 + 1^3 - 5 = 24$$

e então: $$T_2 = \sum_i t_{i2}^3 - I = 1^3 + 1^3 + 1^3 + 2^3 - 5 = 6$$

$$T_3 = \sum_i t_{i3}^3 - I = 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 - 5 = 0$$

Portanto:

$$C = 1 - \frac{\sum_j T_j}{JI(I^2 - 1)} = 1 - \frac{30}{3(5)(24)} = 0{,}917$$

e $$\chi_{I-1}^{2'} = \frac{\chi_{I-1}^2}{C} = \frac{5{,}40}{0{,}917} = 5{,}89$$

Pela Tabela 22, com I=5 e J=3 temos:

χ_0^2	α
6,40	0,172
7,20	0,117
7,47	0,096
8,27	0,056
8,53	0,045
9,87	0,015
10,13	0,008
11,47	0,001

$\therefore$ Não se rejeita H_o.

COMPARAÇÕES MÚLTIPLAS:

O objetivo é complementar os resultados ou as conclusões obtidas pelo Teste de Friedman, quando nele se rejeita H_0; procurando com isso, “localizar” as possíveis diferenças entre pares de tratamentos.

LIMITAÇÃO: permitem apenas confrontar os tratamentos dois a dois, não sendo possível, portanto, a comparação entre grupos de tratamentos.

COMPARAÇÕES ENVOLVENDO TODOS OS PARES DE TRATAMENTOS

a) CASO DE PEQUENAS AMOSTRAS

Considera-se os $C_I^2 = \frac{I(I-1)}{2}$ pares de tratamentos e determinamos, para cada par, a diferença

$$\left|R_i - R_j\right| \quad \begin{array}{l}(i = 1,2,...,I-1)\\ (j = i+1,...,I)\end{array}$$

em que R_i e R_j representam as somas das ordens atribuídas aos tratamentos i e j respectivamente, nos J blocos.

A uma taxa de erro experimental α, admite-se

$$t_i \neq t_j \quad \text{se} \quad \left|R_i - R_j\right| \geq \Delta_1,$$

isto é, a diferença mínima significativa (d.m.s.), a uma taxa α, é d.m.s.=Δ_1.

Ou seja, $P_0(\left|R_i - R_j\right| \geq \Delta_1) = \alpha$.

Os valores de Δ_1 são obtidos da Tabela 24 de Campos(1979).

Exemplo:

Aplicar as comparações múltiplas aos resultados apresentados no exemplo anterior do teste de Friedman.

Solução:

Neste caso temos:

R_1=8,5 R_2=12,0 R_3=9,0 R_4=11,5 R_5=4,0

e então

$\lvert R_1-R_2\rvert$=3,5	$\lvert R_2-R_3\rvert$=3,0	$\lvert R_3-R_4\rvert$=2,5
$\lvert R_1-R_3\rvert$=0,5	$\lvert R_2-R_4\rvert$=0,5	$\lvert R_3-R_5\rvert$=5,0
$\lvert R_1-R_4\rvert$=3,0	$\lvert R_2-R_5\rvert$=8,0	$\lvert R_4-R_5\rvert$=7,5
$\lvert R_1-R_5\rvert$=4,5		

A Tabela 24, para I=5 e J=3, com α=0,067, fornece $\Delta_1 = 10$.

Conclui-se, que à taxa α=0,067 não foram constatadas diferenças significativas entre os pares de tratamentos.

b) CASO DE GRANDES AMOSTRAS

Quando o número de blocos, ou o número de tratamentos, ou ambos ultrapassam os valores previstos na Tabela 24, obtemos a d.m.s como segue:

$$\text{d.m.s.}=Q\sqrt{\frac{JI(I+1)}{12}}$$

Os valores de Q são dados pela Tabela 17 de Campos (1979)

Exemplo:

Admitindo-se um caso onde I=5 e J=16, com

$R_1=28$ $R_2=45$ $R_3=41$ $R_4=59$ $R_5=67$

Como não dispomos de tabela de Δ_1, para J=16, calculamos a d.m.s. pelo método apropriado a grandes amostras. Se admitirmos, por exemplo, $\alpha = 0{,}05$, a Tabela 17 fornece Q=3,858 e conseqüentemente:

$$\text{d.m.s.}=3{,}858\sqrt{\frac{16(5)(6)}{12}} = 24{,}4$$

$|R_1-R_2|=17$ $|R_2-R_3|=4$ $|R_3-R_4|=18$

$|R_1-R_3|=13$ $|R_2-R_4|=14$ $|R_3-R_5|=26$

$|R_1-R_4|=31$ $|R_2-R_5|=22$ $|R_4-R_5|=8$

$|R_1-R_5|=39$

Conclui-se que, à taxa $\alpha = 0{,}05$: tratamento 1 difere dos tratamentos 4 e 5 e o tratamento 3 difere do tratamento 5. Com $\alpha = 0{,}01$, a d.m.s.=29,11, verifique.

EXERCÍCIO: Num ensaio sobre competição de variedades de cana-de açúcar, foram obtidos os seguintes resultados de produção, em t/ha.

Variedades	Bloc I	Bloco II	Bloco III	Bloco IV	Bloco V	Bloco VI
V1: Co 419	110,6	119,5	120,1	105,3	130,8	138,1
V2: Co 421	116,7	128,4	131,5	114,8	146,8	155,5
V3: CB 41-70	140,3	150,0	150,9	144,7	153,9	156,9
V4: CB 41-76	143,4	153,8	151,5	144,1	154,6	159,3

a) **Aplique o teste de Friedman aos resultados obtidos.**

b) **Confronte as conclusões com as obtidas pela aplicação do Teste F aplicado nas ordens dos dados originais, e verifique a relação:**

χ^2_{I-1}=12/(I(I+1))S.Q.Tratamentos**.**

c) **Aplique o teste de comparações múltiplas não-paramétrico e conclua sobre as comparações de médias.**