UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos

ZAB0229 – ESTATÍSTICA EXPERIMENTAL

DELINEAMENTO INTEIRAMENTE CASUALIZADO (DIC)

Material preparado pelo Prof. Dr. César Gonçalves de Lima (FZEA/USP) – ZAB0229

DELINEAMENTO OU DESENHO EXPERIMENTAL: É a forma com que os tratamentos (níveis de um fator ou combinações de níveis de fatores) são atribuídos às unidades experimentais.

Dependendo do número de fatores de tratamento ou de controle local envolvidos no experimento temos: *one-way* ANOVA, *two-way* ANOVA *etc*.

Um fator pode ser considerado de efeito fixo ou de efeito aleatório e essa escolha depende da sua origem e do tipo de inferência que se pretende fazer com seus resultados.

Na maior parte dos exemplos tratados nos próximos slides, consideraremos o fator Tratamento como de efeito fixo.

Fator de efeito fixo: é aquele que tem os seus níveis fixados ou escolhidos pelo pesquisador e as conclusões do estudo envolvendo esses fatores são válidas somente para os níveis escolhidos.

Exemplo: Experimento de comparação de quatro cultivares de milho escolhidos pelo agrônomo de uma fazenda.

As inferências irão se restringir a essas quatro cultivares, não havendo qualquer consideração sobre outras cultivares.

Se este experimento precisar ser repetido nas mesmas condições, mas em outra fazenda, por exemplo, as mesmas cultivares devem ser utilizadas.

Neste caso o fator "Cultivar" é considerado de efeito fixo.

Fator de efeito aleatório é aquele em que os seus níveis formam uma amostra aleatória da população dos possíveis níveis e as conclusões serão extrapoladas para toda a população de referência.

Exemplo: Considere um estudo do efeito da nutrição e da habilidade materna de porcas de certa linhagem, expressa pelo peso dos leitões aos 28 dias. Vamos escolher dez porcas e avaliar seis animais da leitegada de cada porca.

Nesse experimento não há interesse em concluir sobre o desempenho específico das dez porcas (qual a melhor?), mas sim, sobre todas as porcas da linhagem considerada.

Se o estudo for repetido em outro local ou época o pesquisador poderá utilizar uma nova amostra de porcas dessa linhagem.

Neste caso o fator Porca é considerado de efeito aleatório.

DELINEAMENTO INTEIRAMENTE CASUALIZADO (DIC)

1. INTRODUÇÃO

- Neste tipo de delineamento estão envolvidos os princípios da **repetição** e da **casualização** (não há necessidade de controle local).
- Supõe-se que o ambiente experimental e as unidades experimentais sejam muito **homogêneos**.
- Num primeiro momento será estudado o problema envolvendo um **único fator de tratamento de efeito fixo com a níveis**.
- Os tratamentos ou níveis do fator são distribuídos de forma aleatória (por sorteio) às unidades experimentais ou parcelas.

Vantagens:

- A estrutura de análise é muito simples.
- A perda de observações durante a condução do experimento não gera (muitas) dificuldades na análise e na interpretação dos resultados.
- Reúne o maior número de graus de liberdade no resíduo.

Principal desvantagem:

- Todas as fontes de variação que não estão associadas aos tratamentos e não foram controladas podem influenciar as respostas, inflacionar o resíduo e comprometer a precisão do experimento e os resultados dos testes.

Exemplo de aleatorização:

- Experimento com <u>um único fator</u> de tratamento (A) que tem 5 níveis (A_1, A_2, A_3, A_4 e A_5) e 4 repetições para cada nível, totalizando 20 parcelas.

Croqui de um delineamento inteiramente casualizado

A_2	A_2	A_1	A_4	A_3
A_1	A_5	A_4	A_5	A_4
A_3	A_1	A_2	A_1	A_5
A_3	A_2	A_4	A_3	A_5

As observações de um experimento balanceado com um fator de tratamento num delineamento inteiramente casualizado podem ser organizadas em tabelas do tipo:

	Tratamentos			
	A_1	A_2	$\cdots$	A_a
	y_{11}	y_{21}	$\cdots$	y_{a1}
	y_{12}	y_{22}	$\cdots$	y_{a2}
	y_{13}	y_{23}	$\cdots$	y_{a3}
	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	y_{1n}	y_{2n}	$\cdots$	y_{an}
Total	$y_{1\bullet}$	$y_{2\bullet}$	$\cdots$	$y_{a\bullet}$
Média	$\bar{y}_{1\bullet}$	$\bar{y}_{2\bullet}$	$\cdots$	$\bar{y}_{a\bullet}$

Em que:

y_{ij}: é o valor observado da j-ésima repetição do i-ésimo tratamento, com $i = 1, 2, \ldots, a$ e $j = 1, 2, \ldots, n$.

$y_{i\bullet} = \sum_{j=1}^{n} y_{ij}$ é o total das observações do tratamento i

$\bar{y}_{i\bullet} = \frac{y_{i\bullet}}{n}$ é a média do tratamento i

$y_{\bullet\bullet} = \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{a} y_{ij}$ é o total geral

$\bar{y}_{\bullet\bullet} = \frac{y_{\bullet\bullet}}{an}$ é a média geral

2. MODELO MATEMÁTICO

O modelo matemático associado ao experimento descrito anteriormente, que envolve somente um fator de tratamento, pode ser escrito como:

$$y_{ij} = \mu + t_i + e_{ij}$$

com $i = 1, 2, \ldots, a$ e $j = 1, 2, \ldots, n$.

Em que:

- μ é uma constante comum a todas as observações;
- t_i é o efeito do i-ésimo tratamento (ou nível do fator) na variável dependente;
- e_{ij} é um erro aleatório atribuído à observação y_{ij}, não observável, independente e $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$.

A estimação dos parâmetros do modelo (1) é feita utilizando-se o Método dos Mínimos Quadrados (ver material extra), que consiste em obter os estimadores $\hat{\mu}$ e $\hat{t}_i$ que minimizam a soma dos quadrados dos erros:

$$SQE = \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{n} \left(y_{ij} - \mu - t_i\right)^2$$

No processo de estimação é comum admitir que a soma dos efeitos de tratamentos é nula, ou seja, $\sum_{i=1}^{a} \hat{t}_i = 0$.

O uso desta restrição implica na obtenção dos seguintes estimadores dos parâmetros:

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{\bullet\bullet} \qquad \hat{t}_i = \bar{y}_{i\bullet} - \bar{y}_{\bullet\bullet}, \text{ para } i = 1, \cdots, n$$

3. DECOMPOSIÇÃO DA SOMA DE QUADRADOS TOTAL

A variabilidade total dos dados ($SQTotal$) pode ser particionada:

$$
\begin{aligned}
SQTotal &= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{n}\left(y_{ij}-\bar{y}_{\bullet\bullet}\right)^2 \\
&= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{n}\left[\left(y_{ij}-\bar{y}_{i\bullet}\right)+\left(\bar{y}_{i\bullet}-\bar{y}_{\bullet\bullet}\right)\right]^2 \\
&= \dots \\
&= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{n}\left(\bar{y}_{i\bullet}-\bar{y}_{\bullet\bullet}\right)^2+\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{n}\left(y_{ij}-\bar{y}_{i\bullet}\right)^2 \\
&= \underbrace{n\sum_{i=1}^{a}\left(\bar{y}_{i\bullet}-\bar{y}_{\bullet\bullet}\right)^2}_{SQTrat}+\underbrace{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{n}\left(y_{ij}-\bar{y}_{i\bullet}\right)^2}_{SQResiduo} \\
&= SQTrat + SQResiduo
\end{aligned}
$$

Em que

- $SQTotal$ ($soma\ de\ quadrados\ total$) mede a variabilidade total dos dados observados em relação à média geral das respostas.

- $SQTrat$ ($soma\ de\ quadrados\ de\ tratamentos$) mede a variabilidade entre as médias dos tratamentos e a média geral.

- $SQResiduo$ ($soma\ de\ quadrados\ do\ resíduo$) mede a variabilidade entre os valores observados *dentro* dos tratamentos e suas respectivas médias.

O resíduo $\hat{e}_{ij} = \left(y_{ij} - \bar{y}_{i\bullet}\right)$ calculado entre os valores observados de um tratamento e a sua respectiva média serve para quantificar o erro devido ao acaso, ou seja, estima o erro experimental.

1) FÓRMULAS DE CÁLCULO DAS SQ´S EM EXPERIMENTOS BALANCEADOS ($n_i = n$)

$SQTotal = \sum_{i=1}^{a} \sum_{j=1}^{n} y_{ij}^2 - C$

onde $C = \frac{1}{an} y_{\bullet\bullet}^2$ é chamado fator de correção.

Utilizando o modo $\boldsymbol{Stat}$ da calculadora científica:

$SQTotal$: entrar com os N dados individuais ⇒ calcular o desvio padrão amostral ⇒ calcular a variância amostral ⇒ multiplicar o resultado por $N - 1$, em que N é o número total de observações.

$$SQTrat = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{a} y_{i\bullet}^2 - C \; = n\sum_{i=1}^{a}(y_{i\bullet} - \bar{y}_{\bullet\bullet})^2$$

Utilizando os <u>totais dos tratamentos</u> (método mais preciso):

- No modo $Stat$ (Mode-2) da calculadora científica entrar com os totais de cada um dos tratamentos ($y_{i\bullet}$)
- Em Shift-1-1 pegar a soma dos quadrados dos totais ($\sum_{i=1}^{a} y_{i\bullet}^2$) e dividir pelo número de repetições (n) de cada tratamento, para obter $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{a} y_{i\bullet}^2$.
- Em Shift-1-2 pegar o total geral ($y_{i\bullet}$), elevar ao quadrado e dividir pelo número total de observações (an) para obter $C = \frac{1}{an} y_{\bullet\bullet}^2$
- A seguir calcular: $SQTrat = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{a} y_{i\bullet}^2 - C$

Utilizando as <u>médias dos tratamentos</u> (método menos preciso):

1) Limpe a memória e escolha o modo SD: $\boxed{MODE}$ $\boxed{2}$
2) Entre com a média e o número de repetições de cada tratamento:

$$\bar{y}_{1\bullet}; n\ \boxed{M+} \quad \bar{y}_{2\bullet}; n\ \boxed{M+}\ \dots\ \bar{y}_{a\bullet}; n\ \boxed{M+}$$

   Ao final aparecerá no visor: $N = an$

3) Calcule o desvio padrão amostral (s_x ou σ_{n-1}): $\boxed{SHIFT}$ $\boxed{S\text{-}VAR}$ $\boxed{3}$ $\boxed{=}$
4) Calcule a variância elevando o desvio padrão ao quadrado: $\boxed{x^2}$ $\boxed{=}$
5) Multiplique o resultado por $N - 1$

A $SQResiduo$ é obtida por diferença:

$$SQResiduo = SQTotal - SQTrat$$

Com as SQ's montamos o quadro de análise de variância (ANOVA):

Causa de Variação	$g.l.$	SQ	QM	F
Tratamento	$(a-1)$	$SQTrat$	$\frac{SQTrat}{(a-1)}$	$\frac{QMTrat}{QMResiduo}$
Resíduo	$a(n-1)$	$SQResiduo$	$\frac{SQResiduo}{a(n-1)}$	
Total	$an-1$	$SQTotal$		

$\bar{y}_{\bullet\bullet}$ $\quad$ $s^2 = QMResiduo$ $\quad$ CV

No rodapé do quadro da ANOVA é comum indicar os valores da média geral ($\bar{y}_{\bullet\bullet}$), de $s^2 = QMResiduo$ e do coeficiente de variação (CV).

O CV é expresso em porcentagem e serve para termos uma ideia da qualidade do experimento, sendo calculado por:

$$CV = 100\,\frac{\sqrt{QMResiduo}}{\bar{y}_{\bullet\bullet}}\,\%$$

- $CV \leq 10\%$ indica um experimento bem conduzido, que teve um rígido controle dos fatores estranhos ao experimento.
- $CV > 10\%$ indica que o experimento não foi bem conduzido e que os fatores estranhos ao experimento não foram bem controlados.

Podemos provar que o $QMResiduo$ é um estimador não viesado da variância (σ^2) dos dados, ou seja: $E(QMResiduo) = \sigma^2$

O $QMTrat$ também estima a variância, mas

$$E(QMTrat) = \sigma^2 + \frac{n}{(a-1)} \sum_{i=1}^{a} t_i^2$$

ou seja, $QMTrat$ é um estimador não viesado da variância (σ^2) somente quando $\sum_{i=1}^{a} t_i^2 = 0$, ou seja, quando os efeitos de todos os tratamentos forem nulos e as médias dos tratamentos forem iguais.

- Vamos usar a estatística $F = \dfrac{QMTrat}{QMResiduo}$ para testar a hipótese

  $$H_0\!: \ \mu_1 = \mu_2 = \ \ldots \ = \mu_a \text{ ou } H_0\!: t_1 = \cdots = t_a = 0,$$

  se usarmos a restrição $\sum_{i=1}^{a} t_i = 0$ para estimar os parâmetros do modelo.

Ideia: Um valor da estatística $F \cong 1$ ocorre quando $\sum_{i=1}^{a} t_i^2 \cong 0$ e indica que a hipótese H_0 não deve ser rejeitada. Um valor muito maior que 1, indica a rejeição de H_0.

Resumindo: Para testar

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 = \ \ldots \ = \mu_a \\ H_1: \text{pelo menos duas médias diferem entre si} \end{cases}$$

usamos a estatística $F = QMTrat/QMResiduo$, que sob H_0, tem distribuição F-Snedecor com $(a–1)$ e $a(n–1)$ graus de liberdade.

- Se $F_{calc} > F_{tab} \Rightarrow$ <u>rejeitamos</u> a hipótese H_0 e concluímos que existem pelo menos duas médias que diferem entre si.
- Se $F_{calc} \leq F_{tab} \Rightarrow$ <u>não rejeitamos</u> a hipótese H_0 e concluímos que as médias dos tratamentos são iguais entre si.

Um intervalo de confiança ($\gamma = (1-\alpha)$ para a média do tratamento i, para $i = 1, \ldots, a$, é calculado por:

$$IC(\mu_i; 100\gamma\%) = \bar{y}_{i\bullet} \pm t_{[\alpha/2; a(n-1)]} \sqrt{\frac{QMResiduo}{n}}$$

Se rejeitarmos H_0: $\mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_a$ podemos buscar quais médias são diferentes entre si, utilizando o Teste t-Student para contrastes ortogonais escolhidos a priori, ou o teste de $Tukey$ ou de $Duncan$, dentre outros.

Lembrete: O ideal é que a escolha do procedimento de comparações múltiplas de médias seja feita durante a fase do planejamento da pesquisa.

Exemplo 1. Em um experimento de competição de variedades de cana-de-açúcar, instalado em um delineamento inteiramente casualizado, com 5 repetições por tratamento, obteve-se as seguintes produções (ton/ha):

	CB5034	CB6245	IAC 6258	IAC 6529	IAC 6814	IAC 6538
	112,3	125,3	118,4	127,9	130,1	115,2
	121,0	119,7	120,5	128,3	122,4	123,2
	114,3	120,8	119,7	129,5	126,7	117,8
	115,8	120,5	118,3	126,5	127,3	120,8
	117,2	122,3	117,8	127,3	128,9	116,4
$y_{i\bullet}$	580,6	608,6	594,7	639,5	635,4	593,4
$\bar{y}_{i\bullet}$	116,12	121,72	118,94	127,90	127,08	118,68

Modelo associado:

$$y_{ij} = \mu + t_i + \varepsilon_{ij}, i = 1,2, \dots, 6 \text{ e } j = 1.,2, \dots, 5$$

Em que:

y_{ij} é a produção (t/ha) da j-ésima parcela da variedade i;

μ é uma constante comum a todas as parcelas;

t_i é o efeito da i-ésima variedade;

ε_{ij} é o erro experimental associado à observação y_{ij}

Para realizar a análise, admitimos que os erros $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ e são independentes.

Cálculo das somas de quadrados utilizando os totais:

- $SQTotal = 112{,}3^2 + \ldots + 116.4^2 - \frac{(3652{,}2)^2}{(5)(6)}$

$$= 445.345{,}22 - 444.618{,}828 = 726{,}3920$$

- $SQVariedades = \frac{1}{5}(580{,}6^2 + \cdots + 593{,}4^2) - \frac{(3652{,}2)^2}{30}$

$$= 445.195{,}0760 - 444.618{,}8280 = 576{,}2480$$

- $SQResiduo = SQTotal - SQVariedades$

$$= 726{,}3920 - 576{,}2480 = 150{,}1440$$

Organizando essas informações no quadro de ANOVA temos:

Quadro de Análise de Variância (ANOVA)

Causa de Variação	g.l.	SQ	QM	F
Variedade	5	576,2480	115,2496	18,42 **
Resíduo	24	150,1440	6,2560	
Total	29	726,3920		

$s^2 = 6{,}2560$ $\bar{y}_{\bullet\bullet} = 121{,}74$ ton/ha $CV = 2{,}05\%$

Vamos testar: $\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 = \ \dots \ = \mu_6 \\ H_1: \text{pelo menos duas médias diferem entre si.} \end{cases}$

Como $F_{calc} > F_{tab} = 2{,}62 \Rightarrow$rejeita-se H_0 ao nível $\alpha = 5\%$ e conclui-se que existem pelo menos duas variedades de cana-de-açúcar com produções médias diferentes entre si.

- O CV $= 2{,}05\%$ indica um rígido controle dos fatores estranhos ao experimento e permite concluir que o experimento foi bem conduzido.

Utilizar o teste t-Student para os seguintes contrastes ortogonais:

Y_1: Comparar a média das variedades CB com a média das variedades IAC

Y_2: Comparar as médias das variedades CB5034 e CB6245

Y_3: Comparar a média das variedades IAC6258 e IAC6814 com a média de IAC6529 e IAC 6538

Y_4: Comparar as médias das variedades IAC6529 e IAC6538

Y_5: Comparar as médias das variedades IAC6258 e IAC6814

Planilha de cálculo:

	CB5034	CB6245	IAC6258	IAC6529	IAC6814	IAC6538			
$\bar{y}_{i\bullet}$	116,1	121,7	118,9	127,9	127,1	118,7	$\hat{Y}_i$	$\sum c_i^2$	t_{calc}
Y_1	–2	–2	1	1	1	1	16,92	12	4,37 *
Y_2	–1	1	0	0	0	0	5,60	2	3,54 *
Y_3	0	0	–1	1	–1	1	0,56	4	0,25 $n.s.$
Y_4	0	0	0	–1	0	1	–9,22	2	–5,83 *
Y_5	0	0	–1	0	1	0	8,14	2	5,15 *

Comparando os t_{calc}'s com $t_{tab} = 2{,}06$ ($\alpha = 5\%$) concluímos que a hipótese $H_0\!: Y_i = 0$ é rejeitada para todos os contrastes, com exceção do contraste Y_3.

Resumindo os resultados dos testes dos contrastes, tem-se que:

- A produção média das variedades IAC é superior à produção média das variedades CB.
- A produção média da variedade CB6245 é superior à da variedade CB5034.
- A produção média das variedades IAC65 é igual à das variedades IAC62 e IAC68.
- A produção média da variedade IAC6529 é superior à da variedade IAC6538.
- A produção média da variedade IAC6814 é superior à da variedade IAC6258.

2) FÓRMULAS DE CÁLCULO DE SQTRAT EM EXPERIMENTOS DESBALANCEADOS ($n_i \neq n$, para algum i)

$$SQTrat = \sum_{i=1}^{a} \frac{y_{i\bullet}^2}{n_i} - C = \sum_{i=1}^{a} n_i (\bar{y}_{i\bullet} - \bar{y}_{\bullet\bullet})^2$$

EXEMPLO 2. (Experimento desbalanceado) Quatro rações (A, B, C e D) foram administradas aleatoriamente a 24 bovinos, utilizando um DIC. Os ganhos de peso no final do experimento (em kg) são dados a seguir:

Ganhos de peso (kg) de bovinos submetidos a quatro diferentes rações

	A	B	C	D
	72	83	108	81
	70	87	106	87
	73	91	111	85
	69	84	107	86
	66	85	108	88
		86	108	89
				86
Total	350	516	648	602
n_i	5	6	6	7
Média	70,0	86,0	108,0	86,0

Cálculo das somas de quadrados:

- $SQTotal \;\; = 72^2 + 70^2 + \ldots + 89^2 + 86^2 - \dfrac{2116^2}{24}$

$$= 190756{,}00 - 186560{,}67 \;\Rightarrow\; SQTotal \; = 4195{,}33$$

- $SQTrat = \dfrac{350^2}{5} + \dfrac{516^2}{6} + \dfrac{648^2}{6} + \dfrac{602^2}{7} - \dfrac{2116^2}{24}$

$$= 190632{,}00 - 186560{,}67 \;\Rightarrow\; SQTrat = 4071{,}33$$

- $SQResiduo = SQTotal - SQTrat$

$$= 4195{,}33 - 4071{,}33 \;\Rightarrow SQResiduo \; = 124{,}00$$

A $SQTrat$ pode ser mais facilmente calculada com as médias dos tratamentos

Ração	A	B	C	D
Média	70,0	86,0	108,0	86,0
n_i	5	6	6	7

Na calculadora $Casio\ fx$-$82MS$:

1) Limpe a memória: $\boxed{SHIFT}\ \boxed{CTR}\ \boxed{1}\ \boxed{=}$
2) Escolha o modo SD: $\boxed{MODE}\ \boxed{2}$
3) Entre com a média e o número de repetições de cada tratamento:

   70; 5 $\boxed{M+}$ 86; 6 $\boxed{M+}$ 108; 6 $\boxed{M+}$ 86; 5 $\boxed{M+}$

   Ao final aparecerá no visor: $n = 24$

4) Calcule o desvio padrão amostral (s_x ou σ_{n-1}):

$\boxed{SHIFT}$ $\boxed{S\text{-}VAR}$ $\boxed{3}$ $\boxed{=}$

5) Calcule a variância elevando o desvio padrão ao quadrado:

$\boxed{x^2}$ $\boxed{=}$

6) Multiplique o resultado por $24 - 1 = 23$:

$\boxed{\times}$ 23 $\boxed{=}$

O resultado será $SQTrat = 4071{,}33$

Quadro de Análise de Variância (ANOVA)

Causa de Variação	g.l.	SQ	QM	F
Ração	3	4071,33	1357,11	218,89 **
Resíduo	20	124,00	6,20	
Total	23	4195,33		

$s^2 = 6{,}20$ $\bar{y} = 88{,}17$ kg $CV = 2{,}82\%$

- O $CV = 2{,}82\%$ é considerado <u>baixo</u> e indica que o experimento foi bem conduzido.
- Hipóteses: $\begin{cases} H_0: \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D \\ H_1: \text{pelo menos duas médias diferem entre si.} \end{cases}$

- Como $F_{cal} = 218,89 > F_{[5\%;\ 3;\ 20]} = 3,10$ rejeita-se H_0 ao nível de significância $\alpha = 0,05$ e conclui-se que existem pelo menos duas rações que proporcionam ganhos médios de peso diferentes.

Vamos usar o Teste de Tukey (*dados desbalanceados*) para comparar os pares de médias de GP das 4 rações utilizando

$$d.m.s. = q(a, gl_{Res}, \alpha)\ \sqrt{\frac{QMResiduo}{2}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i^*}}\right)}$$

Sabemos que $QMResiduo = 6,20$ com 20 graus de liberdade, $a = 4$ tratamentos e $q(4;\ 20;\ 5\%) = 3,96$.

Como o experimento é desbalanceado precisamos calcular um dms para cada par de médias com números diferentes de repetições.

n_i	n_{i^*}	dms
5	6	4,22
5	7	4,08
6	6	4,02
6	7	3,88

Valor absoluto das diferenças entre médias

	A (70)	B (86)	C (108)	D (86)
A(70)	–	16 *	38 *	16 *
B (86)	–	–	22 *	0 $n.s.$
C (108)	–	–	–	22 *

Ordenando as médias da maior para a menor e usando os resultados apresentados neste quadro, temos:

Ração	Média
C	108 a
B	86 b
D	86 b
A	70 c

Reorganizando os resultados:

Ração	Média
A	70 c
B	86 b
C	108 a
D	86 b

Médias seguidas por letras distintas diferem entre si pelo teste de Tukey ($\alpha = 5\%$)

Conclusões:

- Os bovinos alimentados com a ração C apresentaram o melhor ganho médio de peso.
- Os bovinos alimentados com as rações B ou D apresentaram ganhos médios de peso iguais, inferiores ao dos bovinos que receberam a ração C, mas superiores ao dos bovinos que receberam a ração A.
- Os bovinos alimentados com a ração A apresentaram o pior desempenho (menor ganho médio de peso).