MAF 261 - Estatística Experimental

Prof. Fernando de Souza Bastos

Instituto de Ciências Exatas e Tecnológicas Universidade Federal de Viçosa Campus UFV - Florestal

Sumário

- Contrastes
- Estimador do Contraste
- Variância do Estimador de um Contraste
- Contrastes Ortogonais
- Métodos para Obtenção de Grupos de Contrastes Mutuamente Ortogonais

O estudo de contrastes é muito importante na Estatística Experimental, principalmente quando o experimento em análise é composto por mais do que dois tratamentos. Com o uso de contrastes é possível ao pesquisador estabelecer comparações, entre tratamentos ou grupos de tratamentos, que sejam de interesse. Vamos estudar os fundamentos para estabelecer grupos de contrastes, obter a estimativa para cada contraste estabelecido, bem com estimar a variabilidade associada a cada um destes contrastes.

Definição: Uma função linear de médias populacionais de tratamentos dada por

$$C = a_1\mu_1 + a_2\mu_2 + \cdots + a_n\mu_n$$

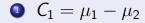
é dita ser um contraste se satisfizer:

$$\sum_{i=1}^n a_i = 0$$

Na prática, geralmente não se conhece os valores das médias populacionais μ_i , mas suas estimativas. Daí, em Estatística Experimental, não trabalhamos com o contraste C mas com o seu estimador \hat{C} , que também é uma função linear de médias obtidas por meio de experimentos ou amostras. Assim tem-se que o estimador para o contraste de médias é dado por:

$$\hat{C} = a_1\hat{\mu}_1 + a_2\hat{\mu}_2 + \cdots + a_n\hat{\mu}_n$$

É contraste?



É contraste?

- $C_1 = \mu_1 \mu_2$

É contraste?

$$C_1 = \mu_1 - \mu_2$$

Num experimento de consórcio na cultura do abacaxi, com 5 repetições, as médias de produção de frutos de abacaxi (em t/ha), foram as seguintes:

Tratamentos	$\hat{\mu}_{i}$
1 —Abacaxi $(0,90 \times 0,30m)$ monocultivo	53,5
2—Abacaxi $(0,80x0,30m)$ monocultivo	56,5
3-Abacaxi $(0,80x0,30m)$ + amendoim	62,0
4—Abacaxi (0,80x0,30 <i>m</i>)+ feijão	60,4

Pede-se obter as estimativas dos seguintes contrastes:

$$C_1 = \mu_1 + \mu_2 - \mu_3 - \mu_4$$
; $C_2 = \mu_1 - \mu_2$; $C_3 = \mu_3 - \mu_4$

Considere o estimador do contraste C, dado por:

$$\hat{C} = a_1\hat{\mu}_1 + a_2\hat{\mu}_2 + \cdots + a_n\hat{\mu}_n$$

A variância do estimador do contraste é dada por:

$$V(\hat{C}) = V(a_1\hat{\mu}_1 + a_2\hat{\mu}_2 + \cdots + a_n\hat{\mu}_n)$$

Admitindo independência entre as médias, temos:

$$V(\hat{C}) = V(a_1\hat{\mu}_1) + V(a_2\hat{\mu}_2) + \cdots + V(a_n\hat{\mu}_n)$$

Logo,

$$V(\hat{C}) = a_1^2 V(\hat{\mu}_1) + a_2^2 V(\hat{\mu}_2) + \cdots + a_n^2 V(\hat{\mu}_n)$$

Lembrando que $\hat{\mu}_i = \frac{\sum_{j=1}^{r_i} x_j}{r_i}$ temos que $V(\hat{\mu}_i) = \frac{\sigma_i^2}{r_i}$, assim:

$$V(\hat{C}) = a_1^2 \frac{\sigma_1^2}{r_1} + a_2^2 \frac{\sigma_2^2}{r_2} + \dots + a_n^2 \frac{\sigma_n^2}{r_n}$$

Admitindo-se homogeneidade de variâncias, ou seja, $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_n^2 = \sigma^2$, então

$$V(\hat{C}) = \left(\frac{a_1^2}{r_1} + \frac{a_2^2}{r_2} + \dots + \frac{a_n^2}{r_n}\right) \sigma^2 = \sigma^2 \sum_{i=1}^n \frac{a_i^2}{r_i}$$

Na prática, geralmente, não se conhece a variância σ^2 , mas sua estimativa a qual é obtida por meio de dados experimentais. Esta estimativa é denominada como estimador comum S_c^2 . Então, o que normalmente se obtém é o valor do estimador da variância do estimador do contraste, que é obtida por:

$$\hat{V}(\hat{C}) = S_c^2 \sum_{i=1}^n \frac{a_i^2}{r_i}$$

Em algumas situações desejamos testar um grupo de contrastes relacionados com o experimento em estudo. Alguns tipos de testes indicados para este objetivo, necessitam que os contrastes, que compõem o grupo a ser testado, sejam ortogonais entre si. A ortogonalidade entre os contrastes indica independência linear na comparação estabelecida por um contraste com a comparação estabelecida pelos outros contrastes.

Sejam os estimadores dos contrastes de C_1 e C_2 dados, respectivamente, por:

$$\hat{C}_1 = a_1 \hat{\mu}_1 + a_2 \hat{\mu}_2 + \dots + a_n \hat{\mu}_n$$

 $\hat{C}_2 = b_1 \hat{\mu}_1 + b_2 \hat{\mu}_2 + \dots + b_n \hat{\mu}_n$

A covariância entre \hat{C}_1 e \hat{C}_2 , supondo independência entre tratamentos, é obtida por $Cov(\hat{C}_1,\hat{C}_2)=a_1b_1V(\hat{\mu}_1)+a_2b_2V(\hat{\mu}_2)+\cdots+a_nb_nV(\hat{\mu}_n)$. E como já vimos, a variância da média amostral é dada por $V(\hat{\mu}_i)=\frac{\sigma_i^2}{r_i}$, para $i=1,2,\cdots,n$. Logo,

$$Cov(\hat{C}_1, \hat{C}_2) = a_1b_1\frac{\sigma_1^2}{r_1} + a_2b_2\frac{\sigma_2^2}{r_2} + \cdots + a_nb_n\frac{\sigma_n^2}{r_n}.$$

Admitindo que exista homogeneidade de variâncias entre os tratamentos, ou seja, $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_n^2 = \sigma^2$, então,

$$Cov(\hat{C}_1, \hat{C}_2) = \left(\frac{a_1b_1}{r_1} + \frac{a_2b_2}{r_2} + \dots + \frac{a_nb_n}{r_n}\right)\sigma^2 = \sigma^2\sum_{i=1}^n \frac{a_ib_i}{r_i}$$

Sabe-se ainda que, se duas variáveis aleatórias são independentes, a covariância entre elas é igual a zero. Assim, se \hat{C}_1 e \hat{C}_2 são independentes, a covariância entre eles é igual a zero, isto é:

$$Cov(\hat{C}_1,\hat{C}_2)=0$$

Para que a covariância seja nula, é necessário, portanto que:

$$\sum_{i=1}^n \frac{a_i b_i}{r_i} = 0$$

Esta é a condição de ortogonalidade entre dois contrastes para um experimento com número diferente de repetições para os tratamentos. Para um experimento com o mesmo número de repetições, satisfazendo as mesmas pressuposições (médias independentes e homogeneidade de variâncias), a condição de ortogonalidade se resume a:

$$\sum_{i=1}^n a_i b_i = 0$$

Para um experimento com I tratamentos, podem ser formados vários grupos de contrastes ortogonais, no entanto cada grupo deverá conter no máximo (I-1) contrastes ortogonais, o que corresponde ao número de graus de liberdade para tratamentos. Dentro de um grupo de contrastes ortogonais, todos os contrastes tomados dois a dois, serão também ortogonais.

Obtenção por Meio de Sistema de Equações Lineares

Neste método, deve-se estabelecer, a princípio, um contraste que seja de interesse e, a partir deste é que os demais são obtidos. Por meio da imposição da condição de ortogonalidade e da condição para ser um contraste, obtém-se equações lineares, cujas incógnitas são os coeficientes das médias que compõem o contraste. Como o número de incógnitas é superior ao número de equações existentes, será sempre necessário atribuir valores a algumas incógnitas. É desejável que os valores a serem atribuídos, permitam que os coeficientes sejam números inteiros.

Por meio desta metodologia, é possível estabelecer facilmente um grupo de contrastes ortogonais. A metodologia pode ser resumida nos seguintes passos (BANZATTO e KRONKA, 1989):

Divide-se o conjunto das médias de todos os tratamentos do experimento em dois grupos. O primeiro contraste é obtido pela comparação das médias de um grupo contra as médias do outro grupo. Para isso atribui-se sinais positivos para membros de um grupo e negativos para membros do outro grupo. Por meio desta metodologia, é possível estabelecer facilmente um grupo de contrastes ortogonais. A metodologia pode ser resumida nos seguintes passos (BANZATTO e KRONKA, 1989):

- Divide-se o conjunto das médias de todos os tratamentos do experimento em dois grupos. O primeiro contraste é obtido pela comparação das médias de um grupo contra as médias do outro grupo. Para isso atribui-se sinais positivos para membros de um grupo e negativos para membros do outro grupo.
- ② Dentro de cada grupo formado no passo anterior, que possui mais que uma média, aplica-se o passo 1, subdividindo-os em subgrupos. Repete-se este passo até que se forme subgrupos com apenas uma média. Ao final, deveremos ter formado (I-1) comparações.

Verificar o número de parcelas experimentais envolvidas no 1° grupo, digamos g_1 , e o número de parcelas experimentais envolvidas no 2° grupo, digamos g_2 . Calcula-se o mínimo múltiplo comum (m.m.c.) entre g_1 e g_2 .

- Verificar o número de parcelas experimentais envolvidas no 1° grupo, digamos g_1 , e o número de parcelas experimentais envolvidas no 2° grupo, digamos g_2 . Calcula-se o mínimo múltiplo comum (m.m.c.) entre g_1 e g_2 .
- ② Dividir o m.m.c. por g_1 . O resultado será o coeficiente de cada média do 1° grupo.

- Verificar o número de parcelas experimentais envolvidas no 1° grupo, digamos g_1 , e o número de parcelas experimentais envolvidas no 2° grupo, digamos g_2 . Calcula-se o mínimo múltiplo comum (m.m.c.) entre g_1 e g_2 .
- ② Dividir o m.m.c. por g_1 . O resultado será o coeficiente de cada média do 1° grupo.
- **1** Dividir o m.m.c. por g_2 . O resultado será o coeficiente de cada média do 2° grupo.

- Verificar o número de parcelas experimentais envolvidas no 1° grupo, digamos g_1 , e o número de parcelas experimentais envolvidas no 2° grupo, digamos g_2 . Calcula-se o mínimo múltiplo comum (m.m.c.) entre g_1 e g_2 .
- ② Dividir o m.m.c. por g_1 . O resultado será o coeficiente de cada média do 1° grupo.
- **1** Dividir o m.m.c. por g_2 . O resultado será o coeficiente de cada média do 2° grupo.
- Multiplicar os coeficientes obtidos pelo número de repetições da respectiva média. Se possível, simplificar os coeficientes obtidos por uma constante. No caso em que o número de repetições é igual para todos os tratamentos, este passo pode ser eliminado.

$$C_1 = (T_1, T_2, T_3, T_4) \text{ vs } T_5$$
 $C_2 = (T_1, T_2, T_3) \text{ vs } T_4$
 $C_3 = (T_1, T_2) \text{ vs } T_3$
 $C_4 = (T_1) \text{ vs } T_2$

Em que T_1 possui 6 repetições, T_2 possui 6, T_3 possui 4, T_4 possui 5 e T_5 possui 6.