

Utilização dos testes de Comparações múltiplas: Teste de Scott-Knott

Cleanderson R. Fidelis

Universidade Federal do Acre

Teste de Scott-Knott

- O teste de Scott-Knott visa comparar dois grupos de médias de tratamentos, iniciando-se por aqueles cuja soma de quadrados é máxima entre os possíveis ($g - 1$) grupos formados, em que g é o número de tratamentos.
- Resulta, dessa aplicação, que as médias dos tratamentos podem ser reunidas em grupos aproximadamente homogêneos.
- Para procedermos com o teste, vamos resumi-lo nos passos a seguir.

Partição entre dois grupos

- I) Determinar a partição entre dois grupos que maximize a soma de quadrados entre grupos. Essa soma de quadrados será definida por B_0 e será estimada da seguinte forma:

$$B_0 = \frac{T_1^2}{k_1} + \frac{T_2^2}{k_2} - \frac{(T_1 + T_2)^2}{k_1 + k_2}$$

onde T_1 e T_2 são os totais dos dois grupos com k_1 e k_2 tratamentos em cada um:

$$T_1 = \sum_{i=1}^{k_1} \bar{Y}_{(i)} \quad \text{e} \quad T_2 = \sum_{i=k_1+1}^g \bar{Y}_{(i)}$$

Aqui, $\bar{Y}_{(i)}$ representa a média do tratamento na posição ordenada i .

Os dois grupos deverão ser identificados por meio da inspeção das somas de quadrados das $g - 1$ partições possíveis, sendo g o número de tratamentos considerados no grupo de médias.

Estatística λ

II) Determinar o valor da estatística λ da seguinte forma:

$$\lambda = \frac{\pi}{2(\pi - 2)} \cdot \frac{B_0}{\hat{\sigma}_0^2}$$

em que $\hat{\sigma}_0^2$ é o estimador de máxima verossimilhança de σ_Y^2 .

Seja $s_Y^2 = \frac{\text{QME}}{r}$ o estimador não viesado de σ_Y^2 e v os graus de liberdade associados a este estimador.

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{g + v} \left[\sum_{i=1}^g (\bar{Y}_{(i)} - \bar{Y})^2 + vs_Y^2 \right]$$

Critério de Rejeição e Subgrupos

- III) Se $\lambda \geq \chi^2_{(\alpha; g/(N-2))}$, rejeita-se a hipótese de que os dois grupos são idênticos em favor da hipótese alternativa de que os dois grupos diferem.
- IV) No caso de rejeitar essa hipótese, os dois subgrupos formados serão, independentemente, submetidos aos passos (i) a (iii), fazendo, respectivamente, $g = k_1$ e $g = k_2$.
O processo em cada subgrupo se encerra ao aceitar H_0 no passo (iii) ou se cada subgrupo contiver apenas uma média.

Aplicação do Teste

Como vimos, para a aplicação do teste, deve-se fazer $(p - 1)$ partições ou grupos com as p médias ordenadas. Por exemplo, para $p = 4$ tratamentos (A, B, C, D) com médias ordenadas, deve-se fazer 3 partições, a saber:

$$\begin{array}{c} A \text{ vs. } B, C, D \\ \text{I) } \quad \text{II)} \\ 2^{\circ} \quad \underline{A, B} \text{ vs. } \underline{C, D} \\ A, B, C \text{ vs. } D \end{array}$$

em que "vs." significa versus.

Se, por exemplo, A, B vs. C, D foi a melhor partição, ou seja, apresentou a maior soma de quadrados, deve-se dar continuidade ao teste, fazendo-se:

$$\begin{array}{c} A \text{ vs. } B \text{ e } C \text{ vs. } D \\ (\text{I}) \quad (\text{II}) \end{array}$$

A grande vantagem deste teste é a ausência de ambiguidade presente nos procedimentos de comparações múltiplas.

Experimento com Plantas de Milho

O experimento foi realizado para avaliar o efeito de diferentes combinações de tratamentos sobre o crescimento de plantas de milho em um campo experimental. Os tratamentos envolvem diferentes estratégias de manejo, incluindo fertilização e irrigação, com o objetivo de maximizar a produtividade.

Descrição dos tratamentos:

- **Tratamento A:** Sem fertilizante, apenas irrigação mínima.
- **Tratamento B:** Uso de fertilizante orgânico (composto orgânico) e irrigação moderada.
- **Tratamento C:** Fertilizante químico em alta dosagem e irrigação ideal.
- **Tratamento D:** Fertilizante combinado (50% orgânico e 50% químico) com irrigação controlada.

Os dados para o experimento são:

Tratamentos	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a	5 ^a
A	1,58	1,58	1,22	1,22	0,71
B	1,22	0,71	0,71	1,22	1,22
C	3,53	3,24	3,81	4,18	3,39
D	2,74	3,08	3,94	2,91	3,24



A Tabela da ANOVA é apresentada abaixo:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	03	26,3495	8,7832	<u>62,87</u>
Resíduo	16	2,2349	0,1397	-
Total	19	28,5844	-	-

$$\begin{cases} \text{H}_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 \\ \text{H}_1: \mu_i \neq \mu_j \end{cases}$$

Teste Scott-Knott

As médias dos 4 tratamentos são:

$$\bar{Y}_{(1)} = 1,262$$

$$\bar{Y}_{(3)} = 3,630$$

$$\bar{Y}_{(2)} = 1,016$$

$$\bar{Y}_{(4)} = 3,182$$

$$\bar{Y} = 2,2725$$

Já as partiçãoções serão:

1º B VS. A, C, D

2º B, A VS. C, D ←

3º B, A, D VS. C.

As médias ordenadas de cada tratamento são:

$$\bar{Y}_1 = 1,016; \bar{Y}_2 = 1,262; \bar{Y}_3 = 3,182 \text{ e } \bar{Y}_4 = 3,630$$

$$Y_{(2)} = 11,016, Y_{(1)} = 1,262; Y_{(4)} = 3,182 \in Y_{(3)} = 3,630$$

Teste Scott-Knott

Baseando nas Partições, temos:

Calculando C:

$$C = \frac{(1,262 + 1,016 + 3,630 + 3,182)^2}{4} = 20,6570$$

Calculando as Somas de quadrados

$$SQ_1 = B_0 = \frac{(1,016)^2}{1} + \frac{(1,262 + 3,630 + 3,182)^2}{3} - C = 2,1050$$

$$SQ_2 = B_0 = \frac{(1,016 + 1,262)^2}{2} + \frac{(3,630 + 3,182)^2}{2} - C = 5,1392$$

$$SQ_3 = B_0 = \frac{(1,016 + 1,262 + 3,182)^2}{3} + \frac{(3,630)^2}{1} - C = 2,4571$$

Assim, mosso $B_0 = \underline{5,1392}$.

Teste Scott-Knott

Assim,

$$d = \frac{\pi}{2(\pi-2)} \cdot \frac{B_0}{\hat{s}_0^2}.$$

Temos que

$$\hat{s}_0^2 = \frac{1}{g+v} \left[\sum_{i=1}^g (\bar{y}_{(i)} - \bar{y})^2 + vs_y^2 \right] =$$

$$\hat{s}_0^2 = \frac{1}{4+16} \left[(-1,0105)^2 + (-1,2565)^2 + (1,3575)^2 + (0,1905)^2 + \frac{16,0,1392}{5} \right]$$

$$\delta_0^L = \frac{5,1742}{20} = \underline{\underline{0,2859}}$$

Então,

$$\lambda = \frac{\pi}{2(\pi-2)} \cdot \frac{\delta_0}{\delta_0^2} = \frac{\pi}{2(\pi-2)} \cdot \frac{5,1742}{0,2859} = \underline{\underline{29,742}}$$

Vamos comparar ao nível de 5% de significância, tal que $\nu_0 = \frac{4}{\pi-2} = \underline{\underline{3,50}}$

$$\chi^L_{(0,05; \frac{4}{\pi-2})} = \chi^L_{(0,05; 3,50)} = \underline{\underline{8,66}} \text{ ou } \chi^L_{(0,05; 4)} = \underline{\underline{9,48}}$$

Assim, como $\lambda > \chi^L_{(0,05; 3,5)}$, rejeita-se H_0 , isto é, temos a formação de dois grupos. Vamos continuar para comparar as partícões: A vs. B e C vs. D.

Comparando A vs. B

$$\overline{\pi} (1,262 + 1,016) = \underline{\underline{1,139}}$$

$$C = \frac{(1,262 + 1,016)^2}{2} = 2,5946$$

$$SQ_1 = B_0 = \frac{(1,262)^2 + (1,016)^2}{2} - C = 0,0303$$

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{g+n} \left[\sum_{i=1}^g (\bar{Y}_{(i)} - \bar{Y})^2 + n S_q^2 \right]$$

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{2+16} \left[(1,262 - 1,139)^2 + (1,016 - 1,139)^2 + \frac{(6 \cdot 0,0303)}{5} \right] = 0,0265$$

Aproxim.,

$$\lambda_1 = \frac{\pi}{2(\pi-2)} \frac{B_0}{\hat{\sigma}_0^2} = \frac{\pi}{2(\pi-2)} \cdot \frac{0,0303}{0,0265} = 1,5733$$

$$V_0 = \frac{2}{2-\pi} = 1,75 \Rightarrow \chi^2_{(0,05; 1,75)} = 5,49 \text{ on } \chi^2_{(0,05; 2)} = 5,99$$

1) H_0 rechazamos

Logo, como $\bar{d} < \chi^2_{(0,05; 1,75)}$ não rejeitamos H_0 .

Comparando C vs. D

$$C = \frac{(3,630 + 3,182)^2}{2} = 23,2017; \bar{Y} = \frac{3,630 + 3,182}{2} = \underline{\underline{3,406}}$$

C vs. D

$$SQL_1 = B_0 = \frac{(3,630)^2}{1} + \frac{(3,182)^2}{1} - C = 0,1003$$

$$\hat{B}_0^2 = \frac{1}{2+16} \left[0,0502 + 0,0502 + \frac{16 \cdot 0,1003}{5} \right] = 0,10304$$

Assim,

$$d_2 = \frac{\bar{Y}}{2(\bar{Y}-2)} \cdot \frac{B_0}{\hat{B}_0^2} = \frac{\bar{Y}}{2(\bar{Y}-2)} \cdot \frac{0,1003}{0,10304} = \underline{\underline{4,13350}}$$

$$V_0 = \frac{2}{\bar{Y}-2} = \underline{\underline{1,75}} \quad e \quad \chi^2_{(0,05; 1,75)} = 5,99 \text{ ou } \chi^2_{(0,05; 2)} = 5,99.$$

Como $d_2 < \chi^2_{(0,05; 1,75)}$ não rejeitamos H_0 .

hoyº

Tratamentos	Médias	Grupos
C	3,630	a
D	3,182	a
A	1,262	b
B	1,016	b

Muito obrigado pela atenção!

