

Για 2 ανεξάρτητα ως ΑΒΕΖ ($\alpha=0,05$)

Πρόβλημα Μεταβλητότητας	Αποσπαστέ ζεργήματα	Βασφ. Ελευθέρ.	Μέσος ζεργήματα
Δοκιμασίες	258	3	86,00
Υπόλοιπα	46	6	7,67
Ολ. Μεταβλητότητα	304	9	

Εξέτ $F = \frac{MS_{Str}}{MS_{res}} = 11,2 > 4,76 = F_{0,05,3,6}$ άρα άρρρ. ζυυ Η₀

Αιέλυση ζυυ ζέσων ζυυζυυ

$$Y_{ij} \sim N(\mu_j, \sigma^2) \Rightarrow \bar{Y}_{.j} \sim N(\mu_j, \frac{\sigma^2}{n_j})$$

Για 2 δοκιμασίες u και v :

$$\bar{Y}_{.u} - \bar{Y}_{.v} \sim N(\mu_u - \mu_v, \sigma^2 (\frac{1}{n_u} + \frac{1}{n_v}))$$

$$\frac{\bar{Y}_{.j} - \mu_j}{\sigma / \sqrt{n_j}} \sim N(0, 1)$$

$$= \frac{\bar{Y}_{.j} - \mu_j}{\sqrt{MS_{res}/n_j}} \sim t_{n-r}$$

$$\sqrt{\frac{SS_{res}}{\sigma^2} / (n-r)} \sim \frac{\chi_{n-r}^2}{n-r}$$

$$\sqrt{MS_{res}/n_j}$$

άρα ένα $(1-\alpha)$ 100% Α.Ε. για 2 μ_j : $\bar{Y}_{.j} \pm t_{\alpha/2, n-r} \sqrt{\frac{MS_{res}}{n_j}}$
 Μέθοδος ζυυς ελαχίστης σφαιρικής διασποράς

$$t = \frac{\bar{Y}_{.u} - \bar{Y}_{.v} - (\mu_u - \mu_v) \Rightarrow 0}{\sqrt{MS_{res} (\frac{1}{n_u} + \frac{1}{n_v})}} \sim t_{n-r}$$

τε Η₀: $\mu_u - \mu_v = 0$ έναντι Η_α: $\mu_u - \mu_v \neq 0$
 και ρρ. ρρ. $|t| \geq t_{n-r}$

Για 2 ππ ζυυς ΑΒΕΖ, ενδιαφέρει αν Η₀: $\mu_3 - \mu_4 = 0$ έναντι Η_α: $\mu_3 - \mu_4 \neq 0$

$$t = \frac{\bar{Y}_{.3} - \bar{Y}_{.4} - 0}{\sqrt{MS_{res} (\frac{1}{n_3} + \frac{1}{n_4})}}, \quad |t| \geq t_{\alpha/2, n-r} (= t_{0,025, 6} = 2,447)$$

$$t = \frac{19 - 27}{\sqrt{7,67 (\frac{1}{3} + \frac{1}{4})}} = -3,164 \quad \text{ήως } |-3,164| > 2,447 \text{ άρρρ. ζυυ Η}_0$$

$$\begin{aligned}
 E(MS_{res}) &= E\left[\frac{1}{n-r} \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_{.j})^2 \right] \\
 &= E\left[\frac{1}{n-r} \sum_{j=1}^r (n_j - 1) \frac{1}{n_j - 1} \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_{.j})^2 \right] \\
 &= E\left[\frac{1}{n-r} \sum_{j=1}^r (n_j - 1) S_j^2 \right] = \frac{1}{n-r} \sum_{j=1}^r (n_j - 1) E(S_j^2)
 \end{aligned}$$

$$\underline{E(S_j^2) = \sigma^2} \quad \frac{1}{n-r} \sum_{j=1}^r (n_j - 1) \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n-r} \sum_{j=1}^r (n_j - 1) = \sigma^2$$

$$MS_{tr} = \frac{SS_{tr}}{r-1}, \quad SS_{tr} = \sum_{j=1}^r \frac{Y_{.j}^2}{n_j} - \frac{Y_{..}^2}{n}$$

$$Y_{ij} = \mu_j + \varepsilon_{ij} \sim N(\mu_j, \sigma^2)$$

$$E(SS_{tr}) = \sum_{j=1}^r \frac{E(Y_{.j}^2)}{n_j} - \frac{E(Y_{..}^2)}{n}$$

$$\left. \begin{aligned}
 E(Y_{.j}) &= E\left(\sum_{i=1}^{n_j} Y_{ij}\right) = \sum_{i=1}^{n_j} E(Y_{ij}) = \sum_{i=1}^{n_j} \mu_j = n_j \mu_j \\
 \text{Var}(Y_{.j}) &= \sum_{i=1}^{n_j} \text{Var}(Y_{ij}) = \sum_{i=1}^{n_j} \sigma^2 = n_j \sigma^2
 \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E(Y_{.j}^2) = n_j \sigma^2 + (n_j \mu_j)^2$$

$$E(Y_{..}) = \sum_j \sum_i E(Y_{ij}) = \sum_j \sum_i \mu_j = \sum_{j=1}^r n_j \mu_j \stackrel{\mu = \frac{\sum n_j \mu_j}{n}}{=} n \mu \quad \left. \right\} \Rightarrow$$

$$\text{Var}(Y_{..}) = \sum_j \sum_i \text{Var}(Y_{ij}) = \sum_j \sum_i \sigma^2 = n \sigma^2$$

$$\Rightarrow E(Y_{..}^2) = n \sigma^2 + \mu^2 n^2$$

$$\begin{aligned}
 E(MS_{tr}) &= \frac{1}{r-1} \left[\sum_j^r \frac{n_j \sigma^2 + n_j^2 \mu_j^2}{n_j} - \frac{n \sigma^2 + n^2 \bar{\mu}^2}{n} \right] = \\
 &= \frac{1}{r-1} \left[\underbrace{\sum_j \sigma^2}_{= r \sigma^2} + \sum_j n_j \mu_j^2 - \sigma^2 - n \bar{\mu}^2 \right] = \\
 &= \sigma^2 + \frac{1}{r-1} \left[\sum_j n_j \mu_j^2 - n \bar{\mu}^2 \right] = \sigma^2 + \frac{1}{r-1} \sum_j n_j (\mu_j - \bar{\mu})^2
 \end{aligned}$$

Ασκ. 6.3

Μέθοδοι Διακρίσεως	25,2174	3	8,4056
Υπόλοιπο	18,08	19	0,9474
Σύνολο	43,2174	22	

$F = 8,87 > F_{0.05, 3, 19} = 3,13 \Rightarrow$ Υπάρχει διαφορά!

$H_0: \mu_4 - \mu_3 = 0$ εναντίον $H_a: \mu_4 - \mu_3 > 0$

$$t = \frac{\bar{Y}_4 - \bar{Y}_3}{\sqrt{MS_{res} \left(\frac{1}{n_3} + \frac{1}{n_4} \right)}} = 4,77 \quad 4,9 > 1,729 = (t_{0.05, 19})$$

Άρα απορρ. των H_0