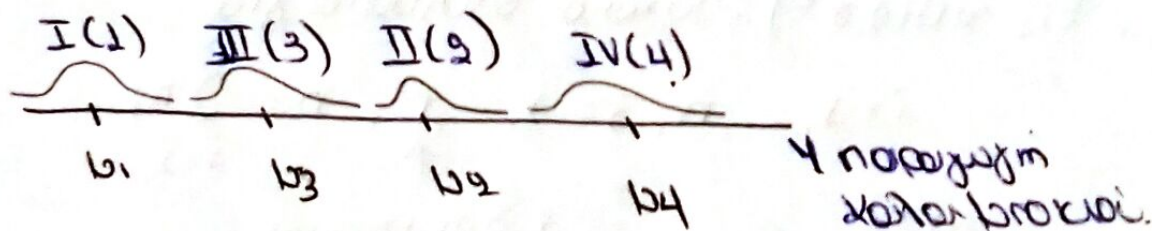
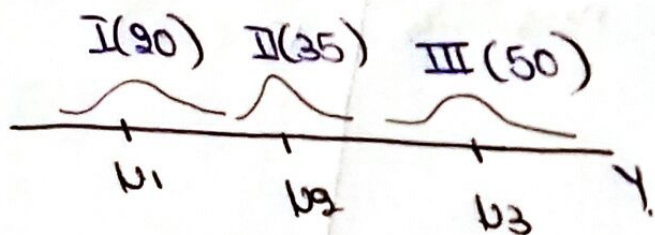
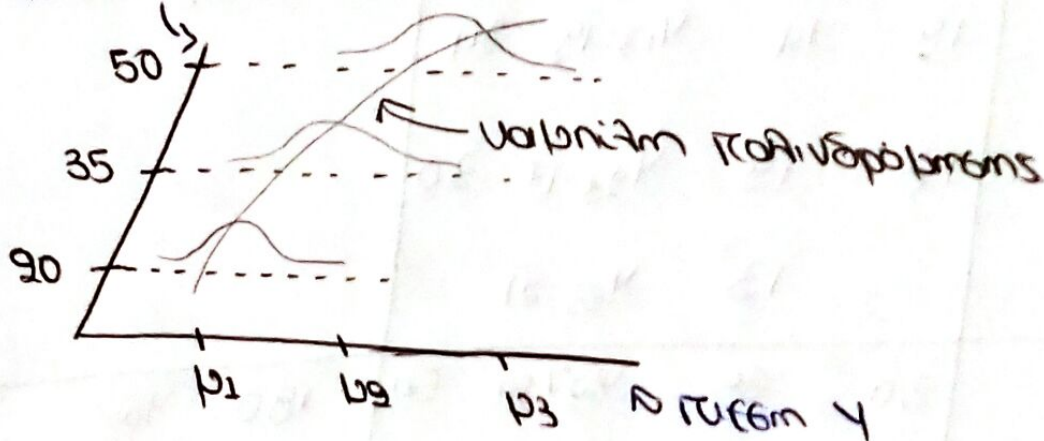


# ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Διάστημα 19m

17/05/2018

Ηλικία X :



Παραγοντός : ανεξ. μεταβλητή

Στατιστικές κατηγορίες : επίπεδα του παραγοντα

Δοτά ενα παραγοντα : επίπεδα = δοκιμολογίες

(Δείγμα κατασκευαστή) Χαρακτηριστικά Προφίλων (i)	Δοκιμασίες				Σύνολο
	Τύπος 1	Τύπος 2	Τύπος 3	Τύπος 4	
1	19	14	$\chi_{13}=19$	24	
2	18	19	$\chi_{23}=17$	30	
3		13	$\chi_{33}=9$		
Σύνολο	30	39	$\chi_{03}=57$	54	180 (= $\chi_{00}$ )
Δείγμα μέσοι	15	13	$\bar{\chi}_{03}=14$	27	18 (= $\bar{\chi}_{00}$ )
Αριθμός κατασκευαστή (Μεγ. Δείγμα)	2	3	$n_3=3$	2	10 (= n)

$\chi_{ij} = \mu_j + \epsilon_{ij}$ ,  $\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ : Τυχαία εσφαλματα για  
 $i = 1, \dots, n$ ,  $j = 1, \dots, r$ ,  $n = \sum_{j=1}^r n_j$

Με βάση του παραπάνω  $r$  δοκιμασίες:  $\chi_{ij} \sim N(\mu_j, \sigma^2) \parallel \epsilon_{ij} = \chi_{ij} - \mu_j$ :  
 ομωστο

$H_0: \mu_1 = \dots = \mu_r$  v  $H_{0i}: \text{όχι όλο τα } \mu_i \text{ ίσα μεταξύ τους}$

$r=4$  δοκιμασίες,  $\binom{4}{2} = 6$  συγκρίσεις,  $\alpha = 0.05$

$H_{01}: \mu_1 = \mu_2, \dots, H_{06}: \mu_3 = \mu_4, H_0: \bigcup_{i=1}^6 H_{0i}$

↓  
 οι συγκρίσεις διασπασμένες κατά ομάδες



$$\alpha = P(H_0 \text{ απορρ} / H_0 \text{ αληθιν}) = P(\text{το Α. πιο Ε σε } n=6 \text{ δοκιμές, } p=0) \\ = 1 - P(\text{καμία Ε σε } 6 \text{ δοκιμές}) = 1 - \binom{6}{0} 0^0 (1-0)^6 = 0.965 \quad (>> 0.05)$$

Δεν μας βοηθάει ούτε θα εθελόμαστε άλλων τύπων με F-TEST.

$$\begin{aligned} \rightarrow Y_{.j} &= \sum_{i=1}^{n_j} Y_{ij} \\ \bar{Y}_{.j} &= \frac{Y_{.j}}{n_j} \\ Y_{..} &= \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} Y_{ij} \\ \bar{Y}_{..} &= \frac{Y_{..}}{n} \end{aligned} \quad \left\{ \begin{aligned} \hat{\mu}_j &= \mu_j, \quad j=1, \dots, r \\ \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} \varepsilon_{ij} &= \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \mu_j) = Q(\mu_1, \dots, \mu_r) \\ Q(\mu_1, \dots, \mu_r) &= \sum_{i=1}^{n_1} (Y_{i1} - \mu_1)^2 + \dots + \sum_{i=1}^{n_r} (Y_{ir} - \mu_r)^2 \end{aligned} \right.$$

Ερωτ  $Q_j(\mu_j) = \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \mu_j)^2 \rightarrow -2 \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \hat{\mu}_j) = 0$

$\rightarrow \hat{\mu}_j = Y_{.j} / n_j = \bar{Y}_{.j}, \quad j=1, \dots, r$   
 (εῖς)  $\varepsilon_{ij} = Y_{ij} - Y_{.j}$  : υπολοίπων,  $\sum_{i=1}^{n_j} \varepsilon_{ij} = \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_{.j}) = 0, \quad j=1, \dots, r$   
**Ανάλυση της διακύμανσης (ANALISA-ANOVA) (6α σελ)**

$$\begin{aligned} Y_{ij} - \bar{Y}_{..} &= \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..} + Y_{ij} - \bar{Y}_{.j} \rightarrow \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \\ &= \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2 + \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_{.j})^2 + 2 \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})(Y_{ij} - \bar{Y}_{.j}) \\ &\rightarrow \text{II} + \text{III} + 2 \sum_{j=1}^r (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_{.j}) \\ &\quad + 2 \sum_{j=1}^r (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})(Y_{.j} - n_j \bar{Y}_{.j}) \\ &= 0 \end{aligned}$$

$$\boxed{SS_{tot} = SS_{tre} + SS_{res}}$$

Οπου  $SS_{tot}$  = ολικό άθροισμα τετρ.

$SS_{tre}$  = Αθρ. τετ. δοκιμης

$SS_{res}$  = Αθρ. τετρ. υπολοίπων

Β.ε:  $n-1$  ,  $r-1$  ,  $n-r$

$$\sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y}_{00}) = 0, \sum_{j=1}^r n_j (\bar{y}_{0j} - \bar{y}_{00}) = 0$$

$$SS_{tre} = \sum_{j=1}^r n_j (\bar{y}_{0j} - \bar{y}_{00})^2 \left( = \sum_{j=1}^r \frac{y_{0j}^2}{n_j} - \frac{y_{00}^2}{n} \right)$$

$$SS_{tot} = \sum_j \sum_i y_{ij}^2 - \frac{y_{00}^2}{n}$$

$$SS_{res} = \sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}^2 - \sum_{j=1}^r \frac{y_{0j}^2}{n_j} \left( = SS_{tot} - SS_{tre} \right)$$