

Θα βρούμε με άλλη μέθοδο (τρίτη κατά σειρά) το F-test για την ανάλυση της διακύμανσης κατά ένα παράγοντα.

Έστω το μοντέλο  $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$ ,  $i = 1, \dots, I$ ,  $j = 1, \dots, n_i$ ,  $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Τότε ισχύει η παρακάτω:

Πρόταση:  $E( MS_{bet} ) = E \left[ \sum_{i=1}^I n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2 \right] = \sigma^2 + \frac{1}{I-1} \sum_{i=1}^I n_i \alpha_i^2$ .

Έχω ότι  $E \left[ \sum_{i=1}^I n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2 \right] = \sum_{i=1}^I n_i E (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2$ .

Αλλά  $E (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2 = \text{Var}(\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..}) + E^2 (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})$ .

$E(\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..}) = (\mu + \alpha_i) - (\mu) = \alpha_i$ .

$\text{Var}(\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..}) = \text{Var}(\bar{Y}_i) + \text{Var}(\bar{Y}_{..}) - 2\text{Cov}(\bar{Y}_i, \bar{Y}_{..}) = \frac{\sigma^2}{n_i} + \frac{\sigma^2}{n} - 2 \frac{\sigma^2}{n} = \frac{\sigma^2}{n_i} - \frac{\sigma^2}{n}$ .

Άρα  $E( MS_{bet} ) = \sum_{i=1}^I n_i \left\{ \left( \frac{\sigma^2}{n_i} - \frac{\sigma^2}{n} \right) + \alpha_i^2 \right\} / (I-1) = \sum_{i=1}^I \left( \sigma^2 - \frac{n_i}{n} \sigma^2 + n_i \alpha_i^2 \right) / (I-1)$

$= \frac{I\sigma^2 - \sigma^2}{I-1} + \frac{1}{I-1} \sum_{i=1}^I n_i \alpha_i^2 = \sigma^2 + \frac{1}{I-1} \sum_{i=1}^I n_i \alpha_i^2$ .

Όταν ισχύει η μηδενική υπόθεση  $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_I = 0$ ,

τότε  $E( MS_{bet} ) = \sigma^2$ .

Οπότε λοιπόν  $\frac{MS_{bet}}{MS_{with}} \cong 1$ , αφού  $E( MS_{with} ) = \sigma^2$  πάντα.

Άρα, απορρίπτω την  $H_0$  αν  $\frac{MS_{bet}}{MS_{with}} > c$ , όπου  $c = F_{I-1; n-I; \alpha}$ .

Πολλαπλές συγκρίσεις:

Πολλαπλές συγκρίσεις είναι μέθοδοι για τη σύγκριση των επιπέδων  $1, \dots, I$  (εφ' όσον η  $H_0$  απορριφθεί). Θα αναφέρουμε 4 τέτοιες μεθόδους.

A) Μέθοδος της Ελάχιστης Σημαντικής Διαφοράς.

Συνίσταται στη σύγκριση των επιπέδων του παράγοντα ανά 2 καθ' όλους τους δυνατούς τρόπους με t-ελεγχουσυνάρτηση ως εξής:

$H_0^*: \alpha_i = \alpha_k$  προς  $H_1^*: \alpha_i \neq \alpha_k$ .

$Y_{ij} \sim N(\mu + \alpha_i, \sigma^2)$ ,  $j = 1, \dots, n_i$ .

$Y_{kj} \sim N(\mu + \alpha_k, \sigma^2)$ ,  $j = 1, \dots, n_k$ .

Άρα η ελεγχουσυνάρτηση  $t = \frac{\bar{Y}_i - \bar{Y}_k}{\hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_k}}}$  }  $t \sim t_{n-I}$

όπου  $\hat{\sigma}^2 = MS_{with} = \frac{1}{n-I} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$  } όταν ισχύει η  $H_0$ .

Απορρίπτουμε την  $H_0$  όταν

$$|t| > t_{n-1; \alpha/2} \Leftrightarrow \underbrace{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_k|}_{\text{ελάχιστη σημαντική διαφορά}} > t_{n-1; \alpha/2} \cdot \hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_k}}.$$

Για να δούμε ποιο επίπεδο έχει μεγαλύτερες τιμές εξετάζουμε το πρόσημο της διαφοράς  $\bar{Y}_i - \bar{Y}_k$ .

Παράδειγμα:

<b>Μέθοδος 1</b>	52.9	62.1	57.4	50	59.3	61.2	60.8	53.1
<b>Μέθοδος 2</b>	58.4	55	59.8	62.5	64.7	59.9	54.7	58.5
<b>Μέθοδος 3</b>	71.3	66	63.4	64.7	75.8	65.6	72.9	67.3

Εδώ έχω  $I = 3$ ,  $n = 24$ ,  $n_1 = n_2 = n_3 = 8$ .

Από υπολογισμούς έχω:  $\bar{Y}_1 = 57.1$ ,  $\bar{Y}_2 = 59.175$  και  $\bar{Y}_3 = 68.45$ .

Ο πίνακας ANADIA είναι:

Πηγή Μεταβλητότητας	Άθροισμα Τετραγώνων	β.ε.	Μέσα Τετράγωνα	F
Παράγοντας	584.41	2	292.205	17.044
Υπόλοιπα	360.015	21	17.144	
Ολικό	944.425	23		

Αλλά αν  $\alpha=5\%$ ,  $F_{2;21;0.05} \approx 4$ , οπότε απορρίπτουμε την  $H_0$  και συμπεραίνουμε ότι υπάρχουν διαφορές ανάμεσα στις 3 μεθόδους.

Η ελάχιστη σημαντική διαφορά είναι:

$$t_{21;0.025} \hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{8} + \frac{1}{8}} = 2.08 \sqrt{17.144} \sqrt{\frac{2}{8}} = 4.306.$$

Άρα, συγκρίνοντας:

- (1) - (2) έχω  $|\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2| = |-2.075| < 4.306$  και άρα οι μέθοδοι (1) και (2) δεν διαφέρουν.
- (1) - (3) έχω  $|\bar{Y}_1 - \bar{Y}_3| = |-11.35| > 4.306$  και άρα οι μέθοδοι (1) και (3) διαφέρουν.
- (2) - (3) έχω  $|\bar{Y}_2 - \bar{Y}_3| \approx |-9| > 4.306$  και άρα οι μέθοδοι (2) και (3) διαφέρουν.