

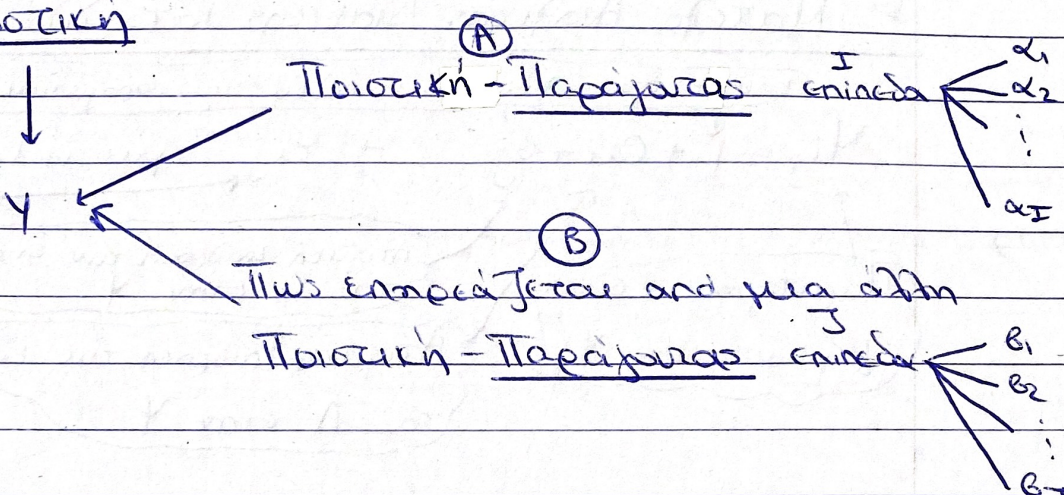
"11<sup>ο</sup> μάθημα"

13/12/21

①

► Ανάλυση διακύμανσης κατά δύο παράγοντες.

Ποσοτική



Μορφή δεδομένων

(να έχει ταύ μια παρατήρηση σε κάθε κύτταρο).

Παράγ. A	Παράγ. B				Συνολα	
	1	2	...	J		
1	$y_{11}$	$y_{12}$	...	$y_{1J}$	$y_{1.}$	$\bar{y}_{1.}$
2	$y_{21}$	$y_{22}$	...	$y_{2J}$	$y_{2.}$	$\bar{y}_{2.}$
...	...	...	...	...	...	...
I	$y_{I1}$	$y_{I2}$	...	$y_{IJ}$	$y_{I.}$	$\bar{y}_{I.}$
	$y_{.1}$	$y_{.2}$	...	$y_{.J}$	$y_{.}$	$\bar{y}_{.}$
	$\bar{y}_{.1}$	$\bar{y}_{.2}$	...	$\bar{y}_{.J}$	Απορίττω :	$\bar{y}_{..}$

$y_{ijk}$

Παρατήρηση της  $y$  που έχει εμπεριέχει στο  $i$ -ενήκεδο του A και στο  $j$ -ενήκεδο του B



Αλγεβρικά: 
$$Y_{i.} = \sum_{j=1}^J Y_{ij} \quad \bar{Y}_{i.} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{ij}$$

$$Y_{.j} = \sum_{i=1}^I Y_{ij} \quad \bar{Y}_{.j} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I Y_{ij}$$

$$Y_{..} = \sum_i \sum_j Y_{ij} \quad \bar{Y}_{..} = \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j Y_{ij} =$$

$$= \frac{1}{I} \sum_i \bar{Y}_{i.} = \frac{1}{J} \sum_j \bar{Y}_{.j} =$$

$$= \frac{1}{IJ} \cdot Y_{..}$$

► Ματέλα Ανάλυσης Διακρίσης κατά Δύο Παράγοντες

και επίδραση όλων των επιπέδων των παραγόντων A και B στην Y

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{ij} \quad \mu, \epsilon_{ij} \text{ με } i=1, \dots, I \text{ και } j=1, \dots, J$$

Παρατηρήσεις στην εξάρτ. μεταβλητή Y

Ατομική επίδραση των επιπέδων του B στην Y

Ατομική επίδραση των επιπέδων του A στην Y

Σφάλματα που οφείλονται στην πιθανή ανεξάρτητη επίδραση παραγόντων που επηρεάζουν την Y και τους οποίους δεν λαμβάνουμε υπόψη

Παράμετροι Ματέλα:  $\mu, \alpha_i, \beta_j$

Εκτιμητές Ελαχ. Τετραγώνων των  $\mu, \alpha_i, \beta_j$  με  $i=1, \dots, I, j=1, \dots, J$

$$S^2 = \sum_i \sum_j \epsilon_{ij}^2 = \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2$$

$$\frac{\partial S^2}{\partial \mu} = 0, \quad \frac{\partial S^2}{\partial \alpha_i} = 0, \quad \frac{\partial S^2}{\partial \beta_j} = 0 \quad i=1, \dots, I \quad j=1, \dots, J$$

Κανονικές Εξισώσεις



$$IJ\mu + J \sum_{i=1}^I \alpha_i + I \sum_{j=1}^J \beta_j = Y_{..}$$

$$J\mu + J\alpha_i + \sum_{j=1}^J \beta_j = Y_{i.} \quad i=1, \dots, I$$

$$I\mu + I\beta_j + \sum_{i=1}^I \alpha_i = Y_{.j} \quad j=1, \dots, J$$

(Οχι μοναδική λύση καθώς δεν είναι γραμμικές λύσεις προς  $\mu$  και  $\beta_j$   
 Άρα δεν έχω μοναδικές εκτιμήσεις

Υιοθέτηση Παραμετρικών Συνθηκών

$$\sum_{i=1}^I \alpha_i = 0 \quad \text{και} \quad \sum_{j=1}^J \beta_j = 0$$

επιβάλλω προκρίνει ότι  $\hat{\mu} = \bar{Y}_{..}$ ,  $\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}$  και  $\hat{\beta}_j = \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}$  με  $i=1, \dots, I$  και  $j=1, \dots, J$ .

Παρατήρηση: Το καλύτερο ανάλυση διακύμανσης κατά δύο παράγοντες, ειδική περίπτωση του:  $\underline{Y} = X\underline{\beta} + \underline{\epsilon}$ .

$\underline{Y} = \begin{pmatrix} Y_{11} \\ Y_{12} \\ \vdots \\ Y_{1J} \\ Y_{21} \\ Y_{22} \\ \vdots \\ Y_{2J} \\ \vdots \\ Y_{I1} \\ Y_{I2} \\ \vdots \\ Y_{IJ} \end{pmatrix}$ <p style="text-align: center;"><math>IJ \times 1</math> (διότατος) διάνυσμα</p>	$\underset{\substack{\text{τινάκας} \\ \text{σχεδίασας}}}{\text{Ορίω}} X = \begin{pmatrix} \left. \begin{matrix} 1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{matrix} \right\} J & \left. \begin{matrix} 1 & 0 & 1 & \dots & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{matrix} \right\} J \\ \vdots \\ \left. \begin{matrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{matrix} \right\} J \end{pmatrix}$	$\underline{\beta} = \begin{pmatrix} \mu \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_I \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_J \end{pmatrix}$ <p style="text-align: center;"><math>(I+J+1) \times 1</math></p>
$(IJ) \times (I+J+1)$		



$$y = x\beta + \epsilon$$



$$\underline{\epsilon} = \begin{pmatrix} \epsilon_{11} \\ \epsilon_{12} \\ \vdots \\ \epsilon_{1j} \\ \epsilon_{21} \\ \epsilon_{22} \\ \vdots \\ \epsilon_{2j} \\ \vdots \\ \epsilon_{i1} \\ \epsilon_{i2} \\ \vdots \\ \epsilon_{i3} \end{pmatrix}$$

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{ij}$$

$$i=1, \dots, I \text{ και } j=1, \dots, J$$

### Υποθέσεις για τα Σφάλματα

- ①  $E(\epsilon_{ij}) = 0$
- ②  $Var(\epsilon_{ij}) = \sigma^2$
- ③ Τα σφάλματα ανα δύο ανεξάρτητα, δηλ.  $Cov(\epsilon_{ij}, \epsilon_{kl}) = 0$   
 $\forall i=1, \dots, I, j=1, \dots, J$  με  $i \neq k$  και  $j \neq l$   
 $k=1, \dots, I \quad l=1, \dots, J$
- ④  $\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$

### Συνέπειες στα $Y_{ij}$ $i=1, \dots, I \quad j=1, \dots, J$

- ①  $E(Y_{ij}) = \mu + \alpha_i + \beta_j$
- ②  $Var(Y_{ij}) = \sigma^2$
- ③  $Y_{ij}$  ανεξάρτητα ανα δύο  $i, k=1, \dots, I$  και  $j, l=1, \dots, J$   
 $Cov(Y_{ij}, Y_{kl}) = 0$  με  $i \neq k$  και  $j \neq l$
- ④  $Y_{ij} \sim N(\mu + \alpha_i + \beta_j, \sigma^2)$

### Ιδιότητες των ΕΕΤ

και τις απεικονιστικές συνθήκες

- ① Υπο τις υποθέσεις για τα σφάλματα, οι ΕΕΤ των  $\mu, \alpha_i, \beta_j$  είναι αφερόμενοι  
 $E(\hat{\mu}) = \mu, E(\hat{\alpha}_i) = \alpha_i, E(\hat{\beta}_j) = \beta_j \quad i=1, \dots, I \quad j=1, \dots, J$



$$\begin{aligned}
E(\hat{\alpha}_i) &= E(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) = E(\bar{Y}_{i.}) - E(\bar{Y}_{..}) = \\
&= E\left(\frac{1}{J} \sum_j Y_{ij}\right) - E\left(\frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j Y_{ij}\right) = \\
&= \frac{1}{J} \sum_j E(\mu + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{ij}) - \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j (\mu + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{ij}) \\
&\stackrel{E(\epsilon_{ij})=0}{=} \frac{1}{J} \sum_j (\mu + \alpha_i + \beta_j) - \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j (\mu + \alpha_i + \beta_j) = \\
&= \frac{1}{J} (\cancel{J}\mu + \cancel{J}\alpha_i + \cancel{J}\beta_j) - \frac{1}{\cancel{IJ}} (\cancel{IJ}\mu + \cancel{J}\alpha_i + \cancel{I}\beta_j) \\
&\quad \text{(and similar others)} \\
&= \mu + \alpha_i - \mu = \alpha_i
\end{aligned}$$

Ομοίως δείχνω ότι  $E(\hat{\beta}_j) = \beta_j$

② Υπό τις υποθέσεις για τα εφάλματα και τις στατιστικές συνθήκες, οι ΕΕΤ των  $\mu, \alpha_i, \beta_j$  ταυτίζονται με τους ΕΜΤ των αντίστοιχων παραμέτρων.

Οι ΕΕΤ προκύπτουν από ελαχιστοποίηση της:

$$S^2 = \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2 \quad (*)$$

$L =$  Πιθανοφάνεια  $= H$  and κοινά κατανομή των παρατηρήσεων στην  $Y_{ij} \stackrel{\text{avg.}}{=} \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J f_{Y_{ij}}(Y_{ij}) =$

$$\begin{aligned}
&= \prod_i \prod_j \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2} \\
&= \frac{1}{(\sigma \sqrt{2\pi})^{IJ}} \cdot e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2}
\end{aligned}$$

Οι ΕΜΤ προκύπτουν από τη μεγιστοποίηση του  $L$  ή του  $\log L$



ή από μεγιστοποίηση της:

$$-IJ \log(\sigma \sqrt{2\pi}) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2$$

ή από μεγιστοποίηση του:

$$-\sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2$$

ή από ελαχιστοποίηση του:

$$\sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2 \quad (**)$$

Από (\*), (\*\*), οι ΕΕΤ  $(\mu, \alpha_i, \beta_j) \equiv \text{EMT}(\mu, \alpha_i, \beta_j)$

2η-4

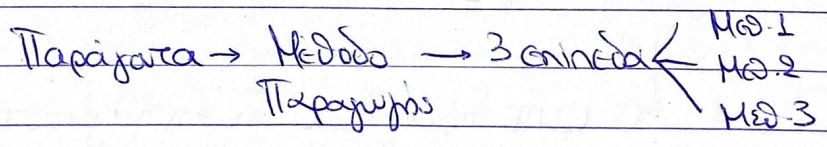
Αόριστα: Να βρεθεί ο ΕΜΤ  $\sigma^2$  της κοινής διακύμανσης  $\sigma^2$ .

Υπόδειξη: Αρκεί να μεγιστοποιηθεί ως προς  $\sigma^2$  ο  $\log L$  (λογαριθμικός πιθανότητας), δηλ.  $\log L(\hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_j)$ .

Αόριστα: Απειροστικό κ. όρισμα

- Μεθ. 1 : 52.9, 62.1, ..., 53.1
  - Μεθ. 2 : 58.4, 55, ..., 58.4
  - Μεθ. 3 : 71.3, 66.6, ..., 67.3
- χρόνος φωτογράφισης του οργάνου

Έχω  $Y$  = χρόνος φωτογράφισης του οργάνου  
παραβλ. μεταβλητή ↑ ← εξαρτάται από το μέθοδο φωτογράφισης του





Πρόκειται για πρόβλημα ανάλυσης κατά 1 παράγοντα:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \epsilon_{ij} \quad \text{με } i=1,2,3 \text{ (ενότητες)} \quad j=1, \dots, 8 \text{ (μέγιστο)}$$

Υποθέτω: τις ενότητες για τα εργαζόμενα και την πιθανή αύξηση για το παρατηρούμενο μήτσο.

ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ

Πηγή Μεταβολών	SS	β.ε	MS	F-πινάκι
Παράγοντας (Μόδα, Τεχνολογία)	$SS_{Str} = 581,41$	$I-1 = 2$	$MS_{Str} = 292,005$	$F = \frac{MS_{Str}}{MS_{res}} = 17,044$
Υπόλοιπα	$SS_{res} = 360,015$	$N-I = 21$	$MS_{res} = 17,144$	
Ολική	$SS_{tot} = 944,425$	23		

→ Ελέγχω την μηδενική υπόθεση ότι τα 3 ενότητες είναι ταυτόσημα, δηλ.  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$

→ Πως ελέγχεται j - Με το F-πινάκι

Παρατηρώ:  $F = 17,044 >> F_{\alpha, 2, 21} =$

- $F_{0,05, 2, 21} = 5,78 << 17,044$
- $F_{0,01, 2, 21} = 4,32 << 17,044$

Και στις δύο περιπτώσεις  $F\text{-πινάκι} = 17,044$  αφού μεγαλύτερο, άρα απορρίπτεται η μηδενική (κατά πινάκι)

Άρα υπάρχει κάποια μέθοδος που είναι καλύτερη.  
→ Πως θα την βρω;

Πολλάντες Συμφορές:  $\bar{Y}_1 = 57,1 \quad \bar{Y}_2 = 59,175 \quad \bar{Y}_3 = 68,45$

↓  
φαίνεται να είναι καλύτερο.



$$E\Delta = t_{\frac{\alpha}{2}, N-I} \sqrt{MS_{res} \left( \frac{1}{J_i} + \frac{1}{J_i'} \right)} = t_{\frac{\alpha}{2}, N-I} \sqrt{MS_{res} \frac{2}{J}} \stackrel{\alpha=5\%}{=} 4,306$$

$$J_i = J_i' = 8$$

Επειδή  $|\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{2.}| = |-2,075| < E\Delta = 4,306$

Άρα η υπόθεση  $\alpha_1 = \alpha_2$  δεν μπορεί να απορριφθεί. Άρα είναι σχεδόν ταυτόσημες  $Med.1 \approx Med.2$ .  
(δεν μπορεί να το βεβαιώσω με πολύ κόπο)

Όμοιος, επειδή  $|\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{3.}| = |-11,35| > E\Delta = 4,306$ , η υπόθεση  $\alpha_1 = \alpha_3$  απορρίπτεται

Επειδή  $\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{3.} < 0 \Rightarrow \alpha_3$  πιο σημαντικό από το  $\alpha_1$ , επομένως  $Med.1 < Med.3$

Επειδή  $|\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{3.}| = |-9,275| > E\Delta = 4,306$ , η υπόθεση  $\alpha_2 = \alpha_3$  πίπτει να απορριφθεί

Επειδή  $\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{3.} < 0 \Rightarrow \alpha_3$  πιο σημαντικό από το  $\alpha_2$ , επομένως  $Med.2 < Med.3$

Συμπέρασμα:  $Med.1 \approx Med.2 < Med.3$