

"I2 = μηδενικά"

20/12/21

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

$$\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \underbrace{J \cdot \sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2}_{SSA} + \underbrace{I \cdot \sum_{j=1}^J (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2}_{SSB} + \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})^2}_{SSres}$$

$$\begin{aligned} \epsilon_{ij} &= Y_{ij} - \hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - (\hat{\mu} + \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_j) = \\ &= Y_{ij} - (\bar{Y}_{..} + \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..} + \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) = \\ &= Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..} \end{aligned}$$

Πίνακας ANOVA του παραγού Αναδιατάξης 2 παραγ.

Πηγή Μετ	SS	β.ε.	MS	Formula
Παράγ. Α.	SSA	I-1	$MSA = \frac{SSA}{I-1}$	$F_A = \frac{MSA}{MSres}$
Παράγ. Β	SSB	J-1	$MSB = \frac{SSB}{J-1}$	$F_B = \frac{MSB}{MSres}$
Υπόλοιπα	SSres	(I-1)(J-1)	$MSres = \frac{SSres}{(I-1)(J-1)}$	
Ολική	SStot	IJ-1		

Πρόταση: Υπό τις υποθέσεις για τα σφάλματα και τις μετρικές συνθήκες

$$\textcircled{a} E(MSA) = \sigma^2 + \frac{J}{I-1} \sum_{i=1}^I \alpha_i^2$$

$$\textcircled{b} E(MSB) = \sigma^2 + \frac{I}{J-1} \sum_{j=1}^J \beta_j^2$$

$$\textcircled{c} E(MSres) = \sigma^2$$

Απόδειξη (αλγεβρική):

$$\begin{aligned} \textcircled{a} E(SSA) &= E\left\{ J \sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2 \right\} = J \cdot \sum_{i=1}^I E(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2 = \\ &= J \cdot \sum_{i=1}^I \left\{ \text{Var}(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}) + (E(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}))^2 \right\} = \\ &= J \cdot \sum_{i=1}^I \text{Var}(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}) + J \cdot \sum_{i=1}^I \left\{ E(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}) \right\}^2 \\ &= J \cdot \sum_{i=1}^I \text{Var}(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}) + J \cdot \sum_{i=1}^I \alpha_i^2 \quad (1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot} &= \bar{Y}_{i\cdot} + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \bar{Y}_{i\cdot} = \frac{-1}{I} \bar{Y}_{i\cdot} - \dots - \frac{1}{I} \bar{Y}_{(i)\cdot} + \\ &+ \left(1 - \frac{1}{I}\right) \bar{Y}_{i\cdot} - \frac{1}{I} \bar{Y}_{(i+1)\cdot} - \dots - \frac{1}{I} \bar{Y}_{I\cdot} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Αρα } \text{Var}(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}) &\stackrel{\text{αυξ. 3}}{=} \sum_{i,j} \left(\frac{-1}{I}\right)^2 \text{Var} \bar{Y}_{\cdot\cdot} + \dots + \left(\frac{-1}{I}\right)^2 \text{Var}(\bar{Y}_{(i)\cdot}) \\ &+ \left(\frac{I-1}{I}\right)^2 \text{Var}(\bar{Y}_{i\cdot}) + \dots + \left(\frac{-1}{I}\right)^2 \text{Var}(\bar{Y}_{I\cdot}) \quad (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\bar{Y}_{i\cdot}) &= \text{Var}\left(\frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{ij}\right) \stackrel{\text{αυξ. 3}}{=} \frac{1}{J^2} \sum_{j=1}^J \text{Var} Y_{ij} = \\ &= \frac{1}{J^2} \sum_{j=1}^J \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{J} \quad (3) \end{aligned}$$

And (2), (3):

$$\begin{aligned} \text{Var}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 &= (I-1) \cdot \frac{1}{I^2 J} \cdot \sigma^2 + \frac{(I-1)^2}{I^2} \cdot \frac{\sigma^2}{J} + \frac{(I-1)^2}{I^2} \cdot \frac{\sigma^2}{J} = \\ &= \frac{I-1}{J \cdot I} \quad (4) \end{aligned}$$

And (1), (4):

$$E(SSA) = J \cdot \sum_{i=1}^I \frac{I-1}{I} \sigma^2 + J \cdot \sum_{i=1}^I a_i^2 = (I-1)\sigma^2 + J \sum a_i^2$$

Ata $E(MSA) = \frac{E(SSA)}{I-1} = \sigma^2 + \frac{J}{I-1} \sum_{i=1}^I a_i^2$

(Μπορεί να γίνει κ' ως δείγμα με τέτοια απόδειξη)

$$\begin{aligned} E(SS_{tot}) &= E\left(\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2\right) = \sum_i \sum_j E(Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 = \\ &= \sum_i \sum_j \left\{ \text{Var}(Y_{ij} - \bar{Y}_{..}) + [E(Y_{ij} - \bar{Y}_{..})]^2 \right\} = \\ &= J \cdot \sum_i a_i^2 + I \cdot \sum_j \beta_j^2 + (IJ-1)\sigma^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(SS_{res}) &= E(SS_{tot}) - E(SSA) - E(SS_B) = \\ &= (I-1)(J-1)\sigma^2 \end{aligned}$$

$$E(MS_{res}) = \frac{E(SS_{res})}{(I-1)(J-1)} = \sigma^2$$

Έλεγχος Υποθέσεων

$H_0^A: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_I$ και $H_0^B: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_J$

Τα επίπεδα του A είναι το ίδιο σημαντικό, ισοεπίδραση στην γ .

Τα επίπεδα του B είναι το ίδιο σημαντικό, ισοεπίδραση στην γ .

$H_0^A: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_I = 0$

$H_0^B: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_J = 0$

Υπό την H_0^A ισχύει:
 $E(MSA) = E(MSres)$

Υπό την H_0^B ισχύει:
 $E(MSB) = E(MSres)$

Άρα ένα τεστ για έλεγχο της H_0^A θα στηριχτεί στο MSA και MSres

—————||————— της H_0^B
—————||————— στο MSB και MSres

Πρόταση: Υπό τις υποθέσεις για τα ερωτήματα και τις μετρικές αυθόρητες.

α) $\frac{SSres}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)}$

β) Όταν η $H_0^A: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_I = 0$ είναι αληθής τότε $\frac{SSA}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(I-1)}$

γ) Όταν η $H_0^B: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_J = 0$ είναι αληθής τότε $\frac{SSB}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(J-1)}$

Andaŕŕn: $SS_{res} = \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot j} + \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2$

$$\bar{Y}_{\cdot\cdot} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \bar{Y}_{i\cdot} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \bar{Y}_{\cdot j}$$

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \stackrel{\substack{\varepsilon_{ij} \\ \text{normal}}}{\sim} N(\mu + \alpha_i + \beta_j + \sigma^2)$$

$$\frac{Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j}{\sigma} \sim N(0, 1) \Rightarrow \frac{(Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_1$$

$$\sum_{i \in I} \sum_{j \in J} \frac{(Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{IJ} \Rightarrow$$

$$\frac{\sum_{i=1}^I (Y_{ij} - \mu - \alpha_i - \beta_j)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_I$$

$$\hat{\mu} = \bar{Y}_{\cdot\cdot}, \quad \hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}, \quad \hat{\beta}_j = \bar{Y}_{\cdot j} - \bar{Y}_{\cdot\cdot}$$

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^I (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot j} + \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2 \sim \chi^2_{I-1}$$

Analogous: $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{j=1}^J (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot j} + \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2 \sim \chi^2_{J-1}$

logu awaŕŕoras Y_{ij} :

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot j} + \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2 \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)}$$

\Downarrow

$$\frac{SS_{res}}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)}$$

$$\textcircled{B} \quad SSA = J \cdot \sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2$$

Από $Y_{ij} \sim N(\mu + \alpha_i + \beta_j, \sigma^2) \quad \mu \in j=1, \dots, J$

\Downarrow

$$\bar{Y}_{i\cdot} \sim N\left(\mu + \alpha_i + \frac{\sum_{j=1}^J \beta_j}{J}, \frac{\sigma^2}{J}\right)$$

Από, υπό την $H_0^A: \alpha_1 = \dots = \alpha_I = 0$

Επομένως: $\bar{Y}_{i\cdot} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{J}\right) \xrightarrow[\text{μεταξ}]{\text{Τιν}} \bar{Y}_{i\cdot} - \mu \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{J}\right)$

$$\Rightarrow \frac{J \sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i\cdot} - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_{I-1}^2 \xrightarrow[\text{αυξ}]{\text{Yij}} \frac{J \sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i\cdot} - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_{I-1}^2$$

$$\Rightarrow \boxed{\frac{J \sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2}{\sigma^2} \sim \chi_{I-1}^2}$$

$\textcircled{\gamma}$ Επείγουσα ανάλυση με αυτή της \textcircled{B} .

Για του έλεγχου της $H_0^A: \alpha_1 = \dots = \alpha_I$, η ΣΣΤ

$$F_A = \frac{MSA}{MSres} \sim F_{I-1, (I-1)(J-1)} \text{ υπό την } H_0^A \text{ και}$$

κ.α.: $F_A \geq F_{I-1, (I-1)(J-1), \alpha}$

Για του έλεγχου της $H_0^B: \beta_1 = \dots = \beta_J$, η ΣΣΤ

$$F_B = \frac{MSB}{MSres} \sim F_{J-1, (I-1)(J-1)} \text{ υπό την } H_0^B \text{ και}$$

κ.π.: $F_B \geq F_{J-1, (I-1)(J-1), \alpha}$

Αν οι H_0^A ή/και η H_0^B απορριφθεί, τότε
 → Πολλαπλές συγκρίσεις → Ελαχ. Σημαντική Διαφορά
 Γραμμική Ανάλυση

ΕΣΔ: Αν η H_0^A απορριφθεί, τότε για τον έλεγχο της $H_0: \alpha_i = \alpha_{i'}$ έναντι $H_A: \alpha_i \neq \alpha_{i'}$ με $i, i' = 1, \dots, I$, με $i \neq i'$, η H_0 απορρίπτεται αν: $|\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{i'\cdot}| \geq \text{ΕΣΔ} \stackrel{\text{op}}{=} t_{(I-1)(J-1), \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{MSes}{I}}$

Αν η $H_0: \alpha_i = \alpha_{i'}$ απορριφθεί, τότε:

- Αν $\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{i'\cdot} > 0$, τότε το i -επίπεδο είναι σημαντικότερο από το i' -επίπεδο.
- Αν $\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{i'\cdot} < 0$, τότε το i' -επίπεδο είναι σημαντικότερο από το i -επίπεδο.

Αν η H_0^B απορριφθεί, τότε για τον έλεγχο της $H_0: \beta_j = \beta_{j'}$ έναντι της $H_A: \beta_j \neq \beta_{j'}$ με $j, j' = 1, \dots, J$ και $j \neq j'$ η H_0 απορρίπτεται αν: $|\bar{Y}_{\cdot j} - \bar{Y}_{\cdot j'}| \geq \text{ΕΣΔ} \stackrel{\text{op}}{=} t_{(I-1)(J-1), \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{MSes}{I}}$

Αν η H_0 απορριφθεί, τότε:

- Αν $\bar{Y}_{\cdot j} - \bar{Y}_{\cdot j'} > 0$, το j -επίπεδο είναι σημαντικότερο του j' -επίπεδου
- Αν $\bar{Y}_{\cdot j} - \bar{Y}_{\cdot j'} < 0$, το j' -επίπεδο είναι σημαντικότερο του j -επίπεδου.

Μέθοδος Γραμμικών Ανωδύσεων ή Scheffe

Έστω γραμμική ανώδυση $L_A = \sum_{i=1}^I C_i a_i$ με $\sum_{i=1}^I c_i = 0$

Για τον έλεγχο της $H_0: L_A = 0$, η ΣΣΤ:

$$F_{L_A} = \frac{MS_{L_A}}{MS_{res}}, \quad MS_{L_A} \hat{=} \frac{\hat{L}_A^2}{\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I C_i^2}, \quad \hat{L}_A = \sum_{i=1}^I C_i \bar{Y}_i.$$

με κατανομή $F_{1, (I-1)(J-1)}$ υπό την $H_0: L_A = 0$
και κ.π. $F_{L_A} \geq F_{1, (I-1)(J-1), \alpha}$

Έστω γραμμική ανώδυση $L_B = \sum_{j=1}^J C_j b_j$ με $\sum_{j=1}^J c_j = 0$

Για τον έλεγχο της $H_0: L_B = 0$ η ΣΣΤ είναι

$$F_{L_B} = \frac{MS_{L_B}}{MS_{res}}, \quad MS_{L_B} \hat{=} \frac{\hat{L}_B^2}{\frac{1}{I} \sum_{j=1}^J C_j^2}, \quad \hat{L}_B = \sum_{j=1}^J C_j \bar{Y}_{\cdot j}$$

με κατανομή $F_{1, (I-1)(J-1)}$ υπό την $H_0: L_B = 0$
και κ.π. $F_{L_B} \geq F_{1, (I-1)(J-1), \alpha}$

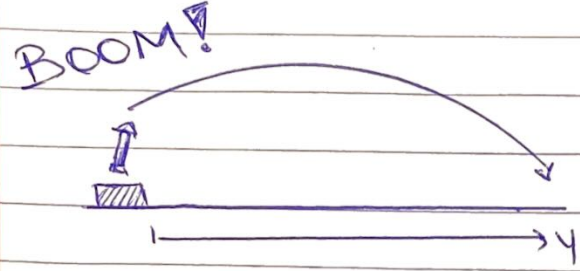
Άσκηση: (Παρόμοια και σε εξετάσεις)

④ Διαφορετικά καύσιμα

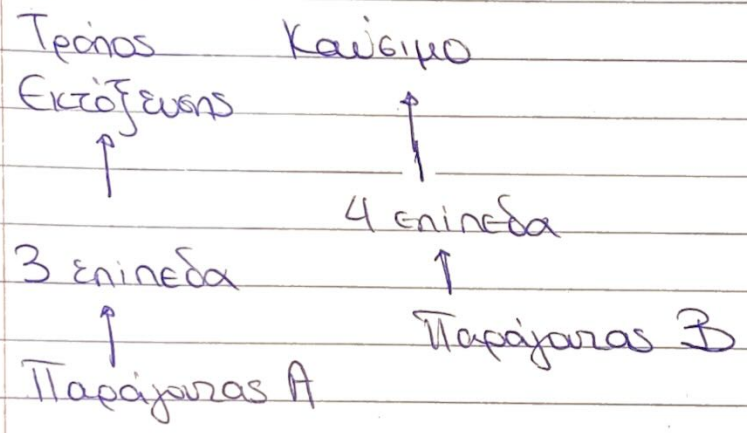
3 διαφορετικοί τρόποι πλύνω στο βέλθυκός μας
ρουκέτας. Τα δεδομένα συγκεντρώνονται, είναι:

τρόπος εκτόξευσης \ καύσιμα	①	②	③	④
1	45.9	57.6	52.2	41.7
2	46	51	50.1	38.8
3	45.7	56.9	55.3	48.1

Δεδομένα → Βεβαιότητες σε Km



χ → βεβαιότητες → Εξαρτ. Μονάδα



Ματέριο Ανάδρα κατα 2 παράγοντες.

$\chi_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{ij}$ με $i = \underbrace{1, 2, 3}_{\text{παρ. Α}}$ $j = \underbrace{1, 2, 3, 4}_{\text{παρ. Β}}$

- χ no τις βωθήκες για τα σφάλματα
- Πλευρικές βωθήκες

Πηγή Μεταβλητότητας	SS	β.ε	MS	F-πίνακας
Πηγή Α	50,852	2	25,426	$F_A = 4,428$
Πηγή Β	293,702	3	97,9	$F_B = 17,048$
Υπόλοιπα	34,455	6	5,743	
Ολική	379,009	11		

Εξέταση (δηλ. Γεφείκη)

Πίνακας Ανάλυσης

10

Έλεγχος: $H_0^A: a_1 = a_2 = a_3$

Επειδή $F_A = 4,428 < F_{2,6,0,05} = 5,14$
 $F_{2,6,0,01} = 10,9$

Άρα η H_0^A δεν μπορεί να απορριφθεί. Επομένως ο παράγοντας A δεν είναι σημαντικός.

Έλεγχος: $H_0^B: b_1 = b_2 = b_3 = b_4$

Επειδή $F_B = 17,048 > F_{3,6,0,05} = 4,76$ } η H_0^B απορρίπτεται
 $> F_{3,6,0,01} = 9,78$ }
↓
ΕΣΔ

(Προχωράμε δηλαδή σε πολλαπλές συγκρίσεις)

ΕΣΔ για τα επίπεδα b_j με $j = 1, \dots, 4$ του παραγ. B

$$ΕΣΔ = t_{(I-1)(J-1), \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{2MSres}{I}} = 4,793$$

$$|\bar{Y}_{\cdot 1} - \bar{Y}_{\cdot 2}| = |-9,3| = 9,3 > 4,793, \text{ η } b_1 = b_2 \text{ απορρίπτεται}$$

Επειδή $\bar{Y}_{\cdot 1} - \bar{Y}_{\cdot 2} < 0 \Rightarrow b_2$ σημαντικότερο του b_1

$$|\bar{Y}_{\cdot 1} - \bar{Y}_{\cdot 3}| = |-6,66| > ΕΣΔ, \text{ η } b_1 = b_3 \text{ απορρίπτεται}$$

Επειδή $\bar{Y}_{\cdot 1} - \bar{Y}_{\cdot 3} < 0 \Rightarrow b_3$ σημαντικότερο του b_1

K.O.K: $b_1 = b_4$
 $b_2 = b_3$
 $b_2, b_3 > b_4$
 $b_2, b_3 > b_1$

- Καλές Γιορτές - (Τέλος 4ης)