

Ανάλυση της Διακύμανσης κατά ένα Παράγοντα

Δεδομένα:

$$\begin{array}{l}
 Y_{11} \dots Y_{1n_1} \sim N(\mu_1, \sigma^2) \\
 Y_{21} \dots Y_{2n_2} \sim N(\mu_2, \sigma^2) \\
 \vdots \\
 i \text{ επίπεδο} \otimes Y_{i1} \dots Y_{in_i} \sim N(\mu_i, \sigma^2) \\
 \vdots \\
 Y_{I1} \dots Y_{In_I} \sim N(\mu_I, \sigma^2)
 \end{array}$$

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_I$ προς $H_1: \mu_i \neq \mu_j$ για τουλάχιστον ένα ζεύγος (i, j) .

ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΝΑΔΙΑ

Πηγή Μεταβλητότητας	Αθροίσματα Τετραγώνων	β.ε	Μέσα Τετράγωνα	F ελεγχο-συνάρτηση
Παράγοντας	$SS_{tr} = SS_{bet} = \sum_{i=1}^I n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..})^2$	$I - 1$	$MS_{bet} = \frac{SS_{bet}}{I - 1}$	
Υπόλοιπα	$SS_{res} = SS_{with} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$	$n - I$	$MS_{with} = \frac{SS_{with}}{n - I}$	$F = \frac{MS_{bet}}{MS_{with}}$
Ολικό	$SS_{tot} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2$			

Παρατήρηση:

Αφού $Y_{ij} \sim N(\mu, \sigma^2)$ έχουμε ότι $Y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}$ όπου τα ε_{ij} τυχαίο δείγμα από $N(0, \sigma^2)$. Άρα, $\hat{\mu}_i = \bar{Y}_i$ (εκτιμήτριες).

Ανάλογα αποτελέσματα έχω με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων:

Αναζητώ εκείνα τα μ_i τα οποία ελαχιστοποιούν

$$\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu_i)^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} \varepsilon_{ij}^2$$

Παραγωγίζοντας έχω ότι $\hat{\mu}_i = \bar{Y}_i$.

Οι εκτιμώμενες τιμές είναι $\hat{Y}_{ij} = \hat{\mu}_i = \bar{Y}_i$.

Άρα τα υπόλοιπα είναι $e_{ij} = Y_{ij} - \hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_i$.

και το άθροισμα τετραγώνων των υπολοίπων είναι $\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$

Θα χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο του επιπλέον αθροίσματος τετραγώνων για να κατασκευάσουμε την F ελεγχοσυνάρτηση. Η βασική ιδέα είναι να μετασχηματίσουμε το μοντέλο ΑΝΑΔΙΑ σε μοντέλο παλινδρόμησης.

Γράφουμε $Y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij} \equiv \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$ (1).

Θέτουμε περιορισμούς στην (1) έτσι ώστε τα μ και α_i να είναι μονοσήμαντα ορισμένα.

Συνήθως χρησιμοποιούμε $\sum n_i \alpha_i = 0$ αλλά γενικότερα μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε $\sum w_i \alpha_i = 0$ όπου $\{w_i\}_{i=1}^I$ είναι συντελεστές της επιλογής μας.

$$\text{Αφού } \mu_i = \mu + \alpha_i \Rightarrow n_i \mu_i = n_i \mu + n_i \alpha_i \Rightarrow \sum_{i=1}^I n_i \mu_i = \sum_{i=1}^I n_i \mu \Rightarrow \mu = \frac{\sum_{i=1}^I n_i \mu_i}{n}$$

και συνεπώς $\alpha_i = \mu_i - \mu$.

Άρα οι παράμετροι μ και α_i έχουν ορισθεί μονοσήμαντα.

$$(1) \quad \underline{Y} = \begin{pmatrix} Y_{11} \\ \vdots \\ Y_{1n_1} \\ \vdots \\ Y_{I1} \\ \vdots \\ Y_{In_I} \end{pmatrix}_{n \times 1} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \hline 1 & 0 & 0 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}_{n \times (I+1)} \begin{pmatrix} \underline{\mu} \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_I \end{pmatrix}_{(I+1) \times 1} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} \\ \vdots \\ \varepsilon_{1n_1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{I1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{In_I} \end{pmatrix}_{n \times 1}$$

Δηλαδή έχω $\underline{Y} = \underline{X} \underline{\beta} + \underline{\varepsilon}$

και μπορώ να εφαρμόσω τη μέθοδο του επιπλέον αθροίσματος τετραγώνων.

$$F = \frac{\{SS_{res}(H_0 M) - SS_{res}(\Pi M)\} / \beta \cdot \varepsilon}{SS_{res}(\Pi M) / \beta \cdot \varepsilon}$$

Άρα $H_0: \alpha_i = 0, \forall i$.

Υπολογισμός του $SS_{res}(\Pi M)$:

$$\text{Έχω ότι } SS_{res}(\Pi M) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 = SS_{with} \text{ με } n - I \text{ β.ε.}$$

Υπολογισμός του $SS_{res}(H_0 M)$:

$$\text{Έχω ότι } SS_{res}(H_0 M) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \hat{Y}_{ij})^2, \text{ όπου } \hat{Y}_{ij} \text{ οι εκτιμήσεις όταν ισχύει η } H_0.$$

$$\text{Αλλά } \hat{Y}_{ij} = \hat{\mu} = \bar{Y}_.$$

$$\text{Άρα } SS_{res}(H_0 M) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_.)^2 = SS_{tot}.$$

$$\text{Άρα } SS_{res}(H_0 M) - SS_{res}(\Pi M) = SS_{tot} - SS_{with} = SS_{bet} \text{ με } (I - 1) \text{ β.ε.}$$

Συνεπώς $F = \frac{MS_{bet}}{MS_{with}}$.

Εκτιμήτριες ελαχίστων τετραγώνων:

Παραγωγίζοντας $\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu - \alpha_i)^2$ έχω ότι:

$$\frac{\partial}{\partial \mu} = -2 \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu - \alpha_i) = 0 \Rightarrow \hat{\mu} = \bar{Y}_{..}$$

$$\frac{\partial}{\partial \alpha_i} = -2 \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \mu - \alpha_i) = 0 \Rightarrow \bar{Y}_{i.} - n_i \mu - n_i \alpha_i = 0 \Rightarrow \hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}$$

Παρατηρήσεις

1. Η συνθήκη $\sum \alpha_i n_i = 0$ διευκολύνει τους υπολογισμούς. Αν χρησιμοποιήσω $\sum \alpha_i w_i = 0$ τότε δεν έχω τις ίδιες εκτιμήτριες αλλά το F-test παραμένει το ίδιο.
2. $Y_{ij} = \underbrace{\mu}_{\substack{\text{απόδοση} \\ \text{(response)}}} + \underbrace{\alpha_i}_{\substack{\text{συνολική μέση τιμή} \\ \text{(grand mean)}}} + \underbrace{\varepsilon_{ij}}_{\substack{\text{επίπεδο ή επίδραση} \\ \text{(effect or level)}}$