

## 5° Φροντιστήριο

► Για το απλό γραμμικό μοντέλο  $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, i=1,2,\dots,n$  να υπολογιστεί η διακύμανση για τον ευτιμητή ελαχίστων τετραγώνων  $\hat{\beta}_0$  ( $\text{Var}(\hat{\beta}_0)$ ).

► Γνωρίζουμε ότι με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων προκύπτουν οι ευτιμητές για τα  $\beta_0$  και  $\beta_1$  που είναι:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad \textcircled{1} \quad \text{και} \quad \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \quad \textcircled{2}$$

$$\text{όπου} \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\text{Από } \textcircled{2} \Rightarrow \hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} - \bar{x} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad \hat{\beta}_1$$

$$\Rightarrow \hat{\beta}_0 = \sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{n} - \frac{\bar{x} (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right) \cdot y_i$$

Άρα, για τη διακύμανση του  $\hat{\beta}_0$ , θα έχουμε:

$$\text{Var}(b_0) = \sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{n} - \frac{\bar{X}(x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right)^2 \cdot \sigma^2 \rightarrow \left[ \begin{array}{l} \text{Var}(Y_i) = \sigma^2 \text{ and} \\ \text{Av } W = \sum a_i W_i \Rightarrow \\ \text{Var } W = \sum a_i^2 \text{Var}(W_i) \end{array} \right]$$

$$= \sigma^2 \cdot \sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{n^2} + \frac{\bar{X}^2 \cdot (x_i - \bar{X})^2}{\left( \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2 \right)^2} - \frac{2}{n} \cdot \frac{\bar{X} \cdot (x_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) =$$

$$= \sigma^2 \cdot \left( \frac{n \cdot 1}{n^2} + \frac{\bar{X}^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{\left( \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2 \right)^2} - \frac{2n \cdot \bar{X} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) =$$

$$= \sigma^2 \cdot \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) = \sigma^2 \cdot \left( \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2 + n \cdot \bar{X}^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) =$$

$$= \sigma^2 \cdot \left( \frac{\sum_{i=1}^n (x_i^2 + \bar{X}^2 - 2\bar{X} \cdot x_i) + n\bar{X}^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) = \sigma^2 \cdot \left( \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 + n\bar{X}^2 - 2\bar{X} \sum_{i=1}^n x_i + n\bar{X}^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) =$$

$$= \sigma^2 \cdot \left( \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 + n\bar{X}^2 - 2\bar{X} \cdot n\bar{X} + n\bar{X}^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} \right) =$$

$$= \sigma^2 \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 + 2n\bar{X}^2 - 2n\bar{X}^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2} =$$

$$\boxed{\sigma^2 \cdot \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}} \quad \checkmark$$

N.S.o.  $\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y}) \hat{u}_i = 0$  , για το απλό γραμμικό μοντέλο  $Y_i = b_0 + b_1 X_i + u_i$

Είναι  $\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i$  , άρα έχουμε:

$$\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y}) \cdot \hat{u}_i = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})(Y_i - \hat{Y}_i) =$$

$$= \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i Y_i - \hat{Y}_i^2 - \bar{Y} Y_i + \bar{Y} \hat{Y}_i) =$$

$$= \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i Y_i) - \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i^2) - \sum_{i=1}^n (\bar{Y} Y_i) + \sum_{i=1}^n (\bar{Y} \hat{Y}_i)$$

$$= \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i Y_i) - \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i^2) - \bar{Y} (n\bar{Y}) + \bar{Y} (n\bar{Y})$$

$$= \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i Y_i) - \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i^2) - n\bar{Y}^2 + n\bar{Y}^2$$

$$= \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i Y_i) - \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i^2) \quad \textcircled{1}$$

Ισχύει γενικά:  
 $\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}$

Όμως:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i \quad (*)$$

$$\textcircled{1} \xrightarrow{*} = \sum_{i=1}^n (\hat{b}_0 + \hat{b}_1 X_i) Y_i - \sum_{i=1}^n (\hat{b}_0 + \hat{b}_1 X_i)^2 =$$



$$\begin{aligned}
 4) &= \sum_{i=1}^n \hat{b}_0 y_i + \sum_{i=1}^n \hat{b}_1 x_i y_i - \sum_{i=1}^n \hat{b}_0^2 - \sum_{i=1}^n \hat{b}_1^2 x_i^2 - \sum_{i=1}^n 2\hat{b}_0 \hat{b}_1 x_i \\
 &= \hat{b}_0 \sum_{i=1}^n y_i + \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i y_i - \underbrace{n \hat{b}_0^2} - \hat{b}_1^2 \sum_{i=1}^n x_i^2 - \hat{b}_0 \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i \\
 &\quad + \underbrace{\hat{b}_0 \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i}
 \end{aligned}$$

$$= \hat{b}_0 \left( \sum_{i=1}^n y_i - n \hat{b}_0 - \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i \right) +$$

↑  
In κανονική  
εξίσ.

$$+ \hat{b}_1 \left( \sum_{i=1}^n x_i y_i - \hat{b}_0 \sum_{i=1}^n x_i - \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 \right)$$

↑ In κανον. εξίσ.

$$= 0 + 0 = 0 \quad \checkmark$$

↑  
Κανονικές  
εξισώσεις

$$\begin{cases}
 \sum_{i=1}^n y_i = n \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i \\
 \sum_{i=1}^n x_i y_i = \hat{b}_0 \sum_{i=1}^n x_i + \hat{b}_1 \sum_{i=1}^n x_i^2
 \end{cases}$$

- Δίνεται το ακόλουθο δείγμα παρατηρήσεων για την τιμή ( $X_i$ ) και την ποσότητα ( $Y_i$ ) μιας μάρκας καφέ.

i	Ποσ.	Τιμή
1	89	1
2	86	1
3	74	1
4	79	1
5	68	1
6	84	1
7	139	0.95
8	122	0.95
9	102	0.95
10	186	0.85
11	179	0.85
12	187	0.85

Η γραμμική σχέση που συνδέει τις μεταβλητές δίνεται από το υπόδειγμα:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

(i) Να υπολογιστούν οι ετιμητές

ελαχίστων τετραγώνων  $\hat{\beta}_0$  και  $\hat{\beta}_1$  και να γραφεί το ετιμώμενο υπόδειγμα.

(ii) Να βρεθεί η διακύμανση του διαταρακτικού όρου.

(iii) Να υπολογιστούν τα αθροίσματα τετραγώνων TSS, ESS και RSS, καθώς και ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$ .

► Προφανώς, είναι  $n=12$  ✓

Μας δίνεται τα  $X_1, X_2, \dots, X_{12}$  καθώς και τα  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{12}$

Υπολογίζουμε τα  $\bar{X} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} X_i$  και  $\bar{Y} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} Y_i$

Στη συνέχεια βρίσκουμε τις διαφορές:

$$X_i - \bar{X} \quad \text{και} \quad Y_i - \bar{Y}$$

6)

Δηλ. δημιουργούμε τη στήλη

$$\begin{array}{ccc}
 x_1 - \bar{x} & \text{και} & y_1 - \bar{y} \\
 x_2 - \bar{x} & & y_2 - \bar{y} \\
 x_3 - \bar{x} & & \vdots \\
 \vdots & & \vdots \\
 x_{12} - \bar{x} & & y_{12} - \bar{y}
 \end{array}$$

Στη συνέχεια κατασκευάζουμε το γινόμενο των 2 προηγούμενων στηλών, δηλ. τη στήλη  $(x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})$  και ύστερα τις στήλες  $(x_i - \bar{x})^2$  και  $(y_i - \bar{y})^2$

ΠΡΟΣΟΧΗ

Σημειώνουμε ότι, στο τέλος κάθε στήλης υπολογίζουμε το άθροισμα των όρων της! Δηλ. στον πίνακα που έχουμε δημιουργήσει, η τελευταία γραμμή (η 13η) θα έχει ως στοιχεία τα αθροίσματα από τα δεδομένα των 12 γραμμών της ενάδοτης στήλης.

Με τα στοιχεία που έχουμε έως τώρα, μπορούμε να υπολογίσουμε τους εκτιμητές  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$  και να γράψουμε το εκτιμημένο μοντέλο.

i	$y_i$	$x_i$	$y_i - \bar{y}$	$x_i - \bar{x}$	$(y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})$	$(x_i - \bar{x})^2$	$(y_i - \bar{y})^2$	$\hat{y}_i$	$\hat{u}_i$	$\hat{u}_i^2$
1	89	1	-27.25	0.05	-1.3625	0.0025	742.5625	81.5833	7.4167	55.0069
12	187	0.85	70.75	-0.1	-7.075	0.01	5005.5625	185.5833	1.4167	2.0069
Sum	1395	11.40	0.00	0.00	-31.200	0.045	22760.25	1395.0	0.00	1128.25

Έτσι έχουμε :  $\bar{X} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} X_i = \frac{11.40}{12} = 0.95$

$$\bar{Y} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} Y_i = \frac{1395}{12} = 116.25$$

και  $\sum_{i=1}^{12} (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) = -31.2$  , ενώ  $\sum_{i=1}^{12} (X_i - \bar{X})^2 = 0.045$

Άρα ,  $b_1^{\wedge} = \frac{-31.2}{0.045} = -693.33$

και  $b_0^{\wedge} = \bar{Y} - b_1^{\wedge} \cdot \bar{X} = 116.25 - (-693.33) \cdot 0.95 = 794.91$

$\Rightarrow$  Επιτιμημένο υπόδειγμα :  $\hat{Y}_i = 794.91 - 693.33 \cdot X_i$

(ii)

Άρα, τώρα μπορούμε να δημιουργήσουμε (για κάθε  $i$  υπολογίζουμε το επιτιμημένο  $\hat{Y}_i$  που αντιστοιχεί στο  $X_i$ ) τη σχέση με τα  $\hat{Y}_i$  και στη συνέχεια για κάθε  $i$  βρίσκουμε το  $\hat{U}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ .

Υστερα, δημιουργούμε μια σχέση με τα  $\hat{U}_i^2$ .

Επομένως, μπορούμε ν' απαντήσουμε στο ερώτημα αναφορικά με τη διακύμανση του διαταρακτικού όρου :

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{n-k} = \frac{\sum_{i=1}^{12} \hat{u}_i^2}{12-2} = \frac{1128.25}{10} = 112.825 \quad \checkmark$$

Μέγεθος  
δείγματος

βαθμοί  
ελευθερίας

//  
(n-k)

$k=2$ , δηλαδή όσοι είναι  
και οι ελαστικοί του μοντέλου, δηλ. 2  
( $b_0, b_1$ )

(iii) Είναι:

$$\text{TSS (Total Sum of Squares)} = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$\text{ESS (Explained Sum of Squares)} = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$$

$$\text{RSS (Residual Sum of Squares)} = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$$

Άρα, θα έχουμε:

$$\text{TSS} = \sum_{i=1}^{12} (Y_i - \bar{Y})^2 = 22760.25$$

$$\text{RSS} = \sum_{i=1}^{12} \hat{u}_i^2 = 1128.25$$

Γενικά ισχύει:  $\text{TSS} = \text{ESS} + \text{RSS}$

$$\Rightarrow \text{ESS} = \text{TSS} - \text{RSS} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \text{ESS} = 22760.25 - 1128.25 = 21632 \quad \checkmark$$





10)

► Δίνεται δείγμα 13 παρατηρήσεων για τις μεταβλητές  $Y_i$  (μέσο ωρομίσθιο) και  $X_i$  (έτη εκπαίδευσης). Η γραμμική σχέση που τις συνδέει με βάση την οικονομική θεωρία είναι:  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$

(i) Να υπολογισθεί η εκτίμηση της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου.

(ii) Βρείτε τη διακύμανση των  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$  (που έχουν ηροκύψα) με τη μέθοδο εκτίμησης ελαχ-τεταρ).

(iii) Υπολογίστε το συντελεστή προσδιορισμού  $R^2$ .

$n$	$Y_i$	$X_i$
1	4.4567	6
2	5.77	7
3	5.9787	8
4	7.3317	9
5	7.3182	10
6	6.5844	11
7	7.8182	12
8	7.8351	13
9	11.0223	14
10	10.6738	15
11	10.8361	16
12	13.615	17
13	13.531	18

► Εκτιμημένο υπόδειγμα:  $\hat{Y}_i = -0.01445 + 0.724097 X_i$

Με βάση τις  $n=13$  παρατηρήσεις για τα  $X_i$  και  $Y_i$  που έχουμε, υπολογίζουμε τα  $\bar{X}$  και  $\bar{Y}$  και δημιουργούμε πίνακα με στήλες:  $X_i, Y_i, X_i - \bar{X}, Y_i - \bar{Y}, (X_i - \bar{X})^2, (Y_i - \bar{Y})^2, X_i^2, \hat{Y}_i, \hat{u}_i, \hat{u}_i^2$  και αμφότερα τα αθροίσματα σε κάθε στήλη. Άρα,  $\hat{\sigma}_u^2$  είναι:

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{n-k} = \frac{9.69}{13-2} = 0.8813$$

Οπότε:  $Var(\hat{\beta}_0) = \hat{\sigma}_u^2 \cdot \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$

$$= 0.8813 \cdot \frac{2054}{13 \cdot 182} = 0.7649$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{0.8813}{182} = 0.004842$$

Για το συντελεστή προδιορισμού  $R^2$ :

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{13} \hat{u}_i^2}{\sum_{i=1}^{13} (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{9.69}{105.1183} = 0.9078$$

= 90.78%

Σημαντικός βαθμός ερμηνευσιμότητας του μοντέλου.