

15ο online μάθημα

14/5/2020

Απόκλιση:  $Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i$ ,  $i=1, \dots, n$   
 $E(\varepsilon_i) = 0$ ,  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 X_i$

$$\frac{\text{Var}(\varepsilon_i)}{X_i} = \sigma^2 \Rightarrow \text{Var}\left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}\right) = \sigma^2$$

$$Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i \xrightarrow{\text{Διαιώω με } \sqrt{X_i}} \frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} = \beta \sqrt{X_i} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}$$

$$\text{Συμβολίζω } Y_i' = \frac{Y_i}{\sqrt{X_i}}, \quad X_i' = \sqrt{X_i}, \quad \varepsilon_i' = \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}$$

Τότε  $Y_i' = \beta X_i' + \varepsilon_i'$ . Θα βρω Ε.Ε.Τ.

Πως ελαχιστοποιώ την  $Q = \sum_{i=1}^n (Y_i' - \beta X_i')^2 = 0$  ως προς  $\beta$ .

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta} = 0 \Rightarrow \frac{\partial}{\partial \beta} \sum_{i=1}^n (Y_i' - \beta X_i')^2 = 0$$

$$\Rightarrow -2 \sum_{i=1}^n [(Y_i' - \beta X_i') X_i'] = 0$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^n Y_i' X_i' - \beta \sum_{i=1}^n (X_i')^2 = 0$$

$$\text{Άρα } \hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i' X_i'}{\sum_{i=1}^n (X_i')^2}$$

$$\text{Ευχαίρω ότι } Y_i' = \frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} \text{ και } X_i' = \sqrt{X_i}$$

Άρα  $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{\sum_{i=1}^n X_i}$  είναι ο Ε.Ε.Τ.

Είναι αμερόμητρος;  
Άρα η υ.δ.ο  $E(\hat{\beta}) = \beta$

$$E(\hat{\beta}) = E\left(\frac{\sum Y_i}{\sum X_i}\right) = \frac{1}{\sum X_i} E(\sum Y_i) =$$

$$= \frac{1}{\sum X_i} \sum E Y_i = \frac{1}{\sum X_i} \sum_{i=1}^n \beta X_i = \beta$$

γιατί  $E Y_i = E(\beta X_i + \epsilon_i) = \beta X_i + E(\epsilon_i) = \beta X_i$

$Y_i = \beta X_i + \epsilon_i$  → δηλ είναι στοχαστικό δηλαδή του συσχετισμού ως σταθερά

$$E\left(\frac{\sum Y_i}{\sum X_i}\right) = \frac{1}{\sum X_i} E(\sum Y_i)$$

Για το καλύτερο :  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i, i=1, \dots, n$

(i)  $\sum \hat{Y}_i = \sum Y_i$  και  $\sum \epsilon_i = 0$

υ.δ.ο.  $\sum \hat{Y}_i = \sum Y_i$  ή ισοδύναμα  $\sum (Y_i - \hat{Y}_i) = 0$  το οποίο είναι ισοδύναμο με  $\sum \epsilon_i = 0$

Επεις ξέρουμε ότι τα  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$  προκύπτουν από τις άγρόμενες κανονικές εξισώσεις δηλαδή ικανοποιούν το σύστημα των εξισώσεων

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial \beta_0} \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2 = 0 \\ \frac{\partial}{\partial \beta_1} \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2 = 0 \end{cases}$$

η ισοδύναμα

$$\begin{cases} -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) = 0 & (1) \\ -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) X_i = 0 \end{cases}$$

Επομένως από την (1)

$$\sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0$$

$$(ii) \bar{\hat{Y}} = \bar{Y} \quad \text{δηλαδή} \quad \frac{\sum \hat{Y}_i}{n} = \frac{\sum Y_i}{n}$$

$$\text{Προφανώς αφού } \sum \hat{Y}_i = \sum Y_i$$

$$(iii) \bar{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

~~1ος~~

$$1^{\text{ος}} \text{ τρόπος: } \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X} \xrightarrow[\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1]{\text{αντικατάσταση}} \text{πράγμα}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

οπότε το διαφέρει

2<sup>ος</sup> τρόπος: Από την (1) των κανονικών εξισώσεων

$$\sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0$$

$$\Rightarrow \sum Y_i - n \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \sum X_i = 0$$

$$\Rightarrow \sum Y_i = n \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sum X_i$$

$$\stackrel{i.n}{\Rightarrow} \bar{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$(iv) \text{ Νδο } \sum \hat{Y}_i X_i = \sum Y_i X_i$$

$$\sum e_i \hat{Y}_i = 0, \quad \sum e_i X_i = 0$$

$$\begin{cases} \sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0 & (1) \\ \sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) X_i = 0 & (2) \end{cases}$$

$$\sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) X_i = 0 \quad (2)$$

$$\begin{cases} \textcircled{1} \sum (Y_i - \hat{Y}_i) = 0 = \sum_{i=1}^n e_i \\ \textcircled{2} \sum (Y_i - \hat{Y}_i) X_i = 0 = \sum e_i X_i \end{cases}$$

$$\sum (Y_i - \hat{Y}_i) X_i = 0 = \sum e_i X_i$$

$$\sum Y_i X_i - \sum \hat{Y}_i X_i = 0 \Rightarrow \sum Y_i X_i = \sum \hat{Y}_i X_i$$

Μέση v.δ.ο.  $\sum e_i \hat{Y}_i = 0$

Συμβαίνει ότι  $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$

$$e_i \hat{Y}_i = e_i \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 e_i X_i$$

$$\sum e_i \hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 \sum e_i + \hat{\beta}_1 \sum e_i X_i = 0$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad \text{v.δ.ο.} \quad r_{Y, \hat{Y}}^2 = R^2$$

Υποθέτουμε: ΘΕΩΡΙΑ δείχνει ότι  $r_{XY}^2 = R^2$

Λύση:

$$r_{Y, \hat{Y}}^2 = \frac{\left[ \sum (Y_i - \bar{Y})(\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}}) \right]^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2 \sum (\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}})^2}$$

Ενώ

$$r_{Y, X}^2 = \frac{\left[ \sum (Y_i - \bar{Y})(X_i - \bar{X}) \right]^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2 \sum (X_i - \bar{X})^2}$$

Παρατηρήσεις: Δείχνω όπως πριν ότι  $\sum Y_i = \sum \hat{Y}_i$

δηλαδή (1) κανονικές τιμές

Αυτό συμβαίνει  $\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}$

$$\text{Επίσης} \quad \hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i - \bar{Y}$$

$$\text{Όπως} \quad \bar{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}} = \hat{\beta}_1 (X_i - \bar{X})$$

$$\bar{\hat{Y}} = \hat{\beta}_1 (X_i - \bar{X})$$

$$r_{Y, \hat{Y}}^2 = \frac{\left[ \hat{\beta}_1 \sum (Y_i - \bar{Y})(X_i - \bar{X}) \right]^2}{\hat{\beta}_1^2 \sum (Y_i - \bar{Y})^2 \sum (X_i - \bar{X})^2} = r_{Y, X}^2$$

Άσκηση 4.10: (i) ΔΕ για  $\mu$  κανονικού πληθυσμού όταν  $\sigma^2$  άγνωστο  
 $\bar{X} \pm t_{n-1, \alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}$

Εδώ  $n=10$ ,  $\alpha=0,05$ ,  $t_{9, 0.025} = 2.262$   
 $\bar{X} = \frac{1058}{10} = 105.8$ ,  $S^2 = 78.622$

$(L, U) = (99.626, 111.974)$

(ii) Περίοχη απόρριψης

$H_0: \mu = \mu_0$  ( $\mu_0 = 100$ )  $H_a: \mu \neq \mu_0$

$|t| \geq t_{n-1, \alpha/2}$

όπου  $t = \frac{\bar{X} - 100}{S/\sqrt{n}} \xrightarrow{H_0} t_{n-1}$

Είναι  $t = \frac{105.8 - 100}{\sqrt{78668}/\sqrt{10}} = 2.068$

$t_{0.025, 9} = 2.262$

Αρα αν ~~είναι~~ απορρίπτεται η  $H_0$ , προκείμεως η μέση τιμή ~~είναι~~ ~~πληθυσμού~~ ~~ευσταθική~~ πιθανότατα του πληθυσμού δε διαφέρει στατιστικά ουσιαστικά από την τιμή 100 με επίπεδο σημαντικότητας 5%.  
 Υπάρχει άλλος τρόπος να γίνει ο έλεγχος εδώ;

Άσκηση 4.11:

Είναι διαθέσιμο ένα τ.δ. μεγέθους  $n=6$   $X_1 \dots X_6$  από  $N(\mu, \sigma^2)$ . Θέλουμε να ελεγχάμε την

$H_0: \mu = 9.75$

έναντι της

$H_a: \mu \neq 9.75$

Κάπως  $\sigma^2$  είναι άγνωστο:

Είναι  $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - 9.75}{S/\sqrt{n}} \xrightarrow{H_0} t_{n-1}$

Περίοχη απόρριψης:  $|t| \geq t_{n-1, \alpha/2}$

Με εφαρμογή προκύπτει  $|t| = |1.239| \neq 2.571 = t_{0.025, 5}$

Άρα δεν απορρίπτεται η  $H_0$ , επομένως ο μέσος όρος παραγωγής σε λίνες δε διαφέρει στατιστικά σημαντικά από την τιμή 9.75 με επίπεδο σημαντικότητας 5%

Άσκηση 4.14:

Δ.Ε για τη διαφορά  $\mu_A - \mu_B$  κανονικών πληθυσμών με άγνωστες & αλλά ίσες διακυμάνσεις  $\sigma_A^2 = \sigma_B^2 = \sigma^2$  με ανεξάρτητα δείγματα  
90%  $\Rightarrow \alpha = 10\%$

Για να

$$(\bar{X} - \bar{Y}) \pm t_{n+m-2, \alpha/2} S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}$$

οπότε

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \stackrel{n=8}{=} \frac{15}{8} = 1.875$$

$$S_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = 0.696$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_i \stackrel{m=8}{=} \frac{21}{8} = 2.625$$

$$S_y^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y})^2 = 0.839$$

$$S_p^2 = \frac{(n-1)S_x^2 + (m-1)S_y^2}{n+m-2} = 0.7675$$

↓

$$S_p = 0.876$$

$$t_{14, 0.05} = 1.761$$

$$(L, U) = (-1.521, 0.0213)$$