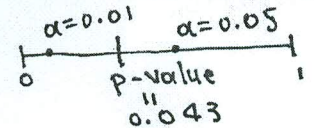


Στατιστική Συμπερασματολογία II - Ασκήσεις IV + (Λύσεις)

#1. Πέραν της εφαρμογής της γενικής θεωρίας κατασκευής ΕΛΠ, μια δύντομη λύση είναι η εξής. Θέτουμε $Y_1 = X_1$ και $Y_2 = \frac{X_2}{3}$. Τότε Y_1, Y_2 είναι α.λ. με κοινή κατανομή $N(0, \sigma^2)$. Το πρόβλημα λοιπόν ανάγεται στην κατασκευή ΕΛΠ, $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ κατά $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$, για τη διασπορά κανονικής κατανομής γνωστής μέσης τιμής (0, στην προκειμένη περίπτωση) με βάση τ.δ. $\underline{Y} = (Y_1, Y_2)$. Αυτός ο έλεγχος έχει κατασκευαστεί στη θεωρία των ΕΛΠ.

#2. Αρκεί να βρεθεί η κατανομή της X_2^2 / X_1^2 υπό την $H_0: \sigma_2 = 3\sigma_1$. Τότε $\frac{X_2^2}{X_1^2} = 9 \frac{X_2^2 / (3\sigma_1)^2}{X_1^2 / \sigma_1^2} = 9 \frac{X_1^2 / 1}{X_1^2 / 1} = 9 F_{1,1}$, όπου $F_{1,1}$ είναι F κατανομή με β.ε. 1 και 1 για αριθμητά και παρονομαστή. Επομένως, υπό την H_0 , η σ.σ. $\frac{1}{9} \frac{X_2^2}{X_1^2} \sim F_{1,1}$ και οι σταθμές c_1, c_2 μπορούν να ληφθούν έτσι ώστε $P_{\sigma_2=3\sigma_1} \left(\frac{1}{9} \frac{X_2^2}{X_1^2} > \frac{1}{9} c_2 \right) + P \left(\frac{1}{9} \frac{X_2^2}{X_1^2} < \frac{1}{9} c_1 \right) = \alpha$. Επιλέγοντας κάθε μία από τις πιθανότητες του αθροίσματος να είναι $\alpha/2$, έχουμε $c_2 = 9 F_{1,1, \alpha/2}$ και $c_1 = 9 F_{1,1, 1-\alpha/2}$, λαμβάνοντας υπ' όψη ότι η $F_{1,1}$ και η $\frac{1}{F_{1,1}}$ έχουν την ίδια κατανομή (εξ ορισμού της κατανομής F) οπότε $F_{1,1, 1-\alpha/2} = 1 / F_{1,1, \alpha/2}$. Τέλος, επειδή $F_{1,1} = T^2 \sim t_1^2$ (τεταγμένο κοπανομής t με 1 β.ε.), τα c_1, c_2 μπορούν να εκφραστούν και μέσω ποσοστιαίων σφαιρών της t_1 , (η οποία είναι η κατανομή Cauchy).

#3. Είναι η #2 του Φυλλαδίου Ασκήσεις V

#4.  Από τον ορισμό της p-value: απόρριψη της H_0 για $\alpha = 0.05$ και αποδοχή της H_0 για $\alpha = 0.01$.

#5. Είναι η #1 του Φυλλαδίου Ασκήσεις V

#6. Είναι η #4 του -11- -11-, που έχει λυθεί στην τάξη.

#7. $H_0: \theta = 25$ $H_1: \theta \neq 25$. Πρόκειται για έλεγχο μέσης τιμής κανονικής κατανομής με γνωστή διασπορά ($\sigma^2 = 9$). Εφαρμογή του z-test.

#8. $H_0: \theta_1 = \theta_2$ $H_1: \theta_1 \neq \theta_2$. Πρόκειται για έλεγχο ισότητας μέσων τιμών κανονικών κατανομών με κοινή αλλά άγνωστη διασπορά. Εφαρμογή του (διπλευρού) t-test για δύο δείγματα.

#9. Είναι η #3 του Φυλλαδίου Ασκήσεις V.

#10. Είναι ειδική περίπτωση (με $n=2$) της #1 του Φυλλαδίου Ασκήσεις V.

#11. Είναι η #5 του Φυλλαδίου Ασκήσεις V, που έχει λυθεί στην τάξη.

Q.12. $L(\theta) = \frac{\pi x_i^2}{\theta n} e^{-\frac{1}{3\theta} \sum x_i^2}$, $\hat{\theta} = \frac{1}{3n} \sum_{i=1}^n x_i^2$, $\hat{\theta}_0 = \frac{2}{3} = \theta_0$

$$\chi(x) = \frac{L(\hat{\theta})}{L(\hat{\theta}_0)} = \left(\frac{\theta_0}{\hat{\theta}}\right)^n e^{-\frac{1}{3\hat{\theta}} \sum x_i^3 + \frac{1}{3\theta_0} \sum x_i^3}$$

$$= \left(\frac{\theta_0}{\hat{\theta}}\right)^n e^{-\frac{1}{3\hat{\theta}} (3n\hat{\theta}) + \frac{1}{3\theta_0} (3n\hat{\theta})}, \ln \chi(x) = \left(\frac{\hat{\theta}}{\theta_0} - \ln \frac{\hat{\theta}}{\theta_0} - 1\right)n$$

Η μορφή του $\varphi(x)$ είναι $\varphi(x) = \begin{cases} 1, & \lambda(x) > c \\ \gamma, & = \\ 0, & < \end{cases}$

Η μορφή του $\varphi(x)$ είναι $\varphi(x) = \begin{cases} 1, & \lambda(x) > c \\ \gamma, & = \\ 0, & < \end{cases}$

$$\lambda(x) > c \Leftrightarrow \ln \lambda(x) > \ln c \Leftrightarrow \frac{\hat{\sigma}}{\sigma_0} - \ln \frac{\hat{\sigma}}{\sigma_0} - 1 > \frac{\ln c}{\eta} = c_1 \Leftrightarrow \frac{\hat{\sigma}}{\sigma_0} > y_2 \wedge \frac{\hat{\sigma}}{\sigma_0} < y_1$$

(δίνω προκείμενι από την μέση της συνάρτησης $g(y) = y - \ln y - 1, y > 0$). $\Leftrightarrow$
 $\mathbb{I}X_1^3 > c_2$ ή $\mathbb{I}X_1^3 < c_1$

β. Θέτουμε $\chi = 0$ και για τον υπολογισμό των y_1, y_2 ^(ή των c_1, c_2) βρίσκουμε την κατανομή της

β. Θέτουμε $\chi = 0$ και για τον υπολογισμό των y_1, y_2 ^(ή των c_1, c_2) βρίσκουμε την κατανομή της

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i^3 \quad \text{und} \quad \text{mit} \quad H_0: \theta = \theta_0 (= 2/3).$$

Θέτουμε $Y_i = X_i^3$, τότε $Y_i \sim \chi^2(3\theta) \forall \theta > 0$ (από τον τύπο ^{κατανομής} μετασχηματισμού τ.η.). Επειδή $Y_1, \dots, Y_n$ είναι ανεξάρτητες, προκύπτει ότι $Y = \sum Y_i \sim G(\alpha=n, \beta=3\theta)$

1) Априори, у нас $H_0: \theta = \theta_0$, $2 \frac{Y}{3\theta_0} \sim G(\alpha=n, \beta=2) \equiv \chi^2_{2n}$. $0 \leq n$ і $x \in \mathbb{R}$

Πεgebenos α , εf' o6ov $P_{\theta=\theta_0}(\frac{\hat{\theta}}{\theta_0} > y_2) + P_{\theta=\theta_0}(\frac{\hat{\theta}}{\theta_0} < y_1) = \alpha. \Leftrightarrow$

$$P_{\theta=\theta_0} \left(y_1 < \frac{\hat{\sigma}}{\sigma_0} < y_2 \right) = 1 - \alpha \Leftrightarrow P_{\theta=\theta_0} \left(2ny_1 < \frac{2Y}{3\sigma_0} < 2ny_2 \right) = 1 - \alpha \Leftrightarrow$$

$$\int_{2ny_1}^{2ny_2} f_{2n}(x) dx = 1 - \alpha \quad (1), \text{ όπου } f_{2n} \text{ είναι η πυκνότητα της } \chi^2_{2n}.$$

Επί πλέον, τα y_1, y_2 ικανοποιούν τη σχέση $y_2 - \ln y_2 - 1 = y_1 - \ln y_1 - 1 \Leftrightarrow$

$\ln y_2 - \ln y_1 = y_2 - y_1$ (2), η οποία προκύπτει από τη λύση της ανισότητας

$y - \ln y - 1 > c$, (και τη μελέτη της συνάρτησης $g(y) = y - \ln y - 1$).

Επομένως, ο ελπ μεγέθους α είναι

$$q(\underline{x}) = \begin{cases} 1, & \sum x_i^3 > ny_2 \text{ ή } \sum x_i^3 < ny_1 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

με y_1, y_2 τη λύση του συστήματος (1) και (2).