

11/05/17

δ.ε ← 2^ο: αντικείμενο σ.σ.

x_1, x_2, \dots, x_n από $f(x, \theta)$, $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$

Προσδιορίστε: $L = L(x_1, \dots, x_n)$
 $U = U(x_1, \dots, x_n)$

$P(L < \theta < U) = 1 - \alpha \leftarrow \beta.ε$ πάλι δ.ε
δ.ε → (L, U) σίγουρα 95%
($\alpha = 0.05$)

Μέθοδο Αντιστροφής Ποσότητας

Αντιστροφική ποσότητα: $Q = Q(x_1, \dots, x_n, \theta)$

Η κατανομή της Q ανεξάρτητη της θ

δ.ε για το μ κανονική πληθυσμίου $N(\mu, \sigma^2)$

I) σ^2 γνωστό

το δ.ε. ελαχιστά κίνηση

$$\left(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

II) σ^2 αγνώστο

το δ.ε. ελαχιστά κίνηση

$$\bar{x} \pm t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}$$

δ.ε. για τον σ^2 κανονική πληθυσμίου $N(\mu, \sigma^2)$

I) ~~γνωστό~~

μ γνωστό

$$x_i \sim N(\mu, \sigma^2), \forall i=1, \dots, n \Rightarrow \frac{x_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1) \quad \forall i=1, \dots, n$$

αυτ. ανεξ.

$$\Rightarrow \frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim N(0, 1)^2 \equiv \chi_1^2, \quad \forall i=1, \dots, n \text{ ανεξάρτητα}$$

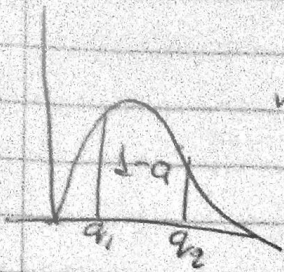
$$\Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \sum_{i=1}^n \chi_1^2 \equiv \chi_n^2 \equiv \chi_n^2$$

αυτ. ανεξ. σ^2

Θεωρία του ποσότητας $Q = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{\sigma^2}$

Η $Q \sim \chi_n^2$ ανεξ. της θ . Άρα Q αντιστρέφεται

Άρα Q αντιστ. f_{q_1}, f_{q_2} ~~αυτ. ανεξ.~~ $0 < q_1 < q_2$ τέτοια ώστε:



$$P(q_1 < Q < q_2) = 1-a$$

$$\Rightarrow F_{\chi_n^2}(q_2) - F_{\chi_n^2}(q_1) = 1-a$$

$$\Rightarrow \int_{q_1}^{q_2} f_{\chi_n^2}(q) dq = 1-a \quad (*)$$

$$1-a = P(q_1 < Q < q_2)$$

$$= P\left(q_1 < \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\sigma^2} < q_2\right)$$

$$\Rightarrow P\left(\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{q_2} < \sigma^2 < \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{q_1}\right) = 1-a$$

Αρα ένα $100(1-a)\%$ δ.ε για σ^2 είναι:

$$\left(\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{q_2}, \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{q_1}\right)$$

Εύρεση δ.ε. ελάχιστων τιμών

$$J = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \left(\frac{1}{q_1} - \frac{1}{q_2}\right)$$

Εύρεση q_1, q_2 που ελάχ το J η το $J^* = \frac{1}{q_1} - \frac{1}{q_2}$

$$\frac{dJ^*}{dq_1} = -\frac{1}{q_1^2} - \frac{d}{dq_1} \left(\frac{1}{q_2}\right) = -\frac{1}{q_1^2} - \frac{d}{dq_2} \left(\frac{1}{q_2}\right) \frac{dq_2}{dq_1} = \frac{1}{q_2^2} \frac{dq_2}{dq_1} - \frac{1}{q_1^2} \quad (1)$$

$$\text{Αλλά } F_{\chi_n^2}(q_2) - F_{\chi_n^2}(q_1) = 1-a \Rightarrow \frac{d}{dq_1} (F_{\chi_n^2}(q_2) - F_{\chi_n^2}(q_1)) = 0$$

$$\Rightarrow \left(\frac{d}{dq_2} F_{\chi_n^2}(q_2)\right) \frac{dq_2}{dq_1} - \frac{d}{dq_1} F_{\chi_n^2}(q_1) = 0$$

$$\Rightarrow f_{\chi_n^2}(q_2) \frac{dq_2}{dq_1} - f_{\chi_n^2}(q_1) = 0 \Rightarrow \frac{dq_2}{dq_1} = \frac{f_{\chi_n^2}(q_1)}{f_{\chi_n^2}(q_2)} \quad (2)$$

$$\text{Από (1), (2) και } \frac{dJ^*}{dq_1} = 0 \Rightarrow \frac{f_{\chi_n^2}(q_1)}{f_{\chi_n^2}(q_2)} = \frac{q_2^2}{q_1^2}$$

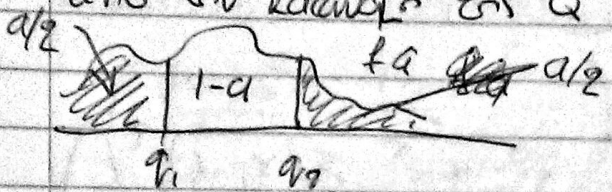
$$\Rightarrow \boxed{q_1^2 f_{\chi_n^2}(q_1) = q_2^2 f_{\chi_n^2}(q_2)} \quad (3)$$

όπου $f_{\chi_n^2}(q) = \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} q^{n/2-1} e^{-q/2}, q > 0$

Αρα η παραπάνω εξίσωση δεν έχει αναμετρήσιμους λύσεις. Άρα για να βρούμε την κρίσιμη τιμή για q_1, q_2 από τη λύση των συστημάτων (3) και (4)

Όταν δεν κρατάμε να βρούμε διάστημα εφιστοσύνης δ.ε. ελάχιστου μήκους κατασκευάζουμε σε δ.ε. ισών ουρών

δ.ε. ισών ουρών είναι εκείνο που επιλέγει τα q_1, q_2 έτσι ώστε να καλύπτουν από την κατανομή της Q ίσες áreas



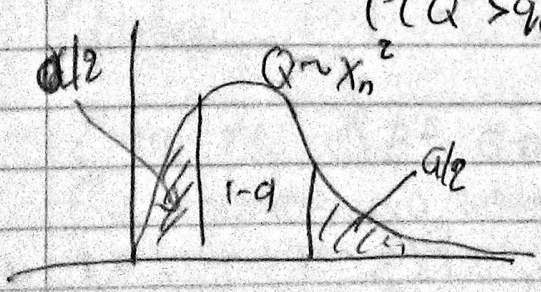
$$P(Q > q_2) = \frac{a}{2} = P(Q < q_1)$$

δ.ε. ισών ουρών για το σ^2 όπου $\mu = \text{γνωστό}$

Είναι 100(1-a)% δ.ε. για σ^2 είναι $\left(\frac{\sum(x_i - \mu)^2}{q_2}, \frac{\sum(x_i - \mu)^2}{q_1} \right)$

Το ισών ουρών απαιτεί τα q_1, q_2 να είναι τέτοια ώστε

$$P(Q > q_2) = \frac{a}{2} = P(Q < q_1)$$



$$P(\chi_n^2 > q_2) = \frac{a}{2} \text{ και } P(\chi_n^2 < q_1) = \frac{a}{2}$$

αναστροφή // εκμετάλλωση σημείων χ_{2n}^2

$$\boxed{q_2 = \chi_{n, a/2}^2}$$

$$P(\chi_n^2 < q_1) = a/2$$

$$\Rightarrow 1 - P(\chi_n^2 > q_1) = a/2$$

$$\Rightarrow P(\chi_n^2 > q_1) = 1 - \frac{a}{2}$$

$$\boxed{q_1 = \chi_{n, 1-a/2}^2}$$

Συγκριτικά

Το $100(1-\alpha)\%$ δ.ε. ισών απειρών για ~~το σ^2~~
 των σ^2 όταν μ είναι γνωστό

$$\left(\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}, \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2} \right)$$

Παρατήρηση

Το δ.ε. ισών απειρών για τον σ :

$$\left(\sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}}, \sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2}} \right)$$

~~$\left(\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}, \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2} \right)$~~

$$\text{Παράτησι: } 1-\alpha = P\left(\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2} < \sigma^2 < \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2} \right)$$

$$= P\left(\sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}} < \sigma < \sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2}} \right)$$

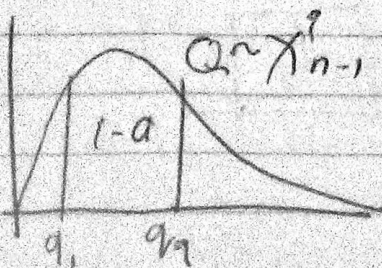
II) Κάστωρο

$$\text{Θεωρού } Q = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2 \text{ (αυτ. } \sigma^2)$$

Άρα $Q = \text{αυτοαπεξάρτητο}$

Άρα Q αυτοαπεξάρτητο

$\exists q_1, q_2, 0 < q_1 < q_2$ τέτοια ώστε: $P(q_1 < Q < q_2) = 1-\alpha$



$$\Leftrightarrow F_{\chi_{n-1}^2}(q_2) - F_{\chi_{n-1}^2}(q_1) = 1-\alpha$$

$$\Leftrightarrow \int_{q_1}^{q_2} f_{\chi_{n-1}^2}(q) dq = 1-\alpha$$

Όταν και πάλι, δεν μπορεί να βρεθεί δ.ε. ελασ. πίεσης, αυθόρμητα

↓ καταργείται

δ.ε. ίσων αψίδων, πως;
Απαιτήσεις

$$P(Q > q_2) = \frac{a}{2} = P(Q < q_1)$$

$$P(Q > q_2) = \frac{a}{2} \Rightarrow P(\chi_{n-1}^2 > q_2) = \frac{a}{2} \Rightarrow q_2 = \chi_{n-1, a/2}^2$$

$$P(Q < q_1) = \frac{a}{2} \Rightarrow 1 - P(Q > q_1) = \frac{a}{2} \Rightarrow P(Q > q_1) = 1 - a/2 \Rightarrow q_1 = \chi_{n-1, 1-a/2}^2$$

Συνολικά το $100(1-a)\%$ δ.ε. για σ^2 όταν μ άγνωστο

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, a/2}^2}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, 1-a/2}^2} \right)$$

$$1-a = P(q_1 < Q < q_2) = P\left(q_1 < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < q_2\right) = P\left(\frac{(n-1)S^2}{q_2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{q_1}\right)$$

Πρακτικά: Το $100(1-a)\%$ δ.ε. για σ

$$\left(\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, a/2}^2}}, \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, 1-a/2}^2}} \right)$$

Ορισμός (α-επιτοσίμιο ή ποσοσίμιο στέγιο)

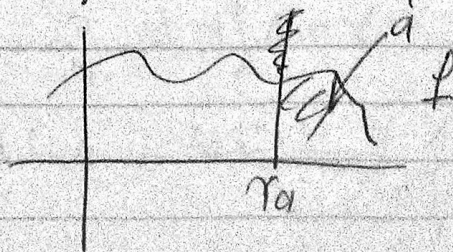
Έστω τ.λ. X με σ.π.π $f(x)$

Το α-επιτοσίμιο στέγιο (με $0 < a < 1$) της f ορίζεται με x_a

και ορίζεται να είναι το σημείο

$$P(X > x_a) = a$$

$$\text{ή } \int_{x_a}^{\infty} f(x) dx = a$$



Δύο ανεξάρτητα δείγματα από $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$

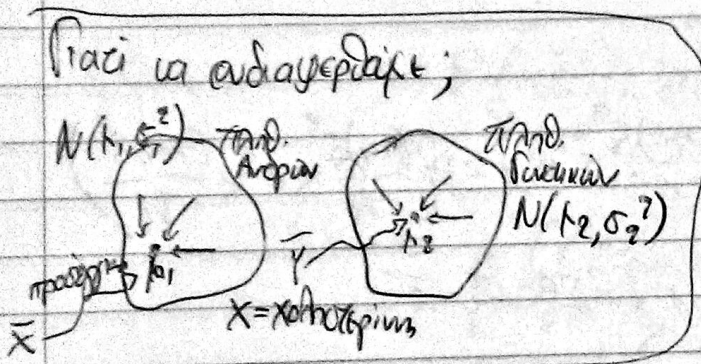
Έστω τ.δ. X_1, X_2, \dots, X_{n_1} από π.δ. $N(\mu_1, \sigma_1^2)$
και τ.δ. Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} από π.δ. $N(\mu_2, \sigma_2^2)$

και τ.δ. Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} από π.δ. $N(\mu_2, \sigma_2^2)$

Υποθέτουμε ότι τα δείγματα είναι ανεξάρτητα

Θα ενδιαφερόμαστε: $\left\{ \begin{array}{l} \text{i) δ.ε. για } \mu_1 - \mu_2 \\ \text{ii) δ.ε. για } \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \end{array} \right.$

(Αντ. θα ενδιαφερόμαστε για σύγκριση των μέσων τιμών και των διασπαρσιών)



I δ.ε. για $\mu_1 - \mu_2$ όταν σ_1^2, σ_2^2 γνωστές

$$X_1, \dots, X_{n_1} \text{ τ.δ. από } N(\mu_1, \sigma_1^2) \Rightarrow \bar{X} \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right)$$

$$Y_1, \dots, Y_{n_2} \text{ τ.δ. από } N(\mu_2, \sigma_2^2) \Rightarrow \bar{Y} \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

Επειδή τα δείγματα είναι ανεξάρτητα, οι \bar{X}, \bar{Y} ανεξ.

$$\Rightarrow \bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

$$\Rightarrow \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1) \text{ ανεξ. } \mu_1, \mu_2$$

Άρα Q ασυμτ.

Αν Q αντιστ. $\exists -\infty < q_1 < q_2 < +\infty$
 έτσι ώστε:

$$1-\alpha = P(q_1 < Q < q_2) = P\left(q_1 < \frac{\bar{X}-\bar{Y}-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} < q_2\right) =$$

$$= P\left(\bar{X}-\bar{Y} - q_2 \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{X}-\bar{Y} - q_1 \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right)$$

Αρα ~~είναι~~ ένα $100(1-\alpha)\%$ δ.ε. για $\mu_1 - \mu_2$

$$\left((\bar{X}-\bar{Y}) - q_2 \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, (\bar{X}-\bar{Y}) - q_1 \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right)$$

Ακολουθώντας (πρόσχημα) την πορεία του δ.ε. για μ όταν σ^2 γνωστό.

Το δ.ε. ελάχιστου κινδύνου επιτυγχάνεται,

$$\text{για } q_1 = -z_{\alpha/2}, \quad q_2 = z_{\alpha/2}$$

δ.ε. για $\mu_1 - \mu_2$ όταν σ_1^2, σ_2^2 άγνωστα αλλά ίσα ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$)

$$\left. \begin{aligned} \text{Όπως πριν } \bar{X} &\sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right) \equiv N\left(\mu_1, \frac{\sigma^2}{n_1}\right) \\ \text{Όμοια } \bar{Y} &\sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right) \equiv N\left(\mu_2, \frac{\sigma^2}{n_2}\right) \end{aligned} \right\}$$

$$\Rightarrow \bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma^2}{n_1} + \frac{\sigma^2}{n_2}\right)$$

$$\Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

$$\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_1-1}^2 \rightarrow \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_1-1}^2 \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} \text{ ανεξ.} \\ \text{Ομοίως } \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_2-1}^2$$

$$\text{ανεξ. } \Rightarrow \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n_1-1)+(n_2-1)}^2$$

$$\Rightarrow S_p = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n_1+n_2-2)}^2$$

Ομοίως $Q = \frac{Z}{\sqrt{S_p/(n_1+n_2-2)}}$ τότε η ποσότητα $Q \sim t_{n_1+n_2-2}$

$$\frac{N(0,1)}{\sqrt{\frac{\chi_{n_1+n_2-2}^2}{n_1+n_2-2}}} \equiv$$

Επιπλέον η κατανομή της Q είναι $t_{n_1+n_2-2}$ και δεν εξαρτάται από k_1, k_2 . Άρα Q ανεξαρτησία

Άρα ανεξάρτητες ποσότητες:

$$Q = \frac{\bar{x} - \bar{y} - (k_1 - k_2)}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

Άρα Q ανεξάρτητο $\exists -\infty < q_1 < q_2 < +\infty$:

$$1 - \alpha = P(q_1 < Q < q_2)$$

$$= P\left(q_1 < \frac{\bar{x} - \bar{y} - (k_1 - k_2)}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} < q_2\right)$$

Μιατε ανώτατα ως προς t_1, t_2 είναι $100(1-\alpha)\%$
 δ ε για t_1, t_2 είναι:

$$\left((\bar{x} - \bar{y}) - q_2 \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, (\bar{x} - \bar{y}) - q_1 \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right)$$

Το δ ε ελάχιστων τιμών

αποκρίνεται για $q_1 = -t_{n_1+n_2-2, \alpha/2}$, $q_2 = t_{n_1+n_2-2, \alpha/2}$

δ ε για σ_1^2/σ_2^2

F_{n_2-1, n_1-1} αυτ.

$$\left. \begin{aligned} \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} &\sim \chi_{n_1-1}^2 \\ \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} &\sim \chi_{n_2-1}^2 \end{aligned} \right\} \xrightarrow{\text{Διαίρεση}}$$

Διαίρεση

$$\frac{\chi_{n_2-1}^2 / (n_2-1)}{\chi_{n_1-1}^2 / (n_1-1)} = \frac{\frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2 (n_2-1)}}{\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2 (n_1-1)}} = \frac{\sigma_1^2 S_2^2}{\sigma_2^2 S_1^2}$$

Διαίρεση ενν $Q = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \frac{S_2^2}{S_1^2}$

H $Q \sim F_{n_2-1, n_1-1}$ αυτ. ενν $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$

Αρα Q αντιστρέφεται

Αρα Q αντιστρέφεται $\exists 0 < q_1 < q_2 < +\infty$

$$1-\alpha = P(q_1 < Q < q_2)$$

$$= P\left(q_1 < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \frac{S_2^2}{S_1^2} < q_2\right)$$

$$= P\left(q_1 \frac{S_1^2}{S_2^2} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < q_2 \frac{S_1^2}{S_2^2}\right)$$

Apa $\left(q_1 \frac{S_1^e}{S_2^e}, q_2 \frac{S_1^e}{S_2^e} \right)$ eivai eivai d.e

loav apav