

Έλεγχος στατιστικών υποθέσεων - στατισικά τεστ

Στοιχεία στατιστικού τεστ

Έστω ε.δ.  $x_1, \dots, x_n$  από πληθυσμό  $f(x, \theta)$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^m$   
(για εφέως  $m=1$ )

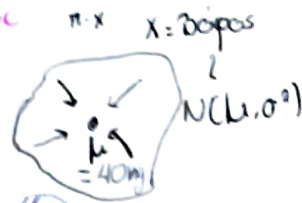
Στατιστικές υποθέσεις είναι οι υποθέσεις, ανόψεις, γνώσεις

που εκφράζονται με έως  $\theta$  η  $x$ .  
 $H_0: \theta = \theta_0$  (δω γνώσει) έναυα  $H_a: \begin{cases} \theta > \theta_0 \\ \theta < \theta_0 \\ \theta \neq \theta_0 \end{cases}$

↑ μνίσενω

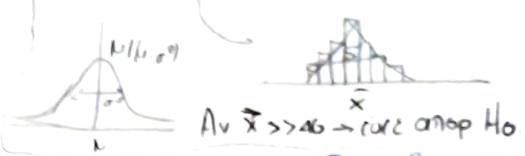
Απλή υπόθεση: Αν προδριφει πλήρως ενν  $f(x, \theta)$  η  $x$ . η  $H: \theta = \theta_0$  προδριφει πλήρως ενν  $f(x, \theta)$ , γιατι αν  $f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}$  εο  $f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}$

Δύνθεν υπόθεση: Δεν προδριφει πλήρως ενν  $f(x, \theta)$  η  $x$ . η  $H: \theta > \theta_0$  δεν προδριφει ενν  $f(x, \theta)$  γιατι αν  $f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}$  εοε με ενν  $H: \theta > \theta_0$ ,  $\theta > \theta_0$



$H_0: \mu = 40$        $H_a: \mu \geq 40$

μνίσενω  
ε.δ.  $x_1, \dots, x_{n-1}, x_n \rightarrow N(\mu, \sigma^2)$



Αν  $\bar{x} \geq 40 \rightarrow$  εοε απορ  $H_0$

Στατιστική συνάρτηση τεστ (ΣΣΤ) κάθε συνάρτηση εο ε.δ.  $T = T(x)$  αβ, οποιονδει για εον έλεχο των  $H_0, H_a$  (δυνδως επαρες, ΑΟΕΔ κ.α.ν.)

Κριτική Περιοχή (κ.π) Ονομάζεται κριτική περιοχή ένα υποσύνολο εο συνδρω εφέων ενν ΣΣΤ  $T(x) = T(x_1, \dots, x_n)$ , εο οποιο μεσ επιτρέπει να εοαδω υπέρ η ηαρά ενν  $H_0$ . Έιναι εον μορφής:  $\alpha = \{x: T(x) \in A \subseteq \mathbb{R}^m\}$ ,  $A$  εφάρεται απο εον μορφή ενν  $H_a$ .

Κανονας Αποφάσης: Αν η αβή ενν ΣΣΤ πέφει μεθα εοην κριτική περιοχή  $\alpha$ , εοε απορρινω ενν  $H_0$ . Διαφορετικά, η  $H_0$  δεν μεπορει να απορριφθει.

Σφάλματα τύπου I και II

Σφάλμα τύπου I  $\rightarrow$  Απόρριψη ενν  $H_0$ , όταν η  $H_0$  είναι αληθής.

Σφάλμα τύπου II  $\rightarrow$  Απόδοχη ενν  $H_0$ , όταν η  $H_a$  είναι αληθής.

Πιθανότητες Σφάλματος

$\alpha = P(\text{Σφ. Τυπου I}) = P(\text{απορ. } H_0 | H_0 \text{ αληθής})$

$\beta = P(\text{Σφ. Τυπου II}) = P(\text{αποδ. } H_0 | H_a \text{ αληθής})$

ΣΓχος εου εεβε:  $\gamma = 1 - \beta = 1 - P(\text{αποδ. } H_0 | H_a \text{ αληθής}) = P(\text{απορ. } H_0 | H_a \text{ αληθής})$

## Ιδέα θεωρίας Neyman-Pearson για κατασκευή τεστ.

Όρες την κ.π.δ, εφόσον τα  $a, b$ , να είναι ελαχίστα, ή το  $a$  ελάχιστο και η ισχύς  $\gamma$  μέγιστη.

↓ Όμως τα  $a, b$  δεν ελαχιστοποιούνται ταυτόχρονα.

Άρα συνάπτω κ.π.δ για την οποία το  $a$  είναι πολύ μικρό, π.χ  $a=1\%, 5\%, 10\%$  και ελαχιστοποιώ το  $b$  ή μεγιστοποιώ το  $\gamma$ .

Τα  $a=0.01$  ή  $0.05$  ή  $0.1 \rightarrow$  λέγεται επίπεδο σήμανσης του τεστ (ε.σ)

↓ Στην ιδέα αυτή βασίζονται τα I-τεστ και  $\Theta_3$ -τεστ.

I-τεστ έστω ο έλεγχος απλής ή σύνθετης  $H_0$  έναντι απλής  $H_1$ . Ισχυρότερο τεστ με ε.σ  $\alpha$  για τον έλεγχο αυτό συντάσσεται το τεστ με τη μέγιστη ισχύ  $\gamma$  μεταξύ όλων των άλλων τεστ με το ίδιο ε.σ.

Ομοιομορφα Ισχυρότερο τεστ (OI-τεστ) έστω ο έλεγχος μιας απλής ή σύνθετης

$H_0$  έναντι μιας σύνθετης  $H_1$ . Θεωρούμε ένα τεστ για τον έλεγχο αυτόν και έστω  $\gamma(\theta)$  η ισχύς, με  $\theta$  να ικανοποιεί την  $H_1$ . Το τεστ αυτό συντάσσεται ομοιομορφα ισχυρότερο, αν η ισχύς του  $\gamma(\theta)$  είναι  $\forall \theta$  μεγαλύτερη ή ίση από την ισχύ οποιουδήποτε άλλου τεστ με το ίδιο ε.σ.

## Θεμελιώδες Λήμμα Neyman-Pearson

Έστω ε.σ.  $x_1, \dots, x_n$  από  $f(x, \theta)$ ,  $\theta \in \Omega$ . Έστω προς έλεγχο:  $H_0: \theta = \theta_0$  (απλή)

έναντι  $H_1: \theta = \theta_1$  (απλή) με  $\theta_0, \theta_1 \in \Theta$ . Αν υπάρχει μια κ.π.δ με μέγεθος  $\alpha$  και

έναν σταθμό  $k \geq 0$ , τέτοιο ώστε:  $\frac{L_0}{L_1} = \frac{\prod_{i=1}^n f(x_i, \theta_0)}{\prod_{i=1}^n f(x_i, \theta_1)} \leq k \quad \forall x \in \mathcal{X}$

και  $\frac{L_0}{L_1} = \frac{\prod_{i=1}^n f(x_i, \theta_0)}{\prod_{i=1}^n f(x_i, \theta_1)} \geq k, \quad \forall x \in \mathcal{X} - \mathcal{A}$ , τότε η κ.π.δ είναι I-κ.π.δ με

ε.σ  $\alpha$  για τον παραπάνω έλεγχο.

Εφαρμογή του Λήμματος ξεκινάμε από την  $\frac{L_0}{L_1} \leq k$  και προσπαθούμε να εν

χρησιμοποιήσουμε την μορφή  $T(x) \geq k^*$ . Τότε  $T(x)$  είναι η λ.β.τ και το  $k^*$

μαθαίνουμε από το  $\alpha = P(A_{\text{πορ}} | H_0 \text{ αληθ.})$

## Έλεγχος μέσης τιμής κανονικού πληθυσμού (2-σεβ)

Έστω ε.σ.  $x_1, \dots, x_n$  από  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\sigma^2$  γνωστό. Έστω  $H_0: \mu = \mu_0$  ( $\mu_0$  γνωστό) έναντι  $H_a: \mu = \mu_a$  ( $\mu_a$  γνωστό)  $\mu_a > \mu_0$

Η 1- $\alpha$  π. είναι  $\frac{L_0}{L_a} \leq k$

$$L = \prod_{i=1}^n f(x_i; \mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_i - \mu)^2} = \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$$

$$\frac{L_0}{L_a} \leq k \Rightarrow \frac{\left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2}}{\left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_a)^2}} \leq k \Rightarrow e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \left\{ \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_a)^2 \right\}} \leq k$$

$$\Rightarrow -\frac{1}{2\sigma^2} \left\{ \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_a)^2 \right\} \leq \log k \Rightarrow \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_a)^2 \geq -2\sigma^2 \log k$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^n (x_i^2 - 2\mu_0 x_i + \mu_0^2) - \sum_{i=1}^n (x_i^2 - 2\mu_a x_i + \mu_a^2) \geq -2\sigma^2 \log k$$

$$\Rightarrow 2(\mu_a - \mu_0) \sum_{i=1}^n x_i \geq -2\sigma^2 \log k + n(\mu_a^2 - \mu_0^2)$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i \geq \frac{-2\sigma^2 \log k + n(\mu_a^2 - \mu_0^2)}{2(\mu_a - \mu_0)} \Rightarrow \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \geq \frac{-2\sigma^2 \log k + n(\mu_a^2 - \mu_0^2)}{2n(\mu_a - \mu_0)} = k^*$$

$$\Rightarrow \bar{x} \geq k^*$$

Άρα καταφέρνουμε:  $\frac{L_0}{L_a} \leq k \Leftrightarrow \bar{x} \geq k^*$

Άρα η 1- $\alpha$  π. με ε.σ.  $\alpha$  είναι  $\bar{x} \geq k^*$

Υπολογισμός κριτικού σημείου ( $k^*$ )

$$\alpha = P(\text{απόρ } H_0 \mid H_0 \text{ αληθής}) = P(\bar{x} \geq k^* \mid x_1, \dots, x_n \sim N(\mu_0, \sigma^2)) =$$

$$= P(\bar{x} \geq k^* \mid \bar{x} \sim N(\mu_0, \sigma^2/n)) = P\left(\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \geq \frac{k^* - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \mid \bar{x} \sim N(\mu_0, \sigma^2/n)\right)$$

$$= P\left(Z \geq \frac{k^* - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \mid Z \sim N(0, 1)\right) \Rightarrow \frac{k^* - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{\alpha} \Rightarrow \boxed{k^* = \mu_0 + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

Συμπεράσματα - Για τον έλεγχο της  $H_0: \mu = \mu_0$  έναντι  $H_a: \mu = \mu_a$ ,  $\mu_a > \mu_0$

το I-επίπεδο με  $E \cdot \sigma$  είναι  $\bar{x} \geq \mu_0 + z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  ή  $\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \geq z_\alpha$

ή

Για τον έλεγχο της  $H_0: \mu = \mu_0$  έναντι  $H_a: \mu = \mu_a$  ( $\mu_a > \mu_0$ ) η SST είναι

$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$  με κατανομή  $N(0, 1)$  υπό την  $H_0$  και  $z \geq z_\alpha$

