

12/5/2017

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ  
ΣΥΝΕΡΓΕΙΑ

## Κατασκευή Αντισφαιρικών Ποσοτήτων

ΕΡΩΤΗΜΑ: Πως βρίσκουμε αντισφαιρικές ποσότητες για κατανομή εκτός κανονικής;

ΠΡΟΤΑΣΗ ① Έστω τ.φ.  $X$  με συνεχή κατανομή  $F_\theta, \theta \in \Theta$ . Τότε η τ.φ.  $Y = F_\theta(X) \sim U(0,1) \forall \theta \in \Theta$

β) Η τ.φ.  $Z = -2 \log F_\theta(X) \sim \chi^2_2$

γ) Η τ.φ.  $W = -2 \log(1 - F_\theta(X)) \sim \chi^2_2$

ΠΡΟΤΑΣΗ ② Έστω τυχ. δείγμα  $X_1, \dots, X_n$  από συνεχή κατανομή  $F_\theta, \theta \in \Theta$ . Τότε οι τ.φ.

α)  $Q = -2 \sum_{i=1}^n \log F_\theta(X_i) \sim \chi^2_{2n}$

β)  $Q^* = -2 \sum_{i=1}^n \log(1 - F_\theta(X_i)) \sim \chi^2_{2n}$

} 0, Q, Q\*  
αντισφαιρικές  
ποσότητες

## ΑΠΟΔΕΙΞΗ

(α) ← Απόδειξη στο 1.2 παράρτημα

(β) Έστω  $Y = F_\theta(X) \sim U(0,1) \Rightarrow f_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$

Θεωρώ το μετασχηματισμό

$$T = h(Y) = -2 \log Y, \text{ Αλλά } Y \in (0,1) \text{ το } T > 0$$

Ο  $h$  είναι αντισφαιρικός

$$y = h^{-1}(T) = e^{-T/2}$$

$$\frac{dh^{-1}(T)}{dT} = -\frac{1}{2} e^{-T/2} \neq 0 \text{ και συνεχή } T > 0$$

$$\text{Άρα } f_Z(T) = f_Y(h^{-1}(T)) \left| \frac{dh^{-1}(T)}{dT} \right| = 1 \left| -\frac{1}{2} e^{-T/2} \right| = \frac{1}{2} e^{-T/2}, T > 0$$

Άρα η τ.φ.  $Z = -2 \log F_\theta(X) \sim \text{Eκθ}(\frac{1}{2}) \stackrel{(*)}{=} G(1, 2) \stackrel{(**)}{=} \chi^2_2$

Γενικότερα  $\text{Eκθ}(n) \equiv G(1, 1/n) \quad (*)$

$$G(\frac{n}{2}, 2) \equiv \chi^2_n \quad (**)$$

Απόδειξη Πρόταση 2 (α)

$$Q^* = -2 \sum_{i=1}^n \log f_{\theta}(x_i) = \sum_{i=1}^n (-2 \log f_{\theta}(x_i)) \stackrel{\text{ΠΡΟΤΑΣΗ 1B}}{=} \sum_{i=1}^n \chi_{\theta}^2 \stackrel{x_i \text{ ανεξ.}}{=} \chi_{2n}^2 \stackrel{?}{=} \chi_{2n}^2 \quad \square$$

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ 1 Έστω τ.δ.  $x_1, \dots, x_n$  από παράδειγμα t.e κατανομής  $f_{\theta}(x) = \theta x^{\theta-1}$ ,  $0 < x < 1$  (Beta( $\theta, 1$ )). Να κατασκευαστεί δ.ε. ισων απιν για  $\theta$

Πρέπει να βρω ανεξαρτητά ποσότητα  
Δοκιμάζω:  $Q = -2 \sum_{i=1}^n \log f_{\theta}(x_i) \sim \chi_{2n}^2$

Ανατρέπω η  $f_{\theta}(x)$

$$F_{\theta}(x) \stackrel{\text{op}}{=} \int_{-\infty}^x f_x(t) dt = \begin{cases} \int_{-\infty}^x f_x(t) dt, & -\infty < x < 0 \\ \int_0^x \theta t^{\theta-1} dt, & 0 < x < 1 \\ \int_0^1 \theta t^{\theta-1} dt, & 1 < x < \infty \\ \int_{-\infty}^x f_x(t) dt, & x > 1 \end{cases} \Rightarrow F_{\theta}(x) = \begin{cases} 0, & -\infty < x < 0 \\ x^{\theta}, & 0 < x < 1 \\ 1, & 1 < x < \infty \end{cases}$$

Εμπειρία

$$Q = -2 \sum_{i=1}^n \log X_i \Rightarrow Q = -2\theta \sum_{i=1}^n \log X_i \sim \chi_{2n}^2$$

Απιν  $Q$  ανεξαρτητά  $\exists q_1, q_2$  t.e  $0 < q_1, q_2$  τέτοια ώστε

$$1 - \alpha = P(q_1 < Q < q_2) = P(q_1 < -2\theta \sum \log X_i < q_2) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow 1 - \alpha = P\left(\frac{q_1}{-2\theta \sum \log X_i} < \theta < \frac{q_2}{-2\theta \sum \log X_i}\right)$$

Αρα το  $\left(\frac{q_1}{-2\theta \sum \log X_i}, \frac{q_2}{-2\theta \sum \log X_i}\right)$  είναι ένα 100(1- $\alpha$ )% δ.ε. ποδ.

Παρατήρηση: Το δ.ε. έχει πτω είναι σύμμετρο των λογαρίθμων  $\prod_{i=1}^n X_i$

δ.ε. ισων απιν

$$\left(\frac{\chi_{2n, 1-\frac{\alpha}{2}}^2}{-2\theta \sum \log X_i}, \frac{\chi_{2n, \frac{\alpha}{2}}^2}{-2\theta \sum \log X_i}\right)$$

Για το ισων απιν δ.ε. τα  $q_1, q_2$  θα πρέπει:

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

$$P(Q > q_2) = \frac{\alpha}{2} \Rightarrow P(\chi_{2n}^2 > q_2) = \frac{\alpha}{2} \Rightarrow q_2 = \chi_{2n, \frac{\alpha}{2}}^2$$

$$P(Q < q_1) = \frac{\alpha}{2} = 1 - P(Q > q_1) = \frac{\alpha}{2}$$

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

ΠΡΟΒΛΗΜΑ 2

Έστω  $X_1, \dots, X_n$  τ.δ. από  $U(0, \theta)$   
 Να κατασκευαστεί δε. ίσων αρίων για  $\theta$ .

$$f_{\theta}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x < \theta \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases} \quad F_{\theta}(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x}{\theta}, & 0 < x < \theta \\ 1, & x > \theta \end{cases}$$

Θεωρώ  $Q = -2 \sum_{i=1}^n \log F_{\theta}(X_i) = -2 \sum_{i=1}^n \log \frac{X_i}{\theta}$

$Q = -2 \sum \log X_i + 2n \log \theta \sim \chi_{2n}^2$

άρα  $Q$  ασυμπτωτική.

Αφού  $n$  &  $Q$  ασυμπτωτική,  $\exists q_1, q_2 : 0 < q_1 < q_2$

$$1 - \alpha = P(q_1 < Q < q_2) = P(q_1 < -2 \sum \log X_i + 2n \log \theta < q_2)$$

$$= P\left( e^{\frac{q_1}{2n}} \left( \prod_{i=1}^n X_i \right)^{1/n} < \theta < e^{\frac{q_2}{2n}} \left( \prod_{i=1}^n X_i \right)^{1/n} \right)$$

Άρα ένα  $100(1-\alpha)\%$  δε είναι

$$\left( e^{\frac{q_1}{2n}} \left( \prod_{i=1}^n X_i \right)^{1/n}, e^{\frac{q_2}{2n}} \left( \prod_{i=1}^n X_i \right)^{1/n} \right)$$

και το ίσων αρίων

$$\left( e^{\frac{\chi_{2n, 1-\alpha/2}^2}{2n}} \left( \prod_{i=1}^n X_i \right)^{1/n}, e^{\frac{\chi_{2n, \alpha/2}^2}{2n}} \left( \prod_{i=1}^n X_i \right)^{1/n} \right)$$

Παρατήρηση: Ικανοποιημένοι; ΟΧΙ  $\rightarrow$  δεν εξφράζεται από το ερωτήμα  $X_{(n)}$  που σημαίνει  $\bar{x}$   
 είναι ο ΕΜΤ και ο ΑΟΕΔ

### Παράδειγμα 3 :

Έστω  $r \in \mathbb{R}$ ,  $x_1, \dots, x_n$  στο  $U(0, \theta)$

Έστω  $X_{(n)} = \max\{x_1, \dots, x_n\}$

(α) Να δο  $n$   $Q = X_{(n)}$  είναι ανεξαρτητές

(β) Να βρεθούν δ.ε. ισών απών για  $\theta$

(γ)  $-1 -1-$  δ.ε. ελάχιστου κινκας για  $\theta$ .

$$\text{Αρα } f(x) = \begin{cases} 1/\theta, & 0 < x < \theta \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x/\theta, & 0 < x < \theta \\ 1, & x > \theta \end{cases}$$

Λύση :  $f_{X_{(n)}}(x) = n [F(x)]^{n-1} f(x)$

(α) Έστω  $Y = X_{(n)} \rightsquigarrow n$  κατανοήτων  $Y$  είναι :

$$f_Y(y) = n \left[ \frac{y}{\theta} \right]^{n-1} \frac{1}{\theta} \Rightarrow$$

$$f_Y(y) = n \frac{y^{n-1}}{\theta^n}, \quad 0 < y < \theta$$

Θα βρούμε το μετασχηματισμό

$$q = h(y) = \frac{y}{\theta}, \quad q \in (0, 1)$$

$$y = h^{-1}(q) = \theta q$$

$$\frac{dh^{-1}(q)}{dq} = \theta \neq 0 \text{ ομοίως}$$

$$\text{Αρα } f_Q(q) = f_Y(h^{-1}(q)) \left| \frac{dh^{-1}(q)}{dq} \right|$$

$$\Rightarrow f_Q = n \frac{(\theta q)^{n-1}}{\theta^n} \theta$$

$$\Rightarrow f_Q(q) = n q^{n-1}, \quad 0 < q < 1$$

Σωστός  $f_Q(q) = \begin{cases} n q^{n-1}, & 0 < q < 1 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$

$$f_Q(q) = \begin{cases} n q^{n-1}, & 0 < q < 1 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

$n$   $f_Q$  είναι ανεξάρτητες εν  $\theta$

Αρα  $Q$  ανεξαρτητές

α)  $Q = \frac{X(n)}{\theta}$  ανεξάρτητη από α  
 $f_Q(q) = \begin{cases} nq^{n-1}, & 0 < q < 1 \\ 0, & \text{άλλω} \end{cases}$

β) Το δ.ε. ισών απω είναι  $\left( \frac{X(n)}{\sqrt[n]{1-\frac{\alpha}{2}}}, \frac{X(n)}{\sqrt[n]{\frac{\alpha}{2}}} \right)$  Αποτέλεσμα  $\pi$

β) Αγνώ  $Q = \frac{X(n)}{\theta}$  ανεξάρτητη  $\exists q_1, q_2$  με  $0 < q_1 < q_2 < 1$  και τέτοια ώστε:

$$1-\alpha = P(q_1 < Q < q_2) = P(q_1 < \frac{X(n)}{\theta} < q_2)$$

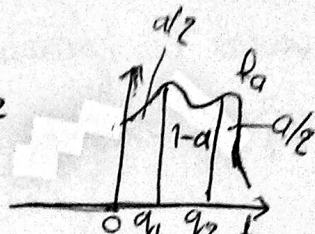
$$\Rightarrow 1-\alpha = P\left(\frac{X(n)}{q_2} < \theta < \frac{X(n)}{q_1}\right)$$

Άρα το  $\left(\frac{X(n)}{q_2}, \frac{X(n)}{q_1}\right)$  είναι ένα  $100(1-\alpha)\%$  δ.ε. για  $\theta$ .

Το ισών απω των  $q_1, q_2$  προκύπτει για  $q_1, q_2$

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

$$\frac{\alpha}{2} = P(Q > q_2) = \int_{q_2}^1 f_Q(q) dq = \int_{q_2}^1 nq^{n-1} dq = q^n \Big|_{q_2}^1 = 1 - q_2^n \Rightarrow q_2 = \sqrt[n]{1-\frac{\alpha}{2}}$$



$$\frac{\alpha}{2} = P(Q < q_1) = \int_0^{q_1} f_Q(q) dq = \int_0^{q_1} nq^{n-1} dq = q^n \Big|_0^{q_1} = q_1^n \Rightarrow q_1 = \sqrt[n]{\frac{\alpha}{2}}$$

γ) Το πινάκας του  $\left(\frac{X(n)}{q_2}, \frac{X(n)}{q_1}\right)$  είναι  $g = X(n) \left(\frac{1}{q_2}, \frac{1}{q_1}\right)$

Άρα βρούμε ελασ. του  $g$  ως προς  $q_1, q_2$  ή 100% των  $g$

$$g^* = \frac{1}{q_1} - \frac{1}{q_2} \text{ στο σημείο } \int_{q_1}^{q_2} f_Q(q) dq = 1-\alpha$$

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

$$\frac{dg^*}{dq_1} = -\frac{1}{q_1^2} + \frac{1}{q_2^2} \frac{dq_2}{dq_1}$$

$$\text{Από σύμπτωση: } 1-\alpha = \int_{q_1}^{q_2} nq^{n-1} dq \Rightarrow 1-\alpha = q_2^n - q_1^n \quad (1)$$

Παραγωγίζουμε την (1)

$$\frac{d}{dq_1}(1-a) = \frac{d}{dq_1} q_2^n - \frac{d}{dq_1} q_1^n$$

$$\Rightarrow \frac{d}{dq_1} (q_2^n) \frac{dq_2}{dq_1} - nq_1^{n-1} = 0$$

$$\Rightarrow nq_2^{n-1} \frac{dq_2}{dq_1} - nq_1^{n-1} = 0$$

$$\frac{dq_2}{dq_1} = \frac{q_1^{n-1}}{q_2^{n-1}} \quad (2)$$

Από την (2) n

$$\frac{dJ^*}{dq_1} = -\frac{1}{q_1} + \frac{1}{q_2} \frac{q_1^{n-1}}{q_2^{n-1}}$$

$$\frac{dJ^*}{dq_1} = 0 \Rightarrow q_1^{n+1} = q_2^{n+1} \Rightarrow q_1 = q_2 \text{ αδύνατο γιατί } q_1 < q_2$$

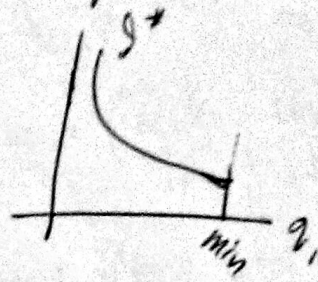
Άρα έτσι δεν μπορούμε να βρούμε ελάχιστο.

Ας κοιτάξουμε μακροπρόθεσμα  $J^*$  ως προς  $q_1$ .

Παρατηρούμε ότι:  $\frac{dJ^*}{dq_1} < 0$  γιατί  $q_1 < q_2$

Άρα η  $J^*$  αυξάνεται συνεχώς τα  $q_1$ .

Άρα πρέπει να βρούμε ένα σημείο για το  $q_1$ .



Από την (1)

$$q_1^n = q_2^n - 1 + a \xrightarrow{q_2 < 1} q_1^n < 1 - 1 + a = a$$

$$\Rightarrow q_1 < \sqrt[n]{a}$$

Αλλά η  $J^*$  ↓ αυξάνεται συνεχώς τα  $q_1$ , ελαχιστοποιείται ως προς  $q_1$  για  $q_1 = \sqrt[n]{a}$

Για  $q_1 = \sqrt[n]{a}$  από την (1) το  $q_2 = 1$

Το δε ελάχ. τιμές είναι:

$$\left( \frac{x(n)}{\sqrt[n]{a}}, \frac{x(n)}{\sqrt[n]{a}} \right)$$

# ΕΛΕΓΧΟΙ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΩΝ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

## ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΤΕΣΤ

Παιδίατρος: Γνωρίζει από τη βιβλιογραφία ότι το μέσο βάρος παιδιών 10 ετών είναι 40kg.

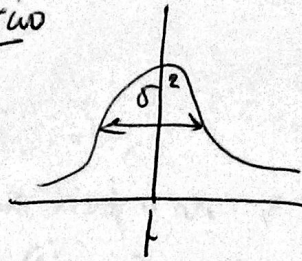
Από την εμπειρία του λησεί να του διαταχθεί η εντύπωση ότι το δείγμα αυτό έχει αλλαγή

Διάψη: η μορφή ηέκταρία ή άνοξη ή ιδέα

Το βάρος είναι 40kg ή αλλαγή, αυξήθηκε

Παράμετρος: Παιδιά ηλικίας 10 ετών

τ.κ.:  $\rightarrow X \leftarrow$  Βάρος  
 $\uparrow$   
 κατανομή



$$\Rightarrow \underbrace{H_0: \mu = 40 \text{ kg}}_{\text{κέντρινη υπόθεση}} \quad \underbrace{H_a: \mu > 40 \text{ kg}}_{\text{εναρτημένη υπόθεση}}$$

↑  
 είναι ενείν η υπόθεση  
 που έχει εντύπωση  
 ότι ηένει να ~~αυξήθηκε~~  
 αυξηθεί

Για να ενίησω αυτέκα στον  $H_0$  ή την  $H_a$  ηένει να διαδένει ένα τ. δ.  
 $X_1, X_2, \dots, X_n$  από  $N(\mu, \sigma^2)$

## Ποпулярσιόφι

Έστω τ.δ.  $x_1, \dots, x_n$  από πληθυσμό με κατανομή  $f(x, \theta)$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$

Έστω προς έλεγχο το βέλγιο υποθέσεων

$$H_0: \theta = \theta_0 \text{ (}\theta_0 \text{ γνωστό)} \text{ έναντι της } H_1: \theta = \theta_1$$

↑  
Κριτήριο

↑  
( $\theta_1 \neq \theta_0$ )  
Εναλλακτική

Αν οι υποθέσεις προσδιορίσουν πλήρως την κατανομή τα πληθυσμιακά λέγονται απλά

π.χ. Αν ο πληθυσμός  $f(x) = Ae^{-Ax}$  και η  $H_0: A=4$

τότε η  $f$  προσδιορίζεται πλήρως αφού γίνεται  $f(x) = 4e^{-4x}$

Μια υπόθεση λέγεται σύνθετη αν δεν προσδιορίζεται πλήρως η κατανομή του πληθυσμιακού

π.χ.  $H_0: A > 4$

Το σημείο αναφοράς είναι το τ.δ.  $x_1, \dots, x_n$  ή για συνάρτηση τα

αναφέρεται στατιστική συνάρτηση του τεστ (σ.σ.τ) για συνάρτηση του τεταμένου δείγματος τ.δ. και (πυκνότητας) της απάντησης, η οποία θα χρησιμοποιηθεί για την επιλογή των υποθέσεων

Κριτική περιοχή: λέγεται κριτική στο σύνολο τιμών της σ.σ.τ που οδηγεί στην απόρριψη της  $H_0$  με βάση το εφής κριτήριο:

• Αν η τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ, περιληφθεί βέλγιο στην κ.π. (κ.π. = κριτική περιοχή) τότε απορρίπτεται την  $H_0$  ενώ αν η τιμή της στατιστικής σ.σ.τ. δεν περιληφθεί βέλγιο στην κ.π. τότε δεν καταρρίπτεται η  $H_0$ .