

Διάστημα 9m
10/05/2019

Στατιστική Συμπερασματική

▶ (Εστω τ.δ. X_1, \dots, X_n από $N(\mu, \sigma^2)$ ευσταθερότητα για το δ.ε. για την σ^2 , όταν:

i) μ γνωστό:

$$X_i \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow \frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1) \Rightarrow \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim N(0, 1)^2 \equiv \chi_1^2$$

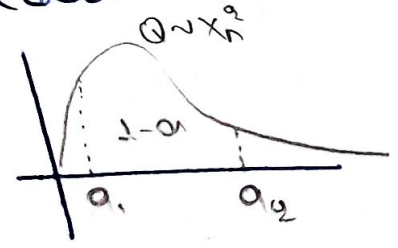
$$\overset{X_i}{\text{αετ.}} \Rightarrow \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_{\sum_{i=1}^n 1}^2 \Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2, \text{ m } \chi_n^2 \text{ είναι αετ. rms } \sigma^2.$$

Θεωρά την αντίστροφη μορφή: $Q = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$

Αντι m Q : αντίστροφη: $\exists a_1, a_2 (0 < a_1 < a_2 < \infty)$

αετ. rms σ^2 (αντι m κατανομή της Q αετ: σ^2)

Τέτοια ύστε:



$$1 - \alpha = P(a_1 < Q < a_2) \quad (*)$$

$$= P\left(a_1 < \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} < a_2\right)$$

$$\Rightarrow 1 - \alpha = P\left(\frac{\sum (X_i - \mu)^2}{a_2} < \sigma^2 < \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{a_1}\right)$$

\Downarrow
 Ένα $100(1 - \alpha)\%$ δ.ε. για την σ^2 είναι: $\left(\frac{\sum (X_i - \mu)^2}{a_2}, \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{a_1}\right)$

Προσέγγιση: χρήση δ.ε. ελαχ. μήκους.

$$l = \sum (X_i - \mu)^2 \left(\frac{1}{a_1} - \frac{1}{a_2}\right)$$

Ζητά a_1, a_2 που ελαχιστοποιούν το l m \ln του

a_1, a_2 που ελαχ. το $l^* = \frac{1}{a_1} - \frac{1}{a_2}$, ως προς a_1, a_2

υπό την προϋπόθεση (*)

$$F_{\chi_n^2}(a_2) - F_{\chi_n^2}(a_1) = 1 - \alpha \quad (**)$$

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

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

Από $(**)$ $\frac{d}{dq_1} F_{X_n^2}(q_2) - \frac{d}{dq_1} F_{X_n^2}(q_1) = 0$

$$\Rightarrow \frac{dq_2}{dq_1} \frac{dF_{X_n^2}(q_2)}{dq_2} - F_{X_n^2}(q_1) = 0$$

$$\Rightarrow \frac{dq_2}{dq_1} F_{X_n^2}(q_2) - F_{X_n^2}(q_1) = 0 \Rightarrow \frac{dq_2}{dq_1} = \frac{F_{X_n^2}(q_1)}{F_{X_n^2}(q_2)}$$

Επομένως $\frac{d\ell^*}{dq_1} = -\frac{1}{q_1^2} + \frac{1}{q_1^2} \frac{F_{X_n^2}(q_1)}{F_{X_n^2}(q_2)}$

κρίν $\frac{d\ell^*}{dq_1} = 0 \Rightarrow q_1^2 f_{X_n^2}(q_1) = q_2^2 f_{X_n^2}(q_2) \quad (1)$

Αλλά $f_{X_n^2}(x) = \frac{1}{\Gamma(n/2) 2^{n/2}} x^{n/2-1} \cdot e^{-x/2} \quad (2)$

Από τις (1) κ' (2) έχω: $q_1^{n/2+1} e^{-q_1/2} = q_2^{n/2+1} e^{-q_2/2} \quad (3)$

Ενώ οι $\int_{q_1}^{q_2} f_{X_n^2}(x) dx = 1 - \alpha$

$$\int_{q_1}^{q_2} \frac{1}{\Gamma(n/2) 2^{n/2}} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-x/2} dx = 1 - \alpha \quad (4)$$

Το q_1, q_2 που είναι το ℓ^* προκύπτει από την λύση των (3) κ' (4)

Το εύρος δ (κρίν) γίνεται αυθαίρετα

από ορισμούς και

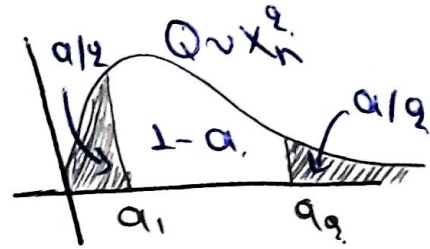
Διαστήματα 16ων σφην:

(Όταν δεν μπορεί να βρεθεί αναλυτικό το εύρος των τιμών)

Δ.ε 16ων σφην είναι εκείνο που αποτελεί 16τες σφην από την κατανομή της Q.

Αμφότερα είναι εκείνα που προκύπτει για q_1, q_2 τ.ω

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



Από ορισμό αντίστροφου εκαστοβιαίου της X_n^2

$$\text{το } X_{n,\alpha}^2: P(X_n^2 > X_{n,\alpha}^2) = \alpha$$

Από σύγκριση προκύπτει $q_2 = X_{n,\alpha/2}^2$:

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

Το $100(1-\alpha)\%$ δ.ε 16ων σφην για τμ σ^2 , όταν μ : γνωστό είναι:

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

Διαστήματα εβν: για τμν σ : καταλαμβάνει σε:

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

$$= P\left(\sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{X_{n,\alpha/2}^2}} < \sigma < \sqrt{\frac{\sum (x_i - \mu)^2}{X_{n,1-\alpha/2}^2}} \right) : \text{το δ.ε για } \sigma$$

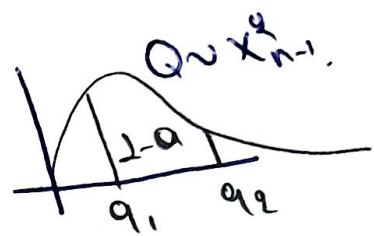
▶ Έστω τ.δ. X_1, \dots, X_n από $N(\mu, \sigma^2)$: δ.ε. για την σ^2 όταν:

Ⓐ β: άγνωστο:

Θεωρού την $Q = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$.

Επειδή η Q είναι συνάρτηση του τ.δ. της άγνωστης παραμέτρου που βε ειδικά φέρει και n καρδιακή την είναι ανεξ της σ^2 .

Η Q είναι αντίστροφη.



Από $\exists q_1, q_2$ ($0 < q_1 < q_2 < \infty$) έτσι ώστε

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

Ενα $100(1-\alpha)\%$ δ.ε της σ^2 είναι το $\left(\frac{(n-1)S^2}{q_2}, \frac{(n-1)S^2}{q_1}\right)$.

Αξιοσημείωτος των περιπτώσεων β: γνωστό, δεν μπορεί να βρεθεί αυθαίρετα δ.ε. ελαχίστου μήκους.

Δ.ε. ίσων ουρών: Επιλέξω q_1, q_2 έτσι ώστε:

$$P(X_{n-1}^2 > q_2) = \frac{\alpha}{2} \quad \text{κ' } \quad P(X_{n-1}^2 < q_1) = \frac{\alpha}{2}$$

\downarrow \downarrow

$$q_2 = X_{n-1, \alpha/2}^2 \quad \quad \quad q_1 = X_{n-1, 1-\alpha/2}^2$$

Είναι το $100(1-\alpha)\%$ δ.λ. ίδω αφου για σ^2 είναι:

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1, \alpha/2}}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1, 1-\alpha/2}} \right)$$

και το $100(1-\alpha)\%$ δ.λ. ίδω αφου για την σ

Είναι :

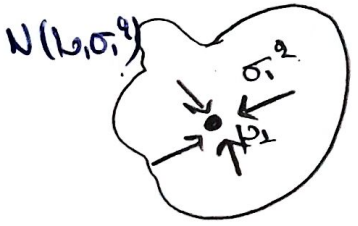
$$\left(\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1, \alpha/2}}}, \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{n-1, 1-\alpha/2}}} \right)$$

Δύο κανονικοί πληθυσμοί (αυτόσημοι)
δ.λ. για την διαφορά των μέσων τιμών :

I Διαχωριστές πληθυσμοί :

Εστω 2 αυτόσημοι κανονικοί πληθ $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2)$
 Εστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από $N(\mu_1, \sigma_1^2)$
 και τ.δ. y_1, \dots, y_m από $N(\mu_2, \sigma_2^2)$
 και τα τ.δ. είναι αυτόσημοι.

Πληθ 1: φοιτητές



Εστω ενδιαιτηθεί, ένα κοινό χαρακτηριστικό τους για κοινή τ.λ.

Πληθ 2: φοιτητρίαι



$N(\mu_2, \sigma_2^2)$

Με ενδιαιτηθεί να έχω ένα μ για την διαφορά $\mu_1 - \mu_2$ γιατί αυτή με μπορούμε για την σύγκριση των 2 πληθυσμών ως προς το κοινό τους χαρακτηριστικό.

Επιβλεπόμενος TMS $\mu_1 - \mu_2$:

$$\bar{X} - \bar{Y}$$

\uparrow \uparrow
 $\frac{1}{n_1} \sum x_i$ $\frac{1}{n_2} \sum y_i$

λογιστεί ότι $\bar{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1})$, $\bar{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$

$\xrightarrow[\text{αφ.}]{} \bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$

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

H \exists αντίστροφη. Από $\exists q_1, q_2$ ($-\infty < q_1 < q_2 < +\infty$)

ΓΟΙ: $1 - \alpha$:

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

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

Από $1 - \alpha$ $100(1 - \alpha)\%$. δ.ε για την $\mu_1 - \mu_2$ είναι:

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

Το δ.ε $\mu_1 - \mu_2$ $\mu_1 - \mu_2$ $\mu_1 - \mu_2$ $\mu_1 - \mu_2$

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

II Διορθώσεις άσκησης 1605:

Εστω 2 ανεξ. μ.σ. μετρήσεις χυμωσίων, $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ και $N(\mu_2, \sigma_2^2)$
 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$

Εστω τ.δ. x_1, \dots, x_n από $N(\mu_1, \sigma^2)$ } και είναι
και τ.δ. y_1, \dots, y_m από $N(\mu_2, \sigma^2)$ } ανεξαρτητά.

Ομοιογενή υπόθεση:

$$Z = \frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

Εστω $\chi_1 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_1 - 1}^2$ και $\chi_2 = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_2 - 1}^2$

και $S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum (x_i - \bar{x})^2$ και $S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum (y_i - \bar{y})^2$

Εστω $\chi = \chi_1 + \chi_2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2}$ ανεξ. $\chi_{n_1 - 1}^2 + \chi_{n_2 - 1}^2 = \chi_{n_1 + n_2 - 2}^2$

Ομοιογενή $Q = \frac{Z}{\sqrt{\chi / (n_1 + n_2 - 2)}} = \frac{\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2 (n_1 + n_2 - 2)}}}$

$$Q = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}}$$

Άρα $Q = \frac{Z}{\sqrt{\chi / (n_1 + n_2 - 2)}} = \frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi_{n_1 + n_2 - 2}^2}{n_1 + n_2 - 2}}} \sim t_{n_1 + n_2 - 2}$

ΕΤΟΙ Q : ΑΥΤΙΟΤΡΕΝΤΗ.

ΑΚΟΛΟΥΘΩΝΤΑΣ ΤΗΝ ΙΔΙΑ ΔΙΟΔΙΚΟΘΕΙΑ ΚΑΙ ΤΟ Δ.Ε.

ΓΙΑ ΤΗΝ Κ ΕΝΟΣ $N(\mu, \sigma^2)$ ΟΤΩΣ σ^2 : ΑΓΝΩΣΤΟ,

ΤΟ $100(1-\alpha)\%$ Δ.Ε. ΓΙΑ $\mu_1 - \mu_2$ (ΑΝ ΚΑΙ ΚΑΝΕΙΣ ΕΙΝΑΙ:

$$\left((\bar{x} - \bar{y}) - t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) S_p^2}, (\bar{x} - \bar{y}) + t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) S_p^2} \right)$$

$$\text{οπου } S_p^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}$$

ΔΙΑΣΤΗΜΑ ΕΒΛΗΣΤΟΘΕΙΑΣ ΓΙΑ σ_1^2 / σ_2^2 :

$$\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi_{n_1-1}^2, \quad \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{n_2-1}^2$$

ΕΠΕΙΔΗ ΤΑΙ Τ.Δ. ΕΙΝΑΙ ΑΝΕΞ. ΤΟ S_1^2 , ΑΝΕΞ. ΤΟ S_2^2 .

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

$$\Rightarrow F \sim F_{n_2-1, n_1-1}$$

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \cdot \frac{S_2^2}{S_1^2}$$

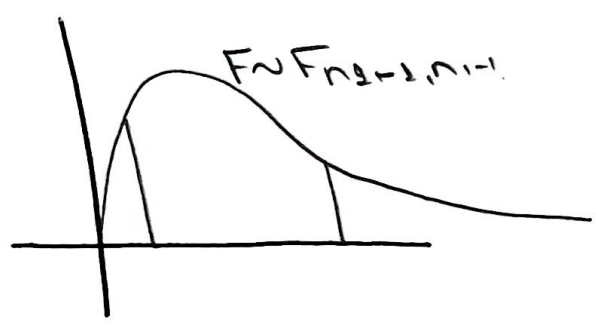
Ζητούμενος ω $F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \cdot \frac{S_2^2}{S_1^2} \sim F_{n_2-1, n_1-1}$ αντίστροφο.

Από $\exists q_1, q_2 (0 < q_1 < q_2 < \infty)$ τέτοια ώστε:

$$1 - \alpha = P(q_1 < F < q_2) = P\left(q_1 < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \frac{S_2^2}{S_1^2} < q_2\right)$$

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

Είναι $100(1-\alpha)\%$ δ.ε. για $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ είναι $\left(q_1 \frac{S_1^2}{S_2^2}, q_2 \frac{S_1^2}{S_2^2}\right)$



Δεν υπάρχει αναμεταστροφή δ.ε. λόγω συμμετρίας. Το δ.ε. ίσως αργότερα προσκίτη για:

$$q_1 = F_{n_2-1, n_1-1, 1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$q_2 = F_{n_2-1, n_1-1, \frac{\alpha}{2}}$$

ΚΑΤΑΓΡΑΦΗ ΑΥΤΟΤΡΕΠΩΝ ΡΑΒΔΙΩΝ:

ΣΟΣ!!!

① Πρόταση: (α) Έστω τ.β. X με α.β.κ. $F_\theta, \theta \in \Theta$

Τότε η τ.β. $Y = F_\theta(X) \sim U(0,1)$

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

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

② Πρόταση: Έστω τ.δ. X_1, \dots, X_n από Γωτ θ με α.β.κ. $F_\theta(x)$. Τότε:

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

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

και ενόψει Q και Q^* είναι αυτοτρέπες.

Απόδ.

α) Λόγω του (β) της πρότασης ①:

$-\ln F_\theta(X_i) \sim \chi^2_2, \forall i=1, \dots, n$

$Q = -\ln \prod_{i=1}^n F_\theta(X_i) = -\ln F_\theta(X_1) - \dots - \ln F_\theta(X_n) \sim$

$\sim \underbrace{\chi^2_2 + \chi^2_2 + \dots + \chi^2_2}_{\text{αδ.}}$

$\sim \chi^2_{2n}$

Παράδειγμα: Έστω τ.δ. X_1, \dots, X_n από την οικογένεια με

$$f(x, \theta) = \theta x^{\theta-1}, \quad 0 < x < 1, \quad \theta > 0.$$

(Αυτή είναι η Βητα $(\theta, 1)$). Να κατασκευάσετε δ.ε. για τον θ .

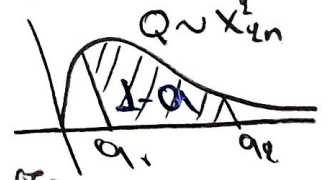
Λύση

Θα βρω την α.β.λ. $F(x, \theta) \stackrel{def}{=} P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t, \theta) dt$

$$= \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x \theta t^{\theta-1} dt = x^\theta, & 0 < x < 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

Αρα $F(x, \theta) = x^\theta, 0 < x < 1$. Θέλουμε την αντίστροφη ακολουθία $Q = -2 \sum_{i=1}^n \log F(X_i, \theta) \sim \chi_{2n}^2 = -2 \sum_{i=1}^n \log X_i^\theta$

$\Rightarrow Q = -2 \sum_{i=1}^n \log X_i \sim \chi_{2n}^2$. Αρα Q αντίστροφη, $\exists q_1, q_2$ ($0 < q_1 < q_2 < \infty$) έτσι ώστε: $1 - \alpha = P(q_1 < Q < q_2)$



$$\Rightarrow 1 - \alpha = P(q_1 < -2 \sum \log X_i < q_2) \begin{cases} \text{⊗ } X_i \text{ παίρνει τιμές σε } (0, 1) \\ \text{οσο το } \log X_i < 0, \text{ (τοί } (-2) < 0 \text{ και } \log X_i < 0 \text{ είναι } > 0 \end{cases}$$

Αρα για δ.ε. για τον θ με β.ε. $(1 - \alpha)$ ή $100(1 - \alpha)\%$ είναι το $\left(-\frac{q_1}{2 \sum \log X_i}, -\frac{q_2}{2 \sum \log X_i} \right)$.

Δεν μπορεί να βρεθεί δ.ε. (Αναλ. βήματα παραπάνω).

Το δ.ε. είναι απλά είναι:

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

Παροτίμηση: $f(\underline{x}, \theta) = \prod \theta x_i^{\theta-1} = \theta^n (\prod x_i)^{\theta-1} \Rightarrow \prod x_i$ επαρκές (19)

$$2 \sum \log x_i = 2 \log \prod x_i.$$

Από το δ.ε. Βασιίζεται στο επαρκές.