

Μαθημα 7^ο

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο

Εκτίμηση σε Διαστήματα.

Έστω X_1, X_2, \dots, X_n τ.δ. από έναν πληθυσμό με σ.π.π. ή σ.π. $f(x, \theta)$, $\theta \in \Theta$

θ : άγνωστη παράμετρος

Μιλήσαμε για εκτίμηση σε σημείο και αξιοπιστία αυτών των εκτιμήσεων.

Ζητούμε ένα διάστημα της μορφής $(L(\underline{x}), U(\underline{x}))$ τέτοιο ώστε να καλύπτει την άγνωστη παράμετρο θ ένα μεγάλο ποσοστό φορές. Το ποσοστό αυτό φορές θα λέγεται βαθμός εμπιστοσύνης, και συμβολίζεται με: $100(1-\alpha)\%$ με το α να παίρνει τις τιμές, συνήθως, 5%, 1%, 10%.

$$95\% : P(L(\underline{x}) \leq \theta \leq U(\underline{x})) = 100(1-\alpha)\%$$

Τι πρακτικά σημαίνει αυτό;

Αν επαναλάβω το πείραμα 100 φορές και υπολογίσω κάθε φορά τα (L, U) το πραγματικό θ ανήκει σε αυτό το διάστημα τις 95 φορές

Μεθοδολογία κατασκευής διαστημάτων εμπιστοσύνης με τη βοήθεια Ανταστρεπτής Νομοθεσίας.

1^ο ΒΗΜΑ: Βρίσκω μία συνάρτηση $Q = Q(\underline{x}, \theta)$ με κατονομή ανεξάρτητη του θ .

2^ο ΒΗΜΑ: Ξεκινώντας από την σχέση: $P(q_1 \leq Q(\underline{x}, \theta) \leq q_2) = 1-\alpha$ προβλέπω να το πέρω βελ μορφή:

$$P(L(\underline{x}) \leq \theta \leq U(\underline{x})) = 1-\alpha.$$

3^ο ΒΗΜΑ: Να προσδιορίσω κατώφλια κατώφλια τα q_1, q_2

Ο κατώφλιος αυτός προσδιορισμός, αν είναι επιπλέον, είναι τα q_1, q_2 που αντιστοιχούν στο διάστημα εφικτότητας ελάχιστου μήκους.

Διαφορετικά, αν δεν είναι επιπλέον, τα q_1, q_2 προσδιορίζονται έτσι ώστε να έχει διάστημα εφικτότητας ίσων αψών. (θα εξηγηθεί αργότερα).

Παράδειγμα 1^ο

X_1, X_2, \dots, X_n τ.δ. $N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 γνωστή
Δ.ε. για το μ $100(1-\alpha)\%$.

Θέλουμε να βρούμε την β.ε. που περιέχει την z την πληροφορία για την ποσότητα $\Rightarrow n$ επαρκής

$Q = Q(X_1, \dots, X_n, \mu)$

X_1, X_2, \dots, X_n τ.δ. $N(\mu, \sigma^2)$

$\sum_{i=1}^n X_i \sim N(n\mu, n\sigma^2)$

Το $\sum X_i$ δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως ανεξάρτητη ποσότητα γιατί: (1^ο) δεν έχει θέση το μ και (2^ο) η κατανομή της εξαρτάται από το μ .

Αρα θα την μετατρέψω :

$\frac{\sum X_i - n\mu}{\sqrt{\sigma^2 n}} \sim N(0,1)$

← τυπική κατανομή
έχω επιβεβαιώσει το 1^ο βήμα.

Αρα: $Q = Q(X_1, X_2, \dots, X_n, \mu) = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$

- Τώρα πρέπει να επιβεβαιώσω ότι είναι αντιστρέψιμο

$$P \left(q_1 \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq q_2 \right) = 1 - \alpha \quad (1)$$

$$P \left(q_1 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X} - \mu \leq q_2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) = 1 - \alpha$$

$$P \left(\bar{X} - q_2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} - q_1 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) = 1 - \alpha$$

Αρα αντιστρέφεται.

- Τα q_1, q_2 θα προσδιοριστούν έτσι ώστε το Δ.Ε. να είναι ελάχιστο.

Τα q_1, q_2 είναι το ένα συνάρτηση του άλλου

$$l = (q_2 - q_1) \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

έχω πρόβλημα ελαχιστοποίησης

↓
παράγωγο με να δω που συντεριάζει

Παράγωγο ως προς q_1 :

$$\frac{dl}{dq_1} = \left(\frac{dq_2}{dq_1} - 1 \right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (2)$$

το πρόβλημα είναι αυτό πρέπει να δω το q_2

έχω ήδη τη σχέση (1) από από εκεί.

Από (1) έχω: $F_\alpha(q_2) - F_\alpha(q_1) = 1 - \alpha$

Παράγωγο ως προς q_1 :

$$f_\alpha(q_2) \frac{dq_2}{dq_1} - f_\alpha(q_1) = 0 \Rightarrow \frac{dq_2}{dq_1} = \frac{f_\alpha(q_1)}{f_\alpha(q_2)} \quad (3)$$

Αρα η (2) θα γίνει :

$$\frac{dl}{dq_1} = \frac{f_1(q_1) - f_1(q_2)}{f_1(q_2)} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

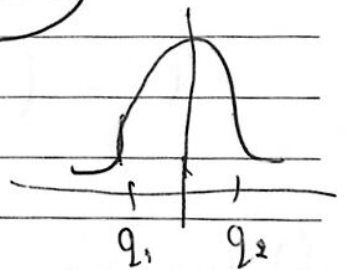
Κάτω ανζητάμε τον 6.11. της κανονικής κατανομής.

$$\frac{dl}{dq_1} = \frac{(\sqrt{n})^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2} q_1^2} - (\sqrt{n})^{\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2} q_2^2}}{(\sqrt{n})^{\frac{1}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2} q_2^2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\frac{dl}{dq_2} = 0 \Rightarrow q_1^2 = q_2^2 \Rightarrow \begin{matrix} q_1 = q_2 \\ q_1 = -q_2 \end{matrix} \text{ Ανσπιντζου}$$



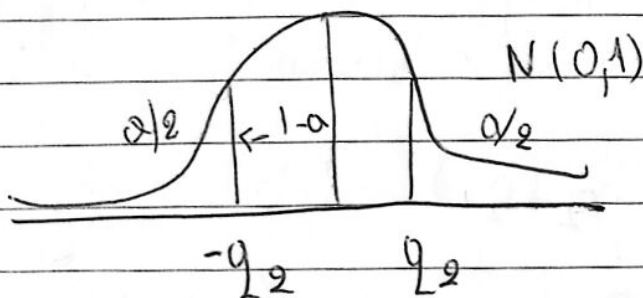
ΑΤΕ θα βρω ποσοστό της παραγωγής
 ΑΤΕ θα δω αν κερδίζω ή παθαίνω



2^η παράγωγος :

$$\frac{d^2 l}{dq_1^2} = -\frac{1}{2} 2q_1 e^{-q_1^2/2} > 0 \text{ άρα άκρως έλαττω$$

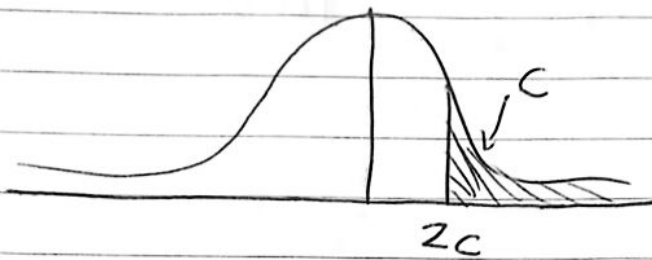
Τη 2^η παράγωγο δε χρειάζεται να τη μαθαρίτε



$$q_2 = Z_{\alpha/2}$$

Z_c : είναι το σημείο εκείνο της $N(0,1)$ που είναι
ΤΕΤΑΡΟ ωστό :

$$P(Z \geq Z_c) = c$$



Παράδειγμα 2^ο

X_1, X_2, \dots, X_n Τ.Σ. $N(\mu, \sigma^2)$

σ^2 άγνωστο

Δ.Ε. για το μ .

≡ Εκτιμώμενος όπως πριν καταλήγω σε αυτή τη σχέση:

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$$

Αν μπορού να την χρησιμοποιήσω ως αντιστροφή για το σ
είναι άγνωστο. Θα πρέπει να το προσδιορίσω.

Όταν η πληθυσμιακή είναι κανονική κατανομή
τότε μπορώ να χρησιμοποιήσω την σχέση

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2 \quad \text{jet } \bar{X}, S^2 \text{ ανεξάρτητα}$$

Πρέπει να "τροπάζω" κάπως τις σχέσεις μας:

$$Q = \frac{\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} / (n-1)}} = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$

$$\frac{N(0,1)}{\sqrt{\chi^2/\nu}}$$

t_{n-1}

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{X})^2$$

όπως στο προηγούμενο συστήμα:

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

$$P\left(\bar{x} - q_2 \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} - q_1 \frac{s}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

$$l = (q_2 - q_1) \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$\frac{dl}{dq_1} = \left(\frac{dq_2}{dq_1} - 1\right) \frac{s}{\sqrt{n}} \quad \begin{matrix} \text{όπως} \\ \text{προηγούμενο} \end{matrix}$$

$$\frac{f_\alpha(q_1) - f_\alpha(q_2)}{f_\alpha(q_2)} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} =$$

$$= \frac{1 + \left(\frac{q_1^2}{n-1}\right)^{-n/2} - 1 + \left(\frac{q_2^2}{n-1}\right)^{-n/2}}{\left(1 + \frac{q_2^2}{n-1}\right)^{-n/2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

για να γίνει ο αριθμός ίσος (έτσι θα είναι από 0 έως 100) (από 0 έως 100)

$$\frac{dl}{dq_1} = 0 \Rightarrow q_1^2 = q_2^2 \Rightarrow \begin{cases} q_1 = q_2 \rightarrow \text{ανόπλιση} \\ q_1 = -q_2 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \boxed{q_1 = -q_2}$$

$$q_2 = t_{n-1, \alpha/2}$$

όπου $t_{n-1, c}$ το κρίσιμο τ.ω. $P(Q \geq t_{n-1, c}) = c$

Παράδειγμα 3^ο

X_1, X_2, \dots, X_n Τ.Σ. $N(\mu, \sigma^2)$ όπου μ, σ^2 : άγνωστο
 θέλουμε Δ.Ε. για την διακύμανση σ^2

Λύση

Υποστιάμε 6.6. $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$

(θα τη χρησιμοποιήσουμε)

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

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

$$l = (n-1)S^2 \left(\frac{1}{q_1} - \frac{1}{q_2} \right)$$

$$\frac{dl}{dq_1} = (n-1)S^2 \left(-\frac{1}{q_1^2} + \frac{1}{q_2^2} \frac{dq_2}{dq_1} \right) =$$

$$= (n-1)S^2 \left(-\frac{1}{q_1^2} + \frac{1}{q_2^2} \frac{f_a(q_1)}{f_a(q_2)} \right)$$

$$\frac{dL}{dq_1} = (n-1)S^2 \left(\frac{q_1^2 f_a(q_1) - q_2^2 f_a(q_2)}{q_1^2 q_2^2 f_a(q_2)} \right)$$

$$Q \sim \chi^2_{n-1} \equiv \Gamma\left(\frac{n-1}{2}, 2\right)$$

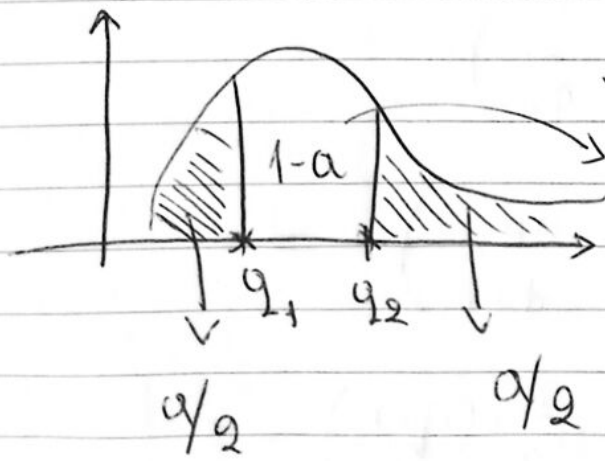
$$f_a(q) = \frac{q^{\frac{n-1}{2}-1} e^{-q/2}}{2^{\frac{n-1}{2}} \Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}, \quad q > 0$$

Η εξίσωση $\frac{dL}{dq_1} = 0$ δεν μπορεί να "λυθεί"
 με κλειστά μορφή (Να δώσει κλειστά λύση)

Αρα δεν μπορεί να προσδιορίσω Δ.Ε. ελαχίστου πρώτου

Σε τέτοιες περιπτώσεις προσδιορίζεται με q_1, q_2
 έτσι ώστε να προκύπτει Δ.Ε. ίσων ουρών

ΠΡΟΣ $P(Q > q_2) = \alpha/2 \quad P(Q \leq q_1) = \alpha/2$
 (ίσων ουρών)



"όλο" κάνει 1.
 εδώ είναι το 1-α
 παραμένει 2α
 Αρα α/2, α/2

$$q_1 = \chi^2_{n-1, 1-\alpha/2}$$

$$q_2 = \chi^2_{n-1, \alpha/2}$$

Παράδειγμα (4^ο)

X_1, X_2, \dots, X_n T.S.

$$f(x; \theta) = e^{-(x-\theta)}, \quad x \geq \theta$$

Λύση

Εξάφνης 66: $\prod f(x_i; \theta) = e^{-\sum x_i} e^{n\theta}$, no. εξαρτάται από θ

$X_1 \geq \theta$
 $X_2 \geq \theta$
.
 $X_n \geq \theta$

$$\|X_{(n)} \geq \theta\|$$

↓
n εξάφνης 66.

$$Q = Q(X_1, X_2, \dots, X_n, \theta)$$

Θα προσδιορίσω την G.N.D. του $X_{(n)}$

Εισαφέ: $F_{X_{(n)}}(t) = 1 - (1 - F_X(t))^n$ } M_t
 $F_{X_{(n)}}(t) = n (1 - F_X(t))^{n-1} f_X(t)$ } απόσπασμα!

$$F_{X_{(n)}}(t) = n \cdot e^{-n(t-\theta)}, \quad t \geq \theta \quad \leftarrow \text{Είστην η περίπτωση}$$

↓ θ αυξομειώνεται
↓ n είναι για "είδη"
για το n vs θ συγκρίνω στην Q

$$Q \stackrel{?}{=} F_{X_{(n)}} - \theta$$

Θα προσπαθήσω την κατεύθυνση zero $Q = X_{(n)} - \theta$

$$\Rightarrow X_{(n)} = Q + \theta \Rightarrow dX_{(n)} = dQ$$

$$F_Q(q) = F_{X_{(n)}}(q + \theta) \cdot |J| = n \cdot e^{-nq}, \quad q \geq 0$$

$$t \geq \theta \Rightarrow t - \theta \geq 0 \Rightarrow q \geq 0 \leftarrow$$

Τώρα μετατρέπουμε σε πιθανή ανεξάρτησή ποσότητα

$$P(q_1 \leq \chi_{(1)} - \theta \leq q_2) = 1 - \alpha \Rightarrow$$

$$P(\chi_{(1)} - q_2 \leq \theta \leq \chi_{(1)} - q_1) = 1 - \alpha$$

Αν η f_{θ} είναι φθίνουσα τότε παραγωγίζω ως προς q_1

Διαφορίζω, SAS αν είναι αύξουσα, παραγωγίζω ως προς q_2

Στις παραπάνω αβηβητίς οι κλασικές δεν είναι
μηδενικές αυξουσές και φθίνουσές. Μην ξεχάσετε η παραγωγός
έξω είναι καθαρά φθίνουσα.

$$l = q_2 - q_1$$

$$\frac{dl}{dq_1} = \frac{dq_2}{dq_1} - 1 = \frac{f_{\theta}(q_1)}{f_{\theta}(q_2)} - 1 = \frac{f_{\theta}(q_1) - f_{\theta}(q_2)}{f_{\theta}(q_2)}$$

$$= \frac{e^{-nq_1} - e^{-nq_2}}{e^{-nq_2}} > 0$$

l αυξάνεται ως προς q_1 \Rightarrow ελάχιστο το να αν
από του π.ο. \Rightarrow $q_1 = 0$

$$P(q_1^0 \leq Q \leq q_2) = 1 - \alpha$$

$$\int_0^{q_2} n \cdot e^{-nq} dq = 1 - \alpha$$

$$-e^{-nq_2} \Big|_0^{q_2} = 1 - a \Rightarrow$$

$$1 - e^{-nq_2} = 1 - a \Rightarrow e^{-nq_2} = a \Rightarrow$$

$$\Rightarrow -nq_2 = \ln a \Rightarrow \boxed{q_2 = -\frac{1}{n} \ln a} > 0$$

ΕΡΓΑΣΙΑ

από το } X_1, X_2, \dots, X_n Τ.Σ. από την κατανομή με $N(\mu_1, \sigma_1^2)$.
 από το } Y_1, Y_2, \dots, Y_m Τ.Σ. από την κατανομή με $N(\mu_2, \sigma_2^2)$

Να βρείτε:

- (i) Δ.Ε. για το μ_1, μ_2 όταν σ_1^2, σ_2^2 γνωστές
- (ii) Δ.Ε. για το μ_1, μ_2 όταν $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ άγνωστες
- (iii) Δ.Ε. για το $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ όταν μ_1, μ_2 άγνωστες

Υπόδειξη

$$(i) \quad \frac{\bar{X} - \mu_1}{\sigma_1/\sqrt{n}} \sim N(0,1) \quad \text{ή} \quad \bar{X} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2/n)$$

$$\bar{Y} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2/m)$$

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

Επομένως η αντιστροφή θα φαίτω είναι:

$$Q = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} \sim N(0,1)$$

$$\textcircled{ii} \quad \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m} \right)}} \sim N(0, 1)$$

npíθη να αναφθάσει από το σ .

Θα χρησιμοποιήσω το: $\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$

και $\frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{m-1}$ } ατζάφες
τα

\Rightarrow όταν ως άρροισμα θα έχω:

$$\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(n-1) + (m-1)}$$

Θα ερμηνεύσει t

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m} \right)}} \sim t_{n+m-2}$$

$$\frac{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{\sigma^2}}}{n+m-2}$$

(όπως αβθ. 2.)

$$\textcircled{\text{ii}} \quad \begin{array}{l} x_1, \dots, x_n \rightarrow \frac{(n-1) S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2_{n-1} \\ y_1, \dots, y_m \rightarrow \frac{(m-1) S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2_{m-1} \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} x_1, \dots, x_n \\ y_1, \dots, y_m \end{array}} \right\} \text{Ανεξαρτησία}$$

$$\frac{\frac{(m-1) S_2^2}{\sigma_2^2}}{\frac{(n-1) S_1^2}{\sigma_1^2}} \sim \frac{(m-1)}{(n-1)} \sim F_{m-1, n-1}$$

Δε. ίσων ουρών εδών
(Δε μπορούμε να βρούμε ελαχιστούς τιμές)

Πρόβλημα 1.1 (10 κενά/πρωτο Βιβλίου)

X_1, X_2, \dots, X_n τ.δ. $N(0, \theta)$

$T = \frac{1}{n} \sum X_i^2$ Αποδοκιμασίας του θ + βρες διακρίνουσα.

Λύση

$$E T = \theta$$

$$E X^2 = \text{Var} X + (E X)^2 = \theta$$

$$\text{Var} T = \frac{1}{n^2} \sum \text{Var} X_i^2 = \frac{1}{n} \text{Var} X^2$$

$$X \sim N(0, \theta) \Rightarrow \frac{X}{\sqrt{\theta}} \sim N(0, 1) \Rightarrow \frac{X^2}{\theta} \sim \chi_1^2$$

$$\Rightarrow \text{Var} \left(\frac{X^2}{\theta} \right) = 2 \Rightarrow \text{Var} X^2 = 2\theta^2$$

Άλλος τρόπος: $\text{Var} X^2 = E X^4 - (E X^2)^2$

Άσκηση 1.2 → ΕΚΖΟΣ ΟΡΘΩΣ

Άσκηση 1.19 → ΕΚΖΟΣ ΟΡΘΩΣ

[1.24] → ΕΚΖΟΣ

NO
Date

$$\text{Var } X^2 = E X^4 - (E X^2)^2$$

πονέσι: $E X^k = \frac{1}{n} \sum X_i^k$

$$\frac{d^4 m_X(t)}{dt^4} \Big|_{t=0}$$

> Στην άσκηση 1.4
Υπόδειξη

- Αποδείξτε ότι ανήκει στην ΕΚΩ. ορισμ. κανονικών
- ή ότι επιτυγχάνεται η ισότητα στην C-R

> Σχετίζω ανεξαρτησία τους t ως προς U .

$$T \text{ ως προς } U = \frac{\text{Var } U}{\text{Var } T}$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \Pi_{\text{fixe}} = k(\theta, n) \cdot (U - g(\theta))$$

$$\text{Var } \sum X_i = \sum \text{Var } X_i + 2 \sum_i \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

↓
θα χρειαστεί στην 1.5

Πόσους!

Μηνιαίες = 1.17, 1.48, 1.20, 1.21, 1.29, 1.23, 1.25