

# Στατιστική για Ηλεκτρολόγους Μηχανικούς

## ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ - 2

Δημήτρης Κουγιουμτζής

6 Μαΐου 2010

## Εκτίμηση Διαστήματος εμπιστοσύνης

Μελετήσαμε την εκτιμήτρια  $\hat{\theta}$  παραμέτρου  $\theta$ :

Αν γνωρίζουμε την κατανομή της  $X$  και είναι  $F_X(x; \theta)$ , τότε βρίσκουμε τη  $\hat{\theta}$  με

- ① Μέθοδο ροπών
- ② Μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας

Ανεξάρτητα από την κατανομή της  $X$  έχουμε τους εκτιμητές:

$$\begin{aligned}\theta := \mu &\rightarrow \hat{\theta} = \bar{x} \\ \theta := \sigma^2 &\rightarrow \hat{\theta} = s^2 \quad \text{ή} \quad \hat{\theta} = \tilde{s}^2\end{aligned}$$

Η τιμή της εκτιμήτριας  $\hat{\theta}$  εξαρτάται από το δείγμα  $\{x_1, \dots, x_n\}$ .  
 $\hat{\theta}$  είναι τ.μ. με  $E(\hat{\theta}) \equiv \mu_{\hat{\theta}}$ ,  $\text{Var}(\hat{\theta}) \equiv \sigma_{\hat{\theta}}^2$

Κατανομή της  $\hat{\theta}$ ?  $E(\hat{\theta})$ ?  $\text{Var}(\hat{\theta})$ ?

Με βάση την κατανομή της  $\hat{\theta}$  θέλουμε να ορίσουμε ένα διάστημα  $[\theta_1, \theta_2]$  που θα περιέχει με κάποια πιθανότητα την πραγματική τιμή της  $\theta$ .

# Διάστημα εμπιστοσύνης της $\mu$

Εκτιμητρία (σημειακή εκτίμηση) της  $\mu$ :  $\bar{x}$

$$\mu_{\bar{x}} = E(\hat{\mu}) = \mu$$

$$\begin{aligned} \sigma_{\bar{x}}^2 &= \text{Var}(\bar{x}) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i\right) \\ &= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(x_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 \\ &= \frac{1}{n^2} (n \cdot \sigma^2) = \frac{\sigma^2}{n} \end{aligned}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sigma / \sqrt{n} \quad \text{σταθερό σφάλμα}$$

Η κατανομή της  $\bar{x}$  εξαρτάται από

- 1 τη διασπορά της  $X$ ,  $\sigma^2$  (γνωστή / άγνωστη)
- 2 την κατανομή της  $X$  (κανονική ή όχι)
- 3 μέγεθος του δείγματος  $n$  (μεγάλο / μικρό)

Διάστημα εμπιστοσύνης της  $\mu$  - γνωστή διασπορά  $\sigma^2$ 

Για την κατανομή της  $\bar{x}$  έχουμε δύο περιπτώσεις

$$\boxed{1} X \sim N(\mu, \sigma^2) \vee \boxed{2} n > 30 \Rightarrow \bar{x} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

$$X \approx N(\mu, \sigma^2) \wedge n < 30 \Rightarrow \bar{x} \sim ?$$

**1** Αν η κατανομή της  $X$  είναι κανονική



κατανομή της  $X_1 + \dots + X_n$  είναι κανονική



η κατανομή της  $\bar{x}$  είναι κανονική

**2** Αν το δείγμα είναι μεγάλο  $n > 30$

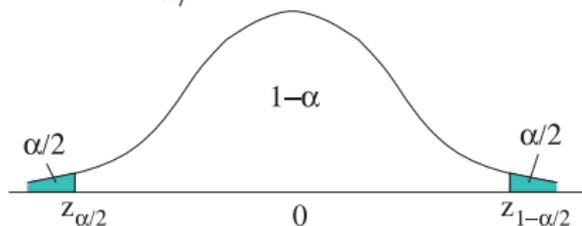
$\Downarrow$  Κεντρικό Οριακό Θεώρημα

η κατανομή της  $\bar{x}$  είναι κανονική

γνωστό  $\sigma^2$  και  $\bar{x}$  ακολουθεί κανονική κατανομή

$$\bar{x} \sim N(\mu, \sigma^2/n) \Rightarrow z \equiv \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

Για κάθε πιθανότητα  $\alpha$  (και  $1 - \alpha$ ) υπάρχουν οι αντίστοιχες τιμές της  $z$ ,  $z_{\alpha/2} = -z_{1-\alpha/2}$ :



$$P(z < z_{\alpha/2}) = \Phi(z_{\alpha/2}) = \alpha/2$$

$$P(z > z_{1-\alpha/2}) = 1 - \Phi(z_{1-\alpha/2}) = 1 - (1 - \alpha/2) = \alpha/2 \quad \left. \vphantom{P(z > z_{1-\alpha/2})} \right\}$$

$$P(z < z_{\alpha/2} \vee z > z_{1-\alpha/2}) = \alpha \Rightarrow$$

$$P(z_{\alpha/2} < z < z_{1-\alpha/2}) = \Phi(z_{1-\alpha/2}) - \Phi(z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

Από τον στατιστικό πίνακα τυπικής κανονικής κατανομής

Δίνεται πιθανότητα  $1 - \alpha \Rightarrow$  κρίσιμη τιμή  $z_{1-\alpha/2} = \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)$

γνωστό  $\sigma^2$ ,  $\bar{x}$  ακολουθεί κανονική κατανομή (συνέχεια)

η  $z$  ανήκει στο διάστημα  $[z_{\alpha/2}, z_{1-\alpha/2}] = [-z_{1-\alpha/2}, z_{1-\alpha/2}]$  με πιθανότητα  $1 - \alpha$ .

Από το μετασχηματισμό  $z \equiv \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  έχουμε για τα άκρα του διαστήματος  $[-z_{1-\alpha/2}, z_{1-\alpha/2}]$

$$-z_{1-\alpha/2} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \quad z_{1-\alpha/2} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

Λύνουμε ως προς  $\mu$

$$\mu = \bar{x} + z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \mu = \bar{x} - z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Διάστημα εμπιστοσύνης της  $\mu$  σε επίπεδο εμπιστοσύνης  $1 - \alpha$

$$\left[ \bar{x} - z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad \bar{x} + z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

γνωστό  $\sigma^2$ ,  $\bar{x}$  ακολουθεί κανονική κατανομή (συνέχεια)

## Ερμηνεία διαστήματος εμπιστοσύνης

- 'με πιθανότητα (εμπιστοσύνη)  $1 - \alpha$  η μέση τιμή  $\mu$  βρίσκεται μέσα σ' αυτό το διάστημα'

**OXI**

- 'αν χρησιμοποιούσαμε πολλά τέτοια διαστήματα από διαφορετικά δείγματα, ποσοστό  $(1 - \alpha)\%$  από αυτά θα περιείχαν τη  $\mu$ '

**NAI**

ή

'με  $1 - \alpha$  πιθανότητα (εμπιστοσύνη) το διάστημα αυτό θα περιέχει την πραγματική  $\mu$ '

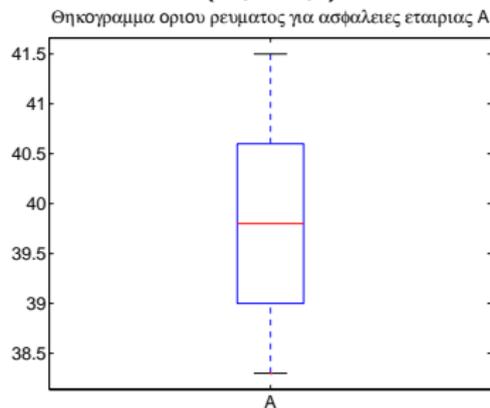
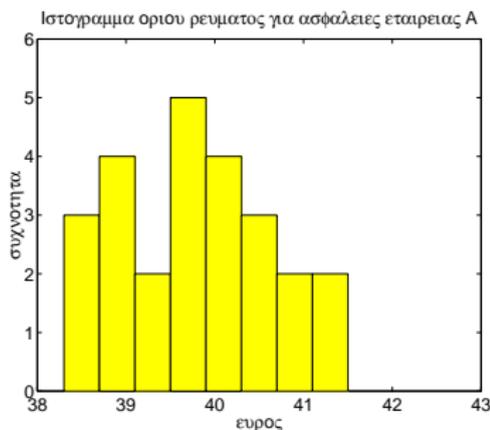
**NAI**

γνωστό  $\sigma^2$ ,  $\bar{x}$  ακολουθεί κανονική κατανομή (συνέχεια)Διαδικασία εκτίμησης του διαστήματος εμπιστοσύνης του  $\mu$ 

- 1 Επιλογή του  $1 - \alpha$ ,  $\sigma$  γνωστό,  $\bar{x}$  από το δείγμα.
- 2 Εύρεση κρίσιμης τιμής  $z_{1-\alpha/2}$  από τον πίνακα για τυπική κανονική κατανομή.
- 3 Αντικατάσταση στον τύπο  $[\bar{x} - z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$

## Παράδειγμα

Διάστημα εμπιστοσύνης σε επίπεδο 95% για το μέσο όριο έντασης ηλεκτρικού ρεύματος για ασφάλειες των 40 αμπέρ που παράγει μια εταιρεία; Δίνεται  $\sigma^2 = 1$  (αμπέρ)<sup>2</sup>



συμμετρία, όχι μακριές ουρές, όχι ακραία σημεία



$$X \sim N(\mu, 1)$$

$$\mu = ?$$

## Παράδειγμα (συνέχεια)

$$X \sim N(\mu, 1) \Rightarrow \bar{x} \sim N(\mu, 1/25)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} x_i = \frac{995.1}{25} = 39.8$$

Διαδικασία εκτίμησης του διαστήματος εμπιστοσύνης του  $\mu$

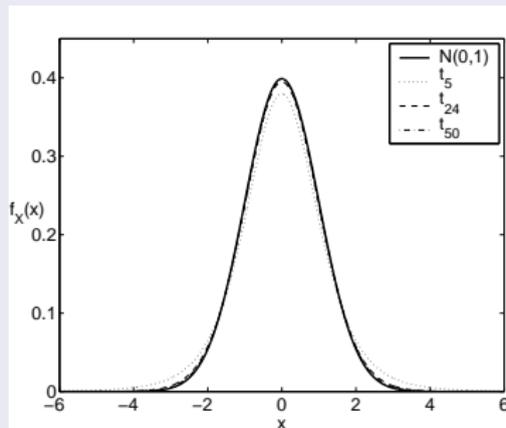
- ①  $1 - \alpha = 0.95$ ,  $\sigma = 1$ ,  $\bar{x} = 39.8$ .
- ② Κρίσιμη τιμή:  $z_{0.975} = \Phi^{-1}(0.975) = 1.96$ .
- ③  $\bar{x} \pm z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \rightarrow 39.8 \pm 1.96 \frac{1}{5} \rightarrow [39.41, 40.20]$

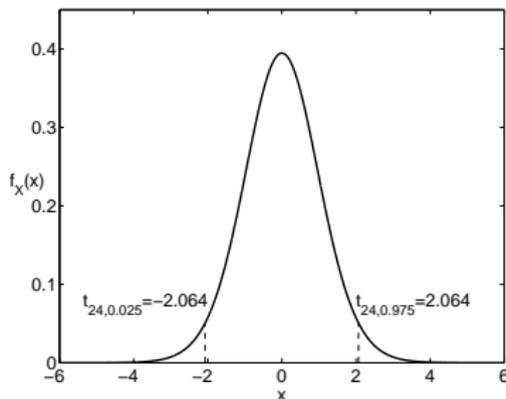
Συμπέρασμα:

Σε 95% επίπεδο εμπιστοσύνης περιμένουμε το μέσο όριο έντασης ηλεκτρικού ρεύματος για ασφάλειες των 40 αμπέρ με βάση το δείγμα από την εταιρία Α να κυμαίνεται μεταξύ 39.41 και 40.20.

Διάστημα εμπιστοσύνης της  $\mu$ , άγνωστη διασπορά  $\sigma^2$ Περίπτωση 1: μεγάλο δείγμα ( $n > 30$ )

$$s^2 \rightarrow \sigma^2: \quad \left[ \bar{x} - z_{1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

Περίπτωση 2: μικρό δείγμα ( $n < 30$ ) και  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ Τότε ισχύει  $t \equiv \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$ κατανομή student με  $n - 1$  βαθμούς ελευθερίας

Άγνωστη διασπορά  $\sigma^2$ Διαδικασία εκτίμησης του διαστήματος εμπιστοσύνης του  $\mu$ 

- 1 Επιλογή του  $1 - \alpha$ ,  $\sigma$  άγνωστο,  $\bar{x}$  και  $s$  από το δείγμα.
- 2 Εύρεση κρίσιμης τιμής  $t_{n-1, 1-\alpha/2}$  από τον πίνακα για κατανομή student.
- 3 Αντικατάσταση στον τύπο

$$\left[ \bar{x} - t_{n-1, 1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{n-1, 1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

## Άγνωστη διασπορά $\sigma^2$

Περίπτωση 3: μικρό δείγμα ( $n < 30$ ) και  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Μη-παραμετρική μέθοδος

## Παράδειγμα

Διάστημα εμπιστοσύνης σε επίπεδο 95% για το μέσο όριο έντασης ηλεκτρικού ρεύματος της ασφάλειας; [ $\sigma^2$  άγνωστο]

Μικρό δείγμα ( $n < 30$ ) και  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$t \equiv \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$ , βαθμοί ελευθερίας:  $n - 1 = 24$

$$s^2 = \frac{1}{24} \left( \sum_{i=1}^{25} x_i^2 - 25 \cdot (39.8)^2 \right) = 0.854 \text{ (αμπέρ)}^2$$

Διαδικασία εκτίμησης του διαστήματος εμπιστοσύνης του  $\mu$

- 1  $1 - \alpha = 0.95$ ,  $\bar{x} = 39.8$ ,  $s^2 = 0.854$ .
- 2 Κρίσιμη τιμή:  $t_{24,0.975} = 2.064$ .
- 3  $\bar{x} \pm t_{n-1,1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \rightarrow 39.80 \pm 2.064 \frac{\sqrt{0.854}}{5} \rightarrow [39.42, 40.18]$

Αν  $z_{0.975} = 1.96$  αντί  $t_{24,0.975} = 2.064$

$$39.8 \pm 1.96 \frac{\sqrt{0.854}}{5} \rightarrow [39.44, 40.16]$$

Εκτίμηση διαστήματος εμπιστοσύνης της  $\mu$ 

διασπορά	$X$ -κατανομή	$n$	$\bar{x}$ -κατανομή	δ.ε.
γνωστή	κανονική		$z \equiv \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$\bar{x} \pm z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
γνωστή	μη κανονική	μεγάλο	$z \equiv \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$\bar{x} \pm z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
γνωστή	μη κανονική	μικρό	—	—
άγνωστη		μεγάλο	$z \equiv \frac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$\bar{x} \pm z_{1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}$
άγνωστη	κανονική	μικρό	$t \equiv \frac{\bar{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$	$\bar{x} \pm t_{n-1,1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}$
άγνωστη	μη κανονική	μικρό	—	—

Γενικά για το δ.ε. της  $\mu$  βρίσκεται από  
 $\bar{x} \pm z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  ή  $\bar{x} \pm t_{n-1,1-\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}$

## Εύρος διαστήματος εμπιστοσύνης)

Το διάστημα εμπιστοσύνης εξαρτάται από:

- την κατανομή και τη  $\sigma^2$  της τ.μ.  $X$
- το μέγεθος  $n$  του δείγματος
- το επίπεδο εμπιστοσύνης  $1 - \alpha$

Για δεδομένο εύρος διαστήματος εμπιστοσύνης μπορούμε να βρούμε το μέγεθος  $n$  που αντιστοιχεί από τον αντίστοιχο τύπο.

Ενδεικτική περίπτωση:  $n < 30$ ,  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  και  $\sigma^2$  άγνωστο

εύρος του δ.ε.  $w = 2t_{n-1, 1-\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$

Για εύρος  $w$  πρέπει το δείγμα να έχει μέγεθος

$$n = \left( 2t_{n-1, 1-\alpha/2} \cdot \frac{s}{w} \right)^2 \quad \text{ή} \quad n = \left( 2z_{1-\alpha/2} \cdot \frac{s}{w} \right)^2$$

ανάλογα με το  $n$  που βρίσκουμε.

## Παράδειγμα

Στο προηγούμενο αριθμητικό παράδειγμα (ασφάλειες», χρησιμοποιώντας  $t$ -κατανομή βρήκαμε 95% δ.ε.

$$39.8 \pm 2.064 \frac{\sqrt{0.854}}{5} \longrightarrow [39.42, 40.18]$$

$$\text{Εύρος δ.ε.: } w = 2 \cdot 2.064 \frac{\sqrt{0.854}}{5} = 0.76 \quad \text{ή ισοδύναμα}$$

$$\text{ακρίβεια γύρω από τη } \bar{x}: 2.064 \frac{\sqrt{0.854}}{5} = 0.38$$

Αν θέλουμε εύρος 0.5 (ή ακρίβεια 0.25), πόσο πρέπει να μεγαλώσει το δείγμα;

$$\text{(κανονική κατανομή)} \quad n = \left( 2 \cdot 1.96 \cdot \frac{\sqrt{0.854}}{0.5} \right)^2 = 52.5 \simeq 53$$

(κατανομή student)

$$t_{24,0.975} = 2.064 \rightarrow n = \left( 2 \cdot 2.064 \cdot \frac{\sqrt{0.854}}{0.5} \right)^2 = 58.2 \simeq 59$$

$$t_{58,0.975} = 2.002 \rightarrow n = \left( 2 \cdot 2.002 \cdot \frac{\sqrt{0.854}}{0.5} \right)^2 = 54.7 \simeq 55$$

$$t_{54,0.975} = 2.005 \rightarrow n = \left( 2 \cdot 2.005 \cdot \frac{\sqrt{0.854}}{0.5} \right)^2 = 54.9 \simeq 55$$

## Άσκηση

Έγιναν 15 μετρήσεις της συγκέντρωσης διαλυμένου οξυγόνου ( $\Delta.O.$ ) σε ένα ποτάμι (σε  $mg/l$ )

1.8	2.0	2.1	1.7	1.2	2.3	2.5	2.9	1.6	2.2	2.3	1.8	2.4	1.6	1.9
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Από παλιότερες μετρήσεις γνωρίζουμε ότι η διασπορά του  $\Delta.O.$  είναι  $0.1 (mg/l)^2$ .

- 1 Εκτιμείστε τη διασπορά της συγκέντρωσης  $\Delta.O.$  από το δείγμα καθώς και τα διαστήματα εμπιστοσύνης σε επίπεδο 99% και 90%. Εξετάστε και για τα δύο επίπεδα εμπιστοσύνης αν μπορούμε να δεχτούμε την εμπειρική τιμή της διασποράς για αυτό το δείγμα.
- 2 Εκτιμείστε τη μέση συγκέντρωση  $\Delta.O.$  από το δείγμα και δώστε για αυτήν 95% διάστημα εμπιστοσύνης υποθέτοντας πρώτα ότι η διασπορά είναι γνωστή και μετά χρησιμοποιώντας αυτήν του δείγματος.
- 3 Αν υποθέσουμε ότι για ένα εργοστάσιο δίπλα στο ποτάμι είναι σημαντικό η μέση συγκέντρωση  $\Delta.O.$  να μην πέφτει κάτω από  $1.8 mg/l$ , θα προκαλούσαν ανησυχία αυτές οι παρατηρήσεις (διασπορά από το δείγμα);

## Άσκηση (συνέχεια)

- 4 Αν δε μας ικανοποιεί το εύρος του τελευταίου παραπάνω διαστήματος και θέλουμε να το μειώσουμε σε  $0.2 \text{ mg/l}$  πόσες επιπρόσθετες ημερήσιες μετρήσεις πρέπει να γίνουν;
- 5 Ένας άλλος τρόπος να ελέγξουμε αν η συγκέντρωση του Δ.Ο. πέφτει σε μη επιθυμητά επίπεδα είναι να δούμε αν το ποσοστό των ημερών που η τιμή της συγκέντρωσης Δ.Ο. πέφτει στο επίπεδο  $1.6 \text{ mg/l}$  και κάτω ξεπερνάει το 15%. Εκτιμείστε αυτό το ποσοστό από το δείγμα. Μπορείτε να δώσετε 95% διάστημα εμπιστοσύνης για το ποσοστό; Πόσο πρέπει να είναι το μέγεθος του δείγματος για να μπορεί να εκτιμηθεί 95% διάστημα εμπιστοσύνης για το ποσοστό με πλάτος το πολύ 10%;