

**ST1 - Scritto del 8-6-2006**  
E. Scoppola

**Soluzione esercizio 1**

1)

$$\begin{aligned} P(|\bar{X} - \mu| < 0.3) &= P\left(-\frac{0.3}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{0.3}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = \\ &= P(-0.3\sqrt{10} < Z < 0.3\sqrt{10}) \end{aligned}$$

con  $Z$  normale standard. Dalle tavole ricaviamo il valore 0.6578.

2) La variabile  $U = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = (n-1)S^2$  ha distribuzione chi-quadrato con  $n-1$  gradi di libertà. Dunque

$$P(a_1 \leq S^2 \leq a_2) = P((n-1)a_1 \leq (n-1)S^2 \leq (n-1)a_2)$$

Chiamo  $b_1 = (n-1)a_1$  e  $b_2 = (n-1)a_2$ . Cerco  $b_1$  e  $b_2$  tali che  $P(U < b_1) = 0.05$  e  $P(U > b_2) = 0.05$ . Dalle tavole ricavo  $b_1 = 3.33$ ,  $b_2 = 16.9$  da cui  $a_1 = \frac{b_1}{9} = 0.37$  e  $a_2 = \frac{b_2}{9} = 1.88$ .

**Soluzione esercizio 2**

1) Abbiamo

$$f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n; \theta) = \frac{1}{(2\theta + 1)^n} \prod_i \mathbf{1}_{(0, 2\theta+1)}(x_i)$$

Il prodotto delle funzioni indicatrici equivale a

$$\mathbf{1}_{\{Y_1 > 0\}} \mathbf{1}_{\{Y_n < 2\theta+1\}}$$

con  $Y_1 = \min\{X_1, \dots, X_n\}$  e  $Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ . Quindi lo stimatore di massima verosimiglianza per  $\theta$  è

$$\hat{\Theta} = \frac{Y_n - 1}{2}$$

2) Calcoliamo la varianza della distribuzione:

$$E(X^2) = \frac{1}{2\theta + 1} \int_0^{2\theta+1} x^2 dx = \frac{(2\theta + 1)^2}{3}$$

mentre ovviamente  $E(X) = \frac{2\theta+1}{2}$  da cui  $var(X) = \frac{(2\theta+1)^2}{12}$ . Dalla proprietà di invarianza degli stimatori di massima verosimiglianza abbiamo dunque che lo stimatore di massima verosimiglianza per la varianza è  $\frac{Y_n^2}{12}$ .

### Soluzione esercizio 3

- 1) La funzione di distribuzione  $F_X(x)$  è nulla per  $x < 0$ , vale 1 per  $x > \theta$  e per  $x \in [0, \theta]$  vale

$$\int_0^x \frac{2(\theta - x')}{\theta^2} dx' = \frac{2x}{\theta} - \frac{x^2}{\theta^2}$$

- 2) Sia  $Q := \frac{X}{\theta}$ , allora

$$f_Q(q) = \theta \left( \frac{2}{\theta} - \frac{2q}{\theta} \right) \mathbf{1}_{(0,1)}(q) = 2(1 - q) \mathbf{1}_{(0,1)}(q)$$

dunque  $Q$  è pivotale.

- 3) Abbiamo che l'evento  $\{q_1 < Q < q_2\}$  è equivalente a  $\{\frac{X}{q_2} < \theta < \frac{X}{q_1}\}$  e dunque  $(\frac{X}{q_2}, \frac{X}{q_1})$  è l'intervallo di confidenza. Scegliendo  $q_1$  tale che  $P(Q < q_1) = 0,05$  e  $q_2$  tale che  $P(Q > q_2) = 0,05$  abbiamo il livello di confidenza richiesto. Otteniamo le equazioni seguenti per  $q_1$  e  $q_2$ :

$$2 \int_0^{q_1} (1 - q) dq = 0.05, \quad 2 \int_{q_2}^1 (1 - q) dq = 0.05$$

da cui

$$2q_1 - q_1^2 = 0.05 \quad 1 - 2q_2 + q_2^2 = 0.05$$

e cioè  $q_1 = 0,025$  e  $q_2 = 0.776$ .

### Soluzione esercizio 4

$H_0$  è rifiutato se  $Q_5 > \chi_{1-\alpha}^2(5)$  con

$$Q_5 = \sum_{j=1}^6 \frac{(N_j - n\frac{1}{6})^2}{n\frac{1}{6}}$$

e  $\chi_{1-\alpha}^2(5)$  il quantile  $1 - \alpha$  di  $\chi^2$  con 5 gradi di libertà, che dalle tavole risulta essere 11.1. Calcolando  $Q_5$  con i valori ottenuti nei 60 lanci otteniamo  $Q_5 = 15,6 > 11.1$  dunque il test è rifiutato.