

ST1 - Scritto del 9-7-2008
E. Scoppola

Soluzione esercizio 1

- 1) La variabile casuale Z é normale con media $(a + b)\mu$ e varianza $\frac{a^2}{n} + \frac{b^2}{m}$.
Dunque se $b = -a$ e $a = \sqrt{\frac{nm}{n+m}}$ abbiamo Z normale standard.
- 2) Z^2 ha distribuzione χ_1^2
- 3) $\frac{\bar{X} + \bar{Y}}{2}$ ha distribuzione $\mathcal{N}(\mu, \frac{1}{4}(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}))$ mentre $\frac{\sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^m Y_i}{n+m}$ ha distribuzione $\mathcal{N}(\mu, \frac{1}{n+m})$ e quest'ultima ha una varianza minore infatti $(n + m)^2 > 4nm$.

Soluzione esercizio 2

- 1) Abbiamo

$$\int x^5 \mathbf{1}_{[0, \theta]}(x) dx = \frac{\theta^6}{6}$$

dunque se $C = \frac{6}{\theta^6}$ abbiamo che la funzione $f(x, \theta)$ è una densità.

- 2)

$$E(X) = \frac{6}{7}\theta, \quad E(X^2) = \frac{3}{4}\theta^2, \quad \text{var}(X) = \theta^2 \frac{3}{196}$$

- 3) Con il metodo dei momenti abbiamo $\bar{X} = \frac{6}{7}\hat{\Theta}_{mom}$ cioè

$$\hat{\Theta}_{mom} = \frac{7}{6}\bar{X}$$

- 4) $E(\hat{\Theta}_{mom}) = \frac{7}{6}E(\bar{X}) = \theta$ dunque è non distorto. Il suo errore quadratico medio è la sua varianza:

$$\text{var}(\hat{\Theta}_{mom}) = \left(\frac{7}{6}\right)^2 \text{var}(\bar{X}) = \left(\frac{7}{6}\right)^2 \frac{1}{n} \theta^2 \frac{3}{196} = \frac{1}{n} \theta^2 \frac{1}{48}$$

- 5) La funzione verosimiglianza è:

$$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \left(\frac{6}{\theta^6}\right)^n x_1^5 \dots x_n^5 \mathbf{1}_{[0, \theta]}(x_1) \dots \mathbf{1}_{[0, \theta]}(x_n) =$$

$$= \left(\frac{6}{\theta^6}\right)^n x_1^5 \dots x_n^5 \mathbf{1}_{\{y_1 \geq 0\}} \mathbf{1}_{\{y_n \leq \theta\}}$$

con $y_1 = \min\{x_1, \dots, x_n\}$ e $y_n = \max\{x_1, \dots, x_n\}$, che è massima per θ minima e dunque

$$\hat{\Theta}_{ver} = Y_n$$

6) La distribuzione di Y_n la ricavo da:

$$P(Y_n \leq y) = \left[C \int_0^y x^5 dx \right]^n = \left[\frac{y^6}{\theta^6} \right]^n$$

per $y \in [0, \theta]$ mentre $P(Y_n \leq y) = 0$ per $y < 0$ e $P(Y_n \leq y) = 1$ per $y > \theta$. Dunque la sua densità è:

$$f_{Y_n}(y, \theta) = 6n \frac{y^{6n-1}}{\theta^{6n}} \mathbf{1}_{[0, \theta]}$$

Abbiamo:

$$E(Y_n) = \theta \frac{6n}{6n+1}, \quad E(Y_n^2) = \theta^2 \frac{6n}{6n+2}$$

Dunque $\hat{\Theta}_{ver}$ è distorto e la sua varianza è

$$var(Y_n) = \theta^2 \frac{6n}{(6n+2)(6n+1)^2}$$

L'errore quadratico medio risulta quindi:

$$\begin{aligned} MSE(Y_n) &= var(Y_n) + \left[\theta - E(Y_n) \right]^2 = \\ &= \theta^2 \frac{2}{(6n+2)(6n+1)} \end{aligned}$$

Per grandi n abbiamo dunque $MSE(Y_n) \simeq \frac{2\theta^2}{(6n)^2} \ll MSE(\hat{\Theta}_{mom})$.

7) Dal teorema di fattorizzazione abbiamo che Y_n è una statistica sufficiente

8) Per dimostrare la completezza di Y_n calcoliamo

$$E(z(Y_n)) = \frac{6n}{\theta^{6n}} \int_0^\theta z(y) y^{6n-1} dy = 0 \quad \forall \theta$$

e derivando rispetto a θ otteniamo

$$z(\theta) \theta^{6n-1} = 0$$

che implica $z(\theta) = 0$. Dunque Y_n è una statistica sufficiente e completa e dal lemma di Lehmann-Scheffé otteniamo che $Y_n \frac{6n+1}{6n}$ è UMVUE per θ .

Soluzione esercizio 3

- 1),2) La distribuzione di Bernoulli appartiene alla famiglia esponenziale e dunque $\sum_i X_i$ é una statistica sufficiente minimale e completa.
- 3) \bar{X} é una statistica non distorta di p e dunque dal lemma di Lehmann-Scheffé é UMVUE di p .
- 4) Abbiamo $H_0: p = \frac{1}{2}$ contro $H_1: p = \frac{2}{3}$. Dal lemma di Neyman-Pearson abbiamo che il test piú potente di ampiezza α corrisponde alla regione critica

$$C^* = \{x_1, \dots, x_n : \sum_i x_i \geq K\}$$

con K tale che

$$\sum_{i=K}^n \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} = \alpha$$