

ESAME DI STATISTICA MATEMATICA A.A. 2017-18 (23.01.2018)

**ESERCIZIO 1.** Di seguito indichiamo le temperature massime giornaliere in gradi °C per il mese di giugno 2017 a Codroipo con un diagramma stem and leaf:

1 | 6, 7, 8.5, 8.5, 9, 9,  
2 | 1, 1, 2, 2, 2.5, 3, 3, 3, 3, 4.5, 5, 5, 5, 5, 5, 6, 6, 6, 6, 6,  
3 | 0, 0, 0, 0

Determinare la moda, la mediana campionaria, il primo quartile ed il terzo quartile.

**ESERCIZIO 2.** Sia  $X_1, X_2, \dots, X_n$  un campione causale con  $X_i$  variabile aleatoria gaussiana di media 2 e varianza 9. Sia  $\bar{X}_n$  la media campionaria e sia  $S_n^2$  la varianza campionaria. Per  $n = 10$  calcolare  $\mathbb{E}[(\bar{X}_n - 2 + S_n)^2]$

**ESERCIZIO 3.** Supponiamo che la distribuzione di probabilità associata alla popolazione sia data da  $p(x)dx$ . La suddetta densità di probabilità  $p(x)$  è data da

$$p(x) = \begin{cases} cx^\beta & \text{se } x \in [0, a], \\ 0 & \text{altrimenti,} \end{cases}$$

dove  $a > 0$  e  $\beta > -1$  sono parametri non noti, mentre  $c$  è la costante di normalizzazione. Determinare gli stimatori  $\hat{a}$  e  $\hat{\beta}$  rispettivamente di  $a$  e  $\beta$  con il metodo dei momenti.

**ESERCIZIO 4.** Si suppone che il tempo di vita di un batterio (in secondi) sia uniformemente distribuito nell'intervallo  $[0, a]$  e che la distribuzione a priori del parametro  $a$  sia uniforme sull'intervallo  $[0, 10]$ . Determinare lo stimatore bayesiano del parametro  $a$ .

**ESERCIZIO 5.** Supponiamo che la distribuzione delle popolazione sia la distribuzione uniforme sull'intervallo  $[0, a]$ , con  $a > 0$  parametro non noto. Tramite una trasformazione che stabilizza la varianza, trovare un intervallo di confidenza asintotico per il parametro  $a$  con livello di confidenza pari a 95%.

**ESERCIZIO 6.** Si lancia un dado 1000 volte. I valori 1,2,3,4,5,6 escono con le seguenti frequenze assolute:

1 → 150      2 → 160  
3 → 250      4 → 140  
5 → 130      6 → 170

Tramite il test  $\chi^2$  di Pearson con ampiezza asintotica 95% dire se accettiamo l'ipotesi nulla " il dado è onesto".

### Traccia delle soluzioni

**ESERCIZIO 1.** Non vi è moda (25 e 26 sono i valori modali ma non vi è un valore che appare più di tutti gli altri).

Abbiamo  $n = 30$  dati numerici.

$n(0.25) = 7.5$  quindi il primo quartile è l'ottavo valore in ordine crescente, cioè 21.

$n(0.5) = 15$  quindi il secondo quartile, detto anche mediana campionaria, è la media aritmetica tra il 15-esimo valore e il 16-esimo valore, cioè  $(23 + 24.5)/2 = 23.75$ .

$n(0.75) = 22.5$  quindi il terzo quartile è il 23-esimo valore, cioè 26.

**ESERCIZIO 2.**  $\bar{X}_n$  ha legge  $\mathcal{N}(2, 9/n)$ ,  $\mathbb{E}[S_n] = 9$ ,  $S_n$  e  $\bar{X}_n$  sono indipendenti. Abbiamo quindi (da notare che nell'ultima uguaglianza abbiamo usato la suddetta indipendenza)

$$\mathbb{E}[(\bar{X}_n - 2 + S_n)^2] = \mathbb{E}[(\bar{X}_n - 2)^2 + 2(\bar{X}_n - 2)S_n + S_n^2] = \mathbb{E}[(\bar{X}_n - 2)^2] + 2\mathbb{E}[\bar{X}_n - 2]\mathbb{E}[S_n] + \mathbb{E}[S_n^2].$$

$$\bar{X}_n - 2 \sim \mathcal{N}(0, 9/10) \implies \mathbb{E}[(\bar{X}_n - 2)^2] = 9/10.$$

$$2\mathbb{E}[\bar{X}_n - 2]\mathbb{E}[S_n] = 2 \cdot 0 \cdot \mathbb{E}[S_n] = 0; \quad \mathbb{E}[S_n^2] = 9. \quad \text{Concludiamo che } \mathbb{E}[(\bar{X}_n - 2 + S_n)^2] = 9/10 + 9 = 9.9.$$

**ESERCIZIO 3.** Siccome (avendo  $\beta > -1$ )  $\int_0^a x^\beta dx = \frac{a^{\beta+1}}{\beta+1}$ , abbiamo  $c = \frac{\beta+1}{a^{\beta+1}}$ . Chiamato  $\mu_i$  il momento  $i$ -esimo della distribuzione abbiamo

$$\mu_1 = c \frac{a^{\beta+2}}{\beta+2} = a \frac{\beta+1}{\beta+2}$$

$$\mu_2 = c \frac{a^{\beta+3}}{\beta+3} = a^2 \frac{\beta+1}{\beta+3}.$$

Chiamati  $M_1, M_2$  i momenti campionari (omettiamo indice  $n$ ) deve essere

$$M_1 = \hat{a} \frac{\hat{\beta} + 1}{\hat{\beta} + 2}$$

$$M_2 = \hat{a}^2 \frac{\hat{\beta} + 1}{\hat{\beta} + 3}.$$

Scrivo la prima come  $\hat{a} = M_1 \frac{\hat{\beta} + 2}{\hat{\beta} + 1}$ . Quindi la seconda diviene

$$M_2 = M_1^2 \left( \frac{\hat{\beta} + 2}{\hat{\beta} + 1} \right)^2 \frac{\hat{\beta} + 1}{\hat{\beta} + 3}, \quad \text{equivalentemente} \quad M_2 = M_1^2 \frac{(\hat{\beta} + 2)^2}{(\hat{\beta} + 1)(\hat{\beta} + 3)}$$

Pongo  $\gamma = M_1^2/M_2$  (sappiamo che  $0 < \gamma < 1$  a.s.) ottengo due soluzioni  $\hat{\beta} = -2 \pm \sqrt{\frac{1}{1-\gamma}}$ .

Siccome lavoriamo con  $\beta > -1$ , tengo solo la soluzione  $\hat{\beta} := -2 + \sqrt{\frac{1}{1-\gamma}}$  che è maggiore di  $-1$  (recall  $\gamma \in (0, 1)$  a.s.). La conclusione è

$$\hat{\beta} := -2 + \sqrt{\frac{1}{1 - M_1^2/M_2}} = -2 + \sqrt{\frac{M_2}{M_2 - M_1^2}}$$

e

$$\hat{a} = M_1 \frac{\hat{\beta} + 2}{\hat{\beta} + 1} = M_1 \frac{\sqrt{\frac{M_2}{M_2 - M_1^2}}}{-1 + \sqrt{\frac{M_2}{M_2 - M_1^2}}} = \frac{\sqrt{M_1^2 M_2}}{\sqrt{M_2} - \sqrt{M_2 - M_1^2}}$$

**ESERCIZIO 4.** Distribuzione a priori di  $a$  è  $p(a)da = \frac{1}{10}\mathbb{1}(a \in [0, 10]) da$ . Abbiamo

$$p(x_1, x_2, \dots, x_n | a) = \frac{1}{a^n} \mathbb{1}(0 \leq x_1, \dots, x_n \leq a)$$

Per Bayes

$$p(a | x_1, x_2, \dots, x_n) = Cp(x_1, x_2, \dots, x_n | a)p(a)$$

con  $C$  costante di normalizzazione. Quindi

$$p(a | x_1, x_2, \dots, x_n) = C \frac{1}{a^n} \mathbb{1}(0 \leq x_1, \dots, x_n \leq a) \frac{1}{10} \mathbb{1}(a \in [0, 10])$$

Limitiamoci a  $x_1, \dots, x_n \in [0, 10]$  (cose diverse non ne osserveremo) e poniamo  $M_n := \max\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , allora abbiamo

$$p(a | x_1, x_2, \dots, x_n) = \bar{C} \frac{1}{a^n} \mathbb{1}(a \geq M_n) \mathbb{1}(a \in [0, 10]) = \bar{C} \frac{1}{a^n} \mathbb{1}(M_n \leq a \leq 10)$$

con  $\bar{C}$  costante di normalizzazione. Quindi, per  $n \geq 2$ ,

$$\bar{C}^{-1} = \int_{M_n}^{10} \frac{1}{a^n} da = \frac{M_n^{1-n}}{n-1} - \frac{10^{1-n}}{n-1}.$$

Sopra, e di seguito, abbiamo assunto  $M_n > 0$ , evento verp quasi certamente. Siccome, per  $n \geq 3$ ,

$$\int_{M_n}^{10} \frac{a}{a^n} da = \frac{M_n^{2-n}}{n-2} - \frac{10^{2-n}}{n-2},$$

concludiamo che, per  $n \geq 3$ ,

$$E[a | X_1, \dots, X_n] = \bar{C} \left[ \frac{M_n^{2-n}}{n-2} - \frac{10^{2-n}}{n-2} \right] = \frac{\frac{M_n^{2-n}}{n-2} - \frac{10^{2-n}}{n-2}}{\frac{M_n^{1-n}}{n-1} - \frac{10^{1-n}}{n-1}}, \quad M_n := \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}.$$

**ESERCIZIO 5.** Calcolo varianza di  $X_1$ . Ho  $\mathbb{E}[X_1] = a/2$  e

$$\mathbb{E}[X_1^2] = \frac{1}{a} \int_0^a x^2 dx = \frac{1}{a} \frac{a^3}{3} = \frac{a^2}{3}.$$

Quindi  $Var[X_1] = \mathbb{E}[X_1^2] - \mathbb{E}[X_1]^2 = a^2/3 - a^2/4 = a^2/12$ . CLT ci dice che

$$\sqrt{n}[\bar{X}_n - \frac{a}{2}] \implies \mathcal{N}(0, a^2/12)$$

in legge. Metodo delta ci dice che, con  $f$  derivabile in  $a/2$ , vale

$$\sqrt{n}[f(\bar{X}_n) - f(\frac{a}{2})] \implies \mathcal{N}(0, f'(a/2)^2 a^2/12).$$

Cerco  $f$  tale che  $f'(a/2)^2 a^2/12 = 1$ , quindi  $f'(a/2)^2 = 12/a^2 = 3/(a/2)^2$ . Basta avere  $f'(x) = \sqrt{3}/x$ . Prendo  $f(x) = \sqrt{3} \ln x$  e ottengo

$$\sqrt{n}[\sqrt{3} \log(\bar{X}_n) - \sqrt{3} \log(a/2)] \implies \mathcal{N}(0, 1).$$

Per  $n$  grande ho quindi

$$\mathbb{P}[\sqrt{n}|\sqrt{3} \log(\bar{X}_n) - \sqrt{3} \log(a/2)| \leq z_{\alpha/2}] \approx \mathbb{P}(|Z| \leq z_{\alpha/2}) = 1 - 2\mathbb{P}(Z > z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

Quindi

$$\mathbb{P}\left[\log(a/2) \in \left[\log(\bar{X}_n) - \frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{3n}}, \log(\bar{X}_n/2) + \frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{3n}}\right]\right] \approx 1 - \alpha,$$

quindi

$$\mathbb{P}\left[a \in \left[2\bar{X}_n e^{-\frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{3n}}}, 2\bar{X}_n e^{\frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{3n}}}\right]\right] \approx 1 - \alpha.$$

Prendo  $\alpha = 0.05$ , ho  $z_{\alpha/2} = z_{0.025} \approx 1.96$ . L'intervallo cercato è quindi  $\left[2\bar{X}_n e^{-\frac{1.96}{\sqrt{3n}}}, 2\bar{X}_n e^{\frac{1.96}{\sqrt{3n}}}\right]$ .

**ESERCIZIO 6.** Poniamo  $p_{0,j} = 1/6$  e  $n = 1000$ . Sia  $N_i$  il numero di volte in cui nei 1000 lanci è uscita la faccia  $i$ . Sia  $T$  la statistica di Pearson:

$$\begin{aligned} T &= \sum_{j=1}^6 \frac{(N_j - np_{0,j})^2}{np_{0,j}} = \frac{1000}{6} \sum_{j=1}^6 \left(\frac{N_j}{np_{0,j}} - 1\right)^2 = \frac{1000}{6} \sum_{j=1}^6 \left(6 \frac{N_j}{1000} - 1\right)^2 \\ &= \frac{1000}{6} \left[ (6 \cdot 0.15 - 1)^2 + (6 \cdot 0.16 - 1)^2 + (6 \cdot 0.25 - 1)^2 \right. \\ &\quad \left. + (6 \cdot 0.14 - 1)^2 + (6 \cdot 0.13 - 1)^2 + (6 \cdot 0.17 - 1)^2 \right] \\ &= \frac{1000}{6} \left[ (0.1)^2 + (0.04)^2 + (0.5)^2 + (0.16)^2 + (0.22)^2 + (0.02)^2 \right] = \frac{1000}{6} 0.336 = 56. \end{aligned}$$

Posto  $\alpha = 0.95$  abbiamo: rifiuto l'ipotesi nulla se e solo se  $T > \chi_{5,\alpha}^2$ . Siccome  $\chi_{5,0.95}^2 = 1.145$ , rifiutiamo l'ipotesi nulla.

**A parte la matematica consistente, il testo piu'ragionevole sarebbe stato "con ampiezza asintotica del 5%" Allora rifiutavamo l'ipotesi nulla se e solo se  $T > \chi_{5,0.05}^2 = 11.070$ . Quindi anche in questo caso avrei rifiutato  $H_0$**