

# Esame di Probabilità e Statistica [3231]

## Esame di Calcolo delle Probabilità e Statistica [2959]

Corso di Studi di Ingegneria Gestionale (D.M.270/04) (L)

Dipartimento di Meccanica, Matematica e Management  
Politecnico di Bari

Cognome: \_\_\_\_\_  
Nome: \_\_\_\_\_  
Matricola: \_\_\_\_\_

Docente: Gianluca Orlando  
Appello: aprile 2023  
Data: 25/05/2023

Tempo massimo: 2 ore.

---

**Esercizio 1.** (6 punti) Si vuole studiare dopo quanti anni di utilizzo i consumatori sostituiscono i propri smartphone con nuovi dispositivi. Viene effettuato un sondaggio su un campione di persone a cui viene chiesto dopo quanti anni di utilizzo hanno sostituito il loro smartphone precedente. I dati sono raccolti in classi: per ogni intervallo viene indicato il numero di persone che ha sostituito uno smartphone dopo un numero di anni contenuto nell'intervallo:

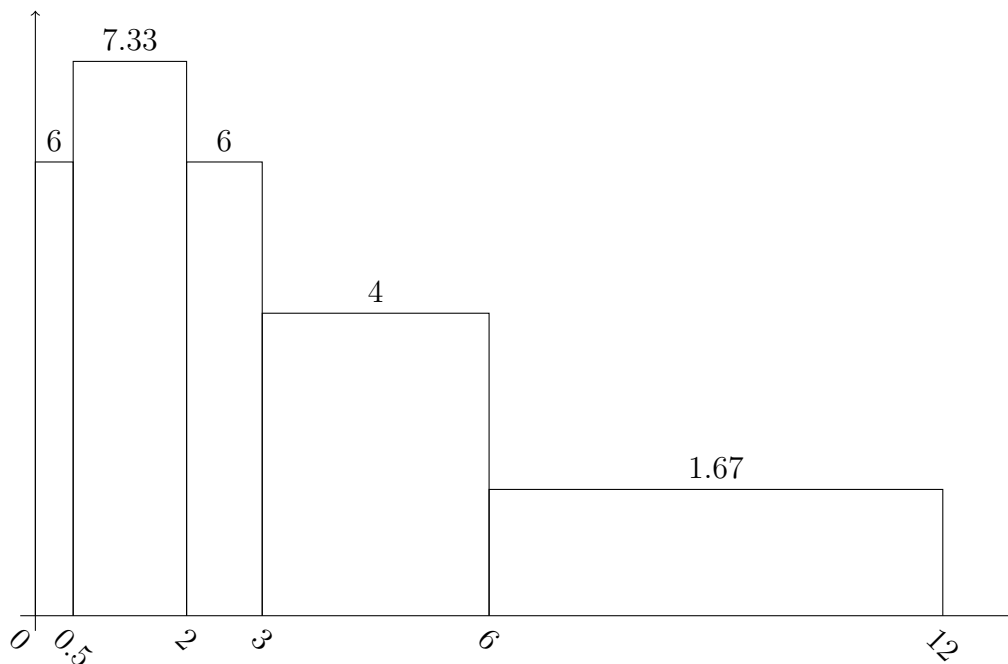
intervallo di anni	frequenze assolute
$[0, 0.5)$	3
$[0.5, 2)$	11
$[2, 3)$	6
$[3, 6)$	12
$[6, 12)$	10

1. Rappresentare un istogramma delle densità di frequenze assolute.
2. Determinare la classe modale.
3. Calcolare un'approssimazione della media e della deviazione standard dei dati.
4. Calcolare un'approssimazione della mediana dei dati.

**Soluzione.** 1. Calcoliamo le densità di frequenze assolute dividendo le frequenze assolute per l'ampiezza degli intervalli.

intervallo di anni	freq. assolute	densità di freq. ass.	freq. relative	freq. cumulate
$[0, 0.5)$	3	6	7.14%	3
$[0.5, 2)$	11	7.33	26.19%	14
$[2, 3)$	6	6	14.29%	20
$[3, 6)$	12	4	28.57%	32
$[6, 12)$	10	1.67	23.81%	42

Rappresentiamo le densità di frequenze assolute in un istogramma.



2. La classe modale è quella con maggiore densità di frequenza assoluta, quindi è l'intervallo  $[0.5, 2)$ .

3. Per calcolare un'approssimazione della media utilizziamo le frequenze relative ottenute da  $p_j = f_j/n$  dove  $n = 3 + 11 + 6 + 12 + 10 = 42$  e i valori centrali  $\tilde{v}_j$  degli intervalli

$$\begin{aligned}\bar{x} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \simeq \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k f_j \tilde{v}_j = \sum_{j=1}^k p_j \tilde{v}_j \\ &= 7.14\% \cdot 0.25 + 26.19\% \cdot 1.25 + 14.29\% \cdot 2.5 + 28.57\% \cdot 4.5 + 23.81\% \cdot 9 \simeq 4.13.\end{aligned}$$

Calcoliamo un'approssimazione della varianza

$$\begin{aligned}s^2 &= \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right) \simeq \frac{1}{n-1} \left( \sum_{j=1}^n f_j \tilde{v}_j^2 - n\bar{x}^2 \right) = \frac{n}{n-1} \left( \sum_{j=1}^n p_j \tilde{v}_j^2 - \bar{x}^2 \right) \\ &= \frac{42}{41} \left( 7.14\% \cdot 0.25^2 + 26.19\% \cdot 1.25^2 + 14.29\% \cdot 2.5^2 + 28.57\% \cdot 4.5^2 + 23.81\% \cdot 9^2 - 4.13^2 \right) \\ &= 9.54.\end{aligned}$$

Pertanto la deviazione standard è 3.09.

4. Per calcolare un'approssimazione della mediana dei dati, usiamo le frequenze cumulate. Troviamo l'intervallo  $I_j$  tale che  $F_j \leq \frac{n}{2} < F_{j+1}$ . Si tratta dell'intervallo  $[3, 6)$ . Approssimiamo la mediana con

$$Q_2 \simeq a_j + \lambda_j(b_j - a_j)$$

dove

$$\lambda_j = \frac{n/2 - F_j}{F_{j+1} - F_j} = \frac{21 - 20}{32 - 20} = \frac{1}{12}.$$

Quindi

$$Q_2 \simeq 3 + \frac{1}{12}(6 - 3) = 3 + \frac{1}{4} = 3.25.$$

---

**Esercizio 2.** (8 punti) Un'azienda produce un componente elettronico. Vengono utilizzate due linee di produzione, una vecchia e una nuova. Per la linea di produzione vecchia, si sa che il numero di componenti difettosi prodotto giornalmente è distribuito con una legge di Poisson con media 5.

1. Qual è la probabilità che in un giorno siano prodotti (strettamente) più di 2 componenti difettosi dalla linea di produzione vecchia?
2. Qual è la probabilità che in 2 giorni indipendenti vengano prodotti (strettamente) più di 4 componenti difettosi dalla linea di produzione vecchia?

Per la linea di produzione nuova, si sa che il numero di componenti difettosi prodotto giornalmente è distribuito con una legge di Poisson, ma non è nota la media. Il 40% dei componenti è prodotto con la linea di produzione nuova. In totale (tenendo conto sia della produzione nuova che di quella vecchia), si è calcolato che la probabilità che in un giorno non venga prodotto alcun componente difettoso è del 5 %.

3. In media, la linea di produzione nuova quanti componenti difettosi produce giornalmente?

**Soluzione.** Introduciamo la variabile aleatoria

$X = \text{"numero di componenti difettose in un giorno con linea di produzione vecchia"} \sim P(\lambda).$

Ricordiamo che  $\mathbb{E}(\lambda) = \lambda$ , quindi  $\lambda = 5$ .

1. Viene chiesto di calcolare

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\{X > 2\}) &= 1 - \mathbb{P}(\{X \leq 2\}) = 1 - \mathbb{P}(\{X = 0\}) - \mathbb{P}(\{X = 1\}) - \mathbb{P}(\{X = 2\}) \\ &= 1 - e^{-5} \left( 1 + 5 + \frac{5^2}{2} \right) \simeq 87.53\%.\end{aligned}$$

2. Consideriamo due variabili  $X_1, X_2 \sim P(5)$  indipendenti. Il numero di componenti difettose in due giorni indipendenti è  $X_1 + X_2 \sim P(5 + 5) = P(10)$ . Segue che

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\{X_1 + X_2 > 4\}) &= 1 - \mathbb{P}(\{X_1 + X_2 \leq 4\}) \\ &= 1 - \mathbb{P}(\{X_1 + X_2 = 0\}) - \mathbb{P}(\{X_1 + X_2 = 1\}) - \mathbb{P}(\{X_1 + X_2 = 2\}) \\ &\quad - \mathbb{P}(\{X_1 + X_2 = 3\}) - \mathbb{P}(\{X_1 + X_2 = 4\}) \\ &= 1 - e^{-10} \left( 1 + 10 + \frac{10^2}{2} + \frac{10^3}{3!} + \frac{10^4}{4!} \right) \\ &= 97.07\%.\end{aligned}$$

3. Introduciamo le variabili aleatorie

$Y = \text{"numero di componenti difettose in un giorno con linea di produzione nuova"} \sim P(\mu),$

$Z = \text{"numero di componenti difettose in un giorno (entrambe le linee di produzione)"},$

$W = \text{"linea di produzione utilizzata (1 è nuova, 0 è vecchia)} \sim \text{Be}(40\%).$

Non conosciamo  $\mu$ . Sappiamo però che

$$\mathbb{P}(\{Z = 0\}) = 5\%.$$

Utilizziamo il teorema della probabilità totale e il punto 1. per calcolare

$$\begin{aligned} 5\% &= \mathbb{P}(\{Z = 0\}) = \mathbb{P}(\{Z = 0\}|\{W = 1\})\mathbb{P}(\{W = 1\}) + \mathbb{P}(\{Z = 0\}|\{W = 0\})\mathbb{P}(\{W = 0\}) \\ &= \mathbb{P}(\{Y = 0\})\mathbb{P}(\{W = 1\}) + \mathbb{P}(\{X = 0\})\mathbb{P}(\{W = 0\}) \\ &= e^{-\mu}40\% + e^{-5} \cdot 60\%. \end{aligned}$$

Segue che

$$e^{-\mu} = \frac{5\% - e^{-5} \cdot 60\%}{40\%} = \frac{99.72\%}{40\%} \simeq 0.1148$$

da cui

$$\mu = -\log(0.1148) \simeq 2.16.$$

**Esercizio 3.** (7 punti) Un'azienda produce confezioni di erbicida. Il peso netto di una confezione di erbicida è distribuito in modo uniforme tra 20 e 23 kg.

1. Calcolare media e varianza del peso netto di una confezione.

Se una confezione pesa meno di 21 kg, viene chiesto un reclamo. Vengono vendute 15 confezioni.

2. Qual è la probabilità che ci siano (strettamente) più di 3 reclami?
3. Quanti reclami ci saranno in media?

**Soluzione.** Introduciamo la variabile aleatoria

$$X = \text{“peso netto di una confezione”} \sim U(20, 23).$$

1. La media e la varianza di una variabile aleatoria uniforme  $U(a, b)$  sono date da

$$\mathbb{E}(X) = \frac{a+b}{2}, \quad \text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

quindi

$$\mathbb{E}(X) = \frac{20+23}{2} = 21.5, \quad \text{Var}(X) = \frac{(23-20)^2}{12} = 0.75.$$

2. Introduciamo la variabile aleatoria

$$Y = \text{“numero di confezioni con peso minore di 21 tra le 15 vendute”} \sim B(15, p),$$

dove  $p$  è la probabilità che una singola confezione abbia un peso minore di 21, cioè

$$p = \mathbb{P}(\{X < 21\}) = \int_{20}^{21} \frac{1}{23-20} dx = \frac{21-20}{23-20} = \frac{1}{3}.$$

Ci viene chiesto di calcolare la probabilità

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{Y > 3\}) &= 1 - \mathbb{P}(\{Y \leq 3\}) = 1 - \mathbb{P}(\{Y = 0\}) - \mathbb{P}(\{Y = 1\}) - \mathbb{P}(\{Y = 2\}) - \mathbb{P}(\{Y = 3\}) \\ &= 1 - \binom{15}{0} \left(\frac{1}{3}\right)^0 \left(\frac{2}{3}\right)^{15} - \binom{15}{1} \left(\frac{1}{3}\right)^1 \left(\frac{2}{3}\right)^{14} - \binom{15}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^2 \left(\frac{2}{3}\right)^{13} - \binom{15}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^3 \left(\frac{2}{3}\right)^{12} \\ &= 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^{15} - 15 \left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^{14} - \frac{15 \cdot 14}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^2 \left(\frac{2}{3}\right)^{13} - \frac{15 \cdot 14 \cdot 13}{3 \cdot 2} \left(\frac{1}{3}\right)^3 \left(\frac{2}{3}\right)^{12} \simeq 79.07\%. \end{aligned}$$

3. La media di una variabile aleatoria distribuita con legge binomiale è

$$\mathbb{E}(Y) = np = 15 \cdot \frac{1}{3} = 5.$$

---

**Esercizio 4.** (7 punti) In un certo procedimento chimico, è di fondamentale importanza che il pH di un reagente sia 8.20. Si sa la distribuzione del pH è normale e ha deviazione standard 0.04. Supponiamo che 10 misurazioni indipendenti abbiano fornito i seguenti valori:

8.18   8.16   8.17   8.22   8.19   8.17   8.15   8.21   8.16   8.18.

1. Qual è il più piccolo livello di significatività per cui i dati permettono di sostenere che il pH è diverso da 8.20?
2. Si può sostenere che il pH è diverso da 8.20 con un livello di significatività del 5%?

**Soluzione.** Impostiamo un test di ipotesi. Consideriamo un campione casuale di ampiezza  $n = 10$  dato da  $X_1, \dots, X_n \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ ,  $\sigma^2 = 0.04$ . Il test è

$$H_0 : \mu = 8.20, \quad H_1 : \mu \neq 8.20.$$

Denotiamo con  $\mu_0 = 8.20$ .

Definiamo la regione critica per il rifiuto dell'ipotesi nulla:

$$R_C = \{(x_1, \dots, x_n) \in R(X_1, \dots, X_n) : |\bar{x}_n - \mu_0| > \delta\},$$

dove  $\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$  è la media calcolata sui dati (quindi vogliamo rifiutare l'ipotesi nulla quando la media calcolata dai dati è significativamente distante da  $\mu_0$ .)

La significatività  $\alpha$  di un test di ipotesi è la probabilità di commettere un errore del I tipo, ovvero di rifiutare l'ipotesi nulla quando questa è vera. Supponiamo allora che l'ipotesi nulla  $H_0$  sia vera, cioè  $\mu = \mu_0$ . Allora, introducendo la statistica  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,

$$\begin{aligned} \alpha &= \mathbb{P}(\{(X_1, \dots, X_n) \in R_C\}) = \mathbb{P}(\{|\bar{X}_n - \mu_0| > \delta\}) = \mathbb{P}(\{|\bar{X}_n - \mu| > \delta\}) \\ &= \mathbb{P}\left(\left\{\frac{|\bar{X}_n - \mu|}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right\}\right). \end{aligned}$$

Utilizziamo il fatto che  $X_1, \dots, X_n$  sono indipendenti e distribuite con legge normale, quindi  $Z = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Segue che

$$\alpha = \mathbb{P}\left(\left\{|Z| > \frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right\}\right) = \mathbb{P}\left(\left\{Z < -\frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right\}\right) + \mathbb{P}\left(\left\{Z > \frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right\}\right).$$

Scegliamo di equipartire la probabilità, ovvero

$$\mathbb{P}\left(\left\{Z < -\frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right\}\right) = \mathbb{P}\left(\left\{Z > \frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right\}\right) = \frac{\alpha}{2}.$$

Introducendo il valore  $z_{\alpha/2}$  tale che

$$\frac{\alpha}{2} = \mathbb{P}(\{Z \geq z_{\alpha/2}\})$$

otteniamo che le uguaglianze di sopra sono verificate per

$$\frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{\alpha/2} \implies \delta = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}.$$

In conclusione, l'ipotesi nulla viene rifiutata quando

$$|\bar{x}_n - \mu_0| > \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}.$$

Il più piccolo livello di significatività per cui viene rifiutata l'ipotesi nulla è il  $p$ -value del test ed è dato da

$$\begin{aligned} p\text{-value} &= \inf_{\alpha} \left\{ |\bar{x}_n - \mu_0| > \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \right\} = \inf_{\alpha} \left\{ \frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2} \right\} \\ &= \inf_{\alpha} \left\{ \Phi\left(\frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}}\right) > \Phi(z_{\alpha/2}) \right\} = \inf_{\alpha} \left\{ \Phi\left(\frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}}\right) > 1 - \frac{\alpha}{2} \right\} \\ &= \inf_{\alpha} \left\{ \alpha > 2\left(1 - \Phi\left(\frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}}\right)\right) \right\} = 2\left(1 - \Phi\left(\frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}}\right)\right). \end{aligned}$$

Calcoliamo

$$\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = (8.18 + 8.16 + 8.17 + 8.22 + 8.19 + 8.17 + 8.15 + 8.21 + 8.16 + 8.18)/10 = 8.179.$$

$$\frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{|8.179 - 8.20|}{0.04/\sqrt{10}} = 1.66.$$

Quindi, utilizzando la tavola della distribuzione normale,

$$p\text{-value} = 2\left(1 - \Phi\left(\frac{|\bar{x}_n - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}}\right)\right) = 2(1 - \Phi(1.66)) = 2(1 - 0.9515) = 9.7\%.$$

2.  $5\% < 9.7\% = p\text{-value}$ , quindi l'ipotesi nulla non viene rifiutata.