

<b>Compito scritto dell'esame di Statistica e analisi dei dati</b> <b>19 luglio 2023</b>	<b>Prof. Giuseppe Boccignone</b>	<b>Corso di Laurea</b>
<b>Cognome:</b>	<b>Nome:</b>	<b>Matricola:</b>

### Istruzioni

- Il tempo riservato alla prova scritta è di 2 ore. Durante la prova è possibile consultare il formulario ed utilizzare la calcolatrice. Non è possibile consultare libri, appunti, cellulari.
- Ogni foglio deve riportare il numero di matricola
- In ogni esercizio occorre indicare chiaramente, per ogni risposta, il numero della domanda corrispondente
- Riportare lo svolgimento degli esercizi per esteso (quando l'esercizio richiede più passaggi di calcolo, non sarà preso in considerazione se riporta solo le soluzioni). Se una serie di calcoli coinvolge una o più frazioni semplici (numeratore e denominatore interi), per chiarezza, si svolgano i calcoli mantenendo tali numeri in forma frazionaria fin dove possibile (non li si converta nelle loro approssimazioni con virgola e decimali: solo il risultato finale sarà eventualmente rappresentato in quest'ultima forma).

## Problemi

### ESERCIZIO 1.

Un robot autonomo controlla il livello di corrosione interna delle tubature dei sistemi di raffreddamento di una centrale nucleare. La corrosione non può essere osservata direttamente, ma il robot effettua un test che può fornire indizi sulla specifica corrosione. Il test non è infallibile: nel 70% dei casi individua una corrosione quando è presente, ma può anche sbagliare indicando una corrosione inesistente nel 20% dei casi. Risolvere il problema del robot a cui un operatore remoto, sotto l'ipotesi che il 10% delle tubature siano corrose, chiede di:

- (a) Comunicargli la probabilità che una parte delle tubature abbia delle corrosioni interne dopo che il test ha dato esito positivo (presenza di corrosioni). Determinare tale probabilità.

*Soluzione:* Definiamo gli eventi  $C$  = "la tubatura è corrosa" e  $\bar{C}$  = "il test ha identificato la tubatura come corrosa". I dati del problema ci dicono che, a priori,

$$P(C) = 0.1$$

e dunque  $P(\sim C) = 1 - 0.1 = 0.9$ , dove  $\sim C$  = "la tubatura non è corrosa". Inoltre

$$P(\bar{C} | C) = 0.7$$

$$P(\bar{C} | \sim C) = 0.2$$

Applicando la regola di Bayes:

$$P(C | \bar{C}) = \frac{P(\bar{C} | C)P(C)}{P(\bar{C})}$$

dove  $P(\bar{C}) = P(\bar{C} | C)P(C) + P(\bar{C} | \sim C)P(\sim C) = 0.25$ . Quindi

$$P(C | \bar{C}) = \frac{0.7 \times 0.1}{0.25} = 0.28$$

- (b) Comunicargli la probabilità che una parte delle tubature abbia delle corrosioni dopo che il test ha dato esito negativo (nessuna corrosione). Determinare tale probabilità.

*Soluzione:* Si ripeta il procedimento precedente per il caso  $P(C | \sim \bar{C})$

### ESERCIZIO 2. La variabile aleatoria $X(w)$ ha densità di probabilità

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}(x-1)^2, & \text{per } 0 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

- (a) Calcolare la probabilità che  $X(w)$  assuma valori in un intorno di raggio  $\delta = 0.5$  del suo valor medio.

*Soluzione:* Il valore atteso di  $X$  vale

Soluzione:

$$E[X] = \int_0^2 x f_X(x) dx = \frac{3}{2} \int_0^2 x(x-1)^2 dx = \frac{3}{2} \left[ \frac{x^4}{4} + \frac{x^2}{2} - \frac{2x^3}{3} \right]_0^2 = 1 \quad (1)$$

(infatti nell'intervallo  $0 \leq x \leq 2$ ,  $f_X(x)$  é una parabola con vertice nel punto  $(1,0)$ ).

Si deve calcolare la probabilità

$$P(|X - E[X]| < \delta) = P(|X - 1| < 0.5)$$

integrando la densità nell' intervallo  $(1 - 0.5) \leq x \leq (1 + 0.5)$ :

$$P(|X - 1| < 0.5) = \frac{3}{2} \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{3}{2}} (x-1)^2 dx = 3 \int_1^{\frac{3}{2}} (x-1)^2 dx = \frac{1}{8} = 0.125$$

ESERCIZIO 3. Siano  $X, Y$  due variabili aleatorie non necessariamente indipendenti che hanno rispettivamente valore atteso  $E[X], E[Y]$  e varianza  $var(X), var(Y)$ . Si definisca la funzione  $g(X, Y) = X + Y$

(a) Si derivi per esteso la varianza della funzione  $var(g(X, Y))$ .

Soluzione: Vedere appunti di teoria

ESERCIZIO 4. Si estrae un campione  $\{X_i\}$  da 50 osservazioni di una caratteristica fisica avente un modello statistico normale  $X_i \sim \mathcal{N}(2, 1)$ , ma é noto soltanto il numero  $Z$  di osservazioni dalle quali risulta  $X_i \leq 0$ ,  $i = 1, \dots, 50$ .

(a) Determinare esattamente la legge della variabile aleatoria  $Z(\omega)$

Soluzione:

Le 50 osservazioni costituiscono prove ripetute e indipendenti di un esperimento casuale.

Definiamo come "successo"  $S$  l'evento

$$S = \{X_i \leq 0\}$$

L'evento si verifica con probabilità

$$p = P(X \leq 0) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{0 - \mu}{\sigma}\right) = P(Z \leq \frac{0 - 2}{1}) = \Phi(-2) = 1 - \Phi(2) = 1 - 0.9772 = 0.0228$$

dove il valore  $\Phi(2)$  é stato ricavato dalla tavola della normale standard.

La variabile aleatoria  $Z(\omega)$  che rappresenta il numero di successi  $S$  che si verificano in 50 prove ha pertanto distribuzione Binomiale con parametri  $n = 50, p = 0.0228$ :

$$Z \sim \text{Bin}(z; 50, 0.0228)$$

ESERCIZIO 5. Una popolazione assume un farmaco per mantenere il valor medio del battito cardiaco (battito/min, bpm) tra 85 e 95 bpm. Il bpm medio rilevato su un campione di 49 soggetti é pari a 90 bpm. Da dati storici, si sa che la variazione del bpm della popolazione segue una legge normale con deviazione standard  $\sigma = 10$ .

(a) Si verifichi mediante il calcolo dell'intervallo di confidenza se, relativamente al bpm medio, il farmaco possa ritenersi efficace con livello di confidenza al 90% e 95%

Soluzione:

Sappiamo che  $n = 49$  e  $\bar{x} = 90$ .

L' IC al 90% si ottiene per

$$(100)(1 - \alpha) = 90$$

$$1 - \alpha = 0.9$$

$$\alpha = 0.1$$

$$\alpha/2 = 0.05$$

Il valore critico  $z_{0.05}$  é il valore che lascia un'area a destra pari a 0.05 (a sinistra pari a  $1 - 0.05 = 0.95$ ).

Usando la tabella della Normale standard lo  $z$ -value che lascia a destra 0.05 é  $z_{0.05} = 1.64$ .

L'IC cercato é:

$$90 - 1.64 \frac{10}{\sqrt{49}} < \mu < 90 + 1.64 \frac{10}{\sqrt{49}} \\ 87.66 < \mu < 92.34$$

Analogamente, per l'IC al 95%,  $\alpha = 0.05$  e  $z_{\alpha/2} = 1.96$ .  
Pertanto,

$$\begin{aligned} 90 - 1.96 \frac{10}{\sqrt{49}} < \mu < 90 + 1.96 \frac{10}{\sqrt{49}} \\ 87.2 < \mu < 92.8 \end{aligned}$$

Sulla base di tali risultati il farmaco si può ritenere efficace.

**ESERCIZIO 6.** Le aziende 1 e 2 forniscono un servizio di argentatura. Lo spessore dell'argentatura misurato in mm ha distribuzione normale indipendentemente dal processo di argentatura e i due processi non differiscono significativamente per lo spessore medio di placcatura ottenuto. L'azienda 1 ha un però un costo di lavorazione lievemente superiore ma sostiene di fornire una placcatura meno variabile, dunque più affidabile, in termini di spessore finale. Un potenziale compratore seleziona da ciascuna azienda un campione di taglia 12. I due campioni indipendenti forniscono rispettivamente deviazioni standard  $s_1 = 0.035\text{mm}$  e  $s_2 = 0.062\text{mm}$

(a) Stabilire, mediante un test di ipotesi al livello di significatività 0.05, se al compratore convenga approvvigionarsi dall'azienda 1 sostenendo una spesa d'acquisto superiore .

*Soluzione:* Si tratta di stabilire se c'è una minore variabilità, non dovuta al caso, nell'argentatura eseguita dall'azienda 1 rispetto a quella dell'azienda 2.

La popolazione è normale, utilizziamo un test di ipotesi sulle varianze (test F) che è in questo caso unilaterale

$$\begin{cases} H_0 & : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ H_1 & : \sigma_1^2 < \sigma_2^2. \end{cases} \quad (2)$$

Il livello di significatività è  $\alpha = 0.05$ .

La statistica di test è

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{0.035^2}{0.062^2} = 0.318$$

Posso rigettare  $H_0$ , se

$$F < F_{1-\alpha}(\nu_1, \nu_2)$$

Dalle tavole della  $F$ , con gdl  $\nu_1 = \nu_2 = 12 - 1 = 11$ :

$$F_{1-\alpha}(\nu_1, \nu_2) = F_{0.95}(11, 11) = \frac{1}{F_{0.05}(11, 11)} = \frac{1}{2.82} \simeq 0.354$$

Poiché

$$F = 0.318 < 0.354 = F_{0.95}(11, 11)$$

il compratore può rigettare l'ipotesi nulla (la placcatura 1 è effettivamente meno variabile) e considerare di acquistare dall'azienda 1.