Soluzioni Esame di Probabilità e Statistica [3231]

Soluzioni 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:	A.A.: 2021/2022
Nome:	Docente: Gianluca Orlando
Matricola:	Appello: luglio 2022
Corso di studi:	Data: 18/07/2022

Tempo massimo: 2 ore.

Esercizio 1. I risultati dei test di adesione a trazione su 22 provini di lega U-700 mostrano i seguenti carichi di rottura (in megapascal):

- 1. Determinare i quartili dei dati.
- 2. Determinare eventuali dati anomali o sospetti.
- 3. Tracciare un box-plot.

Soluzione. 1. Ordiniamo i dati:

Denotiamo con x_1, \ldots, x_{22} i dati ordinati. L'ampiezza del campione è n=22. Calcolo di Q_1 . Per trovare il primo quartile calcoliamo $\frac{n+1}{4}=\frac{23}{4}=5+\frac{3}{4}=5+0.75$. Quindi

$$Q_1 = (1 - 0.75)x_5 + 0.75x_6 = 11.4$$
.

Calcolo di Q_2 . Per trovare il secondo quartile calcoliamo $(n+1)\frac{2}{4}=\frac{23}{2}=11+\frac{1}{2}=11+0.5$. Quindi

$$Q_2 = 0.5x_{11} + 0.5x_{12} = 13.85.$$

Calcolo di Q_3 . Per trovare il terzo quartile calcoliamo $(n+1)\frac{3}{4}=23\frac{3}{4}=17+\frac{1}{4}=17+0.25$. Quindi

$$Q_3 = (1 - 0.25)x_{17} + 0.25x_{18} = 16.025.$$

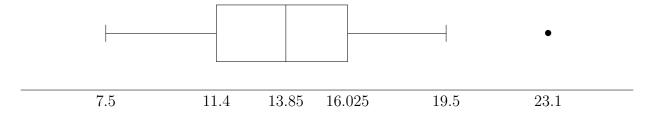
2. Per determinare i dati anomali e sospetti calcoliamo il range interquartile:

$$IQR = Q_3 - Q_1 = 4.625$$
.

I dati anomali sono più grandi di $Q_3 + 3IQR = 29.9$ o più piccoli di $Q_1 - 3IQR = -2.475$. Quindi non ci sono dati anomali.

I dati sospetti cadono tra $Q_3+1.5IQR=22.9625$ e $Q_3+3IQR=29.9$ oppure tra $Q_1-3IQR=-2.475$ e $Q_1-1.5IQR=4.4625$. Quindi 23.1 è un dato anomalo.

3. Segue il box-plot:



Esercizio 2. Sei un ingegnere gestionale e fai parte di un gruppo di esperti selezionati per formare una commissione giudicatrice. Oltre a te ci sono: 2 ingegneri gestionali, 6 ingegneri elettrici, 4 ingegneri civili. Tra gli ingegneri elettrici ci sono tua sorella e tuo fratello.

- 1. Si deve formare una commissione composta da 2 ingegneri gestionali, 4 ingegneri elettrici, 2 ingegneri civili scegliendo in modo casuale (e uniformemente rispetto alle possibili commissioni realizzabili) tra i possibili esperti. Qual è la probabilità che tu non venga selezionato?
- 2. È stata selezionata la commissione come nel punto 1. Ti hanno detto che il tuo cognome (che è anche quello di tua sorella e tuo fratello) compare esattamente due volte, ma non sai di preciso chi di voi tre è stato selezionato. Qual è la probabilità che tu sia stato selezionato?

Soluzione. 1. Lo spazio degli eventi elementari è dato da

$$\Omega = \{ (\{\omega_1, \omega_2\}, \{\omega_3, \omega_4, \omega_5, \omega_6\}, \{\omega_7, \omega_8\}) : \\
\omega_1, \omega_2 \in \{1, 2, 3\}, \ \omega_3, \omega_4, \omega_5, \omega_6 \in \{4, 5, 6, 7, 8, 9\}, \ \omega_7, \omega_8 \in \{10, 11, 12, 13\}, \\
\omega_i \neq \omega_j \text{ per } i \neq j \},$$

dove abbiamo indicato con $\{1,2,3\}$ gestionali, $\{4,5,6,7,8,9\}$ elettrici, $\{10,11,12,13\}$ civili. Nella formazione di una commissione si scelgono 2 da 3 elementi (gestionali), 4 da 6 elementi (elettrici), 2 da 4 elementi (civili), quindi le possibilità sono

$$\#\Omega = \binom{3}{2} \binom{6}{4} \binom{4}{2}.$$

L'evento "vengo selezionato/a nella commissione" è, indicando con 1 l'elemento corrispondente a me,

$$A = \{(\{1, \omega_2\}, \{\omega_3, \omega_4, \omega_5, \omega_6\}, \{\omega_7, \omega_8\}) : \\ \omega_2 \in \{2, 3\}, \ \omega_3, \omega_4, \omega_5, \omega_6 \in \{4, 5, 6, 7, 8, 9\}, \ \omega_7, \omega_8 \in \{10, 11, 12, 13\}, \ \omega_i \neq \omega_j \text{ per } i \neq j\}$$

che è composto da

$$#A = \binom{2}{1} \binom{6}{4} \binom{4}{2}$$

elementi, poiché per i gestionali si sceglie solamente tra 2. La probabilità di non essere selezionato è

$$\mathbb{P}(\Omega \setminus A) = 1 - \mathbb{P}(A) = 1 - \frac{\#A}{\#\Omega} = 1 - \frac{\binom{2}{1}}{\binom{3}{2}} = 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3}.$$

2. Chiamiamo 4 mia sorella e 5 mio fratello. Consideriamo l'evento B = "esattamente due dei tre della famiglia sono selezionati". Questo evento si spezza nell'unione dei tre eventi $B_1 =$ "io e mia sorella veniamo selezionati (mio fratello no)", $B_2 =$ "io e mio fratello veniamo selezionati (mia sorella no)", $B_3 =$ "mia sorella e mio fratello vengono selezionati (io no)". Utilizzando la notazione degli eventi elementari otteniamo

$$B = B_{1} \cup B_{2} \cup B_{3}$$

$$= \{(\{1, \omega_{2}\}, \{4, \omega_{4}, \omega_{5}, \omega_{6}\}, \{\omega_{7}, \omega_{8}\}) :$$

$$\omega_{2} \in \{2, 3\}, \ \omega_{4}, \omega_{5}, \omega_{6} \in \{6, 7, 8, 9\}, \ \omega_{7}, \omega_{8} \in \{10, 11, 12, 13\}, \ \omega_{i} \neq \omega_{j} \ \text{per} \ i \neq j\} \cup$$

$$\cup \{(\{1, \omega_{2}\}, \{5, \omega_{4}, \omega_{5}, \omega_{6}\}, \{\omega_{7}, \omega_{8}\}) :$$

$$\omega_{2} \in \{2, 3\}, \ \omega_{4}, \omega_{5}, \omega_{6} \in \{6, 7, 8, 9\}, \ \omega_{7}, \omega_{8} \in \{10, 11, 12, 13\}, \ \omega_{i} \neq \omega_{j} \ \text{per} \ i \neq j\} \cup$$

$$\cup \{(\{\omega_{1}, \omega_{2}\}, \{4, 5, \omega_{5}, \omega_{6}\}, \{\omega_{7}, \omega_{8}\}) :$$

$$\omega_{1}, \omega_{2} \in \{2, 3\}, \ \omega_{5}, \omega_{6} \in \{6, 7, 8, 9\}, \ \omega_{7}, \omega_{8} \in \{10, 11, 12, 13\}, \ \omega_{i} \neq \omega_{j} \ \text{per} \ i \neq j\}.$$

L'evento B_1 è composto da un numero di elementi dato dalle scelte di ω_2 per le scelte di $\omega_4, \omega_5, \omega_6$ per le scelte di ω_7, ω_8 , quindi è composto da

$$#B_1 = \binom{2}{1} \binom{4}{3} \binom{4}{2}$$

elementi. Analogamente contiamo il numero di elementi per gli altri eventi:

$$#B = #B_1 + #B_2 + #B_3 = {2 \choose 1} {4 \choose 3} {4 \choose 2} + {2 \choose 1} {4 \choose 3} {4 \choose 2} + {2 \choose 2} {4 \choose 2} {4 \choose 2}$$

elementi.

Dobbiamo calcolare

$$\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}(B_1) + \mathbb{P}(B_2)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\frac{\#B_1}{\#\Omega} + \frac{\#B_2}{\#\Omega}}{\frac{\#B}{\#\Omega}} = \frac{\#B_1 + \#B_2}{\#B}$$

$$= \frac{\binom{2}{1}\binom{4}{3}\binom{4}{2} + \binom{2}{1}\binom{4}{3}\binom{4}{2}}{\binom{2}{1}\binom{4}{3}\binom{4}{2} + \binom{2}{1}\binom{4}{3}\binom{4}{2}} = \frac{2\binom{2}{1}\binom{4}{3}}{2\binom{1}{3}\binom{4}{3} + \binom{2}{2}\binom{4}{3}} = \frac{2 \cdot 2 \cdot 4}{2 \cdot 2 \cdot 4 + 1 \cdot 6} = \frac{16}{22} = \frac{8}{11}$$

$$\approx 72.72\%.$$

Osserviamo che è maggiore di $\frac{2}{3}$ (la probabilità di essere scelto senza sapere nulla).

Esercizio 3. Devi aprire un conto alla poste. Prendi il biglietto e vedi che ci sono tre sportelli. A servire lo sportello 1 c'è una persona molto motivata ed efficiente, a servire lo sportello 2 una persona normale, a servire lo sportello 3 una persona evidentemente frustrata e con poca voglia di lavorare. Il tempo che impiegherai per concludere l'apertura del conto è distribuito con una legge esponenziale, ma il tempo medio che impiegherai dipende da quale sportello ti capita: allo sportello 1 la media sarebbe 10 minuti; allo sportello 2, 15 minuti; allo sportello 3, 30 minuti. Nell'attesa ti accorgi che il 65% delle persone viene servito allo sportello 1, il 25% dallo sportello 2, il 10% dallo sportello 3.

- 1. Qual è la probabilità che impiegherai più di 30 minuti a concludere l'operazione?
- 2. Finita l'operazione, chiami una tua amica e le dici che hai impiegato più di 30 minuti ad aprire un conto! Lei è stata a quella filiale e conosce le tre persone addette agli sportelli. Con che probabilità è pronta a scommettere che sei stato servito dallo sportello 3?

Soluzione. 1. Consideriamo due variabili aleatorie: X con range $\{1, 2, 3\}$ che indica lo sportello che ci capita e Y con range $(0, +\infty)$ che indica il tempo in minuti necessario per l'operazione allo sportello. La variabile X è distribuita nel seguente modo:

$$\mathbb{P}(\{X=1\}) = 65\%$$
 $\mathbb{P}(\{X=2\}) = 25\%$ $\mathbb{P}(\{X=3\}) = 10\%$.

La distribuzione di Y dipende dalla realizzazione di X. Ricordando che la media di una variabile aleatoria con legge esponenziale è il reciproco del parametro, otteniamo che

$$\mathbb{P}(\{Y \ge t\} | \{X = 1\}) = \int_{t}^{+\infty} \frac{1}{10} e^{-\frac{1}{10}y} \, \mathrm{d}y = \left[-e^{-\frac{1}{10}x} \right]_{t}^{+\infty} = e^{-\frac{1}{10}t},$$

$$\mathbb{P}(\{Y \ge t\} | \{X = 2\}) = \int_{t}^{+\infty} \frac{1}{15} e^{-\frac{1}{15}y} \, \mathrm{d}y = e^{-\frac{1}{15}t},$$

$$\mathbb{P}(\{Y \ge t\} | \{X = 3\}) = \int_{t}^{+\infty} \frac{1}{30} e^{-\frac{1}{30}y} \, \mathrm{d}y = e^{-\frac{1}{30}t}.$$

Possiamo utilizzare il teorema della probabilità totale per calcolare

$$\mathbb{P}(\{Y \ge 30\}) = \mathbb{P}(\{Y \ge 30\} | \{X = 1\}) \mathbb{P}(\{X = 1\}) + \mathbb{P}(\{Y \ge 30\} | \{X = 2\}) \mathbb{P}(\{X = 2\}) + \mathbb{P}(\{Y \ge 30\} | \{X = 3\}) \mathbb{P}(\{X = 3\})$$

$$= e^{-\frac{30}{10}} 65\% + e^{-\frac{30}{15}} 25\% + e^{-\frac{30}{30}} 10\% = 10.29\%.$$

2. Calcoliamo con il Teorema di Bayes

$$\mathbb{P}(\{X=3\}|\{Y\geq 30\}) = \frac{\mathbb{P}(\{Y\geq 30\}|\{X=3\})\mathbb{P}(\{X=3\})}{\mathbb{P}(\{Y\geq 30\})} = \frac{e^{-\frac{30}{30}}10\%}{10.29\%} \sim 35.75\%$$

Esercizio 4. Una riempitrice automatica viene utilizzata per riempire dosatori da 100 ml con gel igienizzante. Viene misurata la differenza tra il volume di riferimento 100 ml e il volume di riempimento effettivo in un campione casuale di dosatori:

$$-0.91$$
 0.51 0.85 0.10 -0.56 1.10 0.38 0.26 0.30 -0.67 0.03 -0.31 0.59

(ad esempio, il dato -0.91 indica che il dosatore è stato riempito con 100.91 ml di gel, il dato 0.51 indica che il dosatore è stato riempito con 99.49 ml di gel). Se la deviazione standard del volume di riempimento è superiore a 0.16 ml, la macchina riempitrice deve essere tarata nuovamente. I dati sono significativi all'1% per concludere che si deve tarare la macchina riempitrice? E al 5%? Si assuma che la popolazione sia distribuita con legge normale. (N.B.: Ricavare le formule!)

Soluzione. (Nota: la deviazione standard 0.16 ml è troppo piccola per un errore di trascrizione. Ad ogni modo i numeri non influiscono sullo svolgimento dell'esercizio.) La differenza tra 100 ml e il volume di riempimento effettivo è una variabile aleatoria con legge normale. Abbiamo

un campione casuale $X_1, \ldots, X_n \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ dove n = 13 e μ e σ non sono note. Il problema può essere posto come un test d'ipotesi (esattamente come fatto per l'Esercizio 10 risolto nella Lezione 23):

$$H_0: \sigma^2 \le \sigma_0^2, \quad H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$$

dove $\sigma_0 = 0.16$. Il test è impostato così perché la domanda è se i dati sono abbastanza significativi da rifiutare l'ipotesi nulla.

Ricordiamo che il livello di significatività α di un test è la probabilità di commettere un errore del I tipo, ovvero di rifiutare l'ipotesi H_0 quando questa è vera. Allora assumiamo che H_0 sia vera: $\sigma^2 \leq \sigma_0^2$. La regione critica per il test è della forma

$$R_C = \{(x_1, \dots, x_n) \in R(X_1, \dots, X_n) : s_n^2 > c\sigma_0^2\}$$

dove $s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x}_n)^2$ è la varianza campionaria calcolata sui dati e $\overline{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ è la media campionaria calcolata sui dati. (N.B.: questo è coerente con la domanda del problema: la macchina va tarata se la varianza campionaria calcolata sui dati è esageratamente più grande di quella che vorremmo! Controllare sempre se la regione critica ha senso, altrimenti correggere il test d'ipotesi)

Osserviamo che se $S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2$ è la varianza campionaria, allora non è detto che $\frac{(n-1)S_n^2}{\sigma_0^2}$ sia distribuita come una chi-quadro, poiché σ_0^2 non è la vera varianza della popolazione. Tuttavia, osserviamo che l'ipotesi nulla $\sigma^2 \leq \sigma_0^2$ implica che

$$S_n^2 > c\sigma_0^2 \implies S_n^2 > c\sigma^2$$

e quindi

$$\mathbb{P}(\{(X_1, \dots, X_n) \in R_C\}) = \mathbb{P}(\{S_n^2 > c\sigma_0^2\}) \le \mathbb{P}(\{S_n^2 > c\sigma^2\}) = \mathbb{P}\left(\left\{\frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2} > (n-1)c\right\}\right).$$

La statistica $\Xi_{n-1}=\frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2}$ è distribuita come una chi-quadro con n-1 gradi di libertà, poiché la popolazione è normale e σ^2 è la varianza della popolazione. Pertanto scegliendo $(n-1)c=\chi^2_{n-1,\alpha}$, dove $\chi^2_{n-1,\alpha}$ è il quantile α di una chi-quadro con n-1 gradi di libertà, si ha che

$$\mathbb{P}(\{S_n^2 > c\sigma_0^2\}) \le \mathbb{P}(\{\Xi_{n-1} > \chi_{n-1,\alpha}^2\}) = \alpha,$$

cioè la probabilità di commettere un errore del I tipo è più piccola di α . Utilizziamo le tavole per calcolare il quantile

$$\chi^2_{n-1,\alpha} = \chi^2_{12,0.01} = 26.217$$
.

L'ipotesi H_0 viene rifiutata a favore di H_1 se i dati ricadono nella regione critica, ovvero

$$s_n^2 > c\sigma_0^2 = \frac{\chi_{n-1,\alpha}^2}{(n-1)}\sigma_0^2 = \frac{26.217}{12}0.0256 \simeq 0.0559.$$

Calcoliamo la realizzazione della varianza campionaria sui dati:

$$\overline{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{13} (-0.91 + \dots + 0.59) \simeq 0.13.$$

$$s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x}_n)^2 = \frac{1}{12} (0.91^2 + \dots + 0.59^2 - 13 \cdot 0.13^2) \simeq 0.36$$
.

(N.B.: 0.36 è ben più grande di 0.16^2 , quindi ha senso un test unilaterale con $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$.) Segue che i dati ricadono nella regione di rifiuto e pertanto l'ipotesi nulla è rifiutata con significatività 1%. A maggior ragione viene rifiutata con significatività 5% poiché se aumenta la probabilità di ricadere nella regione critica, la regione critica diventa più grande. In effetti,

$$\frac{\chi_{12,0.05}^2}{12}\sigma_0^2 \simeq \frac{21.026}{12}0.0256 \simeq 0.044.$$