

# 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

A.A.: 2020/2021

Docente: Gianluca Orlando

Appello: VIII Appello

Data: 19/11/2021

---

**Esercizio 1.** Dei provini cilindrici di calcestruzzo mostrano le seguenti resistenze a compressione (in MPa):

17	21	21	26	24	19	14	19	23	27	31	31	26	26	22	27
----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----

Sapendo che il campione è estratto da una popolazione normale con media incognita  $\mu$  e varianza nota  $\sigma^2 = 4$ , con che livelli di significatività si può accettare l'ipotesi  $\mu = 25$ ?

**Soluzione.** Il campione estratto  $X_1, \dots, X_n$  ha ampiezza  $n = 16$ . Ogni  $X_i$  ha distribuzione normale con media  $\mu$  e varianza  $\sigma^2 = 4$ . Vogliamo testare l'ipotesi

$$H_0 : \mu = 25, \quad H_1 : \mu \neq 25.$$

Utilizziamo la statistica

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}},$$

dove  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  è la media campionaria. Poiché ogni  $X_i$  è distribuita in modo normale,  $Z$  è distribuita come una normale standard  $\mathcal{N}(0, 1)$  (nonostante  $n < 30$ ).

Denotiamo con  $z_\alpha$  i quantili gaussiani, ovvero i numeri reali tali che

$$\alpha = P(Z > z_\alpha) = P(Z < -z_\alpha).$$

Osserviamo che, per simmetria della Gaussiana,

$$\alpha = 2\frac{\alpha}{2} = 2P(Z > z_{\alpha/2}) = P(Z < -z_{\alpha/2}) + P(Z > z_{\alpha/2}) = P(|Z| > z_{\alpha/2}).$$

La traccia chiede, in pratica, di calcolare il  $p$ -value del test. Ricordiamone la definizione.

Il livello di significatività  $\alpha$  è la probabilità di commettere un errore del primo tipo. Si può accettare l'ipotesi nulla con livello di significatività  $\alpha$  se si verifica la seguente condizione: assumendo vera l'ipotesi  $\mu = 25$ , la realizzazione del campione osservata  $X_1, \dots, X_n$  verifica

$$\left| \frac{\bar{X} - 25}{2/\sqrt{16}} \right| \leq z_{\alpha/2},$$

(infatti, la probabilità che questo non accada, assumendo  $\mu = 25$ , è  $\alpha$ ). Il più piccolo  $z_{\alpha/2}$  che verifica questa condizione è proprio quello ottenuto dall'osservazione

$$\left| \frac{\bar{X} - 25}{2/\sqrt{16}} \right| = 3.25.$$

Quindi il più grande livello di significatività  $\alpha$  per cui si può accettare l'ipotesi nulla è

$$\begin{aligned} 2P(Z > 3.25) &= 2(1 - P(Z \leq 3.25)) \sim 2(1 - 0.9994) \\ &= 0.0012 = 0.12\%. \end{aligned}$$

Questo è il  $p$ -value del test. Si può accettare il test per  $\alpha \leq 0.12\%$ .

---

**Esercizio 2.** Consideriamo una moneta che è truccata con il 50% di probabilità. Se è truccata, esce sempre testa.

1. Osserviamo l'esito di un lancio: esce testa. Conoscendo questo esito, con che probabilità la moneta è effettivamente truccata?
2. Osserviamo l'esito di 3 lanci consecutivi indipendenti: esce testa in tutti e 3 i lanci. Conoscendo questo esito, con che probabilità la moneta è effettivamente truccata?

**Soluzione.** Descriviamo in ognuno dei due casi lo spazio campione come l'insieme delle  $(n + 1)$ -ple composte da

$$(\tau, x_1, \dots, x_n),$$

dove  $\tau = 0$  se la moneta è truccata,  $\tau = 1$  se la moneta non è truccata e ogni  $x_i$  è l'esito dell' $i$ -esimo lancio della moneta  $T$  o  $C$ .

1. Lo spazio campione è dato da

$$\begin{aligned} \Omega &= \{(\tau, x_1) : \tau \in \{0, 1\}, x_1 \in \{T, C\}\} \\ &= \{(0, T), (0, C), (1, T), (1, C)\}. \end{aligned}$$

L'evento a priori "la moneta è truccata" è

$$A = \{(0, T), (0, C)\}.$$

L'evento "esce testa" è

$$B = \{(0, T), (1, T)\}.$$

Il problema chiede di calcolare  $\mathbf{P}(A|B)$ . Per il teorema di Bayes abbiamo che:

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(B|A)\mathbf{P}(A)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(B|A)\mathbf{P}(A)}{\mathbf{P}(B|A)\mathbf{P}(A) + \mathbf{P}(B|\Omega \setminus A)\mathbf{P}(\Omega \setminus A)}$$

e tutte le probabilità nel membro a destra sono note. Infatti, a priori, la moneta è truccata con il 50% di probabilità, quindi

$$\mathbf{P}(A) = \frac{1}{2}, \quad \mathbf{P}(\Omega \setminus A) = \frac{1}{2}.$$

e

$$\mathbf{P}(B|A) = \mathbf{P}(\text{"esce testa se la moneta è truccata"}) = 1$$

$$\mathbf{P}(B|\Omega \setminus A) = \mathbf{P}(\text{"esce testa se la moneta non è truccata"}) = \frac{1}{2}.$$

Segue che

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{1 \cdot \frac{1}{2}}{1 \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}} = \frac{2}{3}.$$

Come soluzione alternativa, possiamo anche usare semplicemente la definizione di probabilità condizionata:

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(A \cap B)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(0, T)}{\mathbf{P}(B)}$$

e restano quindi calcolare le probabilità  $\mathbf{P}(0, T)$  e  $\mathbf{P}(1, T)$ .

Se la moneta è truccata, esce sempre testa, ovvero, dalla definizione di probabilità condizionata

$$\mathbf{P}((0, T)|A) = 1 \implies \frac{\mathbf{P}(0, T)}{\mathbf{P}(A)} = 1 \implies \mathbf{P}(0, T) = \mathbf{P}(A) = \frac{1}{2}.$$

Se la moneta non è truccata, la probabilità che esca testa è  $\frac{1}{2}$ , quindi

$$\mathbf{P}((1, T)|\Omega \setminus A) = \frac{1}{2} \implies \frac{\mathbf{P}(1, T)}{\mathbf{P}(\Omega \setminus A)} = \frac{1}{2} \implies \mathbf{P}(1, T) = \frac{1}{2}\mathbf{P}(\Omega \setminus A) = \frac{1}{4}.$$

Segue che

$$\mathbf{P}(B) = \mathbf{P}(0, T) + \mathbf{P}(1, T) = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}.$$

Concludiamo che

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(A \cap B)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(0, T)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{1/2}{3/4} = \frac{2}{3}.$$

La soluzione è la stessa.

2. Lo spazio campione è dato da

$$\Omega = \{(\tau, x_1, x_2, x_3) : \sigma \in \{0, 1\}, x_i \in \{T, C\} \text{ per } i = 1, 2, 3\}.$$

L'evento a priori "la moneta è truccata" è

$$A = \{(0, x_1, x_2, x_3) : x_i \in \{T, C\} \text{ per } i = 1, 2, 3\}.$$

L'evento "esce testa in tutti e 3 i lanci" è

$$B = \{(0, T, T, T), (1, T, T, T)\}.$$

Il problema chiede di calcolare  $\mathbf{P}(A|B)$ . Per il teorema di Bayes: Per il teorema di Bayes abbiamo che:

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(B|A)\mathbf{P}(A)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(B|A)\mathbf{P}(A)}{\mathbf{P}(B|A)\mathbf{P}(A) + \mathbf{P}(B|\Omega \setminus A)\mathbf{P}(\Omega \setminus A)}$$

e tutte le probabilità nel membro a destra sono note. Infatti, a priori, la moneta è truccata con il 50% di probabilità, quindi

$$\mathbf{P}(A) = \frac{1}{2}, \quad \mathbf{P}(\Omega \setminus A) = \frac{1}{2}.$$

e

$$\mathbf{P}(B|A) = \mathbf{P}(\text{"esce tre volte testa se la moneta è truccata"}) = 1$$

$$\mathbf{P}(B|\Omega \setminus A) = \mathbf{P}(\text{"esce tre volte testa se la moneta non è truccata"}) = \frac{1}{8}.$$

Segue che

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{1 \cdot \frac{1}{2}}{1 \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{2}} = \frac{8}{9}.$$

Come soluzione alternativa, possiamo usare direttamente la definizione di probabilità condizionata:

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(A \cap B)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(0, T, T, T)}{\mathbf{P}(B)}.$$

Restano da calcolare le probabilità  $\mathbf{P}(0, T, T, T)$  e  $\mathbf{P}(1, T, T, T)$ .

A priori, la moneta è truccata con il 50% di probabilità, quindi

$$\mathbf{P}(A) = \frac{1}{2}, \quad \mathbf{P}(\Omega \setminus A) = \frac{1}{2}.$$

Se la moneta è truccata esce sempre testa, quindi

$$\mathbf{P}((0, T, T, T)|A) = 1 \implies \frac{\mathbf{P}(0, T, T, T)}{\mathbf{P}(A)} = 1 \implies \mathbf{P}(0, T, T, T) = \mathbf{P}(A) = \frac{1}{2}.$$

Se la moneta non è truccata, la probabilità che esca testa tre volte consecutivamente è

$$\begin{aligned} \mathbf{P}((1, T, T, T)|\Omega \setminus A) &= \frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}{2} = \frac{1}{8} \implies \frac{\mathbf{P}(1, T, T, T)}{\mathbf{P}(\Omega \setminus A)} = \frac{1}{8} \\ &\implies \mathbf{P}(1, T, T, T) = \frac{1}{8} \mathbf{P}(\Omega \setminus A) = \frac{1}{8} \frac{1}{2} = \frac{1}{16}. \end{aligned}$$

Otteniamo che

$$\mathbf{P}(B) = \mathbf{P}(0, T, T, T) + \mathbf{P}(1, T, T, T) = \frac{1}{2} + \frac{1}{16} = \frac{9}{16}.$$

Concludiamo che

$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(A \cap B)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(0, T, T, T)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{1/2}{9/16} = \frac{8}{9}.$$

La soluzione è la stessa.

**Esercizio 3.** Siano  $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$  due parametri e sia  $(X, Y)$  una variabile aleatoria bidimensionale discreta con le seguenti probabilità congiunte:

$Y$	0	1	2
$X$			
0	$\lambda$	$1/8$	$1/16$
1	$1/4$	$\mu$	$1/4$

1. Calcolare  $\text{Cov}(X, Y)$ .
2. Per quali valori di  $\lambda$  e  $\mu$  le variabili aleatorie  $X$  e  $Y$  sono indipendenti?

**Soluzione.** Innanzitutto troviamo la condizione soddisfatta da  $\lambda$  e  $\mu$  affinché le probabilità congiunte sommino a 1:

$$\begin{aligned} 1 &= \lambda + \frac{1}{8} + \frac{1}{16} + \frac{1}{4} + \mu + \frac{1}{4} = \lambda + \mu + \frac{11}{16} \implies \lambda + \mu = 1 - \frac{11}{16} = \frac{5}{16} \\ &\implies \lambda = \frac{5}{16} - \mu. \end{aligned}$$

1. Ricordiamo che  $\text{Cov}(X, Y) = \mathbf{E}(XY) - \mathbf{E}(X)\mathbf{E}(Y)$ . Calcoliamo questi valori attesi:

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(XY) &= \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^2 x_i y_j \mathbf{P}(X = x_i, Y = y_j) = \\ &= 0 \cdot 0 \cdot \lambda + 0 \cdot 1 \cdot \frac{1}{8} + 0 \cdot 2 \cdot \frac{1}{16} + 1 \cdot 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot 1 \cdot \mu + 1 \cdot 2 \cdot \frac{1}{4} = \\ &= \mu + \frac{1}{2},\end{aligned}$$

$$\mathbf{E}(X) = \sum_{i=0}^1 x_i \mathbf{P}(X = x_i) = 0 \cdot \mathbf{P}(X = 0) + 1 \cdot \mathbf{P}(X = 1) = \frac{1}{4} + \mu + \frac{1}{4} = \mu + \frac{1}{2},$$

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(Y) &= \sum_{j=0}^2 y_j \mathbf{P}(Y = y_j) = 0 \cdot \mathbf{P}(Y = 0) + 1 \cdot \mathbf{P}(Y = 1) + 2 \cdot \mathbf{P}(Y = 2) \\ &= \frac{1}{8} + \mu + 2 \left( \frac{1}{16} + \frac{1}{4} \right) = \mu + \frac{3}{4}.\end{aligned}$$

Quindi

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbf{E}(XY) - \mathbf{E}(X)\mathbf{E}(Y) = \mu + \frac{1}{2} - \left( \mu + \frac{1}{2} \right) \left( \mu + \frac{3}{4} \right) = \left( \mu + \frac{1}{2} \right) \left( \frac{1}{4} - \mu \right).$$

2. Ricordiamo che se  $X$  e  $Y$  sono indipendenti, allora  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ . Questo è verificato per  $\mu = -\frac{1}{2}$  e  $\mu = \frac{1}{4}$ . Il primo valore non è ammissibile perché negativo. Il secondo dà, insieme alla condizione trovata all'inizio dell'esercizio,  $\lambda = \frac{5}{16} - \mu = \frac{5}{16} - \frac{1}{4} = \frac{1}{16}$ . La tabella dei valori è in questo caso

$Y$	0	1	2	
$X$				
0	1/16	1/8	1/16	1/4
1	1/4	1/4	1/4	3/4
	5/16	3/8	5/16	1

Tuttavia le due variabili non sono indipendenti anche in questo caso poiché, ad esempio,

$$\mathbf{P}(X = 0)\mathbf{P}(Y = 0) = \frac{1}{4} \frac{5}{16} = \frac{5}{64} \neq \frac{1}{16} = \mathbf{P}(X = 0, Y = 0).$$

Si ricordi che  $(X, Y \text{ indipendenti})$  implica soltanto  $(\text{Cov}(X, Y) = 0)$ , non sono proposizioni equivalenti!

**Esercizio 4.** Si consideri il seguente campione di dati:

28	35	55	15	40	35	29	29	65	29	33	31	19	37
----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----

Trovare eventuali dati anomali e sospetti e tracciare un box-plot.

**Soluzione.** Ordiniamo i dati

15	19	28	29	29	29	31	33	35	35	37	40	55	65
----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----

Il primo quartile  $Q_1$  è il numero tale che  $1/4$  dei dati del campione è a sinistra di  $Q_1$ . Poiché  $(14 + 1)/4 = 15/4 = 3 + 3/4$  non è intero, si ottiene  $Q_1$  tramite la formula<sup>1</sup>  $Q_1 = (1 - 3/4) \cdot 28 + 3/4 \cdot 29 = 28.75$

Poiché  $15/2 = 7 + 1/2$  si ottiene  $Q_2$  come media dei valori ai posti 7 e 8, cioè  $Q_2 = \frac{31+33}{2} = 32$ . Infine, poiché  $15\frac{3}{4} = 11 + 1/4$  si ottiene  $Q_3$  tramite la formula  $Q_3 = (1 - 1/4) \cdot 37 + 1/4 \cdot 40 = 37.75$ .

L'interquartile range è dato da  $IQR = Q_3 - Q_1 = 9$ .

I dati anomali cadono negli intervalli

$$(-\infty, Q_1 - 3IQR] \cup [Q_3 + 3IQR, +\infty) = (-\infty, 1.75] \cup [64.75, +\infty)$$

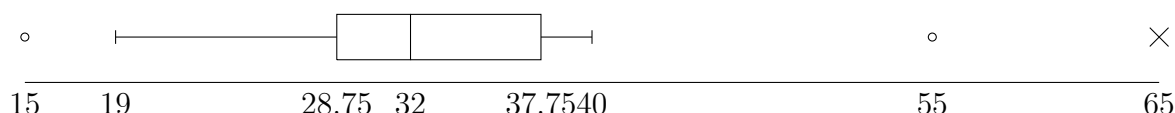
quindi 65 è un dato anomalo.

I dati sospetti cadono negli intervalli

$$(Q_1 - 3IQR, Q_1 - 1.5IQR] \cup [Q_3 + 1.5IQR, Q_3 + 3IQR) = (1.75, 15.25] \cup [51.25, 64.75)$$

quindi 15 e 55 sono dati sospetti.

Segue il box plot.



**Esercizio 5.** Siano  $a \in (0, 1)$  e  $b \in \mathbb{R}$  due parametri e sia  $X$  una variabile aleatoria distribuita con una densità di probabilità  $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  definita da

$$f(x) := \begin{cases} b a^x & \text{per } x \geq 0 \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

Trovare  $a$  e  $b$  tali che  $\mathbf{E}(X) = 2$ .

**Soluzione.** Poiché  $a \in (0, 1)$ , abbiamo  $\ln a < 0$ . Tenendo conto di questo, possiamo imporre che la densità di probabilità abbia integrale 1:

$$1 = \int_{\mathbb{R}} f(x) dx = \int_0^{+\infty} b a^x dx = \int_0^{+\infty} b e^{x \ln a} dx = \frac{b}{\ln a} e^{x \ln a} \Big|_0^{+\infty} = -\frac{b}{\ln a} \implies b = -\ln a.$$

Imponiamo che il valore atteso sia 2. Integrando per parti<sup>2</sup>:

$$\begin{aligned} 2 = \mathbf{E}(X) &= \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx = \int_0^{+\infty} b x a^x dx = \int_0^{+\infty} b x e^{x \ln a} dx \\ &= \frac{b}{\ln a} x e^{x \ln a} \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} \frac{b}{\ln a} e^{x \ln a} dx = -\frac{b}{|\ln a|^2} e^{x \ln a} \Big|_0^{+\infty} \\ &= \frac{b}{|\ln a|^2} \end{aligned}$$

<sup>1</sup>è accettata anche la soluzione in cui  $Q_1$  e  $Q_3$  sono calcolate con la media dei due valori.

<sup>2</sup> $\left(\frac{b}{\ln a} x e^{x \ln a}\right)' = \frac{b}{\ln a} e^{x \ln a} + b x e^{x \ln a}$

da cui ricaviamo

$$b = 2|\ln a|^2.$$

Risulta quindi

$$-\ln a = 2|\ln a|^2 \implies |\ln a| = 2|\ln a|^2 \implies |\ln a| = \frac{1}{2} \implies -\ln a = \frac{1}{2} \implies a = e^{-1/2},$$

$$b = -\ln a = -\ln e^{-1/2} = \frac{1}{2}.$$

In conclusione,

$$f(x) := \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-x/2} & \text{per } x \geq 0 \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$