

Esercizi di Calcolo delle Probabilità e Statistica

a.a.2024/2025
25/02/2025

Esercizio 1 *Vengono lanciati due dadi regolari a 6 facce.*

1. *Calcolare la probabilità che la somma dei valori ottenuti sia 9.*
2. *Calcolare la probabilità che la somma dei valori ottenuti sia maggiore di 9.*
3. *Calcolare la probabilità che almeno uno dei due dadi mostri un punteggio maggiore di 4.*
4. *Calcolare la probabilità che la somma dei risultati dei due dati sia maggiore di 9 sapendo che almeno un dado mostri un punteggio maggiore di 4.*

Soluzione: Per rispondere alle domande è sufficiente calcolare il rapporto tra i casi favorevoli e i casi possibili. Dalla tabella

	1	2	3	4	5	6
1	2	3	4	5	6	7
2	3	4	5	6	7	8
3	4	5	6	7	8	9
4	5	6	7	8	9	10
5	6	7	8	9	10	11
6	7	8	9	10	11	12

si ottiene:

1. $\mathbb{P}\{\text{la somma dei valori ottenuti sia } 9\} = \frac{4}{36} = \frac{1}{9};$
2. $\mathbb{P}\{\text{la somma dei valori ottenuti sia maggiore di } 9\} = \frac{6}{36} = \frac{1}{6};$
3. $\mathbb{P}\{\text{almeno uno dei due dadi mostri un punteggio maggiore di } 4\} = \frac{36-16}{36} = \frac{20}{36} = \frac{5}{9};$
4. ponendo

$$A := \{\text{la somma dei valori ottenuti sia maggiore di } 9\}$$

e

$$B := \{\text{almeno uno dei due dadi mostri un punteggio maggiore di } 4\}$$

si ha

$$\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{3}{10}.$$

■

Esercizio 2 Sia (X, Y) un vettore aleatorio uniformemente distribuito sull'insieme

$$D := \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : x \geq y^2 - 1, y \geq |x|\} .$$

1. Calcolare la costante di normalizzazione della densità di probabilità congiunta.
2. Verificare se le componenti del vettore sono indipendenti e in caso contrario calcolare la densità della probabilità condizionata della componente Y rispetto alla componente X .
3. Calcolare la matrice di covarianza di (X, Y) , ovvero

$$\begin{pmatrix} \text{Cov}(X, X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(Y, X) & \text{Cov}(Y, Y) \end{pmatrix} .$$

4. Calcolare la distribuzione della v.a. $Z := X \vee Y$.

Soluzione:

1.

$$\begin{aligned} |D| &= \int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 dx \int_{-x}^{\sqrt{x+1}} dy + \int_0^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} dx \int_x^{\sqrt{x+1}} dy \\ &= \int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 dx (\sqrt{x+1} + x) + \int_0^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} dx (\sqrt{x+1} - x) \\ &= \frac{2}{3} \left\{ 1 - \left(\frac{3-\sqrt{5}}{2} \right)^{\frac{3}{2}} \right\} - \frac{(1-\sqrt{5})^2}{8} + \\ &\quad + \frac{2}{3} \left\{ \left(\frac{3+\sqrt{5}}{2} \right)^{\frac{3}{2}} - 1 \right\} - \frac{(1+\sqrt{5})^2}{8} \\ &= \frac{2}{3} \left\{ \left(\frac{3+\sqrt{5}}{2} \right)^{\frac{3}{2}} - \left(\frac{3-\sqrt{5}}{2} \right)^{\frac{3}{2}} \right\} + \\ &\quad - \left(\frac{(1-\sqrt{5})^2}{8} + \frac{(1+\sqrt{5})^2}{8} \right) . \end{aligned}$$

2.

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \frac{1}{|D|} \left[(\sqrt{x+1} + x) \mathbf{1}_{\left[\frac{1-\sqrt{5}}{2}, 0\right]}(x) + (\sqrt{x+1} - x) \mathbf{1}_{\left[0, \frac{1+\sqrt{5}}{2}\right]}(x) \right] , \\ f_Y(y) &= \frac{1}{|D|} \left[2y \mathbf{1}_{\left[0, -\frac{1+\sqrt{5}}{2}\right]}(y) + (y - y^2 + 1) \mathbf{1}_{\left[-\frac{1+\sqrt{5}}{2}, \frac{1+\sqrt{5}}{2}\right]}(y) \right] . \end{aligned}$$

Considerando il punto $(0, \frac{1}{2})$ si ottiene che $f_{X,Y}(0, \frac{1}{2}) \neq f_X(0)f_Y(\frac{1}{2})$ e pertanto le componenti del vettore aleatorio (X, Y) non sono tra loro indipendenti. Quindi,

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{1}{\sqrt{x+1}+x} \mathbf{1}_{\{(x,y) \in \mathbb{R}^2 : x \in [\frac{1-\sqrt{5}}{2}, 0], x \geq y^2-1, y \geq |x|\}} + \frac{1}{\sqrt{x+1}-x} \mathbf{1}_{\{(x,y) \in \mathbb{R}^2 : x \in [0, \frac{1+\sqrt{5}}{2}], x \geq y^2-1, y \geq |x|\}}$$

3.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[XY] &= \frac{1}{|D|} \left[\int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 x dx \int_{-x}^{\sqrt{x+1}} y dy + \int_0^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} x dx \int_x^{\sqrt{x+1}} y dy \right] \\ &= \frac{1}{|D|} \left[\int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 dx \left(\frac{x^2+x-x^3}{2} \right) + \int_0^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} dx \left(\frac{x^2+x-x^3}{2} \right) \right] \\ &= \frac{1}{2|D|} \left[\frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2} - \frac{x^4}{4} \right]_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} = \dots \\ \mathbb{E}[X] &= \frac{1}{|D|} \int_{\mathbb{R}} dx f_X(x) x = \frac{1}{|D|} \left[\int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} dx x \sqrt{x+1} + \int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 x^2 dx - \int_0^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} x^2 dx \right] \\ &= \frac{1}{|D|} \left\{ \left[\frac{2}{3} u^{\frac{3}{2}} (u-1) \right]_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} - \frac{2}{3} \frac{2}{5} \left[u^{\frac{5}{2}} \right]_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} - \frac{(1-\sqrt{5})^3 + (1+\sqrt{5})^3}{24} \right\} \\ &= \dots \\ \mathbb{E}[X^2] &= \frac{1}{|D|} \int_{\mathbb{R}} dx f_X(x) x^2 = \frac{1}{|D|} \left[\int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} dx x^2 \sqrt{x+1} + \int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 x^3 dx - \int_0^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} x^3 dx \right] \\ &= \frac{1}{|D|} \left\{ \left[\frac{2}{3} u^{\frac{3}{2}} (u-1)^2 \right]_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} - \frac{4}{3} \int_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} u^{\frac{3}{2}} (u-1) du - \frac{(1-\sqrt{5})^4 + (1+\sqrt{5})^3}{2^6} \right\} \\ &= \frac{1}{|D|} \left\{ \left[\frac{2}{3} u^{\frac{3}{2}} (u-1)^2 \right]_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} - \frac{2^3}{3 \cdot 5} \left[u^{\frac{5}{2}} (u-1) \right]_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} + \frac{2^4}{3 \cdot 5 \cdot 7} \left[u^{\frac{7}{2}} \right]_{\frac{3-\sqrt{5}}{2}}^{\frac{3+\sqrt{5}}{2}} - \frac{(1-\sqrt{5})^4 + (1+\sqrt{5})^3}{2^6} \right\} = \dots \\ \mathbb{E}[Y] &= \int_{\mathbb{R}} dy f_Y(y) y = \frac{1}{|D|} \left[\frac{2}{3} \left[\left(\frac{-1+\sqrt{5}}{2} \right)^3 \right] + \left[\frac{y^3}{3} - \frac{y^4}{4} + \frac{y^2}{2} \right]_{\frac{-1+\sqrt{5}}{2}}^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} \right] = \dots \\ \mathbb{E}[Y^2] &= \int_{\mathbb{R}} dy f_Y(y) y^2 = \frac{1}{|D|} \left[\frac{1}{2} \left[\left(\frac{-1+\sqrt{5}}{2} \right)^4 \right] + \left[\frac{y^4}{4} - \frac{y^5}{5} + \frac{y^3}{3} \right]_{\frac{-1+\sqrt{5}}{2}}^{\frac{1+\sqrt{5}}{2}} \right] = \dots \end{aligned}$$

Dunque $Cov(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$, $Cov(X, X) = Var[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}^2[X]$ e $Cov(Y, Y) = Var[Y] = \mathbb{E}[Y^2] - \mathbb{E}^2[Y]$.

4.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{Z \leq z\} &= \mathbb{P}\{X \leq z, Y \leq z\} = \frac{1}{|D|} \int_{\{(x,y) \in \mathbb{R}^2: z \geq x \geq y^2 - 1, z \geq y \geq |x|\}} dx dy \\ &= \mathbf{1}_{(\frac{1+\sqrt{5}}{2}, +\infty]}(z) + \frac{1}{|D|} z^2 \mathbf{1}_{[0, -\frac{1+\sqrt{5}}{2}]}(z) + \mathbf{1}_{[-\frac{1+\sqrt{5}}{2}, \frac{1+\sqrt{5}}{2}]}(z) \frac{1}{|D|} \left[\int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 dx \int_{-x}^{\sqrt{x+1} \wedge z} dy + \frac{z^2}{2} \right], \end{aligned}$$

ma siccome

$$\begin{aligned} \int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 dx \int_{-x}^{\sqrt{x+1} \wedge z} dy + \frac{z^2}{2} &= \int_{\frac{1-\sqrt{5}}{2}}^0 dx \int_{-x}^{\sqrt{x+1}} dy - \int_{z^2-1}^0 dx \int_z^{\sqrt{x+1}} dy + \frac{z^2}{2} \\ &= \frac{2}{3} \left(1 - \left(\frac{3-\sqrt{5}}{2} \right)^{\frac{3}{2}} \right) - \frac{(1-\sqrt{5})^2}{8} - \left(\frac{1}{3} z^3 - z + \frac{2}{3} \right) + \frac{z^2}{2}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{Z \leq z\} &= \mathbf{1}_{(\frac{1+\sqrt{5}}{2}, +\infty]}(z) + \frac{1}{|D|} z^2 \mathbf{1}_{[0, -\frac{1+\sqrt{5}}{2}]}(z) + \mathbf{1}_{[-\frac{1+\sqrt{5}}{2}, \frac{1+\sqrt{5}}{2}]}(z) \frac{1}{|D|} \times \\ &\quad \times \left[-\frac{1}{3} z^3 + \frac{z^2}{2} - z - \frac{2}{3} \left(\frac{3-\sqrt{5}}{2} \right)^{\frac{3}{2}} - \frac{(1-\sqrt{5})^2}{8} \right]. \end{aligned}$$

■

Esercizio 3 Supponiamo di avere una successione di v.v.a.a. $\{X_n\}_{n \geq 0}$ sullo spazio di probabilità $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ che descrive una catena di Markov con 4 stati, $S = \{1, 2, 3, 4\}$ tale che: dallo stato 1 si transisce con probabilità $\frac{1}{4}$ allo stato 1 nonché con probabilità $\frac{3}{4}$ allo stato 2. Dallo stato 2, si transisce con probabilità $\frac{2}{3}$ allo stato 3 e con probabilità $\frac{1}{3}$ allo stato 4. Dallo stato 3 si transisce con probabilità $\frac{1}{3}$ allo stato 1 e con probabilità $\frac{2}{3}$ allo stato 3. Dallo stato 4 si transisce con probabilità $\frac{1}{4}$ allo stato 2 e con probabilità $\frac{3}{4}$ allo stato 4.

1. Scrivere la matrice di probabilità di transizione tra gli stati della catena, elencarne le classi di equivalenza e calcolarne il periodo.
2. Calcolare, se esistono, $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{1,3}^{(2n)}$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{3,4}^{(n)}$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{2,4}^{(2n)}$ e $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\{\omega \in \Omega : X_n(\omega) = 1\}$.

Soluzione:

1.

$$P = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & \frac{3}{4} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & 0 & \frac{2}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{3}{4} \end{pmatrix}$$

Esiste un'unica classe d'equivalenza aperiodica.

2. Per quanto esposto al punto precedente vale il Teorema Ergodico, perciò $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{1,3}^{(2n)} = \pi_3$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{3,4}^{(n)} = \pi_4$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{2,4}^{(2n)} = \pi_4$ e $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\{\omega \in \Omega : X_n(\omega) = 1\} = \pi_1$ dove $(\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4)$

risolve

$$\begin{cases} \frac{1}{4}\pi_1 + \frac{1}{3}\pi_3 = \pi_1 \\ \frac{3}{4}\pi_1 + \frac{1}{4}\pi_4 = \pi_2 \\ \frac{2}{3}\pi_2 + \frac{2}{3}\pi_3 = \pi_3 \\ \frac{1}{3}\pi_2 + \frac{3}{4}\pi_4 = \pi_4 \end{cases},$$

$$\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$$

ovvero, $\pi_1 = \frac{2}{3}\pi_4, \pi_2 = \frac{3}{4}\pi_4, \pi_3 = \frac{3}{2}\pi_4, \pi_4 = \frac{12}{47}$.

■

Esercizio 4 Sia $\{E_i\}_{i \geq 1}$ una successione di eventi stocasticamente indipendenti subordinatamente alla conoscenza di un parametro Θ , che si assume essere una v.a. la cui distribuzione di probabilità a priori è descritta dalla funzione di ripartizione (distribuzione)

$$F_{\Theta}(\theta) := C \int_{-\infty}^{\theta} dy y \sqrt{1-y} \mathbf{1}_{[0,1]}(y),$$

tale che $\mathbb{P}(E_i|\Theta) = \Theta$. Dopo le prime quattro osservazioni si registra che il primo ed il quarto evento sono accaduti, mentre il secondo ed il terzo evento non sono stati osservati.

1. Calcolare la densità di probabilità a posteriori di Θ e il suo punto di massimo.
2. Calcolare la covarianza a posteriori degli eventi E_6 e E_7 .
3. Calcolare densità di probabilità a posteriori della v.a. $Z = \Theta^{-1}$.

Soluzione:

1. Consideriamo le vv.aa. $\xi_i := \mathbf{1}_{E_i}, i = 1, \dots, 4$. La densità a posteriori di Θ dato il vettore aleatorio $(\xi_1, \xi_2, \xi_3, \xi_4)$ sarà

$$\begin{aligned} \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) &= \\ \pi_4(\Theta = \theta | \{\omega \in \Omega : (\xi_1, \xi_2, \xi_3, \xi_4) = (1, 0, 0, 1)\}) &= \\ K \mathbb{P}(\{\omega \in \Omega : (\xi_1, \xi_2, \xi_3, \xi_4) = (1, 0, 0, 1)\} | \Theta = \theta) \pi_0(\theta) &= \\ = K \mathbb{P}(E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4 | \Theta = \theta) \pi_0(\theta) &= \\ = K \mathbb{P}(E_1 | \Theta = \theta) \mathbb{P}(E_2^c | \Theta = \theta) \times & \\ \times \mathbb{P}(E_3^c | \Theta = \theta) \mathbb{P}(E_4 | \Theta = \theta) \pi_0(\theta) &= \\ K \mathbb{P}(E_1 | \Theta = \theta) (1 - \mathbb{P}(E_2 | \Theta = \theta)) (1 - \mathbb{P}(E_3 | \Theta = \theta)) \times & \\ \times \mathbb{P}(E_4 | \Theta = \theta) \pi_0(\theta) = K \theta^2 (1 - \theta)^2 \pi_0(\theta) &= \\ = \frac{13 \cdot 11 \cdot 7}{5 \cdot 8} \theta^3 (1 - \theta)^{\frac{5}{2}} & \end{aligned}$$

dove:

- (a) nel terzultimo passaggio si è usato che gli eventi $E_i, i \geq 1$, sono stocasticamente indipendenti subordinatamente alla conoscenza di Θ ;

(b)

$$\pi_0(\theta) := \frac{d}{d\theta} F_{\Theta}(\theta) = C\theta(1-\theta)^{\frac{1}{2}} \mathbf{1}_{[0,1]}(\theta)$$

con C tale che

$$\begin{aligned} 1 &= C F_{\Theta}(1) = C \int_0^1 dy y (1-y)^{\frac{1}{2}} \\ &= C \frac{\Gamma(2) \Gamma(\frac{3}{2})}{\Gamma(\frac{7}{2})} = C \frac{4}{15} \implies C = \frac{15}{4}; \end{aligned}$$

(c) K è tale che

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{\mathbb{R}} d\theta \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \\ &= \int_{\mathbb{R}} d\theta K \theta^2 (1-\theta)^2 \pi_0(\theta) \\ &= \frac{15}{4} K \int_0^1 d\theta \theta^3 (1-\theta)^{\frac{5}{2}} \\ &= K \frac{15 \Gamma(4) \Gamma(\frac{7}{2})}{4 \Gamma(\frac{15}{2})} \implies K = \frac{13 \cdot 11 \cdot 7}{5 \cdot 8}. \end{aligned}$$

Il valore per cui la funzione $[0,1] \ni \theta \rightarrow \theta^3(1-\theta)^{\frac{5}{2}} \in [0,1]$ ammette un punto di massimo è $\theta_0 = \frac{6}{11}$.

2. La covarianza a posteriori degli eventi E_6 e E_7 è

$$\begin{aligned}
& \mathbb{P}(E_6 \cap E_7 | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) - \mathbb{P}(E_6 | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \times \\
& \quad \times \mathbb{P}(E_7 | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \\
&= \int_0^1 d\theta \mathbb{P}(E_6 \cap E_7 | \Theta = \theta) \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) + \\
& \quad - \int_0^1 d\theta \mathbb{P}(E_6 | \Theta = \theta) \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \times \\
& \quad \times \int_0^1 d\theta \mathbb{P}(E_7 | \Theta = \theta) \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \\
&= \int_0^1 d\theta \mathbb{P}(E_6 | \Theta = \theta) \mathbb{P}(E_7 | \Theta = \theta) \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) + \\
& \quad - \int_0^1 d\theta \mathbb{P}(E_6 | \Theta = \theta) \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \times \\
& \quad \times \int_0^1 d\theta \mathbb{P}(E_7 | \Theta = \theta) \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \\
&= k \int_0^1 d\theta \theta^5 (1 - \theta)^{\frac{5}{2}} - k^2 \left(\int_0^1 d\theta \theta^4 (1 - \theta)^{\frac{5}{2}} \right)^2 \\
&= k \left[\frac{\Gamma(6) \Gamma(\frac{7}{2})}{\Gamma(\frac{19}{2})} - k \left(\frac{\Gamma(5) \Gamma(\frac{7}{2})}{\Gamma(\frac{17}{2})} \right)^2 \right]
\end{aligned}$$

dove $k = \frac{15}{4}K = \frac{3 \cdot 7 \cdot 11 \cdot 13}{32}$.

3. La funzione di ripartizione a posteriori di Z è

$$\begin{aligned}
& \mathbb{P}(\{Z \leq z\} | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) = \\
& \mathbb{P}(\{\Theta^{-1} \leq z\} | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) = \\
& \mathbb{P}\left(\left\{\Theta \geq \frac{1}{z}\right\} | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4\right) = \\
& 1 - \mathbb{P}\left(\left\{\Theta \leq \frac{1}{z}\right\} | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4\right) = \\
& 1 - \int_0^{\frac{1}{z}} d\theta \pi_4(\Theta = \theta | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) = \\
& \quad 1 - k \int_0^{\frac{1}{z}} d\theta \theta^3 (1 - \theta)^{\frac{5}{2}} .
\end{aligned}$$

Pertanto

$$\begin{aligned}
f_Z(z) &= \frac{d}{dz} \mathbb{P}(\{Z \leq z\} | E_1 \cap E_2^c \cap E_3^c \cap E_4) \\
&= k \left(\frac{1}{z}\right)^5 \left(1 - \frac{1}{z}\right)^{\frac{5}{2}} = k \frac{(z-1)^{\frac{5}{2}}}{z^{\frac{15}{2}}} .
\end{aligned}$$

■