

Esercizio 1. Un'urna ha 4 palline numerate con i numeri 1, 2, 4, 5.

D1) Si estraggono a caso 4 palline, una alla volta e con reiserimento. Sia X la variabile aleatoria che conta il numero di palline con numero pari estratte. Trovare la densità discreta di X .

D2) Si estraggono a caso 2 palline in blocco. Sia Y la variabile aleatoria che indica la differenza tra il massimo e il minimo tra i due numeri estratti. Trovare la densità discreta di Y .

D3) Si estraggono a caso palline, una alla volta e con reinserimento. Sia Z la variabile aleatoria che conta il numero di palline estratte fino a quando esce per la prima volta il numero 4. Calcolare la probabilità che Z assuma un valore multiplo di 3, cioè un valore nell'insieme $\{3h : h \geq 1 \text{ intero}\}$.

Esercizio 2. Sia $q \in (0, \frac{1}{2})$ arbitrariamente fissato. Si lancia un dado equo: se esce un numero pari si lancia una moneta, e la probabilità che esca testa lanciandola è uguale a q ; se esce un numero dispari si lancia un'altra moneta, e la probabilità che esca testa lanciandola è uguale a $2q$.

D4) Calcolare la probabilità che esca testa nel lancio di moneta che si effettua, e trovare il valore di q (se esiste) per cui questa probabilità è uguale a $\frac{5}{8}$.

Esercizio 3. Sia $q \in (0, 1)$ arbitrariamente fissato. Consideriamo la seguente densità congiunta discreta:

$$p_{X_1, X_2}(0, 0) = q, \quad p_{X_1, X_2}(0, 1) = \frac{1-q}{2} \text{ e } p_{X_1, X_2}(1, 0) = \frac{1-q}{2}.$$

D5) Verificare che $\text{Cov}(X_1, X_2) = -\left(\frac{1-q}{2}\right)^2$.

D6) Calcolare $P(X_1 = 0 | X_1 + X_2 = 1)$, e verificare che non dipende da q .

Esercizio 4. Siano $b > 0$ arbitrariamente fissato. Sia X una variabile aleatoria con densità continua $f_X(x) = \frac{2x}{b^2} 1_{(0, b)}(x)$.

D7) Trovare la funzione di distribuzione di $Y = \sqrt{X+1}$.

D8) Calcolare $P(X < \frac{3}{4}b)$, e verificare che non dipende da b .

Esercizio 5. Poniamo $\Phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-\frac{x^2}{2}} dx$.

D9) Sia X una variabile aleatoria Normale con media 0 e varianza 16. Verificare che $P(|X| < 4) = 2\Phi(1) - 1$.

D10) Sia $\{X_n : n \geq 1\}$ una successione di variabili aleatorie i.i.d. con media $\mu \in \mathbb{R}$ e varianza 25. Calcolare

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\sqrt{n} < X_1 + \cdots + X_n - n\mu < 2\sqrt{n}),$$

esprimendo il risultato con la funzione Φ .

Esercizio 6. Sia $\{X_n : n \geq 1\}$ una catena di Markov omogenea su $E = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ e con matrice di transizione

$$P = \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1-q & 0 & q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 13/40 & 7/40 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

dove $q \in [0, 1]$.

D11) Sia $q = 0$. Calcolare $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{12}^{(n)}$, dopo aver motivato l'esistenza di tale limite.

D12) Sia $q \neq 0$. Calcolare la probabilità di passaggio (assorbimento) nello stato 4 partendo da ciascuno degli stati 1, 2, 3.

Cenno alle soluzioni (Ogni segnalazione di errori o sviste (sempre possibili) è gradita)

Esercizio 1.

D1) Si ha $p_X(k) = \binom{4}{k}(\frac{1}{2})^4$ per $k \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$, e quindi

$$p_X(0) = \frac{1}{16}, p_X(1) = \frac{4}{16}, p_X(2) = \frac{6}{16}, p_X(3) = \frac{4}{16}, p_X(4) = \frac{1}{16}.$$

D2) Ciascuno dei sottoinsiemi di due elementi di $\{1, 2, 4, 5\}$ ha la stessa probabilità di essere estratto: $\{1, 2\}, \{1, 4\}, \{1, 5\}, \{2, 4\}, \{2, 5\}, \{4, 5\}$. Quindi si ha

$$p_Y(1) = P(\{\{1, 2\}, \{4, 5\}\}) = \frac{2}{6}; p_Y(2) = P(\{\{2, 4\}\}) = \frac{1}{6};$$

$$p_Y(3) = P(\{\{1, 4\}, \{2, 5\}\}) = \frac{2}{6}; p_Y(4) = P(\{\{1, 5\}\}) = \frac{1}{6}.$$

D3) La probabilità richiesta è uguale a

$$\sum_{h \geq 1} \left(1 - \frac{1}{4}\right)^{3h-1} \frac{1}{4} = \frac{1/4}{3/4} \sum_{h \geq 1} \left(\frac{3}{4}\right)^{3h} = \frac{1}{3} \sum_{h \geq 1} \left(\frac{27}{64}\right)^h = \frac{1}{3} \frac{27/64}{1 - 27/64} = \frac{9}{37}.$$

Esercizio 2.

D4) Con notazioni ovvie, usando la formula delle probabilità totali si ha

$$P(T) = P(T|M_1)P(M_1) + P(T|M_2)P(M_2) = q\frac{3}{6} + 2q\frac{3}{6} = \frac{3}{2}q.$$

Inoltre il valore richiesto di q deve soddisfare la condizione $\frac{3}{2}q = \frac{5}{8}$, da cui segue $q = \frac{5}{12}$.

Esercizio 3.

D5) Le densità marginali sono: $p_{X_1}(0) = p_{X_1, X_2}(0, 0) + p_{X_1, X_2}(0, 1) = q + \frac{1-q}{2}$ e $p_{X_1}(1) = p_{X_1, X_2}(1, 0) = \frac{1-q}{2}$; $p_{X_2}(0) = p_{X_1, X_2}(0, 0) + p_{X_1, X_2}(1, 0) = q + \frac{1-q}{2}$ e $p_{X_2}(1) = p_{X_1, X_2}(0, 1) = \frac{1-q}{2}$. Quindi X_1 e X_2 hanno distribuzione Bernoulliana di parametro $\frac{1-q}{2}$ e si ha $\mathbb{E}[X_1] = \mathbb{E}[X_2] = \frac{1-q}{2}$. Inoltre

$$\mathbb{E}[X_1 X_2] = 0 \cdot 0 \cdot p_{X_1, X_2}(0, 0) + 0 \cdot 1 \cdot p_{X_1, X_2}(0, 1) + 1 \cdot 0 \cdot p_{X_1, X_2}(1, 0) = 0,$$

e quindi $\text{Cov}(X_1, X_2) = \mathbb{E}[X_1 X_2] - \mathbb{E}[X_1]\mathbb{E}[X_2] = -\left(\frac{1-q}{2}\right)^2$.

D6) Si ha

$$\begin{aligned} P(X_1 = 0 | X_1 + X_2 = 1) &= \frac{P(\{X_1 = 0\} \cap \{X_1 + X_2 = 1\})}{P(X_1 + X_2 = 1)} \\ &= \frac{P(\{X_1 = 0\} \cap \{X_2 = 1\})}{P(X_1 + X_2 = 1)} = \frac{p_{X_1, X_2}(0, 1)}{p_{X_1, X_2}(0, 1) + p_{X_1, X_2}(1, 0)} = \frac{(1-q)/2}{(1-q)/2 + (1-q)/2} = \frac{1}{2}, \end{aligned}$$

che effettivamente non dipende da q .

Esercizio 4.

D7) Si ha $P(1 \leq Y \leq \sqrt{b+1}) = 1$ e quindi

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{se } y \leq 1, \\ (*) & \text{se } 1 < y < \sqrt{b+1}, \\ 1 & \text{se } y \geq \sqrt{b+1}. \end{cases}$$

Per $y \in (1, \sqrt{b+1})$ si ha

$$(*) = P(\sqrt{X+1} \leq y) = P(X+1 \leq y^2) = P(X \leq y^2 - 1) = \int_0^{y^2-1} \frac{2x}{b^2} dx = \left[\frac{x^2}{b^2} \right]_{x=0}^{x=y^2-1} = \frac{(y^2-1)^2}{b^2}.$$

D8) Si ha

$$P\left(X < \frac{3}{4}b\right) = \int_0^{\frac{3}{4}b} \frac{2x}{b^2} dx = \left[\frac{x^2}{b^2}\right]_{x=0}^{x=\frac{3}{4}b} = \frac{(\frac{3}{4}b)^2}{b^2} = \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{9}{16},$$

che effettivamente non dipende da b .

Esercizio 5.

D9) La variabile aleatoria $X^* = X/\sqrt{16} = X/4$ ha distribuzione Normale standard. Allora si ha

$$\begin{aligned} P(|X| < 4) &= P(-4 < X < 4) = P\left(-\frac{4}{4} < X^* < \frac{4}{4}\right) = P(-1 < X^* < 1) \\ &= \Phi(1) - \Phi(-1) = \Phi(1) - (1 - \Phi(1)) = 2\Phi(1) - 1. \end{aligned}$$

D10) Si ha

$$\begin{aligned} P(\sqrt{n} < X_1 + \dots + X_n - n\mu < 2\sqrt{n}) \\ = P\left(\frac{\sqrt{n}}{\sqrt{25}\sqrt{n}} < \frac{X_1 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{25}\sqrt{n}} < \frac{2\sqrt{n}}{\sqrt{25}\sqrt{n}}\right) = P\left(\frac{1}{5} < \frac{X_1 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{25}\sqrt{n}} < \frac{2}{5}\right) \end{aligned}$$

e, per il Teorema Limite Centrale, possiamo concludere che

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\sqrt{n} < X_1 + \dots + X_n - n\mu < 2\sqrt{n}) = \Phi\left(\frac{2}{5}\right) - \Phi\left(\frac{1}{5}\right).$$

Esercizio 6.

D11) Essendo $q = 0$ si ha

$$P = \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 13/40 & 7/40 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

La classe $\{1, 2\}$ è chiusa e irriducibile. Inoltre la catena ristretta a $\{1, 2\}$ è regolare (per l'Osservazione 5.16; infatti qui abbiamo $p_{11} > 0$). Quindi si può applicare il Teorema di Markov alla catena ristretta a $\{1, 2\}$, e si ha

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{12}^{(n)} = \pi_2$$

dove (π_1, π_2) è l'unica distribuzione stazionaria per la catena ristretta a $\{1, 2\}$. Per la distribuzione stazionaria si ha

$$\begin{cases} \pi_1 = \frac{\pi_1}{2} + \pi_2 \\ \pi_2 = \frac{\pi_1}{2} \end{cases}$$

e, da entrambe le equazioni, si ottiene $\pi_1 = 2\pi_2$; poi, tenendo conto che $\pi_1 + \pi_2 = 1$, si ha $3\pi_2 = 1$ e $\pi_2 = \frac{1}{3}$ che è il limite richiesto (per completezza possiamo anche dire che la distribuzione stazionaria è $(\pi_1, \pi_2) = (2/3, 1/3)$).

D12) Sia $C = \{4\}$; allora l'insieme degli stati che non appartengono a C e che comunicano con C è $D_C = \{1, 2, 3\}$. In corrispondenza le probabilità di passaggio (assorbimento) in 4 partendo da 1, 2 e 3 sono λ_1 , λ_2 e λ_3 rispettivamente, e sono le soluzioni del seguente sistema:

$$\begin{cases} \lambda_1 = \frac{\lambda_1}{2} + \frac{\lambda_2}{2} \\ \lambda_2 = (1 - q)\lambda_1 + q\lambda_3 \\ \lambda_3 = \frac{13}{40} + \frac{\lambda_3}{2}. \end{cases}$$

Con semplici calcoli si ottiene $\lambda_1 = \lambda_2$ dalla prima equazione e, sostituendo nella seconda equazione, si ottiene (ancora con semplici calcoli) $\lambda_2 = \lambda_3$ (ricordando che $q \neq 0$). Dalla terza equazione (ancora con semplici calcoli) si ottiene $\lambda_3 = \frac{13}{20}$. In conclusione si ha

$$\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \frac{13}{20}.$$

Osservazione. Partendo da 1 o da 2, prima o poi si arriva in 3; quindi non sorprende che λ_1 e λ_2 coincidono con λ_3 . Inoltre il valore $\lambda_3 = \frac{13}{20}$ può essere interpretato come la probabilità p_{34} di andare dallo stato 3 allo stato 4, diviso la probabilità $p_{34} + p_{35}$ di lasciare lo stato 3 (in effetti, lasciando lo stato 3, si ha l'assorbimento in uno dei due stati assorbenti 4 e 5); infatti

$$\frac{p_{34}}{p_{34} + p_{35}} = \frac{13/40}{13/40 + 7/40} = \frac{13}{20} = \lambda_3.$$