

Calcolo delle Probabilità

Anno accademico: 2017-2018. Titolare del corso: Claudio Macchi

Appello del 9 Febbraio 2018

Esercizi 1,2,3,4,5 per gli studenti che sostengono l'esame da 6 crediti.

Esercizi 1,2,3,4,5,6 per gli studenti che sostengono l'esame da 8 crediti.

Esercizio 1.

Si lancia un dado equo 3 volte.

D1) Calcolare la probabilità che escano 2 numeri dispari in un qualsiasi ordine.

D2) Calcolare la probabilità che escano 2 numeri dispari e il numero 4 in un qualsiasi ordine.

D3) Calcolare la probabilità di ottenere la sequenza (dispari, 4, dispari) sapendo che si è verificato l'evento alla domanda precedente.

Esercizio 2.

Un'urna ha 3 palline bianche e 2 nere. Si estrae una pallina a caso, e viene reinserita insieme ad un'altra pallina dello stesso colore di quella estratta. Poi si estraggono a caso due palline in blocco.

D4) Calcolare la probabilità che le due palline estratte in blocco siano di colori diversi.

Esercizio 3.

Sia $p_1, p_2 \in (0, 1)$ fissati. Consideriamo la seguente densità congiunta: $p_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = p_1^{x_1}(1-p_1)p_2^{x_2}(1-p_2)$, per $x_1, x_2 \geq 0$ interi.

D5) Calcolare $P(X_1 = 1 | X_1 + X_2 = 1)$.

D6) Calcolare $P(X_1 = X_2)$.

Esercizio 4. Sia X una variabile aleatoria continua con densità $f_X(x) = \frac{\log x}{a \log a - a + 1} 1_{(1, a)}(x)$ per $a > 1$.

D7) Calcolare $\mathbb{E} \left[\frac{1}{\log X} \right]$.

D8) Trovare la funzione di distribuzione di $Y = \log X$.

Suggerimento: una primitiva di $g(x) = \log x$ è $G(x) = x \log x - x$.

Esercizio 5.

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

D9) Siano X e Y due variabili aleatorie Normali indipendenti, centrate e di varianze 9 e 16 rispettivamente. Calcolare $P(X + Y > 5)$ esprimendo tale valore con la funzione $\Phi(y)$ per qualche $y \geq 0$.

D10) Sia $\{X_n : n \geq 1\}$ una successione di variabili aleatorie i.i.d. (indipendenti e identicamente distribuite), con distribuzione uniforme su $(1, 2)$. Trovare il valore di $y \in \mathbb{R}$ per cui si ha

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left(\frac{X_1 + \dots + X_n - \frac{3}{2}n}{\sqrt{n}} \leq \frac{y}{\sqrt{12}} \right) = \Phi(1/2).$$

Esercizio 6.

Consideriamo una catena di Markov omogenea $\{X_n : n \geq 0\}$ con spazio degli stati $E = \{1, 2, 3, 4\}$ e matrice di transizione

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & (1-p)/2 & p/2 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix},$$

dove $p \in (0, 1)$.

D11) Calcolare la probabilità che, partendo da $i \in \{1, 2\}$, la catena raggiunga lo stato 3 evitando lo stato 4.

D12) Trovare le distribuzioni stazionarie (potrebbe essere una sola ...).

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

Esercizio 1.

D1) Per la teoria della distribuzione Binomiale la probabilità richiesta è $\binom{3}{2}(\frac{1}{2})^3 = \frac{3}{8}$.

D2) Per la teoria della distribuzione Multinomiale la probabilità richiesta è $\frac{3!}{2!1!0!}(\frac{3}{6})^2(\frac{1}{6})^1(\frac{2}{6})^0 = \frac{1}{8}$.

Osservazione: si ottiene lo stesso valore per l'evento "escono 2 numeri dispari e il numero 2" e per l'evento "escono 2 numeri dispari e il numero 6"; inoltre, se si sommano queste tre probabilità, si ottiene $\frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8} = \frac{3}{8}$ che coincide (come deve) con la probabilità che escano 2 numeri dispari che abbiamo calcolato alla prima domanda.

D3) Viene richiesta una probabilità condizionata ed usiamo la notazione $P(A|B)$. Si ha $A \subset B$ e quindi $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A)}{P(B)}$. Inoltre si ha $P(A) = \frac{3}{6} \frac{1}{6} \frac{3}{6} = \frac{1}{24}$, mentre il valore $P(B)$ è quello calcolato nella domanda precedente, cioè quindi $P(B) = \frac{1}{8}$. In conclusione $P(A|B) = \frac{1/24}{1/8} = \frac{1}{3}$.

Osservazione: il valore $1/3$ ottenuto è in accordo con il fatto che l'evento B si verifica in uno dei seguenti tre casi, i quali sono equiprobabili: (dispari, dispari, 4), (dispari, 4, dispari), (4, dispari, dispari).

Esercizio 2.

D4) Indichiamo con E l'evento di cui vogliamo calcolare la probabilità. Sia B l'evento "estratta bianca" alla prima estrazione. Allora, per la formula delle probabilità totali, la probabilità richiesta è

$$P(E) = P(E|B)P(B) + P(E|B^c)P(B^c) = \frac{\binom{4}{1}\binom{2}{1}}{\binom{6}{2}} \frac{3}{5} + \frac{\binom{3}{1}\binom{3}{1}}{\binom{6}{2}} \frac{2}{5} = \frac{24 + 18}{75} = \frac{14}{25}.$$

Esercizio 3.

D5) Si ha

$$\begin{aligned} P(X_1 = 1 | X_1 + X_2 = 1) &= \frac{P(\{X_1 = 1\} \cap \{X_1 + X_2 = 1\})}{P(X_1 + X_2 = 1)} = \frac{P(\{X_1 = 1\} \cap \{X_2 = 0\})}{P(X_1 + X_2 = 1)} \\ &= \frac{p_{X_1, X_2}(1, 0)}{p_{X_1, X_2}(1, 0) + p_{X_1, X_2}(0, 1)} = \frac{p_1(1 - p_1)(1 - p_2)}{p_1(1 - p_1)(1 - p_2) + (1 - p_1)p_2(1 - p_2)} = \frac{p_1}{p_1 + p_2}. \end{aligned}$$

D6) Si ha

$$\begin{aligned} P(X_1 = X_2) &= \sum_{k=0}^{\infty} p_{X_1, X_2}(k, k) = \sum_{k=0}^{\infty} p_1^k(1 - p_1)p_2^k(1 - p_2) \\ &= (1 - p_1)(1 - p_2) \sum_{k=0}^{\infty} (p_1 p_2)^k = \frac{(1 - p_1)(1 - p_2)}{1 - p_1 p_2}. \end{aligned}$$

Esercizio 4.

D7) Si ha

$$\mathbb{E} \left[\frac{1}{\log X} \right] = \int_1^a \frac{1}{\log x} \cdot \frac{\log x}{a \log a - a + 1} dx = \int_1^a \frac{1}{a \log a - a + 1} dx = \left[\frac{x}{a \log a - a + 1} \right]_{x=1}^{x=a} = \frac{a - 1}{a \log a - a + 1}.$$

Osservazione: in alternativa (però non conviene) si potrebbe trovare la densità continua f_Z di $Z = \frac{1}{\log X}$, e poi calcolare $\int_{-\infty}^{\infty} z f_Z(z) dz$.

D8) Si ha $P(0 \leq Y \leq \log a) = 1$, da cui segue $F_Y(y) = 0$ per $y \leq 0$ e $F_Y(y) = 1$ per $y \geq \log a$. Per $y \in (0, \log a)$ si ha

$$F_Y(y) = P(\log X \leq y) = P(X \leq e^y) = \int_1^{e^y} \frac{\log x}{a \log a - a + 1} dx = \left[\frac{x \log x - x}{a \log a - a + 1} \right]_{x=1}^{x=e^y} = \frac{ye^y - e^y + 1}{a \log a - a + 1}.$$

Osservazione: la densità continua di Y è $f_Y(y) = \frac{ye^y}{a \log a - a + 1} 1_{(0, \log a)}(y)$, e in corrispondenza

$$\int_0^{\log a} \frac{1}{y} \cdot \frac{ye^y}{a \log a - a + 1} dy = \int_0^{\log a} \frac{e^y}{a \log a - a + 1} dy = \left[\frac{e^y}{a \log a - a + 1} \right]_{y=0}^{y=\log a} = \frac{a - 1}{a \log a - a + 1}$$

coincide (come deve) con $\mathbb{E} \left[\frac{1}{\log X} \right]$ calcolato nella domanda precedente.

Esercizio 5.

D9) Si ha

$$P(X + Y > 5) = P\left(\frac{X + Y - 0}{\sqrt{9 + 16}} > \frac{5 - 0}{\sqrt{9 + 16}}\right) = 1 - P\left(\frac{X + Y - 0}{\sqrt{9 + 16}} \leq 1\right) = 1 - \Phi(1).$$

D10) Le variabili aleatorie $\{X_n : n \geq 1\}$ hanno media $\frac{1+2}{2} = \frac{3}{2}$ e varianza $\frac{(2-1)^2}{12} = \frac{1}{12}$. Allora, ponendo $\sigma = 1/\sqrt{12}$, per il teorema limite centrale si ha

$$P\left(\frac{X_1 + \dots + X_n - \frac{3}{2}n}{\sqrt{n}} \leq \frac{y}{\sqrt{12}}\right) = P\left(\frac{X_1 + \dots + X_n - \frac{3}{2}n}{\sigma\sqrt{n}} \leq \frac{y}{\sigma\sqrt{12}}\right) \rightarrow \Phi\left(\frac{y}{\sigma\sqrt{12}}\right) = \Phi(y).$$

In corrispondenza si ha $y = \frac{1}{2}$.

Esercizio 6.

D11) Dobbiamo considerare la matrice di transizione

$$\tilde{P} = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & (1-p)/2 & p/2 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

dove $\{3, 4\}$ vengono resi stati assorbenti. Dobbiamo considerare il sistema delle probabilità di passaggio per $C = \{3\}$ tenendo conto che $D_C = \{1, 2\}$. Si ha

$$\begin{cases} \lambda_1 = \frac{1-p}{2} + \frac{1}{2}\lambda_2 \\ \lambda_2 = \frac{1}{3} + \frac{1}{3}\lambda_2, \end{cases} \quad \begin{cases} \lambda_1 = \frac{1-p}{2} + \frac{1}{2}\lambda_2 \\ \frac{2}{3}\lambda_2 = \frac{1}{3}, \end{cases} \quad \begin{cases} \lambda_1 = \frac{1-p}{2} + \frac{1}{4} = \frac{3-2p}{4} \\ \lambda_2 = \frac{1}{2}. \end{cases}$$

D12) Sia $\pi = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4)$ una generica distribuzione stazionaria. Allora si ha

$$(\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4) \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & (1-p)/2 & p/2 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4)$$

da cui si ottiene il seguente sistema

$$\begin{cases} 0 = \pi_1 \\ \frac{1}{2}\pi_1 + \frac{1}{3}\pi_2 = \pi_2 \\ \frac{1-p}{2}\pi_1 + \frac{1}{3}\pi_2 + \frac{1}{2}\pi_3 + \frac{1}{2}\pi_4 = \pi_3 \\ \frac{p}{2}\pi_1 + \frac{1}{3}\pi_2 + \frac{1}{2}\pi_3 + \frac{1}{2}\pi_4 = \pi_4, \end{cases} \quad \begin{cases} \pi_1 = 0 \\ \pi_2 = 0 \\ \pi_3 = \pi_4 \\ \pi_3 = \pi_4. \end{cases}$$

Quindi, essendo $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$, si ottiene $\pi_3 = \pi_4 = \frac{1}{2}$; in conclusione l'unica distribuzione invariante è $\pi = (0, 0, 1/2, 1/2)$.

Osservazione: Si poteva raggiungere questa stessa conclusione senza fare calcoli osservando che: $T = \{1, 2\}$ è la classe degli stati transitori (quindi $\pi_1 = \pi_2 = 0$); $C = \{3, 4\}$ è una classe chiusa irriducibile e la catena ristretta a C ha matrice di transizione con somma degli elementi di ogni colonna uguale a 1 (quindi l'unica distribuzione invariante della sottocatena ristretta a C è $(\pi_3, \pi_4) = (1/2, 1/2)$).