

FACOLTÀ DI INGEGNERIA  
CALCOLO DELLE PROBABILITÀ E STATISTICA  
INGEGNERIA CIVILE E A&T E INFORMATICA

SECONDA PROVA DI VALUTAZIONE IN ITINERE - 16 GIUGNO 2023  
A.A. 2022-2023

**Durata della prova 2 h**

**Punteggi: 1)** 4 + 4 + 5 + 5; **2)** 4 + 4 + 4.

**Totale = 30.**

**Esercizio 1** Sia data la funzione  $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^+$  definita dalla seguente espressione

$$f(x, y) = \begin{cases} ky^2 & \text{se } x \in [-1, 1], y \in [0, 1], y > |x|; \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

- (i) Determinare  $k$  affinché sia la densità congiunta di un vettore aleatorio  $(X, Y)$ . Trovare inoltre le densità marginali di  $X$  e  $Y$ .
- (ii) Calcolare la densità condizionale di  $Y$  dato  $\{X = \frac{1}{2}\}$  e  $E[Y|X = \frac{1}{2}]$ .
- (iii) Calcolare  $Cov(X, Y)$  e  $P(Y \leq 2X)$ .
- (iv) Calcolare la legge congiunta del vettore aleatorio  $(U, V)$ , dove  $U = X$  e  $V = X + Y$ .  $U$  e  $V$  sono indipendenti?

**Esercizio 2** Su uno spazio di probabilità  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  sia definita una variabile aleatoria  $X$  uniforme nell'intervallo  $[0, 1]$ . Posto  $Y := \ln \frac{1}{X^2}$  calcolare

- (i) la densità di  $Y$ . Si tratta di una densità nota?  
Siano ora  $Z_1, \dots, Z_{81}$  variabili aleatorie i.i.d. con media  $E(Y)$  e varianza  $\text{Var}(Y)$ .
- (ii) Calcolare approssimativamente la probabilità che  $Z_1 + \dots + Z_{81} \in [150, 170]$ .
- (iii) Calcolare il numero di variabili aleatorie  $Z_1, \dots, Z_n$  che è necessario sommare affinché  $P(Z_1 + \dots + Z_n \leq 160) < 0.5$ .

## CALCOLO DELLE PROBABILITÀ E STATISTICA, A.A. 2022-23

SOLUZIONI DELLA SECONDA PROVA DI VALUTAZIONE IN ITINERE - 16 GIUGNO 2023

**Esercizio 1** (i) Affinché  $f(x, y)$  sia una densità deve essere  $k > 0$ .

Ora calcoliamo  $\int_{-1}^1 dx \int_{|x|}^1 y^2 dy$ . Si ha:

$$\begin{aligned} \int_{-1}^1 dx \int_{|x|}^1 y^2 dy &= \left( \int_{-1}^0 dx \int_{-x}^1 y^2 dy + \int_0^1 dx \int_x^1 y^2 dy \right) = \\ &= \int_{-1}^0 dx [y^3/3]_{-x}^1 + \int_0^1 dx [y^3/3]_x^1 = \\ &= \frac{1}{3} \left[ \int_{-1}^0 dx(1+x^3) + \int_0^1 dx(1-x^3) \right] = \\ &= \frac{1}{3} \left[ [x + x^4/4]_{-1}^0 + [x - x^4/4]_0^1 \right] = \frac{1}{3} [1 - 1/4 + 1 - 1/4] = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Quindi deve essere  $k/2 = 1$ , ovvero  $k = 2$ .

Calcoliamo le densità marginali. Notiamo che  $Im(X) = [-1, 1]$  e  $Im(Y) = [0, 1]$ . Quindi per  $x \in [-1, 1]$  si ha

$$f_X(x) = \int_{|x|}^1 2y^2 dy = \frac{2}{3} y^3 \Big|_{|x|}^1 = \frac{2}{3} (1 - |x|^3);$$

ovvero

$$f_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x \notin [-1, 1]; \\ \frac{2}{3}(1+x^3) & \text{se } x \in [-1, 0]; \\ \frac{2}{3}(1-x^3) & \text{se } x \in [0, 1]. \end{cases}$$

Analogamente per  $y \in [0, 1]$  si ha

$$f_Y(y) = \int_{-y}^0 2y^2 dx + \int_0^y 2y^2 dx = 4y^3,$$

ovvero

$$f_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{se } y \notin [0, 1]; \\ 4y^3 & \text{se } y \in [0, 1]. \end{cases}$$

(ii) La densità condizionale di  $Y$  dato  $\{X = \frac{1}{2}\}$  ha la seguente espressione

$$f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) = \frac{f(\frac{1}{2}, y)}{f_X(\frac{1}{2})} = \begin{cases} 0 & \text{se } y \notin [\frac{1}{2}, 1]; \\ \frac{2y^2}{\frac{7}{12}} = \frac{24}{7}y^2 & \text{se } y \in [\frac{1}{2}, 1]. \end{cases}$$

Pertanto

$$E[Y|X = \frac{1}{2}] = \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{24}{7} y^3 dy = \frac{6}{7} y^4 \Big|_{\frac{1}{2}}^1 = \frac{45}{56}.$$

(iii) Si ha:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{+\infty} x f_X(x) dx = \frac{2}{3} \int_{-1}^0 (x+x^4) dx + \frac{2}{3} \int_0^1 (x-x^4) dx = \\ &= \frac{2}{3} \left( \left( \frac{x^2}{2} + \frac{x^5}{5} \right) \Big|_{-1}^0 + \left( \frac{x^2}{2} - \frac{x^5}{5} \right) \Big|_0^1 \right) = 0. \end{aligned}$$

Quindi, otteniamo:

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, Y) &= E(XY) = 2 \left( \int_{-1}^0 x dx \int_{-x}^1 y^3 dy + \int_0^1 x dx \int_x^1 y^3 dy \right) = \\ &= 2 \left( \int_{-1}^0 x \left( \frac{1}{4} - \frac{x^4}{4} \right) dx + \int_0^1 x \left( \frac{1}{4} - \frac{x^4}{4} \right) dx \right) = \\ &= 2 \int_{-1}^1 \left( \frac{x}{4} - \frac{x^5}{4} \right) dx = 2 \left( \frac{x^2}{8} + \frac{x^6}{24} \right) \Big|_{-1}^1 = 0. \end{aligned}$$

per cui le v.a.  $X$  e  $Y$  non sono correlate pur non essendo stocasticamente indipendenti; d'altra parte, ciò segue anche dal fatto che la densità congiunta di  $(X, Y)$  non è uguale al prodotto delle densità marginali.

$$\begin{aligned} P(Y \leq 2X) &= P(Y \leq 2X, X \in [-1, 0]) + P(Y \leq 2X, X \in [0, 1]) = \\ &= 0 + \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_x^{2x} 2y^2 dy + \int_{\frac{1}{2}}^1 dx \int_x^1 2y^2 dy = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{14}{3} x^3 + \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{2}{3} (1 - x^3) dx = \\ &= \frac{7}{6} x^4 \Big|_0^{\frac{1}{2}} + \left( \frac{2}{3} x - \frac{1}{6} x^4 \right) \Big|_{\frac{1}{2}}^1 = \frac{1}{12} + \frac{2}{3} - \frac{1}{2} = \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

(iv)  $(U, V) = \phi(X, Y)$ , dove  $(u, v) = \phi(x, y) = (x, x + y)$ . Applicando il teorema del cambio di variabile si ha:

$$u = x, \quad v = x + y$$

la cui inversa è

$$x = u, \quad y = v - u,$$

ovvero  $\phi^{-1}(u, v) = (u, v - u)$ .

La matrice Jacobiana di  $\phi^{-1}$  è:

$$J_{\phi^{-1}}(u, v) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}$$

e  $|\det(J_{\phi^{-1}}(u, v))| = 1$ . Pertanto, la densità del vettore  $(U, V)$  è:

$$\begin{aligned} g(u, v) &= f(\phi^{-1}(u, v)) |\det(J_{\phi^{-1}}(u, v))| = 2(v - u)^2 \mathbf{1}_{[-1, 1]}(u) \mathbf{1}_{[|u|, 1]}(v - u) = \\ &= 2(v - u)^2 \mathbf{1}_{[-1, 0]}(u) \mathbf{1}_{[0, 1+u]}(v) + 2(v - u)^2 \mathbf{1}_{[0, 1]}(u) \mathbf{1}_{[2u, 1+u]}(v). \end{aligned}$$

**Esercizio 2** (i) Notiamo che  $Im(Y) = [0, +\infty)$ . quindi la funzione di ripartizione  $F_Y$  di  $Y$  è nulla per  $x \leq 0$  se invece  $x \geq 0$

$$F_Y(x) = P\left(\ln \frac{1}{X^2} \leq x\right) = P(X^2 \geq e^{-x}) = P(X \geq e^{-\frac{x}{2}}) = 1 - e^{-\frac{x}{2}}$$

ovvero  $Y \sim \text{Exp}(\frac{1}{2})$  e quindi  $E(Y) = 2$  e  $Var(Y) = 4$ .

(ii) Sia  $S_{81} = Z_1 + \dots + Z_{81}$  e sia  $Z$  una v.a. gaussiana standard.

$$\begin{aligned} P(150 \leq S_{81} \leq 170) &= P\left(\frac{150 - 81 \times 2}{\sqrt{81 \times 4}} \leq \frac{S_{81} - 81 \times 2}{\sqrt{81 \times 4}} \leq \frac{170 - 81 \times 2}{\sqrt{81 \times 4}}\right) \simeq \\ &\simeq P\left(\frac{150 - 81 \times 2}{\sqrt{81 \times 4}} \leq Z \leq \frac{170 - 81 \times 2}{\sqrt{81 \times 4}}\right) = P(-0.67 \leq Z \leq 0.45) = \\ &= \Phi(0.45) - \Phi(-0.67) = \Phi(0.45) + \Phi(0.67) - 1 = \\ &= 0.67364 + 0.74857 - 1 = 0.422 \end{aligned}$$

(iii)

$$\begin{aligned} P(S_n \leq 160) &= P\left(\frac{S_n - 2n}{\sqrt{4n}} \leq \frac{160 - 2n}{\sqrt{4n}}\right) \simeq \\ &\simeq P\left(Z \leq \frac{160 - 2n}{2\sqrt{n}}\right) = \Phi\left(\frac{160 - 2n}{2\sqrt{n}}\right). \end{aligned}$$

$n$  deve quindi essere il più piccolo intero che soddisfa la disuguaglianza

$$\Phi\left(\frac{160 - 2n}{2\sqrt{n}}\right) \leq \frac{1}{2}$$

ovvero

$$\frac{160 - 2n}{2\sqrt{n}} \leq \phi\left(\frac{1}{2}\right) = 0 \text{ da cui si ricava } 160 - 2n \leq 0$$

e questa disuguaglianza vale quando  $n \geq 80$ . Basta dunque fissare  $n = 80$ .