

3 APR. 2023

$$\textcircled{1} X \sim (Q, F, P)$$

(i)

$$E[X] = \sum_{i=1}^n x_i \cdot P(X=x_i) =$$

$$= -4 \cdot \frac{1}{6} + (-3) \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{2}$$

$$E[X^2] = \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot P(X=x_i) =$$

$$(-4)^2 \cdot \frac{1}{6} + (-3)^2 \cdot \frac{1}{3} + \dots = \frac{53}{6}$$

$$\text{var}(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{103}{12}$$

(ii)

↙ REPARATIONS

$$f_X = \sin(x) \cdot \mathbb{1}_{[0, \pi/2)} \dots$$

↓

$$f_X = \cos(x) \cdot \mathbb{1}_{[0, \pi/2)}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx = E[X^2]$$

$$= \int_0^{\pi/2} \underbrace{\cos(x)}_{f'} \cdot \underbrace{x}_{g} dx =$$

$$= \underbrace{x}_{g} \cdot \underbrace{\sin(x)}_{f} - \int_0^{\pi/2} \underbrace{1}_{g'} \cdot \underbrace{\sin(x)}_{f}$$

$$E[x] = [x \sin(x) + \cos(x)]_0^{\pi/2}$$

$$= \frac{\pi}{2} - 1$$

$$E[x^2] = \int_0^{\pi/2} x^2 \cdot \cos(x) dx$$

$$\dots \rightarrow \frac{\pi^2}{4} - 2$$

$$\text{var}(x) = E[x^2] - (E[x])^2 = \pi - 3$$

$$(iii) \quad x = z^3 \quad \text{on } \text{Unif}(-2, 2)$$

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \cdot \mathbb{1}_{(a,b)}(x)$$

$$= \frac{1}{2 - (-2)} = \frac{1}{4}$$

$$E[x] = E[z^3] = \int_{-2}^2 z^3 \cdot \frac{1}{4} dz$$

$$= \frac{1}{4} \int_{-2}^2 z^3 dz = 0$$

$$\text{var}(x) = \frac{64}{7} (0)^2 = \frac{64}{7}$$

$$E[x^2] = E[(z^3)^2] = \int_{-2}^2 z^6 \cdot \frac{1}{4} dz = \frac{64}{7}$$

(6)

ANSATZ \rightarrow

$$P = \begin{cases} 1 & = \text{VINTO} \\ 0 & = \text{SCORPIONE} \\ 1/2 & = \text{DRAW} \end{cases}$$

$$B = \begin{cases} A \rightarrow V \Rightarrow P\left(\frac{3}{7}\right) / S \Rightarrow P\left(\frac{4}{7}\right) \\ A \rightarrow D \Rightarrow P\left(\frac{6}{7}\right) / S \Rightarrow P\left(\frac{1}{7}\right) \end{cases}$$

2° PAGAIA \rightarrow DIPENDO DA 1°

\Downarrow

$$\left. \begin{array}{l} (P(V) > P(S)) \\ P\left(\frac{3}{7}\right) > P\left(\frac{4}{7}\right) \\ (1 \cdot \frac{3}{7}) > (0 \cdot \frac{4}{7}) = \\ x \cdot P(x=x) \end{array} \right\} \begin{array}{l} A \\ B \end{array}$$

$$\left[\begin{array}{c} 1 \cdot \frac{3}{7} \\ \downarrow \checkmark \\ \end{array} + \begin{array}{c} 1 \\ 2 \end{array} \cdot 0 + \begin{array}{c} 0 \cdot \frac{4}{7} \\ \downarrow \text{S} \\ \end{array} = \frac{3}{7} \right] A$$

INDIP.

$$\left[1 \cdot 0 + \frac{6}{7} \cdot \frac{1}{2} + 0 \cdot \frac{1}{7} = \frac{3}{7} \right] D$$

Per verificare questo risultato, consideriamo una strategia specifica: prima partita A, poi:

- se vince la prima partita, gioca D nella seconda;
- se perde la prima partita, gioca A nella seconda.

1° condizione la
2° seconda

Analizziamo i possibili esiti:

1. Prima partita A, Bianca vince ($P = \frac{3}{7}$):

$$P(V) > P(S)$$

- Seconda partita D, Bianca pareggia ($P = \frac{6}{7}$): punteggio totale $1 + 0.5 = 1.5$ punti. Probabilità: $\frac{3}{7} \cdot \frac{6}{7} = \frac{18}{49}$ \rightarrow prodotto tra 1° e 2° con prob.

- Seconda partita D, Bianca perde ($P = \frac{1}{7}$): punteggio totale $1 + 0 = 1$ punto. Probabilità: $\frac{3}{7} \cdot \frac{1}{7} = \frac{3}{49}$

2. Prima partita A, Bianca perde ($P = \frac{4}{7}$):

- Seconda partita A, Bianca vince ($P = \frac{3}{7}$): punteggio totale $0 + 1 = 1$ punto. Probabilità: $\frac{4}{7} \cdot \frac{3}{7} = \frac{12}{49}$

- Seconda partita A, Bianca perde ($P = \frac{4}{7}$): punteggio totale $0 + 0 = 0$ punti. Probabilità: $\frac{4}{7} \cdot \frac{4}{7} = \frac{16}{49}$

Calcoliamo il punteggio totale medio per questa strategia:

$$E[\text{punti}] = 1.5 \cdot \frac{18}{49} + 1 \cdot \frac{3}{49} + 1 \cdot \frac{12}{49} + 0 \cdot \frac{16}{49} = \frac{27+3+12}{49} = \frac{42}{49} \approx 0.857$$

Come previsto, otteniamo $\frac{6}{7} = \frac{42}{49} < 1$.

Conclusione: Non esiste alcuna strategia che permetta a Bianca di ottenere un punteggio totale medio strettamente maggiore di uno. L'intento dell'esercizio era probabilmente dimostrare questa impossibilità.

Nota sulla seconda parte del requisito: Il testo chiede anche che la probabilità di vincere un incontro sia strettamente maggiore della probabilità di perderlo. Con la strategia analizzata sopra:

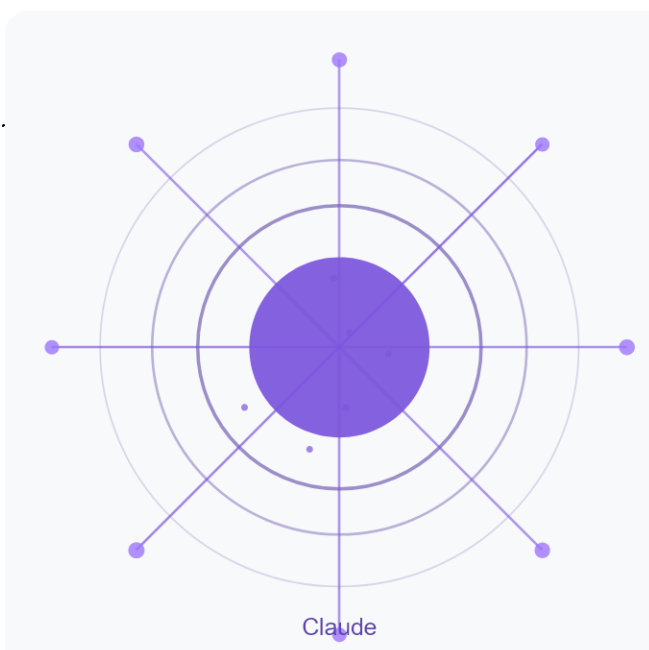
- Probabilità che Bianca vinca l'incontro: $\frac{18}{49} \approx 0.367$
- Probabilità che Bianca perda l'incontro: $\frac{16}{49} \approx 0.327$

Poiché $\frac{18}{49} > \frac{16}{49}$, questa parte del requisito è soddisfatta. Tuttavia, poiché il punteggio totale medio non può superare 1, non esiste una strategia che soddisfi entrambi i requisiti simultaneamente.

Esercizio 2. Siano ξ_1, ξ_2, ξ_3 variabili aleatorie indipendenti e identicamente distribuite su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ con comune distribuzione di Rademacher di parametro $1/2$. Poniamo

$$X(\omega) \doteq \xi_1(\omega) \cdot (\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega)), \quad Y(\omega) \doteq \xi_3(\omega) \cdot (\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega)), \quad \omega \in \Omega.$$

- Si calcolino media e varianza di X, Y .
- Si calcoli la covarianza tra X e Y e si decida se le due variabili sono indipendenti o meno.
- Si determini la legge congiunta di X e Y .



Esercizio 2. Siano ξ_1, ξ_2, ξ_3 variabili aleatorie indipendenti e identicamente distribuite su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ con comune distribuzione di Rademacher di parametro $1/2$. Poniamo

$$X(\omega) \doteq \xi_1(\omega) \cdot (\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega)), \quad Y(\omega) \doteq \xi_3(\omega) \cdot (\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega)), \quad \omega \in \Omega.$$

- (i) Si calcolino media e varianza di X, Y .
- (ii) Si calcoli la covarianza tra X e Y e si decida se le due variabili sono indipendenti o meno.
- (iii) Si determini la legge congiunta di X e Y .

$$\text{RADEMACHER} \rightarrow P(\xi_i = 1) = P(\xi_i = -1) = \frac{1}{2}$$

$$E[\xi_i] = 1 \cdot \frac{1}{2} + (-1) \cdot \frac{1}{2} = 0$$

$$E[\xi_i^2] = 1 \cdot \frac{1}{2} + (-1)^2 \cdot \frac{1}{2} = 1$$

$$\text{var}(\xi_i) = 1$$

$$X = \xi_1 \cdot (\xi_1 + \xi_2)$$

$$E[X] = E[\xi_1] \cdot E(\xi_1 + \xi_2)$$

$$E[\xi_1]^2 + E[\xi_1 \cdot \xi_2] = 1$$

$$\sigma[X^2] = [\xi_1 \cdot (\xi_1 + \xi_2)]^2$$

$$= (\xi_1^2 + \xi_1 \xi_2)^2$$

$$= \underbrace{\xi_1^4}_0 + \underbrace{(\xi_1 \xi_2)^2}_1 + \underbrace{2 \xi_1^3 \xi_2}_0$$

$$= 1$$

$$\text{var}(X) = \sigma[X^2] - (\sigma[X])^2 = 1$$

$$Y = \xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)$$

Calcoliamo la media di Y :

$$E[Y] = E[\xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] = E[\xi_3]E[\xi_1 + \xi_2] = 0 \cdot (0 + 0) = 0$$

dove abbiamo usato l'indipendenza di ξ_3 e $(\xi_1 + \xi_2)$.

Per la varianza di Y :

$$\text{Var}[Y] = E[Y^2] - E[Y]^2 = E[(\xi_3(\xi_1 + \xi_2))^2] - 0^2 = E[\xi_3^2(\xi_1 + \xi_2)^2]$$

$$= E[\xi_3^2]E[(\xi_1 + \xi_2)^2] = 1 \cdot E[\xi_1^2 + 2\xi_1\xi_2 + \xi_2^2] = E[1 + 2\xi_1\xi_2 + 1] = 2 + 2E[\xi_1\xi_2] = 2 + 2 \cdot 0 = 2$$

$\text{Cov}(X, Y) \Rightarrow$ CORRELATION

$$\sigma_{XY} = \sigma_X \sigma_Y =$$

Soluzione:

$$\text{Cov}[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y] = E[XY] - 1 \cdot 0 = E[XY]$$

Calcoliamo $E[XY]$:

$$\begin{aligned} E[XY] &= E[(1 + \xi_1 \xi_2) \cdot \xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] = E[\xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2) + \xi_1 \xi_2 \xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] \\ &= E[\xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] + E[\xi_1 \xi_2 \xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] \end{aligned}$$

Abbiamo già calcolato $E[\xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] = 0$.

Per il secondo termine:

$$E[\xi_1 \xi_2 \xi_3 \cdot (\xi_1 + \xi_2)] = E[\xi_1^2 \xi_2 \xi_3 + \xi_1 \xi_2^2 \xi_3] = E[\xi_1^2]E[\xi_2]E[\xi_3] + E[\xi_1]E[\xi_2^2]E[\xi_3] = 1 \cdot 0 \cdot 0 + 0 \cdot 1 \cdot 0 =$$

Quindi, $\text{Cov}[X, Y] = 0$, il che significa che X e Y sono non correlate.

(Per determinare se X e Y sono indipendenti, dobbiamo verificare se la loro distribuzione congiunta può essere espressa come prodotto delle distribuzioni marginali. \downarrow)

③ X e Y $\xrightarrow{1} \xi_1 = 1, \xi_2 = 1$

$$X(\omega) \doteq \xi_1(\omega) \cdot (\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega)), \quad Y(\omega) \doteq \xi_3(\omega) \cdot (\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega)), \quad \omega \in \Omega.$$

$$X = \{0, 2\} \quad Y = \{0, 2\}$$

ε_1	ε_2	ε_3	X	Y
1	1	1	0	2
1	1	-1	0	-2
1	-1	1	2	0
1	-1	-1	2	0
-1	1	1	2	-2
-1	1	-1	2	2
-1	-1	1	0	0
-1	-1	-1	0	0

$$P(X=1), P(Y=2)$$

③ $X \text{ e } Y$

$\xi_1=1, \xi_2=1, \xi_3=1$

$$X(\omega) \doteq \underbrace{\xi_1(\omega)}_1 \cdot \underbrace{(\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega))}_1, \quad Y(\omega) \doteq \underbrace{\xi_3(\omega)}_1 \cdot \underbrace{(\xi_1(\omega) + \xi_2(\omega))}_1, \quad \omega \in \Omega.$$

$$X = \{0, 2\} \quad Y = \{-2, 0, 2\}$$

$$P(\xi_1=1, \xi_2=1, \xi_3=1)$$

$$= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$$

$$\sum P(X=x, Y=y)$$

$$X \text{ e } Y \Rightarrow \text{CONJUGUADA} \rightarrow \Sigma \text{ MARG.}$$

$$X \Rightarrow \text{MARGINAL}$$

$$= \underbrace{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}}_{\frac{1}{4}} + \underbrace{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}}_{\frac{1}{4}} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$$

Per verificare l'indipendenza, calcoliamo le distribuzioni marginali:

- $P(X = 2) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$
- $P(X = 0) = \frac{1}{2}$
- $P(Y = 2) = \frac{1}{4}$
- $P(Y = -2) = \frac{1}{4}$
- $P(Y = 0) = \frac{1}{2}$

Se X e Y fossero indipendenti, dovremmo avere:

- $P(X = 2, Y = 2) = P(X = 2) \cdot P(Y = 2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$, ma invece abbiamo $\frac{1}{4}$
- $P(X = 2, Y = -2) = P(X = 2) \cdot P(Y = -2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$, ma invece abbiamo $\frac{1}{4}$

Quindi, X e Y non sono indipendenti, anche se sono non correlate.



CONGIUNTA $\neq 0 \rightarrow$ NON
INDIPENDENTI

CONGIUNTA $= 0 \rightarrow$ INDIPENDENTI

SE INCORREL. \rightarrow INDIPENDENTI
FORSE

FORSE (MARCANZA) \neq INDIPENDENTI
NO

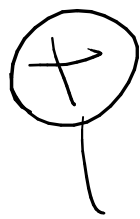
$$\text{CONJUNTA} \rightarrow \sum P(X=x_i, Y=y)$$

IND. \rightarrow

$$P(X=x) \cdot P(Y=y)$$

MARGINALS $\rightarrow X$ (ES UNA VARIABLE)

$P(X=x)$
UNA
VARIABLE



0 UNO
0 LA UNO

$P(X \neq Y)$

UNA
VARIABLE