

(Ω, \mathcal{E}, P) spazio probabilità $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ v.a. discrete

$X(\Omega) = \{x_i\}_{i \in J}$ insieme disjunto

$Y(\Omega) = \{y_j\}_{j \in J}$ insieme disjunto

$(X, Y): \omega \in \Omega \mapsto (X(\omega), Y(\omega)) \in \mathbb{R}^2$

$(X, Y)(\Omega) \subseteq X(\Omega) \times Y(\Omega) = \{(x_i, y_j)\}_{(i,j) \in J \times J}$

$(x_i, y_j) \quad (i,j) \in J \times J$

$P(X=x_i, Y=y_j) =: p_{ij}$

Pij si dice DENSITÀ CONGIUNTA
di $X \in Y$ nel pto (x_i, y_j)

$p_i := P(X=x_i)$

pi si dice DENSITÀ MARGINALE in (X, Y) in x_i

$q_j := P(Y=y_j)$

q_j

"

in y_j

$\{X=x_i\} = \{X=x_i, Y \in \{y_j\}_{j \in J}\} = \bigcup_{j \in J} \{X=x_i, Y=y_j\}$
eventi disjunti 2 a 2

$P(X=x_i) = \sum_{j \in J} P(X=x_i, Y=y_j)$

$p_i = \sum_{j \in J} p_{ij} \quad \forall i \in J$

$\{Y=y_j\} = \bigcup_{i \in J} \{X=x_i, Y=y_j\}$

$P(Y=y_j) = \sum_{i \in J} P(X=x_i, Y=y_j)$

$q_j = \sum_{i \in J} p_{ij} \quad \forall j \in J$

ESEMPIO $(\Omega, \mathcal{E}, P) = ([0, 1], \mathcal{B}([0, 1]), P = \mathcal{L}^1|_{\mathcal{B}([0, 1])})$

$E = [0, \frac{1}{2}]$

$F = [0, \frac{1}{3}]$

$X := 1_E$

$Y := 1_F$

$P_X = \mathcal{B}(P)$

$P_Y = \mathcal{B}(q)$

$$p = P(X=1) = P(E) = \frac{1}{2}$$

$$q = P(Y=1) = P(F) = \frac{1}{3}$$

$$(X, Y)(\Omega) \subseteq \{(0,0), (0,1), (1,0), (1,1)\}$$

$$P(X=1, Y=1) = \frac{1}{3}$$

$$\boxed{P_M = \frac{1}{3}}$$

$$\begin{aligned} \{\omega \in \Omega : X(\omega)=1, Y(\omega)=1\} &= E \cap F \\ &= [0, \frac{1}{2}] \cap [0, \frac{1}{3}] = [0, \frac{1}{3}] \end{aligned}$$

$$\tilde{E} = [0, \frac{1}{2}]$$

$$\tilde{F} = [\frac{1}{3}, \frac{2}{3}]$$

$$\tilde{X} = \mathbb{1}_{\tilde{E}}$$

$$\tilde{Y} = \mathbb{1}_{\tilde{F}}$$

$$\tilde{P}_X = \mathcal{B}(\tilde{p})$$

$$\tilde{P}_Y = \mathcal{B}(\tilde{q})$$

$$P(\tilde{X}=1) = P(\tilde{E}) = \frac{1}{2}$$

$$P(\tilde{Y}=1) = P(\tilde{F}) = \frac{2}{3} - \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

$$\tilde{p} = \frac{1}{2} = p$$

$$\tilde{q} = \frac{1}{3} = q$$

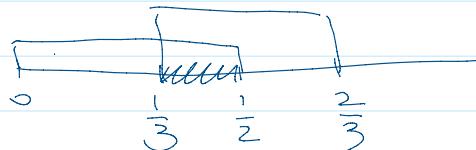
$$\tilde{P}_M = P(\tilde{X}=1, \tilde{Y}=1) =$$

$$\{\omega \in \Omega : \tilde{X}(\omega)=1, \tilde{Y}(\omega)=1\} =$$

$$= P([\frac{1}{3}, \frac{1}{2}]) = \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = \frac{1}{6}$$

$$= \tilde{E} \cap \tilde{F} = [0, \frac{1}{2}] \cap [\frac{1}{3}, \frac{2}{3}] = [\frac{1}{3}, \frac{1}{2}]$$

$$P_M = \frac{1}{3} + \tilde{P}_M$$



DEF (Ω, \mathcal{E}, P) spazio probabilità

$X_1, X_2, \dots, X_N : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ funzioni

$$X := (X_1, X_2, \dots, X_N)$$

$$X : \omega \in \Omega \mapsto (X_1(\omega), X_2(\omega), \dots, X_N(\omega)) \in \mathbb{R}^N$$

Dico che X è una v.a. VETTOREALE (MULTIVARIATA) se

$$\forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N) \quad \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in A\} \in \mathcal{E}$$

PROP $X = (X_1 - X_N)$ è una v.a. multivariata se e solo se le sue componenti sono v.a. scalari

CENNO ① X sia v.a. multivariata

$$t \in \mathbb{R} \quad P(X_1 \leq t)$$

$$\{X_1 \leq t\} = \{X_1 \leq t, X_2 \in \mathbb{R}, \dots, X_N \in \mathbb{R}\}$$

$$\{X_1 \leq t\} = \left\{ X \in \underbrace{(-\infty, t] \times \mathbb{R}^{N-1}}_{\in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)} \right\} \in \mathcal{E}$$

$$\textcircled{2} \quad \{X_1 \leq t_1, X_2 \leq t_2, \dots, X_N \leq t_N\} = \bigcap_{i=1}^N \{X_i \leq t_i\} \in \mathcal{E}$$

$$X^{-1} \left(\prod_{i=1}^N (-\infty, t_i) \right) \in \mathcal{E}$$

Da questo si può dimostrare che la retromagine di questi bordi di \mathbb{R}^N è un evento

$X = (X_1 - X_N)$ v.a. multivariata su $(\mathbb{R}, \mathcal{E}, \mathbb{P})$

$A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N) \quad \{X \in A\} \in \mathcal{E} \Rightarrow P(X \in A)$ è ben definita

$$P_X : A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N) \mapsto P(X \in A) \in \mathbb{R}$$

Si può dimostrare che $(\mathbb{R}^N, \mathcal{B}(\mathbb{R}^N), P_X)$ è uno spazio probabilità
 P_X si dice DISTRIBUZIONE DI X

DISTRIBUZIONE CONGIUNTA DI $X_1 - X_N$

$P_{X_1} \dots P_{X_N}$ si dicono DISTRIBUTIONI MARGINALI DI X

$$(t_1 - t_N) \in \mathbb{R}^N \quad \{X_1 \leq t_1, X_2 \leq t_2, \dots, X_N \leq t_N\} = \bigcap_{i=1}^N \{X_i \leq t_i\} \in \mathcal{E}$$

$$F_X(t_1 - t_N) = P(X_1 \leq t_1, \dots, X_N \leq t_N) =$$

$$= P_X \left(\prod_{i=1}^N (-\infty, t_i) \right)$$

F_X si dice LEGGE CONGIUNTA DI $X_1 - X_N$

PROPRIETÀ Se conosci $P_X = P_{X_1, \dots, X_N}$, allora conosci le distribuzioni marginali $P_{X_1}, P_{X_2}, \dots, P_{X_N}$

$$\text{Din } A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \quad P_{X_n}(A) = P(X_n \in A)$$

$$\{X_n \in A\} = \{X_1 \in A, (X_2, \dots, X_N) \in \mathbb{R}^{N-1}\} = \{X \in A \times \underbrace{\mathbb{R}^{N-1}}_{\in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)}\}$$

$$P_{X_n}(A) = P(X_n \in A) = P(X \in A \times \mathbb{R}^{N-1}) = P_X(A \times \mathbb{R}^{N-1})$$

Analog per le altre componenti

PROPOSIZIONE (no dim)

Siano $X_1, \dots, X_N: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ v.a. su (Ω, \mathcal{E}, P)

$\psi: \mathbb{R}^N \rightarrow \mathbb{R}$ $\mathcal{B}(\mathbb{R}^N)$ -misurabile e non negativa

$\psi \circ X$ è v.a. $(\mathbb{R}^N, \mathcal{B}(\mathbb{R}^N), \text{quasi misura})$

$$\forall t \in \mathbb{R} \quad \{x \in \mathbb{R}^N : \psi(x) < t\} \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)$$

Allora

$$\int_{\Omega} (\psi \circ X)(\omega) P(d\omega) = \int_{\mathbb{R}^N} \psi(t) P_X(dt) = \int_{\mathbb{R}^N} \psi(t_1 - t_N) P_X(dt_1 - dt_N)$$

FORMULA DI COMPOSIZIONE (no dim)

Sia $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^N$ v.a. su (Ω, \mathcal{E}, P)

$\varphi: \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^k$ $\mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ -misurabile

Allora $\varphi \circ X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^k$ è v.a. su (Ω, \mathcal{E}, P) e

$\psi: \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}$ $\mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ -misurabile e non negativa

$$\int_{\mathbb{R}^k} \psi(s_1 - s_k) P_{\varphi \circ X}(ds_1 - ds_k) = \int_{\mathbb{R}^N} (\psi \circ \varphi)(t_1 - t_N) P_X(dt_1 - dt_N)$$

CASO PARTICOLARE

(Ω, \mathcal{E}, P) spazio probabilità $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$

$\varphi: (s, t) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^n \mapsto s+t \in \mathbb{R}^n$

$\varphi(s_1 - s_n, t_1 - t_n) \mapsto (s_1 + t_1, s_2 + t_2, \dots, s_n + t_n)$

$\psi: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ di Borel non negativo

$$N=2n \quad k=n \quad (X, Y) \quad \varphi(X, Y) = X+Y$$

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}^n} \psi(s_1 - s_n) P_{X+Y}(ds_1 - ds_n) &= \int_{\mathbb{R}^{2n}} (\psi \circ \varphi)(s_1 - s_n, t_1 - t_n) P_{(X, Y)}(dt_1 - dt_n, ds_1 - ds_n) \\ &= \int_{\mathbb{R}^{2n}} \psi(s_1 + t_1, s_2 + t_2, \dots, s_n + t_n) P_{(X, Y)}(dt_1 - dt_n, ds_1 - ds_n) \end{aligned}$$

$$= \int_{\mathbb{R}^{2n}} \psi(s_1+t_1, s_2+t_2, \dots, s_n+t_n) P_{(X,Y)}^{\pi}(ds_1, ds_2, \dots, ds_n, dt_1, dt_2, \dots, dt_n)$$

$$A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n) \quad \psi := \mathbf{1}_A$$

$$\int_{\mathbb{R}^n} \mathbf{1}_A(s_1 - s_n) P_{X+Y}(ds_1 - ds_n) = P(X+Y \in A)$$

$$\Rightarrow P(X+Y \in A) = \int_{\mathbb{R}^{2n}} \mathbf{1}_A(s_1 + t_1 - s_n + t_n) P_{(X,Y)}(ds_1 - ds_n, dt_1 - dt_n)$$

$$= P_{(X,Y)}\left(\{(s,t) \in \mathbb{R}^{2n} : s+t \in A\}\right)$$

DEF DISTRIBUTIONI A.C.

$$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n \text{ va. su } (\Omega, \mathcal{E}, P)$$

Dico che X ha distribuzione A.C. con densità f ($P_X = f(x)dx$)

\Leftrightarrow ① $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \overline{\mathbb{R}}$ è Lebesgue-misurabile non negativa

$$\textcircled{2} \quad \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n) \quad P_X(A) = \int_A f(x) dx$$

$$\underline{\text{oss}} \quad 1 = P_X(\mathbb{R}^n) = \int_{\mathbb{R}^n} f(x) dx$$

oss Come nel caso scalare n dimostra che P_X è AC con densità f
sse $\psi: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ $\mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ -misurabile e nonnegativa si ha

$$\int_{\mathbb{R}^n} \psi(t) P_X(dt) = \int_{\mathbb{R}^n} \psi(t) f(t) dt \quad t = (t_1 - t_n)$$

OSSERVAZIONE $X = (X_1, \dots, X_n)$ con $P_X = f(x)dx = f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$

$$A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \quad P(X_1 \in A) = P_{X_1}(A)$$

$$\{X \in A\} = \{X \in A, (X_1, \dots, X_n) \in \mathbb{R}^{N-1}\} = \{X \in A \times \mathbb{R}^{N-1}\}$$

$$P_{X_1}(A) = P(X_1 \in A) = P(X \in A \times \mathbb{R}^{N-1}) = P_X(\underbrace{A \times \mathbb{R}^{N-1}}_{\in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n)}) =$$

$$= \int_{A \times \mathbb{R}^{N-1}} f(x) dx = \int_{A \times \mathbb{R}^{N-1}} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n =$$

$$= \int_A \left(\int_{\mathbb{R}^{N-1}} f(x_1 - x_n) dx_2 \dots dx_N \right) dx_1$$

$$g_s(x_1) := \int_{\mathbb{R}^{N-1}} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_2 \dots dx_N$$

$$\Rightarrow P_{X_1}(A) = \int_A g_s(x_1) dx_1 \quad \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$$

$\Rightarrow X_1$ la distribuzione A.C. con densità g_s

Analogamente: $\forall k=1 \dots N$, le componenti X_k la distribuzione A.C. con densità

$$g_k(x_k) = \int_{\mathbb{R}^{N-1}} f(x_1 - x_{k+1}, x_k, x_{k+1} - x_N) dx_1 \dots \underset{k-1}{dx} \underset{k+1}{dx} \dots \underset{N}{dx}$$



PROPOSITIONE Sia $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ spazio probabilità

Siano $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ v.a.

$$\text{Allora } \mathbb{E}[|XY|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2]}$$

Din. ① $\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2] = +\infty \Rightarrow$ non c'è niente da dimostrare

② $\mathbb{E}[X^2] \circ \mathbb{E}[Y^2]$ è uguale a 0:

Supponiamo $\mathbb{E}[X^2] = 0 \Rightarrow X = 0 \text{ P-qc} \Rightarrow |XY| = 0 \text{ P-qc}$
 $\Rightarrow \mathbb{E}[|XY|] = 0 \Rightarrow$ non c'è niente da dimostrare

③ $\mathbb{E}[X^2] \circ \mathbb{E}[Y^2]$ sono entrambi finiti e strettamente positivi

$$A(\omega) := \frac{|X(\omega)|}{\sqrt{\mathbb{E}[X^2]}} \quad B(\omega) := \frac{|Y(\omega)|}{\sqrt{\mathbb{E}[Y^2]}}$$

$$a, b \in \mathbb{R}$$

$$(a-b)^2 \geq 0$$

$$a^2 - 2ab + b^2 \geq 0$$

$$2ab \leq a^2 + b^2 \quad \forall a, b \in \mathbb{R}$$

$$\forall \omega \in \Omega$$

$$2A(\omega)B(\omega) \leq A^2(\omega) + B^2(\omega)$$

$$\frac{2|X(\omega)Y(\omega)|}{\sqrt{\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2]}} \leq \frac{X^2(\omega)}{\mathbb{E}[X^2]} + \frac{Y^2(\omega)}{\mathbb{E}[Y^2]}$$

Integro su Ω :

$$\frac{2}{\sqrt{\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2]}} \mathbb{E}[|XY|] \leq \frac{1}{\mathbb{E}[X^2]} \mathbb{E}[X^2] + \frac{1}{\mathbb{E}[Y^2]} \mathbb{E}[Y^2] = 2$$

$$\mathbb{E}[|XY|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2]}$$

~~corollario~~

$$|\mathbb{E}[XY]| \leq \mathbb{E}[|XY|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2]}$$

— o —

Siano $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ v.a. con valore atteso finito: $\mathbb{E}[X] \in \mathbb{R}$
 $\mathbb{E}[Y] \in \mathbb{R}$

Applico la disegualità $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] \leq \sqrt{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]\mathbb{E}[(Y - \mathbb{E}[Y])^2]}$

$$|\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])]| \leq \mathbb{E}[|(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]\mathbb{E}[(Y - \mathbb{E}[Y])^2]} \leq \sqrt{\text{Var}[X]\text{Var}[Y]}$$

Se $\text{Var}[X] \in \text{Var}[Y]$ sono finite $\Rightarrow \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])]$ è finito - Lo chiamiamo COVARIANZA di $X \in Y$ e lo indichiamo $\text{Cov}(X, Y)$

Se $X \in Y$ sono v.a. con valore atteso e varianza finiti \Rightarrow

$$|\text{Cov}(X, Y)| \leq \sqrt{\text{Var}[X]\text{Var}[Y]}$$

PROPRIETÀ X, Y v.a. con valore atteso e varianza finiti

① $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] \leftarrow$

Din $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] =$

$$= \mathbb{E}[XY - \mathbb{E}[X]Y - \mathbb{E}[Y]X + \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]] =$$

$$= \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] - \cancel{\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]} + \cancel{\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]}$$

② $\alpha, \beta, \gamma, \delta \in \mathbb{R} \Rightarrow \text{Cov}(\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta) = \alpha \gamma \text{Cov}(X, Y)$

$$= \mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[Y]$$

$$\textcircled{2} \quad \alpha, \beta, \gamma, \delta \in \mathbb{R} \Rightarrow \text{Cov}(\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta) = \alpha \gamma \text{Cov}(X, Y)$$

$$\begin{aligned} \text{dim } \text{Cov}(\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta) &= \mathbb{E}[(\alpha X + \beta)(\gamma Y + \delta)] - \mathbb{E}[\alpha X + \beta] \mathbb{E}[\gamma Y + \delta] \\ &= \mathbb{E}[\alpha \gamma XY + \alpha \delta X + \beta \gamma Y + \beta \delta] - (\alpha \mathbb{E}[X] + \beta)(\gamma \mathbb{E}[Y] + \delta) \\ &= \alpha \gamma \mathbb{E}[XY] + \alpha \delta \mathbb{E}[X] + \beta \gamma \mathbb{E}[Y] + \beta \delta - \\ &\quad (\alpha \gamma \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y] + \alpha \delta \mathbb{E}[X] + \beta \gamma \mathbb{E}[Y] + \beta \delta) \\ &= \alpha \gamma (\mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]) = \alpha \gamma \text{Cov}(X, Y) \end{aligned}$$

$$\textcircled{3} \quad \text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X)$$

$$\textcircled{4} \quad \text{Var}[X+Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2\text{Cov}(X, Y)$$

$$\text{dim } \text{Var}[X+Y] = \mathbb{E}[(X+Y - \mathbb{E}[X+Y])^2] = \mathbb{E}[(X+Y - \mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[Y])^2]$$

$$\begin{aligned} &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X]) + (Y - \mathbb{E}[Y])]^2 = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2 + (Y - \mathbb{E}[Y])^2 + \\ &\quad + 2(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] \\ &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] + \mathbb{E}[(Y - \mathbb{E}[Y])^2] + 2 \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] \\ &= \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2\text{Cov}(X, Y) \end{aligned}$$

\textcircled{5} Per indicazione:

$$\text{Var}\left[\sum_{i=1}^N X_i\right] = \sum_{i=1}^N \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{1 \leq i \leq j \leq N} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

— o —

INDIPENDENZA

Sia (Ω, \mathcal{F}, P) spazio probabilità

Dati $A, B \in \mathcal{E}$, dico che A e B sono indipendenti se $P(A \cap B) = P(A)P(B)$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A)P(B)}{P(B)} = P(A)$$

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{P(A)P(B)}{P(A)} = P(B)$$

- Siano $A_1, A_N \in \mathcal{E}$, dico che A_1, \dots, A_N è una famiglia finita di eventi indipendenti se

$\forall k=2, \dots, N$ e $\forall A_{i_1}, \dots, A_{i_k}$ scelti tra A_1, \dots, A_N definiti in modo che $P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}) = P(A_{i_1}) \dots P(A_{i_k})$

ESERCIZIO A, B, C, D

$$K=N=4 \quad P(A \cap B \cap C \cap D) = P(A)P(B)P(C)P(D)$$

$$K=3 \quad P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$$

$$P(A \cap B \cap D) = P(A)P(B)P(D)$$

$$P(A \cap C \cap D) = P(A)P(C)P(D)$$

$$\binom{4}{3} = \frac{4!}{3!1!} = 4$$

$$P(A \cap B \cap C \cap D) = P(A)P(B)P(C)P(D)$$

$$P(A \cap C \cap D) = P(A)P(C)P(D)$$

$$P(B \cap C \cap D) = P(B)P(C)P(D)$$

10' 3/11

$k=2$

$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

$$P(A \cap C) = P(A)P(C)$$

$$P(A \cap D) = P(A)P(D)$$

$$P(B \cap C) = P(B)P(C)$$

$$P(B \cap D) = P(B)P(D)$$

$$P(C \cap D) = P(C)P(D)$$

$$\binom{4}{2} = \frac{4!}{2!2!} = 6$$

$$1 + 4 + 6 = \underline{\underline{11}}$$

- Sia $\{\text{A}_i\}_{i \in I}$ successione di eventi di (Ω, \mathcal{E}, P)

Dico che $\{\text{A}_i\}_{i \in I}$ è una successione di eventi indipendenti se ogni sua sottosequenza finita è una famiglia finita d'eventi indipendenti

— o —

V.A. indipendenti

(Ω, \mathcal{E}, P) spazio probabilità

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^N$

} v.a su (Ω, \mathcal{E}, P)

$Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^K$

Dico che X e Y sono v.a. indipendenti se

$$\forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N), \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^K) \quad P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A)P(Y \in B)$$

$$\text{ovvero } P_{(X,Y)}(A \times B) = P_X(A)P_Y(B)$$

T0 Sono condizioni equivalenti:

① X e Y sono indipendenti.

② $\forall f: \mathbb{R}^N \times \mathbb{R}^K \rightarrow \mathbb{R}$ funzione d. Borel nonnegativa
 $\varphi: (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \mapsto f(\mathbf{x}, \mathbf{y})$

$$\int_{\mathbb{R}^N \times \mathbb{R}^K} \varphi(\mathbf{x}, \mathbf{y}) P_{(X,Y)} d\mathbf{x} d\mathbf{y} = \int_{\mathbb{R}^N} \left(\int_{\mathbb{R}^K} \varphi(\mathbf{x}, \mathbf{y}) P_Y(d\mathbf{y}) \right) P_X(d\mathbf{x})$$

$$= \int_{\mathbb{R}^K} \left(\int_{\mathbb{R}^N} \varphi(\mathbf{x}, \mathbf{y}) P_X(d\mathbf{x}) \right) P_Y(d\mathbf{y})$$

COROLARIO Siano $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ v.a. indipendenti t.c. $E(X)$ ed

$E(Y)$ esistono e sono finiti.

Allora $E(XY) = E(X)E(Y)$

e $\text{Cov}(X, Y) = 0$

e $\text{Var}[X+Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y]$

bin

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[|XY|] &= \int_{\mathbb{R}^2} |xy| \mathbb{P}_{(X,Y)}(dx dy) = \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{\mathbb{R}} |xy| \mathbb{P}_Y(dy) \right) \mathbb{P}_X(dx) \\ &= \int_{\mathbb{R}} |x| \underbrace{\left(\int_{\mathbb{R}} |y| \mathbb{P}_Y(dy) \right) \mathbb{P}_X(dx)}_{\mathbb{E}[|Y|]} = \mathbb{E}[|Y|] \int_{\mathbb{R}} |x| \mathbb{P}_X(dx) \\ &= \mathbb{E}[|Y|] \mathbb{E}[|X|] < +\infty \end{aligned}$$

$\Rightarrow \mathbb{E}[XY]$ esiste ed è finito

\Rightarrow Posso rifare tutti i conti togliendo il valore assoluto e ottengo la Tesi



CASO DISCRETO

$X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ v.a. ciascuna discr. e indipendenti

$$X(\Omega) = \{x_i\}_{i \in J} \quad Y(\Omega) = \{y_j\}_{j \in J}$$

$$p_{ij} = \mathbb{P}(X=x_i, Y=y_j) = \frac{\mathbb{P}(X=x_i)}{p_i} \frac{\mathbb{P}(Y=y_j)}{q_j} = p_i q_j$$

↗ ↘ ↙ ↖

CASO PARTICOLARE

$X \in Y$ discrete indipendenti

$$X(\Omega) \subseteq \mathbb{Z} \quad Y(\Omega) \subseteq \mathbb{Z}$$

$$\Rightarrow (X+Y)(\Omega) \subseteq \mathbb{Z}$$

$$\mathbb{P}(X+Y=k) = ?$$

$$\begin{aligned} \{X+Y=k\} &= \{X+Y=k, X \in \mathbb{Z}\} = \bigcup_{j \in \mathbb{Z}} \{X+Y=k, X=j\} = \\ &= \bigcup_{j \in \mathbb{Z}} \{X=j, Y=k-j\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X+Y=k) &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{j \in \mathbb{Z}} \{X=j, Y=k-j\}\right) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(X=j, Y=k-j) = \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(X=j) \mathbb{P}(Y=k-j) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p_j &:= \mathbb{P}(X=j) \\ q_j &:= \mathbb{P}(Y=j) \quad \forall j \in \mathbb{Z} \end{aligned}$$

$$\boxed{\mathbb{P}(X+Y=k) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} p_j q_{k-j} \quad \forall k \in \mathbb{Z}}$$



CASO A.C.

Siano $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ indipendenti

(X, Y) ha distribuzione AC con densità $f_{(X,Y)}$ $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$

Abbiamo mostrato che $\mathbb{P}_X = \mathbb{P}_Y$ sono A.C

(X, Y) ha distribuzione AC con densità $f(x, y) : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$

Altrimenti notiamo che P_X e P_Y sono A.C.

$$P_X = g_1(x) dx \quad g_1(x) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy$$

$$P_Y = g_2(y) dy \quad g_2(y) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx$$

$A, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$

$$P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A) P(Y \in B)$$

$$P(X \in A, Y \in B) = P((X, Y) \in A \times B) = \int_{A \times B} f(x, y) dx dy$$

Il per "indipendenza"

$$P(X \in A) P(Y \in B) = \left(\int_A g_1(x) dx \right) \left(\int_B g_2(y) dy \right) = \int_{A \times B} g_1(x) g_2(y) dx dy$$

$$P_{X,Y}(A \times B) = \int_{A \times B} g_1(x) g_2(y) dx dy$$

$$\Rightarrow \text{la densità } f(x, y) \text{ è } = g_1(x) g_2(y)$$

VICEVERSA Supponiamo che $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ siano indipendenti
e comunque con distribuzione AC.

$$P_X = g_1(x) dx$$

$$P_Y = g_2(y) dy$$

$$(X, Y) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$$

$$\forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}), \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \quad P((X, Y) \in A \times B) = P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A) P(Y \in B)$$

$$\begin{aligned} P((X, Y) \in A \times B) &= \left(\int_A g_1(x) dx \right) \left(\int_B g_2(y) dy \right) \\ &= \int_{A \times B} g_1(x) g_2(y) dx dy \end{aligned}$$

A partire da questo si può dimostrare che $\forall C \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$

$$P((X, Y) \in C) = \int_C g_1(x) g_2(y) dx dy$$

$$\Rightarrow P_{X,Y} \text{ è AC con densità } f(x, y) = g_1(x) g_2(y)$$

SOMMA DI V.A. INDEPENDENTI AVENUTA DISTRIBUZIONE A.C.

SOMMA DI V.A. INDEPENDENTI

$X, Y: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ indipendenti

AVERIA DISTRIBUTIONE A.C.

$$\mathbb{P}_X = f(x) dx$$

$$\mathbb{P}_Y = g(y) dy$$

$\psi: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ di Borel non negativa

$$\int_{\mathbb{R}} \psi(t) \mathbb{P}_{X+Y}(dt) = \int_{\mathbb{R}} \psi(x+y) \mathbb{P}_{X,Y}(dx dy)$$

$$A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \quad \mathbb{P}(X+Y \in A) = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(t) \mathbb{P}_{X+Y}(dt) = \int_{\mathbb{R}^2} \mathbb{1}_A(x+y) \mathbb{P}_{X,Y}(dx dy)$$

$$= \text{per indipendenza} = \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(x+y) \mathbb{P}_Y(dy) \right) \mathbb{P}_X(dx) =$$

$$= \text{per AC} = \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(x+y) g(y) dy \right) f(x) dx$$

$$t = x+y \quad y = t-x \quad dy = dt$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(t) g(t-x) dt \right) f(x) dx =$$

$$= \int_{\mathbb{R}^2} \mathbb{1}_A(t) g(t-x) f(x) dx dt =$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(t) g(t-x) f(x) dx \right) dt =$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(t) \underbrace{\left(\int_{\mathbb{R}} f(x) g(t-x) dx \right)}_{\Phi(t)} dt$$

$$\Phi(t) := \int_{\mathbb{R}} f(x) g(t-x) dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(t) \Phi(t) dt = \int_A \Phi(t) dt$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}(X+Y \in A) = \int_A \Phi(t) dt \quad \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$$

$$\Rightarrow X+Y \text{ ha distribuzione AC con densità } \Phi(t) = \int_{\mathbb{R}} f(x) g(t-x) dx$$