

Distribuzione congiunta e distribuzioni marginali

Def.: Siano X, Y v.z. discrete su $(\mathcal{A}, \mathcal{P})$
 a valori risp. in E e F .

La distribuzione della v.z. discreta

$$(X, Y) : \mathcal{A} \rightarrow E \times F, \quad \omega \mapsto (X(\omega), Y(\omega))$$

si dice distribuzione congiunta di X e Y .

Attenzione: ordine delle componenti!

Viceversa, se Z è una v.z. ^{discreta} su $(\mathcal{A}, \mathcal{P})$

a valori in uno spazio prodotto $E \times F$,

allora $Z = (X, Y)$ con X proiezione su E ,

Y proiezione su F . Le distribuzioni delle componenti

X, Y si dicono distribuzioni marginali di Z .

In particolare, P_X è la prima marginale,

P_Y è la seconda marginale.

Nota:
 (cfr p. 572) ~~Potrebbe~~ Quando le variabili aleatorie
 sono discrete (come qui), abbiamo che
 le leggi sono determinate dalle densità discrete.

Nella situazione di sopra:

$$p_z(x, y) = P(X=x, Y=y) = p_{X,Y}(x, y)$$

↑
 densità discrete di
 della p_z (legge)

$$p_X(x) = P(X=x) = \sum_{\substack{y \in F \\ =}} p_{X,Y}(x, y),$$

$$p_Y(y) = P(Y=y) = \sum_{\substack{x \in E \\ =}} p_{X,Y}(x, y)$$

La definizione di distribuzione congiunta

si estende al caso di un numero finito di v.z.:

Def.: Siano X_1, \dots, X_n v.z. discrete su (Ω, \mathcal{P})
 a valori risp. in E_1, \dots, E_n .

La distribuzione della v.z.

$$X = (X_1, \dots, X_n) : \Omega \rightarrow \prod_{i=1}^n E_i$$

$$\omega \mapsto (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)), \quad \omega \in \Omega,$$

si dice distribuzione congiunta di X_1, \dots, X_n .

Attenzione all'ordine delle componenti.

In questo caso, le leggi P_{X_1}, \dots, P_{X_n}

si dicono distribuzioni marginali di X .

Legame tra la distribuzione congiunta
e le distribuzioni marginali:

! La distribuzione congiunta determina le
distribuzioni marginali, ma non viceversa:

Siano X, Y v.z. discrete su (Ω, \mathcal{P}) e valori
risp. in E, \bar{F} .

La distribuzione congiunta $P_{(X,Y)}$ determina le
distribuzioni marginali P_X, P_Y :

$$\begin{aligned} P_X(A) &= P(X \in A) = P(X \in A, Y \in \bar{F}) \\ &= P((X,Y) \in A \times \bar{F}) \\ &= P_{(X,Y)}(A \times \bar{F}) \quad \text{per ogni } A \in \mathcal{E}. \end{aligned}$$

Analogamente, $P_Y(B) = P_{(X,Y)}(E \times B)$
per ogni $B \in \bar{\mathcal{F}}$.

In termini delle densità discrete:

$$\begin{aligned}
 p_X(x) &= P(X=x, Y \in \mathcal{F}) && | \text{Im}(Y) \text{ al più numerale} \\
 &= P(X=x, Y \in \text{Im}(Y)) && | \sigma\text{-additività} \\
 &= \sum_{y \in \text{Im}(Y)} P(X=x, Y=y) \\
 &= \sum_{y \in \text{Im}(Y)} P((X, Y) = (x, y)) \\
 &= \sum_{y \in \text{Im}(Y)} p_{(X, Y)}(x, y) && \uparrow \text{densità discrete delle congiunte} \\
 &= \sum_{y \in \mathcal{F}} p_{(X, Y)}(x, y) && \left| \begin{array}{l} p_{(X, Y)}(x, y) = 0 \\ \text{se } x \notin \text{Im}(X) \\ \text{e } y \notin \text{Im}(Y) \end{array} \right. \\
 &\quad \text{per ogni } x \in E
 \end{aligned}$$

Analogamente,

$$p_Y(y) = \sum_{x \in E} p_{(X, Y)}(x, y) \quad \text{per ogni } y \in \mathcal{F}.$$

Le distribuzioni marginali non determinano,
in generale, la distribuzione congiunta.

(Contro-)esempio: lancio di due dadi regolari a sei facce

$\leadsto \mathcal{W} \equiv \{1, \dots, 6\}^2$, $P \equiv$ uniforme discreta su \mathcal{W} .

Definiamo v.z. discrete X, Y tramite ~~assegnando~~

$$X(\omega) \equiv \omega_1, \quad Y(\omega) \equiv \omega_2, \quad \omega = (\omega_1, \omega_2) \in \mathcal{W}.$$

$\leadsto X$ esito / punteggio del primo dado,

Y " " " secondo " .

$\leadsto P_X =$ uniforme discreta su $E \equiv \{1, \dots, 6\}$,

$P_Y =$ " " " " $F \equiv \{1, \dots, 6\}$,

$P_{(X,Y)} (= P)$ uniforme discreta su $E \times F (= \mathcal{W})$

Indichiamo con Q la distribuzione uniforme ^{discreta} su $\{1, \dots, 6\}$,

quindi $P_X = P_Y = Q$.

Le v.z. (X, X) e (X, Y) hanno le stesse

distribuzioni marginali: cioè $P_X = P_X = P_Y = Q$.

~~Ma allora~~

↓

Però, la distribuzione congiunta di X, Y
 è data dalla sua densità discreta

$$P_{(X,Y)}(x,y) = \begin{cases} 0 & \text{se } x \neq y, \\ \frac{1}{6} & \text{se } x = y. \end{cases}$$

$$(x,y) \in \{1, \dots, 6\}^2$$

\leadsto distribuzione uniforme discreta

sulla diagonale $\{(x,x) : x \in \{1, \dots, 6\}\} \in \{1, \dots, 6\}^2$

$$\leadsto P_{(X,X)} \neq P_{(X,Y)}$$

Nota:

$$P_{(X,Y)}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{36} & \text{per ogni } (x,y) \in \{1, \dots, 6\}^2. \end{cases}$$

\nearrow
densità discreta

Indipendenza di variabili aleatorie:

Def.: Sia $I \neq \emptyset$. Siano $X_i, i \in I$,
v.z. discrete definite su (Ω, P) discreto
con X_i a valori in E_i .

La famiglia $(X_i)_{i \in I}$ si dice indipendente

se per ogni scelta di sottoinsiemi $A_i \subseteq E_i, i \in I$,

la famiglia $(\{X_i \in A_i\})_{i \in I}$ è indipendente

(come famiglia di eventi).

Osservazione:

$(X_i)_{i \in I}$ è indipendente

se e solo se, per ogni $J \subseteq I$ finito,

$(X_i)_{i \in J}$ è indipendente

Possiamo quindi limitarci all'indipendenza per
un numero finito di v.z.

Siano X_1, \dots, X_n v.z. su (\mathcal{M}, P) spazio di probab. discreto
e valori risp. in E_1, \dots, E_n .

Allora X_1, \dots, X_n sono indipendenti (come famiglia)

se e solo se per ogni scelta di $A_i \subseteq E_i, i \in \{1, \dots, n\}$,

si ha

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i \in A_i\}\right) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in A_i).$$

Questo è equivalente a

$$P_{(X_1, \dots, X_n)}(A_1 \times \dots \times A_n) = \prod_{i=1}^n P_{X_i}(A_i)$$

per ogni scelta di $A_i \subseteq E_i, i \in \{1, \dots, n\}$.

\leadsto X_1, \dots, X_n sono indipendenti (come famiglia) ~~se e~~
se e solo se

$$P_{(X_1, \dots, X_n)} = \bigotimes_{i=1}^n P_{X_i}$$

Ricorda: \mathcal{A} qui: \mathcal{A} il più numerabile

$\leadsto I_m(X_i)$ il più numerabile per ogni $i \in \{1, \dots, n\}$

$\leadsto (X_1, \dots, X_n)$ prende valori in $I_m(X_1) \times \dots \times I_m(X_n)$
sottoinsieme al più numerabile di $E_1 \times \dots \times E_n$.

$\leadsto P_{(X_1, \dots, X_n)}$ determinata dalla densità discreta

$$\begin{aligned} P_{(X_1, \dots, X_n)}(x_1, \dots, x_n) &= P_{(X_1, \dots, X_n)}(\{(x_1, \dots, x_n)\}) \\ &= P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n). \end{aligned}$$

In termini delle densità discrete abbiamo:

X_1, \dots, X_n sono indipendenti se e solo se

$$P_{(X_1, \dots, X_n)}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n P_{X_i}(x_i) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in E_1 \times \dots \times E_n$$

\uparrow
densità congiunta discreta

\uparrow
densità discrete marginali

Esempio:

$$\mathcal{A} \doteq \{0,1\}^3, \quad P \doteq \text{uniforme discreta su } \mathcal{A}$$

Poniamo

$$X_1(\omega) \doteq \omega_1,$$

$$\omega = (\omega_1, \omega_2, \omega_3) \in \mathcal{A}$$

$$X_2(\omega) \doteq \omega_2 + \omega_3.$$

$\leadsto X_1$ è una v.v. discreta a valori in

$$E_1 \doteq \{0,1\},$$

X_2 è una v.v. discreta a valori in

$$E_2 \doteq \{0,1,2\}$$

$\leadsto (X_1, X_2)$ è una v.v. discreta a valori in

$$E \doteq E_1 \times E_2 = \{0,1\} \times \{0,1,2\}.$$

ρ Densità discrete marginali

$$P_{X_1}(x_1) = \frac{1}{2} P(X_1 = x_1) = \frac{4}{8} = \frac{1}{2} \quad \text{per } x_1 \in \{0,1\},$$

$$P_{X_2}(x_2) = P(X_2 = x_2) = \begin{cases} \frac{2}{8} = \frac{1}{4} & \text{se } x_2 = 0, \\ \frac{4}{8} = \frac{1}{2} & \text{se } x_2 = 1, \\ \frac{2}{8} = \frac{1}{4} & \text{se } x_2 = 2. \end{cases}$$

Densità congiunta:

$$P_{(X_1, X_2)}(x_1, x_2) = P(X_1 = x_1, X_2 = x_2)$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{8} & \text{se } (x_1, x_2) = (0, 0) \\ \frac{2}{8} = \frac{1}{4} & \text{se } (x_1, x_2) = (0, 1) \\ \frac{1}{8} & \text{se } (x_1, x_2) = (0, 2) \\ \frac{1}{8} & \text{se } (x_1, x_2) = (1, 0) \\ \frac{2}{8} = \frac{1}{4} & \text{se } (x_1, x_2) = (1, 1) \\ \frac{1}{8} & \text{se } (x_1, x_2) = (1, 2) \end{cases}$$

$$\text{se } (x_1, x_2) = (0, 0)$$

$$\text{se } (x_1, x_2) = (0, 1)$$

$$\text{se } (x_1, x_2) = (0, 2)$$

$$\text{se } (x_1, x_2) = (1, 0)$$

$$\text{se } (x_1, x_2) = (1, 1)$$

$$\text{se } (x_1, x_2) = (1, 2)$$

$$\begin{aligned} & \text{All} \\ \leadsto & P_{(X_1, X_2)}(x_1, x_2) = P_{X_1}(x_1) \cdot P_{X_2}(x_2) \quad \begin{array}{l} \text{per ogni} \\ (x_1, x_2) \in E \end{array} \end{aligned}$$

Sì !

$\leadsto X_1, X_2$ sono indipendenti !

(61)

Valor medio per v.z. reali discrete

Sia (\mathcal{A}, P) uno spazio di probabilità discreto,

e sia $X: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$ una v.z. a valori in \mathbb{R} .

1) Se $X \geq 0$, allora il valor medio / valor atteso di X è definito da

$$E[X] \doteq \sum_{\omega \in \mathcal{A}} X(\omega) \cdot P(\{\omega\}) \quad \text{ben definito in } [0, \infty].$$

2) In generale, scriviamo $X = X^+ - X^-$, dove

$$X^+(\omega) \doteq X(\omega) \vee 0 \quad \text{parte positiva,}$$

Nota:

$$X^-(\omega) \doteq (-X(\omega)) \vee 0 \quad \text{parte negativa}$$

$$X^+, X^- \geq 0$$

$E[X^+], E[X^-]$ sono ben definiti in $[0, \infty]$ nel senso di 1).

Si dice che X ammette valor medio se

$$E[X^+] < \infty \quad \text{o} \quad E[X^-] < \infty. \quad \text{In questo caso,}$$

il valor medio $E[X] \doteq E[X^+] - E[X^-]$ ben
definito
è il valor medio di X . in \mathbb{R}

(6b)

Si dice che X ammette valor medio finito

se $E[X^+] < \infty$, e $E[X^-] < \infty$. In questo caso,

$$E[X] = E[X^+] - E[X^-] \text{ è ben definito in } \underline{\underline{(-\infty, \infty)}}$$

Osservazioni:

1) Il valor medio è definito in termini della densità discreta delle misure di probabilità P ; funziona per (Ω, P) spazio di probabilità discreto.

2) Formula di ~~trans~~ trasformazione:

Sia P_X la densità discreta della legge di X .

Allora X ammette valor medio se e solo se

$\{ (x \cdot P_X(x))_{x \in \mathbb{R}} \}$ ammette somme.

In questo caso:

$$E[X] = \sum_{x \in \mathbb{R}} x \cdot P_X(x) = \sum_{\substack{x \in \text{Im}(X) \\ \uparrow \text{ il più numerabile}}} x \cdot P_X(x)$$

Ricorda: $P_X(x) = P(X=x) =$
 $= P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\})$.