

Variabili Aleatorie Multivariate

Variabili Aleatorie Multivariate

- (Ω, \mathcal{F}, P) spazio di probabilità
 $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ vettore di variabili aleatorie

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix}$$

- ▶ per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ poniamo

$$I_{\mathbf{x}} = I_{x_1, \dots, x_n} = (-\infty, x_1] \times \dots \times (-\infty, x_n]$$

iper-rettangolo chiuso illimitato

- ▶ \mathbf{X} è \mathcal{F} misurabile se e solo se ogni X_i è \mathcal{F} misurabile (p. 85)

Variabili Aleatorie Multivariate

- **Misura immagine** di X : per ogni $B \in \mathcal{B}^n$,

$$P_X(B) = P(\mathbf{X} \in B) = P(\mathbf{X}^{-1}(B))$$

probabilità su $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$

- **Funzione di ripartizione congiunta** di \mathbf{X} :

$$\begin{aligned} F_X(\mathbf{x}) &= P_X(I_{\mathbf{x}}) \\ &= P(\mathbf{X} \in I_{\mathbf{x}}) \\ &= P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) \end{aligned}$$

per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà di $F_{\mathbf{X}}$

- 1 $F_{\mathbf{X}}$ non decrescente: se $(x_1, \dots, x_n), (y_1, \dots, y_n) \in \mathbb{R}^n$ con $x_i \leq y_i$ per ogni i

$$F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) \leq F_{\mathbf{X}}(y_1, \dots, y_n)$$

- 2 $F_{\mathbf{X}}$ continua "da sopra": per ogni $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

$$\lim_{y_1 \downarrow x_1, \dots, y_n \downarrow x_n} F_{\mathbf{X}}(y_1, \dots, y_n) = F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n)$$

- 3 limiti: per ogni i fissato e per ogni $(x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^{n-1}$

$$\lim_{x_i \rightarrow -\infty} F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = 0$$

inoltre

$$\lim_{x_1 \uparrow +\infty, \dots, x_n \uparrow +\infty} F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = 1$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà di $F_{\mathbf{X}}$

- ④ per ogni $a_1 < b_1, \dots, a_n < b_n$

$$\Delta_{a_1, b_1}^{(1)} \Delta_{a_2, b_2}^{(2)} \cdots \Delta_{a_n, b_n}^{(n)} F_{\mathbf{X}} \geq 0$$

dove

$$\Delta_{a, b}^{(i)} g(x_1, \dots, x_n) = g(x_1, \dots, b, \dots, x_n) - g(x_1, \dots, a, \dots, x_n)$$

(in posizione i -esima)

- ⑤ per ogni iper-rettangolo limitato $I = (a_1, b_1] \times \dots \times (a_n, b_n]$ con $a_i < b_i$ per ogni i ,

$$\begin{aligned} P(\mathbf{X} \in I) &= P(a_1 < X_1 \leq b_1, \dots, a_n < X_n \leq b_n) \\ &= \Delta_{a_1, b_1}^{(1)} \Delta_{a_2, b_2}^{(2)} \cdots \Delta_{a_n, b_n}^{(n)} F_{\mathbf{X}} \end{aligned}$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà di $F_{\mathbf{X}}$

- 6 per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$,

$$\begin{aligned} P(\mathbf{X} \in \text{Int}(I_{\mathbf{x}})) &= \\ &= P(X_1 < x_1, \dots, X_n < x_n) \\ &= \lim_{y_1 \uparrow x_1, \dots, y_n \uparrow x_n} F_{\mathbf{X}}(y_1, \dots, y_n) \end{aligned}$$

- 7 per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

$$\begin{aligned} P(\mathbf{X} \in \text{Fr}(I_{\mathbf{x}})) &= \\ &= P(X_i \leq x_i \text{ per ogni } i, \text{ esiste } j \text{ tale che } X_j = x_j) \\ &= F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) - \lim_{y_1 \uparrow x_1, \dots, y_n \uparrow x_n} F_{\mathbf{X}}(y_1, \dots, y_n) \end{aligned}$$

dove $\text{Fr}(B) = B - \text{Int}(B)$

- Osservazione: $P(\mathbf{X} = \mathbf{x}) = 0$ per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n \nrightarrow F_{\mathbf{X}}$ continua

Variabili Aleatorie Multivariate

- Teorema: per ogni funzione $F : \mathbb{R}^n \rightarrow [0, 1]$ che soddisfa (2), (3), (4) (nota come **funzione di ripartizione congiunta**)
 - ▶ esiste un **unica** probabilità P su $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$ tale che

$$P(I_{\mathbf{x}}) = F(x_1, \dots, x_n)$$

per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

- ▶ esiste un vettore di va \mathbf{X} su uno spazio di probabilità (Ω, \mathcal{F}, P) tale che $F_{\mathbf{X}} = F$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Distribuzioni **marginali**
 - ▶ la **marginale univariata** di X_i si ottiene con

$$F_{X_i}(x) = \lim_{x_j \rightarrow +\infty, j \neq i} F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_{i-1}, x, x_{i+1}, \dots, x_n)$$

- ▶ se $J \subset \{1, \dots, n\}$, la **marginale congiunta** di

$$X_J = [X_i, i \in J]$$

si ottiene con

$$F_{X_J}(x_i, i \in J) = \lim_{x_j \rightarrow +\infty, j \notin J} F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n)$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Caso **discreto**:

- ▶ tutte le variabili sono discrete: X_i ha valori $x_1^{(i)}, \dots, x_m^{(i)}, \dots$
- ▶ **massa di probabilità congiunta**: per ogni j_1, \dots, j_n

$$p_{j_1, \dots, j_n} = P(X_1 = x_{j_1}^{(1)}, \dots, X_n = x_{j_n}^{(n)})$$

- ▶ basta assegnare

$$p_{j_1, \dots, j_n} \geq 0 \quad \text{per ogni } j_1, \dots, j_n$$
$$\sum_{j_1, \dots, j_n} p_{j_1, \dots, j_n} = 1$$

e la cdf congiunta è

$$F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = \sum_{x_{j_1}^{(1)} \leq x_1, \dots, x_{j_n}^{(n)} \leq x_n} p_{j_1, \dots, j_n}$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà della massa di probabilità congiunta
 - ▶ [masse marginali] si ottengono sommando rispetto agli indici delle variabili rimanenti: la massa di prob. di X_i è

$$P(X_i = x_i) = \sum_{\underbrace{j_1, \dots, j_n}_{\text{tutte tranne } i}} p_{j_1, \dots, i, \dots, j_n}$$

- Esercizio. Trovare la legge congiunta del minimo U e massimo V di 2 dadi

Variabili Aleatorie Multivariate

- Esempio. **Distribuzione multinomiale**: n prove indipendenti, ognuna delle quali può avere k esiti mutualmente esclusivi con prob. $p_1, \dots, p_k \geq 0$, $p_1 + \dots + p_k = 1$; X_i = numero di volte in cui si verifica l'esito i

$$P(X_1 = j_1, \dots, X_k = j_k) = \begin{cases} \frac{n!}{j_1! \dots j_k!} p_1^{j_1} \dots p_k^{j_k} & \text{se } j_1 + \dots + j_k = n \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

le marginali sono Binomiali(n, p_i)

Variabili Aleatorie Multivariate

- Caso **continuo**: la cdf congiunta $F_{\mathbf{X}}$ è continua,

$$P(\mathbf{X} \in \text{Fr}(I_x)) = 0$$

per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

- ▶ ogni marginale è continua (non viceversa!)
- ▶ tipicamente, nel caso assolutamente continuo, si assegna una **densità congiunta** $f_{\mathbf{X}} : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$, integrabile, tale che

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) \geq 0 \text{ per ogni } \mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

$$\int_{\mathbb{R}^n} f(\mathbf{x}) d\mathbf{x} = 1$$

e allora

$$F_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f_{\mathbf{X}}(\mathbf{u}) d\mathbf{u}$$

è una cdf multivariata continua

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà della densità congiunta
 - ▶ [Densità marginali] si ottengono integrando rispetto alle variabili rimanenti: la densità marginale di X_i è

$$f_{X_i}(x) = \int_{\mathbb{R}^{n-1}} f_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_{i-1}, x, x_{i+1}, \dots, x_n) \underbrace{dx_1, \dots, dx_n}_{\text{tutte tranne } x}$$

- ▶ [Densità da funzione di ripartizione]:

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{\partial F_{\mathbf{X}}}{\partial x_1 \cdots \partial x_n}(\mathbf{x}) \quad \text{q.o.}$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà della distribuzione congiunta:
 - ▶ [Integrazione rispetto alla misura immagine] se $g : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ è misurabile e tale che $g(X) \in L^1$ o $g \geq 0$

$$E[g(X)] = \int_{\mathbb{R}^n} g(x_1, \dots, x_n) dP_{\mathbf{X}}(\mathbf{x})$$

- ▶ [Caso discreto]

$$E[g(X)] = \sum_{j_1, \dots, j_n} g(x_{j_1}^{(1)}, \dots, x_{j_n}^{(n)}) p_{j_1, \dots, j_n}$$

- ▶ [Caso continuo con densità]

$$E[g(X)] = \int_{\mathbb{R}^n} g(\mathbf{x}) f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- (Ω, \mathcal{F}, P) spazio di probabilità
 - ▶ $(X_\alpha)_{\alpha \in I}$ va sono **indipendenti** se sono indipendenti le σ -algebre

$$(\sigma(X_\alpha))_{\alpha \in I}$$

- ▶ per ogni $\alpha \in I$, \mathcal{X}_α è un insieme di va
 $(X_\alpha)_{\alpha \in I}$ sono **indipendenti** se sono indipendenti le σ -algebre

$$(\sigma(X, X \in \mathcal{X}_\alpha))_{\alpha \in I}$$

- ▶ le va in ogni \mathcal{X}_α potrebbero non essere indipendenti; in particolare ogni \mathcal{X}_α potrebbe essere un vettore di va

Variabili Aleatorie Multivariate

- (Ω, \mathcal{F}, P) spazio di probabilità, $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_n]^T$ vettore di va; le seguenti proprietà sono equivalenti

- 1 X_1, \dots, X_n sono **indipendenti**:

$$P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) = P(X_1 \in B_1) \cdots P(X_n \in B_n)$$

per ogni $B_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}$

- 2 per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

$$F_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = F_{X_1}(x_1) \cdots F_{X_n}(x_n)$$

- 3 per ogni $g_1, \dots, g_n : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ misurabili tali che tutte le variabili sono integrabili,

$$E[g_1(X_1) \cdots g_n(X_n)] = E[g_1(X_1)] \cdots E[g_n(X_n)]$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- (Ω, \mathcal{F}, P) spazio di probabilità, $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_n]^T$ vettore di va; le seguenti proprietà sono equivalenti

- ④ [Funzione caratteristica] per ogni $\mathbf{t} = (t_1, \dots, t_n) \in \mathbb{R}^n$

$$\varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{t}) = E[e^{i\mathbf{t}^T \mathbf{X}}] = \varphi_{X_1}(t_1) \cdots \varphi_{X_n}(t_n)$$

- ⑤ [Caso discreto] per ogni j_1, \dots, j_n

$$p_{j_1, \dots, j_n} = p_{j_1}^{(1)} \cdots p_{j_n}^{(n)}$$

dove $p_j^{(i)} = P(X_i = x_j^{(i)})$ è la massa di prob. marginale di X_i

- ⑥ [Caso continuo con densità] per ogni $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = f_{X_1}(x_1) \cdots f_{X_n}(x_n)$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Esercizio. **Esponenziale bivariata**: per $-1 \leq \alpha \leq 1$

$$F_{X,Y}(x,y) = (1 - e^{-x})(1 - e^{-y})(1 + \alpha e^{-x-y}), \quad x \geq 0, y \geq 0$$

- 1 verificare che si tratta di una cdf bivariata
- 2 verificare che le marginali sono esponenziali standard
- 3 mostrare che X, Y sono indipendenti se e solo se $\alpha = 0$
- 4 trovare la pdf congiunta
- 5 calcolare $E[XY]$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Calcolo di speranze iterate - Teorema di Fubini

- ▶ X, Y va indipendenti,
 $g : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ misurabile con $g(X, Y) \in L^1$ oppure $g \geq 0$
allora

$$E[g(X, Y)] = E[E[g(x, Y)]|_{x=X}]$$

in particolare, per ogni $B \in \mathcal{B}^2$

$$P((X, Y) \in B) = E[P((x, Y) \in B)|_{x=X}]$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Esercizio. Calcolare la legge di $X + Y$ se X, Y sono indipendenti e $X, Y \sim \text{Exp}(1)$
- Esercizio. Calcolare la legge di U/V se U, V sono indipendenti e $U, V \sim U(0,1)$

Variabili Aleatorie Multivariate

- **Covarianza**: se $X, Y \in L^2$, si definisce

$$\text{COV}[X, Y] = E[(X - E[X])(Y - E[Y])]$$

- Proprietà: se $X, Y, Z \in L^2$
 - ▶ $\text{COV}[X, X] = \text{VAR}[X]$; $\text{COV}[X, Y] = 0$ se Y degenera
 - ▶ $\text{COV}[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y]$
 - ▶ [**Simmetria**] $\text{COV}[X, Y] = \text{COV}[Y, X]$
 - ▶ [**Bilinearità**] per ogni $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$

$$\text{COV}[\alpha X + \beta Y, Z] = \alpha \text{COV}[X, Z] + \beta \text{COV}[Y, Z]$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà: se $X, Y \in L^2$
 - ▶ [Indipendenza] $\text{COV}[X, Y] = 0$ se X, Y indipendenti (non viceversa!)
 - ▶ [Varianza della somma]

$$\text{VAR}[X + Y] = \text{VAR}[X] + \text{VAR}[Y] + 2\text{COV}[X, Y]$$

e quindi

$$\text{VAR}[X + Y] = \text{VAR}[X] + \text{VAR}[Y]$$

se X, Y indipendenti

- ▶ [Disuguaglianza di Cauchy-Schwartz]

$$|\text{COV}[X, Y]| \leq \sqrt{\text{VAR}[X]\text{VAR}[Y]}$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- **Coefficiente di correlazione (di Pearson)**: se $X, Y \in L^2$, $\sigma_X^2 \sigma_Y^2 > 0$, si definisce

$$\rho_{X,Y} = \text{CORR}[X, Y] = \frac{\text{COV}[X, Y]}{\sqrt{\text{VAR}[X]\text{VAR}[Y]}}$$

- Proprietà: se $X, Y \in L^2$, $\sigma_X^2 \sigma_Y^2 > 0$
 - ▶ **[Simmetria]** $\rho_{X,Y} = \rho_{Y,X}$
 - ▶ **[Invarianza di scala e locazione]** per ogni $\alpha > 0, \beta \in \mathbb{R}$,
 $\rho_{\alpha X + \beta, Y} = \rho_{X, Y}$
 - ▶ **[Normalizzazione]** $|\rho_{X,Y}| \leq 1$
e $|\rho_{X,Y}| = 1 \iff Y = \alpha X + \beta$ con $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$
($\text{sgn}(\alpha) = \text{sgn}(\rho_{X,Y})$)

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà: se $X, Y \in L^2$, $\sigma_X^2 \sigma_Y^2 > 0$
 - ▶ [Indipendenza] $\rho_{X,Y} = 0$ se X, Y indipendenti
 - ▶ [Regressione lineare di Y su X] il problema

$$\min_{a,b} E[(Y - (aX + b))^2]$$

ha soluzione \hat{a}, \hat{b} tale che

$$\hat{a} = \rho_{X,Y} \sqrt{\frac{\text{VAR}[X]}{\text{VAR}[Y]}}$$

inoltre

$$R^2 = 1 - \frac{E[(Y - (\hat{a}X + \hat{b}))^2]}{\text{VAR}[Y]} = \rho_{X,Y}^2$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_n]^T$ vettore di va con $X_i \in L^2$ per ogni i ; la **matrice varianze-covarianze** è

$$\text{COV}[\mathbf{X}]_{i,j} = \text{COV}[X_i, X_j], \quad 1 \leq i, j \leq n$$

- Proprietà di $\text{COV}[\mathbf{X}]$
 - ▶ [Simmetria] $\text{COV}[\mathbf{X}]$ è **simmetrica**
 - ▶ [Linearità] per ogni A matrice $m \times n$ e $b \in \mathbb{R}^m$

$$\mathbf{Y} = A\mathbf{X} + b$$

vettore di va in \mathbb{R}^m con

$$E[\mathbf{Y}] = AE[\mathbf{X}] + b, \quad \text{COV}[\mathbf{Y}] = A\text{COV}[\mathbf{X}]A^T$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- Proprietà di $\text{COV}[\mathbf{X}]$

- ▶ $\text{COV}[\mathbf{X}]_{ii} = \text{VAR}[X_i]$

- ▶ $\text{COV}[\mathbf{X}]$ è **semi definita positiva**: per ogni $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n) \in \mathbb{R}^n$

$$\mathbf{z}^T \text{COV}[\mathbf{X}] \mathbf{z} \geq 0$$

- ▶ se $\text{COV}[\mathbf{X}]$ **non è di rango pieno**, esiste una combinazione lineare di X_1, \dots, X_n degenera (**relazione lineare** tra le variabili)

- Proprietà simili valgono per la **matrice di correlazione**

$$\text{CORR}[\mathbf{X}]_{i,j} = \rho_{X_i, X_j}, \quad 1 \leq i, j \leq n$$

Variabili Aleatorie Multivariate

- **Normale multivariata:** $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_n]$ è normale se per ogni $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n) \in \mathbb{R}^n$

$$z_1 X_1 + \dots + z_n X_n$$

è **normale univariata** (una va degenera è normale di varianza 0)

- ▶ tutte le marginali (univariate e multivariate) sono normali
- ▶ ogni trasformazione lineare è normale (univariata o multivariata)
- ▶ posto $\boldsymbol{\mu} = E[\mathbf{X}]$ e $\boldsymbol{\Sigma} = \text{COV}[\mathbf{X}]$, se $\boldsymbol{\Sigma}$ è di rango pieno allora la pdf di \mathbf{X} è

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = (2\pi)^{-n/2} \det(\boldsymbol{\Sigma})^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right\}$$