## Variabili (vettori e matrici) casuali

Variabile casuale (o aleatoria): Variabile che può assumere un insieme di valori ognuno con una certa probabilità

La variabile aleatoria rappresenta la popolazione in esame

- $\star X$  var. discreta  $\Rightarrow$  valori  $X_1, X_2, \ldots, X_N$  con prob.  $(p_1, p_2, \ldots, p_N)$
- $\star X$  var. continua $\Rightarrow$  valori in (a,b) con funzione di densità di prob. f=f(X)

Vettore (o matrice) casuale (o aleatorio): vettore (o matrice) i cui elementi sono variabili aleatorie

Il Valore atteso di una variabile aleatoria discreta X che può assumere i valori  $x_1, \ldots, x_n$  è

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

(stessa cosa se *matrice* di variabili aleatorie)

## Media, Varianza

Proprietà di 
$$E[X]$$
:  $E[X+Y] = E[X] + E[Y], \quad E[AXB] = AE[X]B$ 

Sia  $X = [X_1, \dots, X_p]$  vettore casuale

Media: 
$$\mu_i = E[X_i], \quad i = 1, ...p, \quad \boldsymbol{\mu}^T = [\mu_1, ..., \mu_p]$$

Varianza: (per componenti)

$$\sigma_{i,i} \equiv \sigma_i^2 = E[(X_i - \mu_i)^2] = \sum_{j=1}^p P(X_i = x_{i,j})(x_{i,j} - \mu_i)^2, \quad i = 1, \dots p$$

Covarianza tra le due variabili casuali  $X_i, X_j$ :

$$\sigma_{i,j} = E[(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)], \quad i, j = 1, \dots, p$$

$$= \sum_{X_i, X_j} (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) p_{i,j}(x_i, x_j)$$

 $p_{i,j}$  funzione di probabilità congiunta

In forma matriciale: matrice di varianza/covarianza della popolazione

$$\Sigma = Cov(X) = \begin{bmatrix} \sigma_{1,1} & \sigma_{1,2} & \cdots & \sigma_{1,p} \\ \sigma_{2,1} & \sigma_{2,2} & \cdots & \sigma_{2,p} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p,1} & \sigma_{p,2} & \cdots & \sigma_{p,p} \end{bmatrix} = E[(X - \boldsymbol{\mu})(X - \boldsymbol{\mu})^T]$$

 $\Sigma$  è sim. definita positiva:  $\mathbf{a}^T \Sigma \mathbf{a} > 0$  per ogni  $\mathbf{a} \neq 0$  (autovalori di  $\Sigma$  sono reali e strettamente positivi)

Matrice di Correlazione della popolazione:

$$\boldsymbol{\rho} = (\rho_{i,j})$$
  $\rho_{i,j} = \frac{\sigma_{i,j}}{\sqrt{\sigma_{i,i}}\sqrt{\sigma_{j,j}}}$  simmetrica

- $\star X_1, X_2$  sono indipendenti  $\Rightarrow \rho_{1,2} = 0$
- $\star$   $\rho$  misura la quantità di associazione lineare

Sia  $\{\mathbf{X}_1^T, \mathbf{X}_2^T, \dots, \mathbf{X}_n^T\}$  campione di n osservazioni di vettori casuali

- $\star$  Campione casuale: Se  $\mathbf{X}_1^T, \mathbf{X}_2^T, \dots, \mathbf{X}_n^T$  sono osservazioni indipendenti di una stessa funzione densità composta  $f(\mathbf{x}) = f(x_1, x_2, \dots, x_p)$
- ⇒ le misure da prove diverse non devono influenzarsi reciprocamente
- \* Stimatore corretto: Una statistica  $\mathbf{a}$  è uno stimatore corretto (o unbiased) della variabile aleatoria  $\boldsymbol{\alpha}$  se  $E(\mathbf{a}) = \boldsymbol{\alpha}$

Supp.  $\mathbf{X}_1^T, \mathbf{X}_2^T, \dots, \mathbf{X}_n^T$  osservazioni indipendenti di una popolazione con media  $\pmb{\mu}$  e matrice di covarianza  $\Sigma$ 

Statistiche campionarie:

- $\bar{\mathbf{X}}$  è uno stimatore corretto di  $\boldsymbol{\mu}$ :  $E(\bar{\mathbf{X}}) = \mu$
- La Matrice di covarianza di  $\bar{\mathbf{X}}$  è:  $Cov(\bar{\mathbf{X}}) = \frac{1}{n}\Sigma$
- $S_n$  stimatore distorto (biased) di  $\Sigma$ :  $E(S_n) = \frac{n-1}{n} \Sigma$
- $\Rightarrow \frac{n}{n-1}S_n$  stimatore corretto (unbiased) di  $\Sigma : E(\frac{n}{n-1}S_n) = \Sigma$

$$S = \frac{n}{n-1} S_n$$

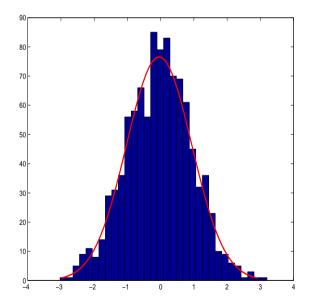
## La distribuzione normale multivariata

Richiamo dal caso univariato: funzione di densità

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2} \qquad -\infty < x < +\infty$$

 $\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}$  costante di normalizzazione (per Probabilità=1)

 $\mu$ media,  $\sigma^2$ varianza della popolazione



 $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ : insieme delle variabili casuali che seguono tale distribuzione

Estensione al caso multidimensionale

Osservazione:

$$\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 = (x-\mu)(\sigma^2)^{-1}(x-\mu)$$

Nel caso di **x** vettore casuale:

$$(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T$$
  $\boldsymbol{\mu} \in \mathbb{R}^p$  valore atteso di  $\mathbf{x}$ 

Fattore di normalizzazione per funzione di densità:  $\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^p |\Sigma|}}$  $(|\Sigma| = \det \Sigma)$ 

$$\Rightarrow f(\mathbf{x}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^p |\Sigma|}} e^{-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\Sigma^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T} - \infty < x_i < \infty$$

 $\mathcal{N}_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$  insieme delle variabili con f come funzione densità

## Alcune proprietà

variabili casuali normali  $X_1, X_2$  non sono correlate ( $\Sigma$  diagonale)

$$\Rightarrow f(\mathbf{x}) = f(x_1) \cdot f(x_2)$$

OSS: L'insieme delle x tali che

$$(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T = c^2$$

con c costante è ellissoide centrato in  $\boldsymbol{\mu}$  ed assi  $\pm c\sqrt{\lambda_i}\mathbf{v}_i$ 

es. 
$$\sigma_{1,2} = 0 \implies \frac{(x_1 - \mu_1)^2}{\sigma_{1,1}} + \frac{(x_2 - \mu_2)^2}{\sigma_{2,2}} = c^2$$

OSS: Se  $\sigma_{1,1} = \sigma_{2,2}$  allora il valore di  $\sigma_{1,2}$  cambia la forma del grafico

