

VARIANZA

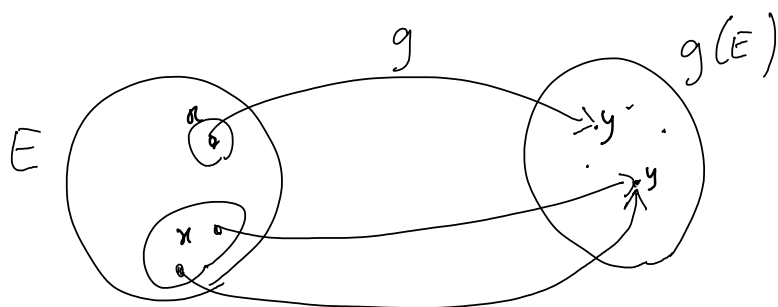
Se abbiamo una variabile aleatoria X a valori in E e

$g: E \rightarrow \mathbb{R}$, allora $g(X)$ è una v. al. reale.

Come si calcola $E[g(X)]$?

1° caso: se X è discreta, allora anche $g(X)$ è discreta, e

$$E[g(X)] = (\text{supponendo } E \text{ finita}) \sum_{y \in g(E)} y P\{g(X) = y\}$$



$$= \sum_{y \in g(E)} y P\left\{\bigcup_{\substack{n \text{ t.c.} \\ g(n)=y}} \{X=n\}\right\} = \sum_{y \in g(E)} y \sum_{\substack{n \text{ t.c.} \\ g(n)=y}} P\{X=n\} =$$

$$= \sum_{y \in g(E)} \sum_{\substack{n \text{ t.c.} \\ y=g(n)}} g(n) P\{X=n\} = \sum_{n \in E} g(n) P\{X=n\}$$

formula della speranza di una funzione composta

2° caso: X continua di densità f , allora

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(n) f(n) dn$$

ogni volta che l'integrale è ben definito

Se prendiamo $g(x) = (x - \mu)^2$, con $\mu = E[X]$, allora definiamo

$$\text{Var}[X] = E[g(X)] = E[(X - \mu)^2] = E[(X - E[X])^2]$$

varianza di X

esempio: $X \sim \text{Be}(p)$, $E[X] = p$

$$\begin{aligned}\text{Var}[X] &= (1-p)^2 \cdot \mathbb{P}\{X=1\} + (0-p)^2 \cdot \mathbb{P}\{X=0\} = \\ &= (1-p)^2 \cdot p + p^2(1-p) = \\ &= p(1-p)(1-p+p) = p(1-p)\end{aligned}$$

esempio: $X \sim N(0,1)$, $E[X] = 0$

$$\begin{aligned}\text{Var}[X] &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x-0)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = (\text{int. per parti}) \\ &= \left[-x \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} \right]_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} 1 \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \\ &= 0 - 0 + 1 = 1\end{aligned}$$

esempio: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $E[X] = \mu$

$$X = \sigma Y + \mu, \text{ con } Y \sim N(0,1)$$

$$\begin{aligned}\text{Var}[X] &= E[(X - \mu)^2] = E[(\sigma Y + \cancel{\mu} - \cancel{\mu})^2] = \\ &= E[\sigma^2 Y^2] = \sigma^2 E[Y^2] = \sigma^2 \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx =\end{aligned}$$

$$= E[\sigma^{-1} Y] = \sigma^{-1} E[Y] = \sigma^{-1} \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} dy = 0$$

$$= \sigma^2 \text{Var}[Y] = \sigma^2 \times 1 = \sigma^2$$

da cui =

Proprietà della varianza

1) se $X \equiv b \in \mathbb{R}$, allora $\text{Var}[X] = 0$, e anche

$$\text{Var}[X] = 0 \Rightarrow X = \text{costante}$$

2) dopo

3) $\text{Var}[X] \geq 0$, e $\text{Var}[X] = 0 \Leftrightarrow X$ costante

4) se X e Y i.i.d., allora $\text{Var}[X] = \text{Var}[Y]$

La 2) si divide in:

2a) se $a \in \mathbb{R}$, allora

$$\text{Var}[aX] = a^2 \text{Var}[X]:$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[aX] &= E[(aX - E[aX])^2] = E[(aX - aE[X])^2] = \\ &= E[a^2(X - E[X])^2] = a^2 E[(X - E[X])^2] = a^2 \text{Var}[X] \end{aligned}$$

2b) se X, Y v. al., allora

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

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

con $\text{Cov}(X, Y) = E\left[(X - E[X])(Y - E[Y])\right]$

covarianza tra X e Y : misura la dipendenza (lineare) tra X e Y

In particolare:

- se $\text{Cov}(X, Y) > 0$, X e Y positivamente correlate
- se $\text{Cov}(X, Y) < 0$, X e Y negativamente correlate
- se $\text{Cov}(X, Y) = 0$, X e Y scorrelate, o non correlate

nota: $\text{Cov}(X, Y) = E\left[(X - E[X])(Y - E[Y])\right] =$

$$= E\left[XY - XE[Y] - YE[X] + E[X]E[Y]\right] =$$

$$= E[XY] - E[XE[Y]] - E[YE[X]] + E[E[X]E[Y]] =$$

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

$$= E[XY] - E[X]E[Y]$$

nota: se X e Y ind. e hanno speranze finite, allora

che $E[XY] = E[X]E[Y]$; allora $\text{Cov}(X, Y) = 0$

se poi X e Y hanno varianze finite, allora

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

note: $\text{Var}(X, X) = E[(X - E[X])(X - E[X])] = \text{Var}[X]$

e $\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2$

esempio: $X \sim B(n, p)$, $E[X] = np$

$$\text{Var}[X] = E[(X - np)^2] = \sum_0^n (k - np)^2 \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = ?$$

usando le proprietà: X ha la stessa legge di $S_n = \sum_{i=1}^n Y_i$

con $(Y_i)_i$ i.i.d. $\sim \text{Be}(p)$; allora

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &\stackrel{(a)}{=} \text{Var}[S_n] = \text{Var}\left[\sum_{i=1}^n Y_i\right] \stackrel{(2b)}{=} \sum_{i=1}^n \text{Var}[Y_i] = \\ &= \sum_{i=1}^n p(1-p) = np(1-p) \end{aligned}$$

esempio: $X \sim \text{Po}(\lambda)$ $E[X] = \lambda$

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = E[X^2] - \lambda^2$$

$$E[X^2] = \sum_0^\infty n^2 \cdot \mathbb{P}\{X = n\} = \sum_{n=1}^\infty n^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} = \sum_{n=1}^\infty n e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} =$$

$$= \sum_0^\infty (k+1) e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k+1}}{k!} =$$

$$= \sum_0^\infty k e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k+1}}{k!} + \sum_0^\infty 1 \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k+1}}{k!} =$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \sum_0^\infty k \frac{\lambda^k}{k!} + \lambda e^{-\lambda} \sum_0^\infty e^{-\lambda} \lambda^k$$

$$= \lambda (e^{-\lambda}) \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} + \lambda \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} =$$

$$= \lambda E[X] + \lambda \times 1 = \lambda^2 + \lambda$$

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$