

$\underline{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ dati quantitativi

$$\bar{y} := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

$$s^2 := \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \geq 0$$

$$\bar{y} \pm \sqrt{s^2}$$

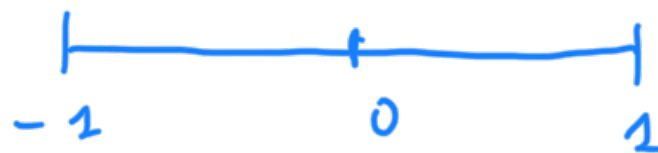
$\sqrt{s^2}$ è una misura della variabilità dei dati

Ad esempio, se i dati sono tutti uguali la variabilità è nulla e, infatti, risulta

$$\bar{y} = x_1 \text{ e } \sqrt{s^2} = 0.$$

In più, si considerino i seguenti casi

- $n = 2$

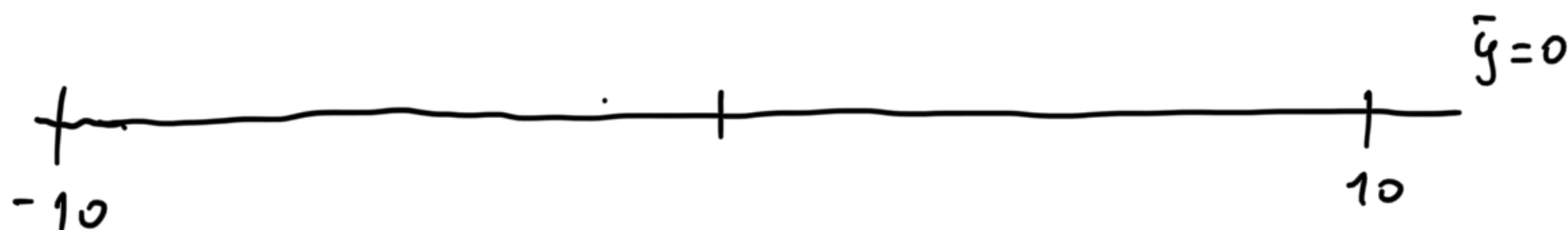


$\bar{y} = 0$

$$s^2 = \frac{1}{2-1} \left[(-1-0)^2 + (1-0)^2 \right] = 2$$

$$\sqrt{s^2} = \sqrt{2}$$

- $n = 2$



$$s^2 = \frac{1}{2-1} \left[(-10-0)^2 + (10-0)^2 \right] = 200$$

$$\sqrt{s^2} = \sqrt{200} = 10\sqrt{2} \gg \sqrt{2}$$

MOMENTI DI UNA
VARIABILE ALEATORIA

se esiste $\mu'_m := \mathbb{E}(X^m)$ (ossia x è numero reale)

allora esso si dice momento di ordine m . Nel caso $m=1$, $\mu'_1 = \mathbb{E}(X)$ è la media della variabile aleatoria. Nel caso $m=2$, $\mu'_2 = \mathbb{E}(X^2)$ è la media del secondo ordine. L'operazione per ottenere μ'_m nel caso delle variabili discrete è la seguente:

$$\mu'_m = \sum_{x_i \in \underbrace{S_X}} x_i^m \underbrace{P(X=x_i)}.$$

ESEMPI

$$X \sim \pi(\lambda) \quad \lambda > 0$$

$$S_X = \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$k \in S_X, \mathbb{P}(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$\begin{aligned} \gamma'_1 = \mathbb{E}(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} k e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \stackrel{m=k-1}{=} \sum_{m=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{m+1}}{m!} \\ &= \lambda \underbrace{\sum_{m=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!}}_{=1} = \lambda. \end{aligned}$$

Inoltre,

$$\begin{aligned} \gamma'_2 = \mathbb{E}(X^2) &= \sum_{k=0}^{\infty} k^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} k^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} k \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \stackrel{m=k-1}{=} \sum_{m=0}^{\infty} (m+1) e^{-\lambda} \frac{\lambda^{m+1}}{m!} \end{aligned}$$

$$= \lambda \underbrace{\sum_{m=0}^{\infty} m e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!}}_{=1} + \lambda \underbrace{\sum_{m=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!}}_{=1}$$

$$= \lambda^2 + \lambda.$$

□

DEFINIZIONE

Se X è una variabile aleatoria per la quale $\mathbb{E}(X^2) < +\infty$, si definisce la "varianza" di X la quantità

$$\mathbb{D}^2(X) := \mathbb{E}[(X - \mu_X)^2]$$

dove $\mu_X \equiv \mu_1 = \mathbb{E}(X)$. In più, la radice quadrata della varianza

$$\mathbb{D}(X) := \sqrt{\mathbb{D}^2(X)}$$

si chiama "deviazione standard".

PROPOSIZIONE

Se $\mathbb{E}(X^2) < +\infty$, allora

$$\mathbb{D}^2(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X)$$

$$\Leftrightarrow \sigma_X^2 = \gamma_2' - \gamma_X^2.$$

DIM

$$\begin{aligned} \mathbb{D}^2(X) &= \mathbb{E}[(X - \gamma_X)^2] \\ &= \mathbb{E}(X^2 - 2\gamma_X X + \gamma_X^2) \\ &= \mathbb{E}(X^2) + \mathbb{E}(-2\gamma_X X) + \mathbb{E}(\gamma_X^2) \end{aligned}$$

$$= \mathbb{E}(X^2) - 2\gamma_X \mathbb{E}(X) + \gamma_X^2$$

$$= \mathbb{E} \left(X^2 \right) - 2 \gamma_X \cdot \mathbb{E} (X) + \gamma_X$$

$$= \gamma'_2 - 2 \gamma_X^2 + \gamma_X^2$$

$$= \gamma'_2 - \gamma_X^2. \quad \square$$

ESEMPIO (continuazione $X \sim \Pi(\lambda), \lambda > 0$)

$$\begin{aligned} \mathbb{D}^2(X) &= \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X) \\ &= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda. \end{aligned}$$

□

ESEMPIO

$X \sim B(n, p), n \in \mathbb{N}, p \in (0, 1), q = (1-p) \in (0, 1)$

$$S_X = \{0, 1, 2, \dots, n\}$$

$$k \in S_X, \quad \mathbb{P}(X=k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^n k \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

$$4 \quad (\wedge) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k q^{n-k} - \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n k \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^n \frac{n(n-1)!}{(k-1)! (n-k)!} p^k q^{n-k}$$

$$= n \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)! (n-k)!} p p^{k-1} q^{n-k}$$

$$= n p \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} q^{n-k}$$

$$\stackrel{\substack{m=k-1 \\ k=m+1}}{=} n p \sum_{m=0}^{n-1} \binom{n-1}{m} p^m q^{n-(m+1)}$$

$$= n p \underbrace{\sum_{m=0}^{n-1} \binom{n-1}{m} p^m q^{(n-1)-m}}_{=1}$$

$$= n p$$

è la
somma
delle proba-
bilità della
legge binomiale
con parametri

$(n-1, r)$

Inoltre,

$$\mathbb{E}(X^2) = \sum_{k=0}^n k^2 \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^n k^2 \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n k^2 \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^n \frac{k \cdot n (n-1)!}{(k-1)! (n-k)!} p^k q^{n-k}$$

$$= n \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)! \cdot k}{(k-1)! (n-k)!} p p^{k-1} q^{n-k}$$

$$= n p \sum_{k=1}^n k \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} q^{n-k}$$

$$\stackrel{\substack{m=k-1 \\ k=m+1}}{=} n p \sum_{m=0}^{n-1} \binom{n-1}{m} p^m q^{n-(m+1)} \cdot (m+1)$$

$$= n p \sum_{m=0}^{n-1} m \binom{n-1}{m} p^m q^{(n-1)-m}$$

$$+ n \uparrow \underbrace{\sum_{m=0}^{n-1} \binom{n-1}{m} p^m q^{(n-1)-m}}_{=1}$$

$$= n \uparrow (n-1) p + n p$$

$$= n^2 p^2 - n p^2 + n p = n^2 p^2 + n p (1-p)$$

$$= n^2 p^2 + n p q.$$

In definitive, $E(X) = n p$, $E(X^2) = n^2 p^2 + n p q$.

Quindi

$$D^2(X) = E(X^2) - E^2(X)$$

$$= n^2 p^2 + n p q - (n p)^2$$

$$= n^2 p^2 + n p q - n^2 p^2$$

$$= n p q = n p (1-p).$$

□

ESEMPIO

$$X \sim G(p), \quad p \in (0, 1), \quad q = 1-p \quad S_X = \mathbb{N}$$

$$k \in \mathbb{N}, \quad P(X=k) = p q^{k-1}$$

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p q^{k-1} = p \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^{k-1}$$

$$= p (1 + 2q + 3q^2 + 4q^3 + 5q^4 + \dots)$$

$$= p (1 + q + q^2 + q^3 + q^4 + \dots + q + q^2 + q^3 + q^4 + \dots)$$

$$\begin{array}{ccccccc}
 + q^2 & + & q^3 & + & q^4 & + & \dots \\
 & & + & q^3 & + & q^4 & + \dots \\
 & & & & + & q^4 & + \dots \\
 & & & & & & \vdots \\
 & & & & & & \vdots
 \end{array}
)$$

$$= r \left(\sum_{k=0}^{\infty} q^k + q \sum_{k=0}^{\infty} q^k + q^2 \sum_{k=0}^{\infty} q^k + q^3 \sum_{k=0}^{\infty} q^k + \dots \right)$$

$$= r \sum_{k=0}^{\infty} q^k \underbrace{\left(1 + q + q^2 + q^3 + \dots \right)}$$

$$= r \sum_{k=0}^{\infty} q^k \cdot \sum_{k=0}^{\infty} q^k = r \left(\frac{1}{1-q} \right)^2$$

$$= r \frac{1}{r^2} = \frac{1}{r}.$$



	Media	Varianza	Parametri
Poisson	λ	λ	$\lambda > 0$
Binomiale	$n p$	$n p (1 - p)$	$n \in \mathbb{N}, p \in (0, 1)$
Geometrica	$1/p$?	$p \in (0, 1)$

ESEMPIO 7.a

X è il numero degli errori tipografici in una pagina di un assegnato volume. Si suppone che $X \sim \Pi(1/2)$.

Vogliamo determinare:

$$P(X \geq 1).$$

$$P(X = k) = e^{-1/2} \frac{(1/2)^k}{k!}$$

Svolgimento

$$P(X \geq 1) = 1 - P(\{X \geq 1\}^c)$$

$$\begin{aligned}
 &= 1 - P(X=0) \\
 &= 1 - e^{-2/2} = 0,393. \quad \square
 \end{aligned}$$

ESEMPIO 7.b

E' stato prodotto un lotto di 10 pezzi elettronici. Si indichi con X il numero dei pezzi difettosi tra i 10. Sapendo che la probabilità che un pezzo risulti difettoso valga 0,1, determinare $P(X \leq 1)$.

Svolgimento

$$X \sim B(10; 0,1)$$

$$\begin{aligned}
 n &= 10 \\
 p &= 0,1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(X \leq 1) &= P(\{X=0\} \cup \{X=1\}) & P(X=k) &= \binom{10}{k} (0,1)^k (0,9)^{10-k} \\
 &= P(X=0) + P(X=1)
 \end{aligned}$$

$$= q^{10} + 10 p q^9$$

$$= q^9 (q + 10 p)$$

$$= 0,9^9 \cdot (1,9) = 0,7361.$$

Inoltre

$$E(X) = 10 \cdot 0,1 = 1.$$

Consideriamo $Y \sim \pi(1)$ e determiniamo

$$P(Y \leq 1) = P(Y=0) + P(Y=1) \quad P(Y=k) = e^{-1} \frac{1^k}{k!}$$

$$= \frac{e^{-1}}{0!} + \frac{e^{-1}}{1!} = 2e^{-1} = 0,7358.$$

□

