

• v.a. binomiale  $X \sim \text{Bin}(n, p)$

$$I_m(X) = \{0, \dots, n+1\}$$



$$p_X(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad k \in \{0, \dots, n\} = I_m(X)$$

$$\mathbb{E}(X) = np, \quad \text{Var}(X) = ?$$

In generale:

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

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

lineare in  $\mathbb{E}$

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

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

Calcoliamo  $\mathbb{E}(X^2)$  per  $X \sim \text{Bin}(n, p)$

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

$$= \sum_{k=0}^n k^2 \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

$(h=k-1)$

$$= \sum_{h=0}^{n-1} (h+1) \frac{n(n-1)!}{h! (n-1-h)!} p^h (1-p)^{n-1-h}$$

distribuisco

$$= \sum_{h=0}^{n-1} h \cdot n p \binom{n-1}{h} p^h (1-p)^{n-1-h} + \sum_{h=0}^{n-1} n p \binom{n-1}{h} p^h (1-p)^{n-1-h}$$

$\parallel$   $(n-1)p$   $\parallel$   $1$

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

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = n(n-1)p^2 + np - n^2p^2 = np(1-p)$$

è giustamente invariante per  $p \rightarrow 1-p$

• È capitato un fatto peculiare

$$X_i(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{se } \omega_i = 1 \\ 0 & \omega_i = 0 \end{cases} \quad i = 1, \dots, n$$

$$X_i \sim \text{Bern}(p) \quad \text{e} \quad X = \sum_{i=1}^n X_i$$

giustamente, per linearità di  $\mathbb{E}(\cdot)$ ,

$$np = \mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i) = \sum_{i=1}^n p = np$$

non si capisce come possa succedere

$$np(1-p) = \mathbb{V}(X) \quad \sum_{i=1}^n \mathbb{V}(X_i) = \sum_{i=1}^n p(1-p) = np(1-p)$$

La varianza non ha proprio modo di essere lineare  
c'è un quadrato.

Evidentemente,  $\mathbb{V}(\cdot)$  è omogenea di  
grado due

$$X \rightarrow \alpha X \quad \alpha \in \mathbb{R}$$

$$\mathbb{V}(X) \rightarrow \alpha^2 \mathbb{V}(X)$$

com'è possibile che ci sia capitate

$$\mathbb{V}(X+Y) = \mathbb{V}(X) + \mathbb{V}(Y) \quad ?$$

... questo capita quando  $X$  e  $Y$   
sono v.e. indipendenti

- Seguiamo l'algebra.  $X, Y$  v.a. limitate  
(per non avere difficoltà di sommabilità)

(15)

$$\mathbb{E}(X) + \mathbb{E}(Y)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{V}(X+Y) &= \mathbb{E} \left[ (X+Y - \overbrace{\mathbb{E}(X+Y)}^{\mathbb{E}(X)+\mathbb{E}(Y)})^2 \right] \\ &= \mathbb{E} \left[ (X - \mathbb{E}(X) + Y - \mathbb{E}(Y))^2 \right] \\ &= \mathbb{E} \left[ (X - \mathbb{E}(X))^2 + (Y - \mathbb{E}(Y))^2 + 2(X - \mathbb{E}(X)) \cdot (Y - \mathbb{E}(Y)) \right] \\ &= \mathbb{V}(X) + \mathbb{V}(Y) + 2 \operatorname{cov}(X, Y) \end{aligned}$$

ovv

$$\operatorname{cov}(X, Y) := \mathbb{E} \left[ (X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)) \right]$$

oss:  $\mathbb{V}(X) = \operatorname{cov}(X, X)$

e da  $\mathbb{V}(\cdot)$  recuperate  $\operatorname{cov}(\cdot, \cdot)$   
per polarizzazione, ovvero

$$\operatorname{cov}(X, Y) = \frac{1}{4} \left[ \mathbb{V}(X+Y) - \mathbb{V}(X-Y) \right]$$

DEF Indipendenza di v.a.

$X, Y$  v.a. discrete sono indipendenti se

$$\mathbb{P}(X=x, Y=y) = \mathbb{P}(X=x) \mathbb{P}(Y=y)$$

$$\forall x \in \operatorname{Im}(X), \quad \forall y \in \operatorname{Im}(Y)$$

ovvero gli eventi

$X^{-1}(\{x\})$  e  $Y^{-1}(\{y\})$  sono indipendenti:  $\forall x$  e  $\forall y$

• Nel caso dello schema di Bernoulli:

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{se } w_i = 1 \\ 0 & \text{se } w_i = 0 \end{cases}$$

e se  $i \neq j$   $X_i$  è indep da  $X_j$   
(risultati di lanci diversi)

Prop se  $X, Y$  v.a. indipendenti allora

$$\text{cov}(X, Y) = 0$$

come si dice,

indipendenti  $\Rightarrow$  s correlate ( $\text{cov}(X, Y) = 0$ )

Oss 1 Per l'algebra di Boole

$$\text{cov}(X, Y) = 0 \Leftrightarrow V(X+Y) = V(X) + V(Y)$$

~~Dim~~

Oss 2

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

(lineari  $E(\cdot)$ )

$$= E(XY) - 2E(X) \cdot E(Y) + E(X)E(Y)$$

$$= E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$$

quindi

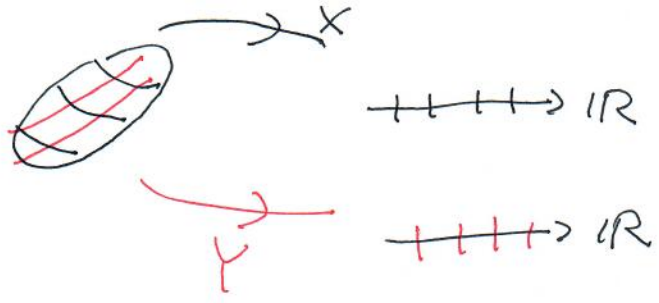
$$\text{cov}(X, Y) = 0 \Leftrightarrow E(X \cdot Y) = E(X)E(Y)$$

dim

verifichiamo che  $X, Y$  indep  $\Rightarrow E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$

Calcoliamo  $E(\cdot)$  sommando su  $w \in \Omega$

$$E(XY) = \sum_{w \in \Omega} X(w)Y(w) P(\{w\})$$



$X^{-1}(\alpha)$ ,  $x \in \text{Im}(X)$   
 $Y^{-1}(\gamma)$ ,  $y \in \text{Im}(Y)$   
 sono partizioni di  $\Omega$

$$\sum_{\omega \in \Omega} \dots = \sum_{\substack{\alpha \in \text{Im}(X) \\ \gamma \in \text{Im}(Y)}} \sum_{\omega \in X^{-1}(\alpha) \cap Y^{-1}(\gamma)} \dots$$

trovo

$$E(X \cdot Y) = \sum_{\substack{\alpha \in \text{Im}(X) \\ \gamma \in \text{Im}(Y)}} \sum_{\omega \in X^{-1}(\alpha) \cap Y^{-1}(\gamma)} \underbrace{X(\omega)}_x \underbrace{Y(\omega)}_y P(\omega)$$

$$= \sum_{\substack{\alpha \in \text{Im}(X) \\ \gamma \in \text{Im}(Y)}} \alpha \gamma \sum_{\omega \in X^{-1}(\alpha) \cap Y^{-1}(\gamma)} P(\omega)$$

$$P(X=\alpha \cap Y^{-1}(\gamma))$$

$$P(X=\alpha, Y=\gamma)$$

Indipendenza

$$P(X) \cdot P(Y)$$

$$= \sum_{\substack{\alpha \in \text{Im}(X) \\ \gamma \in \text{Im}(Y)}} \alpha \gamma P(X=\alpha) P(Y=\gamma)$$

$$= E(X) \cdot E(Y)$$

• Sunte proprietà di  $E(\cdot)$  e  $V(\cdot)$

(18)

$$A \subset \Omega$$

$$\mathbb{1}_A(\omega) = \begin{cases} 1 & \omega \in A \\ 0 & \omega \in A^c \end{cases}$$

è una v.a.

$$(\mathbb{1}_A \sim \text{Bern}(IP(A)))$$

$$\bullet E(\mathbb{1}_A) = IP(A) \quad A \subset \Omega$$

$$\bullet E(\alpha X + \beta Y) = \alpha E(X) + \beta E(Y) \quad \alpha, \beta \in \mathbb{R}$$

$E(\cdot)$  è lineare

$$\bullet X \leq Y \quad (\text{ovvero } X(\omega) \leq Y(\omega) \quad \forall \omega \in \Omega)$$

↑ ordine di  $\mathbb{R}$

$$\Rightarrow E(X) \leq E(Y)$$

$$\bullet V(X) \geq 0 \quad = 0 \quad \text{sse } X \text{ è v.a. certa}$$

$$\bullet V(\alpha X + \beta Y) = \alpha^2 V(X) \quad \alpha, \beta \in \mathbb{R}$$

v.a. certa

$$\bullet X, Y \text{ indep} \quad \Rightarrow \quad V(X+Y) = V(X) + V(Y)$$

↓  
 $\text{cov}(X, Y) = 0$

$$\bullet | \text{cov}(X, Y) | \leq \sqrt{V(X)} \cdot \sqrt{V(Y)}$$

↗ può essere  $> 0$   $0$   $< 0$

l'unica da dimostrare è l'ultima. In effetti il Cauchy-Schwarz, dipende da una struttura euclidea.

se  $(\cdot, \cdot)$  è un prodotto scalare

$$|(x, y)| \leq \sqrt{(x, x)} \sqrt{(y, y)}$$

• Variazioni aleatorie come spazio euclideo

(13)

$$(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \quad |\Omega| < +\infty \quad |\Omega| = n$$
$$\mathcal{F} = \{A \subset \Omega\}$$

$$\mathcal{V} = \{X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}\} = \left\{ \begin{array}{c} \text{v.a.} \\ \text{su} \\ \Omega \end{array} \right\} \quad \text{è uno spazio vettoriale su } \mathbb{R}$$

Lo dotiamo di una struttura euclidea, ovvero di un prodotto scalare

Non è il prodotto scalare canonico su  $\mathbb{R}^n$ , ma dipende da  $\mathbb{P}$ .

$$L^2(\Omega, \mathbb{P}) = \{X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}\} \quad \text{con il prodotto scalare def. da}$$

$$(X, Y) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) Y(\omega) \mathbb{P}(\{\omega\})$$

bilineare e  $(X, X) \geq 0 = 0$  sse  $X = 0$   
( $X(\omega) = 0 \forall \omega \in \Omega$ )

oss se  $\mathbb{P}(\{\omega\}) = \frac{1}{|\Omega|}$

Prob. uniforme<sup>tt</sup>  
è il prodotto scalare canonico su  $\mathbb{R}^n$  (a meno di una costante)

Diseg. di Cauchy-Schwarz

$$|(X, Y)| \leq \|X\| \|Y\|$$

$$|\mathbb{E}(XY)| \leq \sqrt{\mathbb{E}(X^2)} \sqrt{\mathbb{E}(Y^2)}$$

se  $X \rightarrow X - \mathbb{E}(X)$   
 $Y \rightarrow Y - \mathbb{E}(Y)$  è l'ultima proprietà di prima.

• Indipendenza di tante v.a.

(20)

Per gli eventi era un po' complicato

$A_1, \dots, A_n$  eventi sono indipendenti

sse  $\forall k \leq n \quad i_1, i_2, \dots, i_k$

$$P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}) = P(A_{i_1}) \dots P(A_{i_k})$$

Per v.a. è più facile

[ da scrivere, in realtà è la stessa cosa ]

DEF equivalente

$X, Y$  v.a. (valori discrete o continue)

sono indipendenti sse  $\forall A \subset \mathbb{R}$   
 $B \subset \mathbb{R}$

$$P(\underbrace{X \in A, Y \in B}_{\parallel}) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B)$$

$$\{ \omega : X(\omega) \in A \} \cap \{ \omega : Y(\omega) \in B \}$$

infatti dalla definizione precedente [  $X, Y$  discrete ]  
(additività)

$$P(X \in A, Y \in B) = \sum_{\substack{x \in \text{Im}(X) \cap A \\ y \in \text{Im}(Y) \cap B}} P(X=x, Y=y)$$

(Definizione precedente)

$$= \sum_{\substack{x \in \dots \\ y \in \dots}} P(X=x) P(Y=y) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B)$$



Def  $X_1, \dots, X_n$  v.a.

(21)

sono indipendenti sse

$$P(X_1 \in A_1, \dots, X_n \in A_n) = P(X_1 \in A_1) \cdot \dots \cdot P(X_n \in A_n)$$

$$\forall A_1, \dots, A_n \subset \mathbb{R}$$

oss Se prendo  $A_i = \mathbb{R}$  per qualche  $i$

ricavo che

$$X_{i_1}, \dots, X_{i_k} \quad \{i_1, \dots, i_k\} \subset \{1, \dots, n\}$$

sono anche indipendenti

[per gli eventi lo dovremo dire in più]

Nel caso di schemi di Bernoulli

[o in genere per probabilità prodotto]

$$\Omega = \{0, 1\}^n = \{(\omega_1, \dots, \omega_n) \mid \omega_i \in \{0, 1\}\} \quad P \text{ prodotto}$$

se  $X_i$  si riferisce ~~alla~~ solo al lancio  $i$

$$(X_i(\omega) = \omega_i)$$

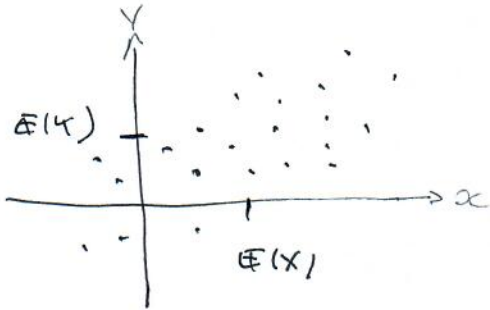
$X_1, \dots, X_n$  sono v.a. indipendenti

• Significato intuitivo di  $\text{cov}(X, Y)$

$X, Y$  v.a. Fai un po' di esperimenti e misura  $X$  e  $Y$

Riponta sul piano cartesiano

(I)



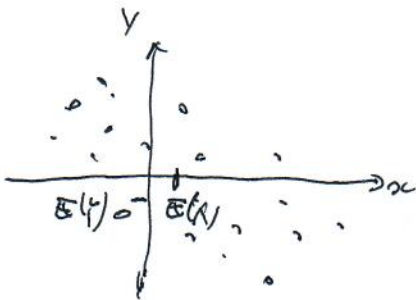
se usi un bel d'inc  
che  $X > E(X)$   
anche  $Y > E(Y)$   
(di solito)

quindi  $\text{cov}(X, Y) > 0$

$X$  e  $Y$  sono positivamente  
correlate

se ti è capitata una fluttuazione  $X > E(X)$   
è più probabile che anche  $Y > E(Y)$

(II)

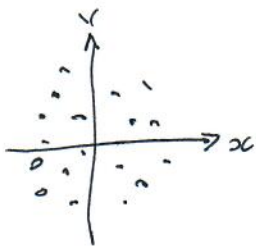


qui è il contrario  
 $X > E(X)$  è facile  $Y < E(Y)$

$\text{cov}(X, Y) < 0$

$X$  e  $Y$  sono negativamente  
correlati

(III)



in questo caso non  
sembra esserci correlazione  
tra  $X$  e  $Y$

$\text{cov}(X, Y) \approx 0$