

INDIPENDENZA

Se due eventi A e B , con B non trascurabile, sono t.c.

$$(*) \quad P(A|B) = P(A)$$

si dice che A è indipendente da B

esempio: lancio di due dadi

$$\Omega = \{1, \dots, 6\}^2 = \{(i, j) \mid i, j = 1, \dots, 6\}$$

P uniforme

$$A := \{\text{primo dado pari}\} = \{(i, j) \in \Omega \mid i = 2, 4, 6\}$$

$$B := \{\text{secondo dado} = 6\} = \{(i, j) \in \Omega \mid j = 6\}$$

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{18}{36} = \frac{1}{2}$$

$$P(B) = \frac{|B|}{|\Omega|} = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}$$

$$P(A \cap B) = \frac{|A \cap B|}{|\Omega|} = \frac{3}{36} = \frac{1}{12}$$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{1}{12}}{\frac{1}{6}} = \frac{1}{2} = P(A)$$

Da (*) segue

$$P(A) = P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, \text{ quindi}$$

$$(**) \quad P(A)P(B) = P(A \cap B)$$

Ridefiniamo l'indipendenza tra A e B dicendo che A e B sono indipendenti fra loro se verificano (**)

Vantaggi rispetto a (*):

- 1) (**) è ben definita anche se A e B sono trascurabili;
- 2) è simmetrica in A e B

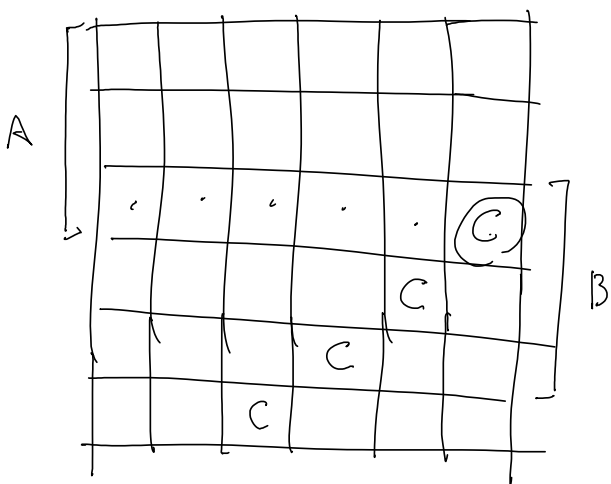
Se vogliamo estendere la definizione di indipendenza a più di 2 eventi,

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = \prod_{i=1}^n P(A_i) = P(A_1) \times \dots \times P(A_n)$$

(nota su Π : $K! = 1 \times 2 \times \dots \times K = \prod_{i=1}^K i$)

non basta! Bisogna che la cosa sia verificata anche su ogni sottofamiglia di $(A_i)_{i=1, \dots, n}$

esempio: $\Omega = \{1, \dots, 6\}^2$, P uniforme



$$A = \{(i, j) \mid i = 1, 2, 3\}$$

$$B = \{(i, j) \mid i = 3, 4, 5\}$$

$$C = \{(i, j) \mid i + j = 9\}$$

$$P(A) = P(B) = \frac{1}{2}, \quad P(C) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}$$

$$P(A \cap B) = \frac{|A \cap B|}{|\Omega|} = \frac{6}{36} = \frac{1}{6} \neq \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B)$$

$$P(B \cap C) = \frac{3}{36} = \frac{1}{12} \neq \frac{1}{2} \times \frac{1}{9} = P(B)P(C)$$

$$P(A \cap C) = \frac{1}{36} \neq \frac{1}{2} \times \frac{1}{9} = P(A)P(C)$$

$\Rightarrow$ i 3 eventi non sono indipendenti, MA:

$$P(A \cap B \cap C) = \frac{1}{36} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{9} = P(A)P(B)P(C)$$

La definizione generale di indipendenza per n eventi $(A_i)_{i=1, \dots, n}$ è la seguente: $\forall \mathcal{J} \subseteq \{1, \dots, n\}, (|\mathcal{J}| \geq 2)$

$$P\left(\bigcap_{j \in \mathcal{J}} A_j\right) = \prod_{j \in \mathcal{J}} P(A_j)$$

Indipendenza di variabili aleatorie

Consideriamo $X_1, \dots, X_n$ v.al. a valori rispettivamente in $E_1, \dots, E_n$. Diciamo che $X_1, \dots, X_n$ sono indipendenti se

$$\forall A_1 \subseteq E_1, \dots, A_n \subseteq E_n,$$

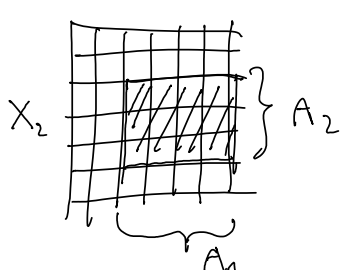
$$P\{X_1 \in A_1, \dots, X_n \in A_n\} = \prod_{i=1}^n P\{X_i \in A_i\}$$

cioè se gli eventi $\{X_i \in A_i\}$ sono indipendenti $\forall A_i \in \mathcal{E}_i$

esempio: $\Omega = \{1, \dots, 6\}^2$, P uniforme

definiamo $X_1(i, j) = i$, $X_2(i, j) = j$ (a val. in $E = \{1, 2, \dots, 6\}$)

allora X_1 e X_2 sono indipendenti: $\forall A_1, A_2 \subseteq E$,

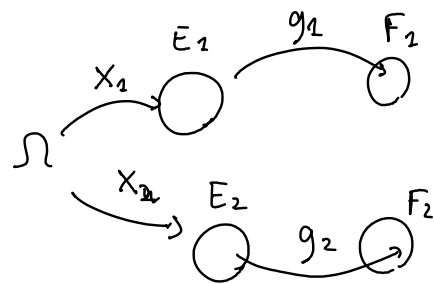
$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}\{X_1 \in A_1, X_2 \in A_2\} &= \mathbb{P}\{(i, j) \in A_1 \times A_2\} = \mathbb{P}(A_1 \times A_2) = \\
 &= \frac{|A_1 \times A_2|}{|\Omega|} = \frac{|A_1| \times |A_2|}{6 \times 6} = \frac{|A_1|}{6} \times \frac{|A_2|}{6} = \mathbb{P}\{X_1 \in A_1\} \mathbb{P}\{X_2 \in A_2\}
 \end{aligned}$$


nota: se X_i v.al. a valori in E_i , $i = 1, \dots, n$, e $g_i: E_i \rightarrow F_i$ allora $g_i(X_i)$ sono v.al. a valori in F_i

Se $X_1, \dots, X_n$ sono indipendenti, allora anche $g_i(X_i)$ sono ind.

Difatti, $\forall A_i \in F_i$, $i = 1, \dots, n$:

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}\{g_1(X_1) \in A_1, \dots, g_n(X_n) \in A_n\} &= \\
 = \mathbb{P}\{X_1 \in g_1^{-1}(A_1), \dots, X_n \in g_n^{-1}(A_n)\} &= \\
 = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}\{X_i \in g_i^{-1}(A_i)\} = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}\{g_i(X_i) \in A_i\}
 \end{aligned}$$



Variazioni aleatorie binomiali

Supponiamo di avere $X_1, \dots, X_n$ indipendenti e identicamente distribuite (i.i.d.) $\sim \text{Be}(p)$; siamo interessati alla legge di

$$S_n := \sum_{i=1}^n X_i$$

S_n è v.al. a valori in $\{0, \dots, n\}$: $\forall k = 0, \dots, n$,

$$\mathbb{P}\{S_n = k\} = ?$$

$$\mathbb{P}\{S_n = 0\} = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i = 0\}\right) =$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{S_n = 0\} &= \mathbb{P}\{X_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, n\} = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i = 0\}\right) = \\ &= \prod_{i=1}^n \mathbb{P}\{X_i = 0\} = \prod_{i=1}^n (1-p) = (1-p)^n \end{aligned}$$

$$\mathbb{P}\{S_n = n\} = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i = 1\}\right) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}\{X_i = 1\} = \prod_{i=1}^n p = p^n$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{S_n = 1\} &= \mathbb{P}\left\{\bigcup_{i=1, \dots, n \text{ t.c.}} \{X_i = 1, X_j = 0 \quad \forall j \neq i\}\right\} = \\ &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n \{X_i = 1, X_j = 0 \quad \forall j \neq i\}\right) = (\text{disj.}) \\ &= \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\{X_i = 1, X_j = 0 \quad \forall j \neq i\} = \sum_{i=1}^n p(1-p)^{n-1} = np(1-p)^{n-1} \end{aligned}$$

allo stesso modo

$$\mathbb{P}\{S_n = n-1\} = np^{n-1}(1-p)$$

In generale,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{S_n = K\} &= \mathbb{P}\left\{\exists J \subseteq \{1, \dots, n\} \text{ t.c. } |J| = K, X_j = 1 \quad \forall j \in J, \right. \\ &\quad \left. X_j = 0 \quad \forall j \notin J\right\} = \\ &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{\substack{J \subseteq \{1, \dots, n\} \\ |J| = K}} \{X_j = 1 \quad \forall j \in J, X_j = 0 \quad \forall j \notin J\}\right) = (\text{disj.}) \\ &= \sum_{\substack{J \subseteq \{1, \dots, n\} \\ |J| = K}} \mathbb{P}\{X_j = 1 \quad \forall j \in J, X_j = 0 \quad \forall j \notin J\} = \\ &= \sum_{\substack{J \subseteq \{1, \dots, n\} \\ |J| = K}} p^K (1-p)^{n-K} = \binom{n}{K} p^K (1-p)^{n-K} \end{aligned}$$

$\binom{n}{K}$ (coefficiente binomiale) = n° di sottoinsiemi di K
o...ti di un insieme di n elementi

elementi di un insieme di n elementi

$$= \frac{n!}{k!(n-k)!} \quad \left(\text{nota: } 0! := 1 \right) \quad k! = 1 \times 2 \times \dots \times k = \prod_{i=1}^k i$$

$\binom{n}{k}$ compare nella potenza di un binomio

$$(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}$$

$$\begin{aligned} (a+b)^2 &= a \times a + b \times a + a \times b + b \times b = a^2 + 2ab + b^2 \\ &= a^2 + 2ab + b^2 \\ &= \binom{2}{0} a^2 + \binom{2}{1} ab + \binom{2}{2} b^2 \end{aligned}$$

Questo ci permette di verificare che:

$$\sum_{k=0}^n \mathbb{P}\{S_n = k\} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = (p + (1-p))^n = 1^n = 1$$

esercizio 2.17

$n = 6$; $X_i, i = 1, \dots, 6, \text{ i.i.d. } \sim \text{Be}\left(\frac{1}{2}\right)$ t.c.

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{se l'i-esimo figlio \u00e9 maschio} \\ 0 & \text{femmina} \end{cases}$$

$$S_6 = \sum_{i=1}^6 X_i \quad \text{n\u00b0 di figli maschi}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{S_6 = 0\} &= \binom{6}{0} p^0 (1-p)^6 = \frac{6!}{0!(6-0)!} \left(\frac{1}{2}\right)^0 \left(\frac{1}{2}\right)^6 = 1 \cdot 1 \cdot \frac{1}{64} = \\ &= \frac{1}{64} = 0,015625 \end{aligned}$$

$$\text{es. 2.18} \quad \mathbb{P}\{S_6 = 6\} = \frac{6!}{6!0!} \left(\frac{1}{2}\right)^6 \left(\frac{1}{2}\right)^0 = \frac{1}{64} = 0,015625$$

$$P\{S_6 = 1\} = \binom{6}{1} p^1 (1-p)^5 = \frac{6!}{1! 5!} \left(\frac{1}{2}\right)^1 \left(\frac{1}{2}\right)^5 = 6 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^6 = 0,09375$$

$$P\{S_6 = 2\} = \binom{6}{2} p^2 (1-p)^4 = \frac{6!}{2! 4!} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \left(\frac{1}{2}\right)^4 = \frac{5 \cdot 6}{1 \cdot 2} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^6 = 15 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^6 = 0,234375$$

$$P\{S_6 = 3\} = \binom{6}{3} p^3 (1-p)^3 = \frac{6!}{3! 3!} \left(\frac{1}{2}\right)^3 \left(\frac{1}{2}\right)^3 = \frac{4 \cdot 5 \cdot 6}{1 \cdot 2 \cdot 3} \left(\frac{1}{2}\right)^6 = 20 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^6 = 0,3125$$

$$P\{S_6 = 4\} = \binom{6}{4} p^4 (1-p)^2 = \frac{6!}{4! 2!} \left(\frac{1}{2}\right)^4 \left(\frac{1}{2}\right)^2 = 0,234375$$

$$P\{S_6 = 5\} = \binom{6}{5} p^5 (1-p)^1 = \frac{6!}{5! 1!} \left(\frac{1}{2}\right)^5 \left(\frac{1}{2}\right)^1 = 0,09375$$

$$P\{S_6 = 6\} = \binom{6}{6} p^6 (1-p)^0 = \frac{6!}{6! 0!} \left(\frac{1}{2}\right)^6 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^0 = 0,015625$$