

# 1 Introduzione

probabilità → misurare l'incertezza  
statistica:

- descrittiva
  - differenziale → campione casuale per stimare un esito
- 

probabilità:

$$\frac{\text{casifavorevoli}}{\text{casitotali}} \text{ **SE** equiprobabili}$$

per contare i casi ci si appoggia alla combinatoria

---

partizione: separazione di A in sottoinsiemi senza elementi comuni

---

**NB:**

- $\wedge$  - and  $\rightarrow A \cap B = \{x | x \in A \wedge x \in B\}$
- $\vee$  - or  $\rightarrow A \cup B = \{x | x \in A \vee x \in B\}$

**Principi della combinatoria:**

1. A insieme,  $\{E_i\}_{i=1}^n$  partizione di A  $\rightarrow \#A = \sum_{i=1}^n \#E_i$ 
  - A, B insiemi,  $A \times B$  è l'insieme di coppie ordinate (a, b)

$$2. \#(A \times B) = \#A \cdot \#B \rightarrow \{A_i\}_{i=1}^n = \bigotimes_{i=1}^n A_i$$

$$3. A, B, \#(A \cup B) = \underline{\#A + \#B - \#(A \cap B)} \text{ (non perfetto) } \rightarrow$$

$$\begin{aligned} \# \bigcup_{i=1}^n A_i &= \sum_{i=1}^n \#A_i - \sum_{i < j} \#(A_i \cap A_j) + \sum_{i < j < k} \#(A_i \cap A_j \cap A_k) + \\ &\quad \dots \\ &\quad \downarrow \\ &+ (-1)^{n+1} \# \bigcap_{i=1}^n A_i \end{aligned}$$

## 2 Permutazioni e anagrammi

Fattoriale  $\rightarrow x! = 9! = 9 \cdot 8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1$

**NB:**  $0! = 1$

- "prendiamo" ha 9! anagrammi
- "anagramma" ha tre ripetizioni di a e due ripetizioni di m, quindi per calcolare i casi unici:

$$\frac{9!}{3! \cdot 2!}$$

$\downarrow$

per calcolare la probabilità degli elementi n, ma mi interessano solo k elementi allora:

$$\frac{n!}{(n-k)!}$$

se non sono interessato all'ordine, allora:

$$\frac{n!}{(n-k)!k!} \Rightarrow \binom{n}{k}$$

chiamato anche **coefficiente binominiale**

---

**Proprietà:**

- $\binom{n}{k} = \binom{n}{n-k}$
- $\binom{n}{0} = \binom{n}{n} = 1$
- $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} = 2^n$
- $\binom{n}{k} + \binom{n}{k+1} = \binom{n+1}{k+1}$

### 3 Esperimenti aliatori

Un esperimento si definisce **aliatorio** o casuale se con i dati iniziali il risultato è incerto. I risultati a 2 a2 incompatibili di un esperimento aliatorio sono chiamati **esiti**.  $\Omega$  denota lo **spazio degli esiti**. Un **evento** è un osservabile di un esperimento aliatorio.

Una parte di  $\Omega$  può essere considerata come famiglia:

$$\mathcal{F} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$$

Questa è definita come **algebra** se:

- $\Omega \in \mathcal{F}$
  - se  $A \in \mathcal{F}$  allora  $A^c \in \mathcal{F}$
  - se  $A, B \in \mathcal{F}$ , allora  $A \cup B \in \mathcal{F}$   
potremmo scrivere anche  $\{A_i\}_{i=1}^n \subseteq \mathcal{F}$  allora  $\cup_{i=1}^n A_i \in \mathcal{F}$
-

## Proprietà

- $\emptyset \in \mathcal{F}$
  - se  $A, B \in \mathcal{F}$  allora  $A \cap B \in \mathcal{F}$
  - se  $\{A_i\}_{i=1}^n \subseteq \mathcal{F}$  allora  $\cap_{i=1}^n A_i \in \mathcal{F}$
  - se  $A, B \in \mathcal{F}$ , allora  $A \cdot B \in \mathcal{F}$
  - se  $A, B \in \mathcal{F}$ , allora  $A \triangle B \in \mathcal{F}$
- 

$\mathcal{F} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$  è una **tribù** se:

- $\Omega \in \mathcal{F}$
- $A \in \mathcal{F} \Rightarrow A^C \in \mathcal{F}$
- per ogni famiglia numerabile  $\{A_i\}_{i=1}^{+\infty} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$ ,  
allora  $\cup_{i=1}^{+\infty} A_i \in \mathcal{F}$

NB: generalmente  
una tribù è  
un'algebra  
se hanno  
elementi  
finiti

$\mathcal{F}$  tribù su  $\Omega$ . Ogni  $E \in \mathcal{F}$  ( $E$  è sottoinsieme di  $\Omega$ ) si dice **Evento**. I singoletti si chiamano **eventi elementari**. E si verifica se il risultato dell'esperimento appartiene ad  $E$   $\mathcal{F}$  tribù su  $\Omega$  ( $\Omega, \mathcal{F}$ )

Dati  $\Omega, \mathcal{F}$  tribù su  $\Omega$  ( $\Omega, \mathcal{F}$ ) si chiama **spazio probabilizzabile**.

( $\Omega, \mathcal{F}$ ), una funzione  $P: \mathcal{F} \rightarrow \mathcal{R}$  si dice **funzione di probabilità** se:

- per ogni evento  $E$   $P(E) \geq 0$
- $P(\Omega) = 1$
- data una famiglia numerabile  $\{E_i\}_{i=1}^{+\infty}$  di eventi a 2 a 2 disgiunti:

$$P(\cup_{i=1}^{+\infty} E_i) = \sum_{i=1}^{+\infty} P(E_i) \text{ (additività)}$$

---

## Proprietà delle probabilità

- $P(\emptyset) = 0$
- $E \in \mathcal{F}$  allora  $P(E^c) = 1 - P(E)$
- $E, F \in \mathcal{F}, E \subseteq F \Rightarrow P(E) \leq P(F)$   
 $E \in \mathcal{F} \quad P(E) \leq 1$
- $E, F \in \mathcal{F} \quad P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(E \cap F)$   
 $P(E \cup F) \leq P(E) + P(F)$   
 $(E_i)_{i=1}^n \subset \mathcal{F}, P(\cup_{i=1}^n E_i) = \sum_{k \in \mathcal{P}(\{1, \dots, n\})} (-1)^{\#k+1} P(\cap_{j \in k} E_j)$   
 $(E_i)_{i=1}^\infty \subset \mathcal{F}, P(\cup_{i=1}^\infty E_i) \leq \sum_{i=1}^\infty P(E_i)$
- (disuguaglianza di Bonferroni)  
 $\sum_{i=1}^{+\infty} P(E_i) - \sum_{i < j} P(E_i \cap E_j) \leq P(\cup_{i=1}^{+\infty} E_i) \leq \sum_{i=1}^\infty P(E_i)$

## 4 Probabilità condizionata

$(\Omega, \mathcal{F}, P), E, F \in \mathcal{F}$  con  $P(F) \neq 0$ , allora la probabilità di  $E$  condizionata a  $F$  è:

$$P(E|F) = \frac{P(E \cap F)}{P(F)}$$

Dato  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  e due sotto tribù  $\mathcal{F}_1, \mathcal{F}_2$  di  $\mathcal{F}$  allora  $\mathcal{F}_1$  e  $\mathcal{F}_2$  sono indipendenti se e solo se ogni elemento di  $\mathcal{F}_1$  è indipendente da ogni elemento di  $\mathcal{F}_2$

$$P(E_1 \cap E_2 | \mathcal{F}) = P(E_1 | \mathcal{F}) \cdot P(E_2 | \mathcal{F})$$

## 5 funzione di probabilità $(\Omega, \mathcal{F}, P)$

1.  $\Omega$  finito o numerabile

$\Omega$  è dato

$$\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$$

P: assegnamo ad ogni singoletto  $(\omega \in \Omega)$  un probabilità tale che:

$$P(\omega) \geq 0$$

$$\sum P(\omega) = 1$$

A questo punto  $\forall E \in \mathcal{F} \quad P(E) := \sum_{\omega \in E} P(\omega)$

2. Spazi prodotto

considerando più ripetizioni di un esperimento o l'unione di più esperimenti: data una famiglia di sottoinsiemi di  $\Omega$  dette  $\mathcal{A}$ . La tribù di  $\mathcal{F}_{\mathcal{A}}$  generata da  $\mathcal{A}$  come la più piccola tribù contenente  $\mathcal{A}$

$$\mathcal{F}_{\mathcal{A}} = \sigma(\mathcal{A}) = \cap \{ \mathcal{G} : \mathcal{G} \text{ è tribù in } \Omega \text{ e } \mathcal{A} \subseteq \mathcal{G} \}$$

quindi il prodotto  $\Omega_1 \times \Omega_2$ , la tribù sarà:

$$\begin{aligned} \mathcal{F} &= \mathcal{F}_E \otimes \mathcal{F}_E = \sigma(\{E_1 \times E_2 : E_1 \in \mathcal{F}_E, E_2 \in \mathcal{F}_E\}) \\ &(\Omega_1, \mathcal{F}_1, P_1), (\Omega_2, \mathcal{F}_2, P_2) \\ &\Downarrow \\ \Omega &= \Omega_1 \times \Omega_2 \\ \mathcal{F} &= \mathcal{F}_E \otimes \mathcal{F}_E = \sigma(\{E_1 \times E_2 : E_1 \in \mathcal{F}_E, E_2 \in \mathcal{F}_E\}) \\ P &: P(E_1 \times E_2) = P_1(E_1) \cdot P_2(E_2) \end{aligned}$$

Quindi:

con un numero finito di esperimenti  $\{(\Omega_i, \mathcal{F}_i, P_i)\}_{i \in I}$  allora lo spazio prodotto ha forma:

$$\Omega = \bigotimes_{i \in I} \Omega_i$$

$$\mathcal{F} = \bigotimes_{i \in I} \mathcal{F}_i = \sigma(\Pi_{i \in I} E_i : E_i \in \mathcal{F}_i \text{ e } \exists n \text{ t.c. } \forall j \geq n \ E_j = \Omega_j)$$

$$P = \bigotimes_{i \in I} P_i \text{ cioè } P(\Pi_{i \in I} E_i) = \prod_{i \in I} P_i(E_i)$$

## 6 Trasformazioni lineari di variabili aleatorie

07/04/21

$X$  variabile aleatoria con legge  $F_X$ . Se  $X$  è variabile aleatoria discreta:

$$\varphi_Y(y) = \sum_{x \in g^{-1}(\{y\})} \varphi_X(x)$$

Se  $X$  è variabile aleatoria assolutamente continua abbiamo 2 strategie:

1. Ricaviamo la legge di  $Y$  usando la forma di  $X$  e della funzione  $g$
2. usiamo il teorema generale

### Teorema del cambio di variabile

Sia  $X$  variabile aleatoria continua di densità  $f_X$ , sia  $Y = g(x)$  con  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  continua a tratti t.c.  $P(g(x) = 0) = 0$ . Allora:

$$f_Y(y) = \sum_{x \in g^{-1}(\{y\})} \frac{f_X(x)}{|g'(x)|}$$

## 7 Vettori aleatori

Dato uno spazio probabilizzabile  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  consideriamo 2 variabili aleatorie  $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$

Def: dati  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  e  $X, Y$  variabili aleatorie su di esso si chiama **coppia di variabili aleatorie** o **variabile aleatoria doppia** o **2-vettore aleatorio**. La funzione  $V : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2 : V(\omega) = (X(\omega), Y(\omega))$ . Il supporto del vettore aleatorio  $V$ :

$$\mathcal{R}_V = \mathcal{R}_{X,Y} = \mathcal{R}_X \times \mathcal{R}_Y = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : x \in \mathcal{R}_X, y \in \mathcal{R}_Y\}$$

Def: Data  $(X, Y)$  coppia di variabili aleatorie, la sua funzione di ripartizione è:

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

$F_{X,Y}$  si chiama anche funzione di ripartizione **congiunta** di  $X$  e  $Y$

Def: Data  $(X, Y)$  coppia di variabili aleatorie, chiameremo **funzione di ripartizione di  $X$  condizionata a  $Y$**  la funzione:

$$F_{X|Y}(x|y) := \frac{F_{X,Y}(x,y)}{F_Y(y)}$$

Def: Dato  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  e due tribù  $\mathcal{F}_1, \mathcal{F}_2 \subset \mathcal{F}$ ,  $\mathcal{F}_1, \mathcal{F}_2$  sono indipendenti se lo sono le tribù  $\sigma(x)$  e  $\sigma(y)$  da esse generate

Prop:  $X, Y$  sono indipendenti se e solo se:

$$\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2 \quad F_{X|Y}(x|y) = F_X(x)F_Y(y)$$

Prop:  $X, Y$  sono indipendenti se e solo se:

$$\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2 \quad F_{X|Y}(x|y) = F_X(x) \text{ e } F_{Y|X}(y|x) = F_Y(y)$$

## 8 Vettori aleatori discreti

Def: Siano  $X, Y$  variabili aleatorie discrete su  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  chiamiamo **densità discrete congiunte** la funzione  $\varphi_{X,Y} : \mathbb{R}^2 \rightarrow [0, 1]$  definita:

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

la **densità discreta di  $X$  condizionata a  $Y$**  è  $\varphi_{X,Y}$  definita:



## 9 Schema o processo di Bernoulli

21/04/21

Dati infiniti esperimenti indipendenti e identicamente distribuiti

$$(X_i)_i \in \mathbb{N} \text{ iid } X_i \sim \text{bin}(1, p)$$

$$\Omega = \{0, 1\}^{\mathbb{N}/\{0\}}$$

Tribù  $\mathcal{F}$  generata dai cilindri

P uguale al prodotto delle probabilità delle componenti

### 9.1 Cilindri

I cilindri sono sottoinsiemi  $c \subseteq \Omega$  tali che esiste un  $n \in \mathbb{N}/\{0\}$  e un vettore  $v \in \{0, 1\}^n$ :

$$C = \{\omega \in \Omega : \omega_i = v_i \ 1 \leq i \leq n\}$$

Es:

- un successo seguito da due insuccessi:

$$\text{Cilindro: } n = 3 \ v = (1, 0, 0) \Rightarrow \text{prob} = p(1 - p)^2$$

- primo successo al k-esimo lancio:

$$\text{Cilindro: } (0, 0, \dots, 0_{k-1}, 1_k) \Rightarrow \text{prob} = (1 - p)^{k-1}p$$

- prob 3° lancio sia un successo:

$$(\dots 1*) = (001) \cup (101) \cup (011) \cup (111)$$

$$P(\dots 1*) = \sum P(\dots) = (1 - p)^2p + 2(1 - p)p^2 + p^3 = P(p + (1 - p))^2$$

## 10 Geometriche

Una variabile aleatoria ( $T_1 := \inf\{i \geq 1 : \omega_i = 1\}$ ) è una geometrica di parametro p  $X \sim \text{geom}(p)$  se è l'istante precedente al primo successo in un processo di Bernoulli di parametro p

cdf di una geometria:

$$F_X(x) \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \sum_{k=0}^x \varphi_x(k) = 1 - (1-p)^x & x \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

**Assenza di memoria:**  $\forall n, k \in \mathbb{N} \quad P(x \geq n+k | X \geq n) = P(X \geq k)$   
es:

$$(Y \geq 60 + 30 | Y \geq 60) = (Y \geq 30) = (1-p)^{30}$$

## 11 Binominali negative

$T_n$  = istante dell'n-esimo successo

$$T_1 := \inf\{i \geq 1 : \omega_i = 1\}$$

$$T_{n+1} := \inf\{i \geq T_n : \omega_i = 1\} \quad n \geq 1$$

$X$  è una variabile aleatoria binominale negativa (o di pascal) di parametri  $n$  e  $p$  se è il numero di insuccessi precedenti all'n-ennesimo successo di uno schema di bernoulli di parametro  $p$   $X \sim NB(n, p)$

$$pnk \in \mathbb{N} \varphi_x(k) \begin{cases} = P(x = k) = P(T_n = k + n) \\ = P(\omega_{n+k} = 1, \sum_{j=1}^n \omega_j = n-1) \\ = p \binom{k+n-1}{n-1} p^{n-1} (1-p)^k \end{cases} \Rightarrow \binom{k+n-1}{n-1} p^n (1-p)^k \quad (2)$$

## 12 Riproducibilità

22/04/21

Una famiglia di variabili aleatorie si dice riproducibile se sommando 2 variabili aleatorie indipendenti appartenenti a quella famiglia abbiano ancora una variabile aleatoria della medesima famiglia

**Prop:** La famiglia delle binominali a parametro  $p$  fissato è riproducibile. Se  $X \sim \text{bin}(n, p)$ ,  $Y \sim \text{bin}(m, p)$ ,  $X$  e  $Y$  indipendenti allora:

$$X + Y \sim \text{bin}(n + m, p)$$

## 13 Ipergeometriche

Data un'urna con  $n$  biglie bianche e  $n$  biglie nere, contiamo le bianche:

- con reimmissione abbiamo  $\text{bin}(k, \frac{n}{m+n})$
- senza reimmissione usiamo un'ipergeometrica

**Def:** Si chiama ipergeometrica di parametri  $k, n, m$  la variabile aleatoria che conta il numero di bianche tra le estratte senza reimmissione

$$X \sim \text{hyp}(k, n, m)$$

$$\varphi_x(b) : \begin{cases} \frac{\binom{m}{b} \binom{n}{k-b}}{\binom{n+m}{k}} \\ 0 \text{ altrimenti} \end{cases}$$

28/04/2021

**Prop:** Siano  $\{a_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ ,  $\{b_i\}_{i \in \mathbb{N}}$  interi non negativi che tendono in modo monotono a  $+\infty$ ,  $\lim_{i \rightarrow \infty} a_i = \lim_{i \rightarrow \infty} b_i = +\infty$  o tali che  $\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{a_i}{b_i + a_i} = \alpha$ ,  $\alpha \in [0, 1]$ , allora:

$$\frac{\binom{a_i}{k} \binom{b_i}{n-k}}{\binom{a_i+b_i}{n}} \xrightarrow{i \rightarrow \infty} \binom{n}{k} \alpha^k (1-\alpha)^{n-k}$$

## 14 Poisson

**Def:**  $X$  è variabile aleatoria di Poisson di parametro  $\lambda > 0$  se:

$$\varphi_x(k) \begin{cases} \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} & k \in \mathbb{N} \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

e si denota come  $X \sim \text{Pois}(\lambda)$

Es:

in una partita di calcio vengono segnati 2.5 gol di media.  $X$  determina la probabilità di fare gol in un intervallo:

$\Rightarrow$  dividiamo 90' in 5 intervalli:  $X \sim \text{bin}(5, 1/2)$

$\Rightarrow$  dividiamo in 20 intervalli:  $X \sim \text{bin}(20, 1/8)$

$\Rightarrow$  dividiamo in 90 intervalli:  $X \sim \text{bin}(90, 1/36)$

Questa successione tende a una variabile aleatoria di Poisson

Oss: Poisson viene a volte utilizzato come descrizione di una binomiale con  $n, p$  piccoli o grandi, non precisi

**Prop:**  $\{p_n\}_n$  successione di numeri in  $[0, 1]$  tale che  $\lim_{n \rightarrow \infty} n \cdot p_n = \lambda \in \mathbb{R}^+$  allora  $\forall k \in \mathbb{N}$ :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p_n^k (1-p_n)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

**Prop:** Le variabili aleatorie di Poisson sono riproducibili.  $X \sim Pois(\lambda_1)$ ,  $Y \sim Pois(\lambda_2)$ :

$$X + Y \sim Pois(\lambda_1 + \lambda_2)$$