

Variabili aleatorie discrete

/ 17-03

$$X : S \rightarrow X \subseteq \mathbb{R}$$

mappa uno spazio campionario in \mathbb{R}



→ lancia due dadi e guarda la somma delle facce uscite

- spazio degli eventi sono tutte le coppie

- X è la funzione che somma i due numeri e restituisce un numero

S: prende X un insieme di cardinalità N $X = \{x_1, \dots, x_n\}$

X ordito in qualche modo le probabilità in S

→ **discreta** perché comunque il risultato è un oggetto (come i numeri interi)
infiniti ma senza fugazioni

Esemp:

1) X testa in 3 lanci di una moneta

così possibili: $\{0, 1, 2, 3\}$ teste

$S = \{\overline{T}, \overline{T}, \overline{T}\}, \{\overline{T}, T, C\}, \{\overline{T}CC\}, \{C, \overline{T}, \overline{T}\}, \{C\overline{T}C\}, \{CC\overline{T}\}$
 $\{\overline{T}CT\}, \{CCC\}$

$$P(X=0) = \frac{1}{8} \quad P(X=1) = \frac{3}{8} \quad P(X=2) = \frac{3}{8} \quad P(X=3) = \frac{1}{8}$$

caso
zero teste

2) Estraggo 3 palline da 20 numerate da 1 a 20
 $\rightarrow X$ e' il numero più grande estratto fra le 3 palline

$$P(X=i) : \frac{\binom{i-1}{2}}{\binom{20}{3}} \rightarrow \text{ovvero i modi di estrarre le ottime due palline rimanenti } \underline{\text{sotto}} \text{ quel numero} \\ \text{! numero} \quad \text{(escludendo il numero pescato da e' il più grande)} \\ \text{estremo}$$

Funzione di PMF e CDF

$p(x=i)$ viene indicata $p(i)$ ($\sigma p(x_i)$) con $i = 1, \dots, N$

$$\sum_{i=1}^N p(x_i) = 1 \quad \text{dove} \quad 0 \leq p(i) \leq 1 \quad \begin{array}{l} \text{PROBABILITÀ DI} \\ \text{MASSA} \end{array}$$

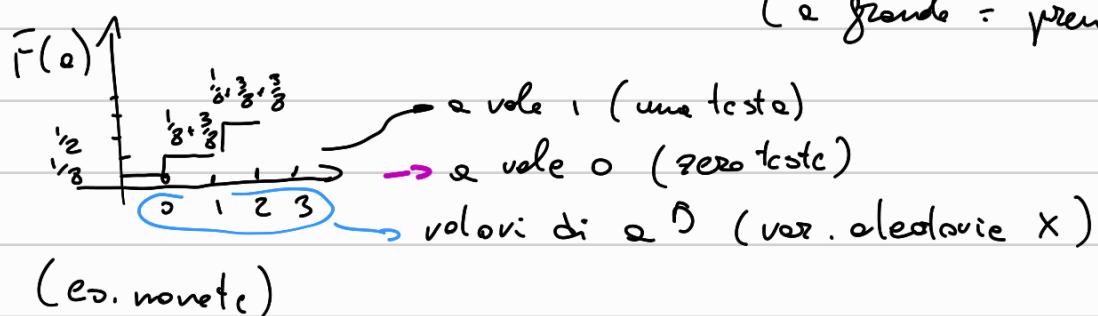
PMF e la probabilità dei valori assunti dalla variabile aleatoria

Una definizione equivalente e' la PROBABILITÀ CUMULATA (CDF)

Immaginando di ordinare i valori t.c. $x_1 < x_2 \dots < x_i < \dots$

$$F(x) = \sum_{x_i \leq x} p(x_i) \quad \begin{array}{l} \text{fissa} = un \ x, \ ad \ ogni \ aggiunta \ di \ p \\ \text{salge} \ di \ valori \end{array}$$

(e grande = prendo più valori)



Valore atteso di una variabile aleatoria (media variabile)

$$\mu = E[X] = \sum_{i=1}^n x_i \cdot p(x_i)$$

valori distinti
 > case ripetizioni

somma dei valori PESATI

secondo le loro probabilità

(un po' come la media pesata)

Esempio (monete 1))

$$E[X] = 0 \cdot \frac{1}{8} + 1 \cdot \frac{3}{8} + 2 \cdot \frac{3}{8} + 3 \cdot \frac{1}{8} = \frac{3}{2} = 1,5 \quad \text{in media}$$

media attesa della variabile aleatoria

"dei 3 lanci c'è probabilità
di 1/8 che si ottenga una testa
e mezzo"

Valore atteso di una funzione di variabile casuale

$$\{x_1, \dots, x_n\} \rightarrow \{y_1, \dots, y_n\} \quad y = g(x_i)$$

es. monete 1))

$$g = |x|^2 \quad \{0, 1, 4, 9\}$$

Se valassi calcolare il valore atteso della funzione?

$$E(g(x)) = \sum_{i=1}^m g(x_i) \cdot P(x_i)$$

$$E(g(x)) = 0 \cdot \frac{1}{8} + 1 \cdot \frac{3}{8} + 4 \cdot \frac{3}{8} + 9 \cdot \frac{1}{8}$$

più probabili, ottengo
un valore fra questi due

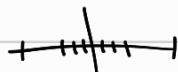
Varianza

Dato la media $E[X] = \sum_{i=1}^N x_i p(x_i)$ e se volessi prendere un secondo valore oltre la media?

Non so la "posizione" originale, ma posso esprimere le distanze dal primo livello
 → La **VARIANZA** (in media quanto i valori si discostano dal valor medio)



→ media delle distanze grande



→ media delle distanze piccole, esprime meglio la posizione "reale" di tutti i valori rispett. alle posizioni attute

qui la media

oltremodo viene zero

Varianza:

$$\sum_{i=1}^N (x - E[X])^2 \cdot p(i)$$

↓ ↓
valore rispetto media per pesare

(non ha differenze > 0
 (tutte le distanze sono al quadrato))

Deviazione standard $sd(x) = \sqrt{Var(x)}$

(valore $K(\pm \bar{x})$)
di quanto varia

PROPRIETA'

• LINEARITA': $g(x) = aX + b$
 $p(x_i)$ p relativa a x_i

$$E[aX + b] = \sum_{i=1}^N (ax_i + b) \cdot p(i)$$

$$= a \sum_{i=1}^N (\underbrace{ax_i p(i)}_{\text{media}}) + b \sum_{i=1}^N p(i)$$

≈ 1

$$= a E[X] + b$$

• risolutiva
varianza

$$\sum_{i=1}^n (x - \overbrace{\mathbb{E}[x]}^{\mu})^2 \cdot p(i) = \mathbb{E}[(x-\mu)^2]$$

$$= \mathbb{E}[(x^2 - 2\mu x + \mu^2)]$$

poiché sommatorie
posso dividerle

$$= \mathbb{E}[x^2] + \mathbb{E}[\mu^2] - 2\mathbb{E}[\mu x]$$

\downarrow numero
 \uparrow $a x$

$$\mu^2 \text{ (come } x \text{ è square)} \quad " - 2\mu \cdot \mathbb{E}[x]$$

esplorazione

$$= \mathbb{E}[x^2] - \mu^2 = \mathbb{E}[x^2] - (\mathbb{E}[x])^2$$

Questo vale per le varianze?

No, poiché la dei quadrati: $\text{Var}(ax+b) = a^2 \text{Var}(x)$

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

poiché spostato tutto
di b , fanno:
conti con i nuovi
valori, come risultato
non ha un b

$$= \mathbb{E}[(ax+b - a\mathbb{E}[x]-b)^2]$$

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

Esemp: var aleatorie discrete

VAR DI BERNOULLI

• l'unico mondo: $\subseteq \{0,1\}$ $0 \leq p \leq 1$

\downarrow che venga un numero

se $p \neq \frac{1}{2}$ allora mondo non questo

$$\mathbb{E}(x) = 0 \cdot (1-p) + 1 \cdot p = p$$

generico

$$\begin{aligned} p(X=0) &= 1-p \\ p(X=1) &= p \end{aligned}$$

FORMULA DI Bernoulli

(vole perche $\sum p_i = 1$)

\hookrightarrow il valore non combina

se scambio, utilizzo
valori generici

Binomio di Newton

$$(a+b)^2 = a^2 + b^2 + 2ab$$

$$(a+b)^3 = a^3 + b^3 + 3a^2b + 3ab^2$$

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

mi permette di controllare le variabili di Bernoulli

La binomiale e' una variabile i cui valori x_i sono $0, 1, \dots, n$

$$\text{e } p(i) = \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}$$

$$\begin{aligned} E[X] &= np && (\text{perche' } E[\sum x_i] \\ \text{Var}(X) &= np(1-p) && \cdot \sum E[x_i]) \\ &&& \hookrightarrow \text{BERNOULLI} = p \end{aligned}$$

Per verificare che e' valida $\sum p = 1$ e $0 \leq p \leq 1$

usando

$$a = p \quad b = 1-p$$

ma allora

$$(a+b)^n = (p + 1-p)^n = 1^n = 1$$

$$\text{quindi } \sum p = 1$$

• serie geometrica $0 < a < 1$

$$\sum_{i=0}^n a^i = \frac{1}{1-a}$$

sono potenze

$$\sum_{i=0}^n (1-a)^i = \frac{1}{1-(1-a)} = \frac{1}{a}$$

• Variabile (distribuzione) geometrica

I valori sono infiniti: $1, 2, \dots$ ($n=0$ zero, sarebbe no lanci)

$$p(i) = (1-p)^{i-1} p$$

i lanci di monete, $1-p$ teste, p croci
ma p (croce) viene dopo

p della prima testa ormai dopo i lanci (cioè questi lanci prima di essere testo)

Valido: $0 \leq p \leq 1$ ✓

$$\sum p = 1? \rightarrow p \sum_{i=1}^{\infty} (1-p)^{i-1} = p \sum_{j=0}^{\infty} (1-p)^j$$

e' un numero, non influenzato dalle sommatorie

↪ quando $i=1$, $j=0$ (iniziale)
rispetto gli indici

$$\rightarrow p \cdot \frac{1}{p} = 1 \quad \checkmark \quad (\text{usando } \bullet)$$

$$\cdot E[X] = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \underbrace{(1-p)^{i-1}}_{p^{(i)}} p = p \sum_{i=1}^{\infty} (i-1+1)(1-p)^{i-1}$$

x_i sono i numeri perché i punti sono solo i numeri

$$= p \sum_{i=1}^{\infty} (i-1)(1-p)^{i-1} + p \underbrace{\sum_{i=1}^n (1-p)^{i-1}}_{= 1 \text{ per punto sopra}}$$

$$\rightarrow \text{rimuovo gli indici} \quad p \sum_{j=0}^{\infty} j (1-p)^j + 1 \quad \text{ma per } j=0 \text{ il termine delle sommatorie e' zero}$$

quindi faccio partire da 1 posso togliere un fattore e portarlo fuori

$$\rightarrow (1-p) p \sum_{j=0}^{\infty} j (1-p)^{j-1} + 1 \quad \hookrightarrow \text{e' lo stesso punto iniziale}$$

$$\xrightarrow{\text{dopo}} E[X] = (1-p) E[X] + 1$$

valore ottenuto da una geometrica

$$\rightarrow E[X] - E[X] + p E[X] = 1 \rightarrow E[X] = \frac{1}{p}$$

quindi in media lanciando una moneta 10 volte ho $\frac{1}{p}$ di probabilità di fare testo

$$Var(X) = \frac{(1-p)}{p^2}$$

Distribuzione di Poisson

$$e^{\mu} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\mu^i}{i!}$$

utile quando c'è

P d'eventi successivi

Variabile casuale di Poisson

$i = 0, 1, 2, \dots$

conoscendo l'andamento medio

$$p(i) = \frac{\mu^i}{i!} e^{-\mu}$$

non dipende più da p
ma da un numero detto μ

Valido:

$$\sum p(i) = \sum_{i=0}^{\infty} \underbrace{\frac{\mu^i}{i!}}_{e^{\mu}} e^{-\mu} = e^{\mu} \cdot e^{-\mu} = 1 \quad \checkmark$$

$$E[\sum X] = \sum_{i=1}^{\infty} i \cancel{\frac{\mu^i}{i!}} e^{-\mu} \quad \text{l'obiettivo è renderlo come la distribuzione di Poisson}$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\mu^i}{(i-1)!} e^{-\mu}$$

$$= \mu \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\mu^{i-1}}{(i-1)!} e^{-\mu}$$

Var(X)

$$\text{per } j = i-1 \rightarrow \mu \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\mu^j}{j!} e^{-\mu}$$

$$\underbrace{\qquad}_{1} \rightarrow E[X] = \mu$$

valore atteso di una poissoniana