

19/05/05 | STATISTICA |
VARIABILE ALEATORIA

①

Esempio: Ditta produce bulloni

probabilità che un bullone riesca non difettoso
sia 80% , $p = 0,8$

$1-p = 0,2$ probab che il bullone sia difettoso

Ogni bullone prodotto in modo INDIPENDENTE
dagli altri.

Bulloni sono venduti in confezioni di 4

Pb: Qual è la probabilità che in una confezione
al max 1 bullone sia difettoso?

$$\Omega = \{ \omega = (w_1, w_2, w_3, w_4) : w_i = 0, 1 \}$$

$w_i = 0$ se l' i -esimo bullone è difettoso

$w_i = 1$ " " " non è difettoso

$$X(\omega) = w_1 + w_2 + w_3 + w_4 = \# \text{ bulloni corretti}$$

$$P\{\omega\} = p^k (1-p)^{4-k} \quad k = \text{n}^\circ \text{ bulloni buoni in } \omega$$

ω ha al max 1 bullone difettoso se il n° di
bulloni corretti è almeno 3, cioè se $X(\omega) \geq 3$

$$\{\omega \in \Omega : \text{al max 1 bullone difettoso}\} = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \geq 3\}$$

$$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$$

(2)

Un'altra X può assumere solo i valori in $\{0, 1, 2, 3, 4\}$

Quindi,:

$$P\{\omega: X(\omega) \geq 3\} = P(\{\omega: X(\omega) = 3\} \cup \{\omega: X(\omega) = 4\})$$

EVENTI DISGIUNTI

$$= P\{\omega: X(\omega) = 3\} + P\{\omega: X(\omega) = 4\} =$$

$$= P\{(0, 1, 1, 1), (1, 0, 1, 1), (1, 1, 0, 1), (1, 1, 1, 0)\} + P\{(1, 1, 1, 1)\} =$$

$$= 4 \cdot (0,8)^3 \cdot 0,2 + (0,8)^4 = 0,8192$$

In GENERALE Prendiamo uno spazio di probabilità $(\Omega, \mathcal{A}, P)$

Si ricorda che $\mathcal{A}$ è una σ -algebra di sottoinsiemi di Ω ed è la classe di eventi sui quali P è definita: $P: \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$

Def UNA VARIABILE ALEATORIA è una funzione

$$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R} \text{ tale che}$$

$$\forall t \in \mathbb{R} \quad \{\omega: X(\omega) \leq t\} \in \mathcal{A} \quad (*)$$

La condizione (*) garantisce che si possa calcolare $\mathbb{P}\{\omega: X(\omega) \leq t\}$ (3)

oss: $\{\omega: X(\omega) \leq t\} = X^{-1}((-\infty, t])$

Usando la condizione (*) e le proprietà di σ -algebra di $\mathcal{A}$ si vede che, X è una v.a. (variabile aleatoria), allora anche i seguenti insiemi appartengono ad $\mathcal{A}$:

- i) $\{\omega: X(\omega) > t\} \in \mathcal{A} \quad \forall t \in \mathbb{R}$
- ii) $\{\omega: X(\omega) < t\} \in \mathcal{A} \quad " "$
- iii) $\{\omega: X(\omega) \geq t\} \in \mathcal{A} \quad " "$
- iv) $\{\omega: X(\omega) \in I\} \in \mathcal{A} \quad \forall I \text{ intervallo } \subset \mathbb{R}$
- v) $\{\omega: X(\omega) = t\} \in \mathcal{A} \quad \forall t \in \mathbb{R}$

NOTAZIONE: $\{X \in A\} \stackrel{\text{def}}{=} \{\omega \in \Omega: X(\omega) \in A\}$

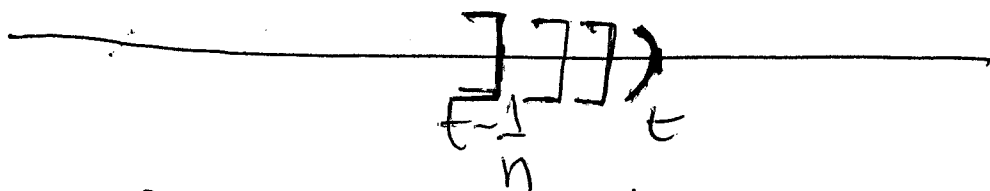
$$\{X < t\} = \{\omega: X(\omega) < t\}$$

i) da (*), $\{X \leq t\} \in \mathcal{A}$

$\{X > t\} = \{X \leq t\}^c \in \mathcal{A}$ perchè è il complementare di un insieme di $\mathcal{A}$.

$$ii) \{X < t\} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \{X \leq t - \frac{1}{n}\}$$

(4)



$$(*) \Rightarrow \{X \leq t - \frac{1}{n}\} \in \mathcal{A} \quad \forall n \quad \forall t$$

$$\text{per prop. di } \sigma\text{-algebra} \Rightarrow \bigcup_{n=1}^{\infty} \{X \leq t - \frac{1}{n}\} \in \mathcal{A}$$

$$\Rightarrow \{X < t\} \in \mathcal{A}$$

$$iii) \{X \geq t\} = \{X < t\}^c \in \mathcal{A} \quad \text{per il punto ii)} \\ \text{e prop. di } \sigma\text{-algebra.}$$

$$iv) \{a \leq X \leq b\} = \underbrace{\{X \geq a\}}_{(\mathcal{A} \text{ per iii})} \cap \underbrace{\{X \leq b\}}_{(\mathcal{A} \text{ per } (*))} \in \mathcal{A}$$

$$v) \{X = t\} = \{X \geq t\} \cap \{X \leq t\} \in \mathcal{A}.$$

V.A. DISCRETE

Sono v.a. che possono assumere solo un #finito di valori oppure un'infinità numerabile di valori (senza punti di accumulazione)

$\mathbb{N}, \mathbb{Z}$ sono insiemi DISCRETI

$\{1, 2, 3, \dots, N\}$ è DISCRETO

$\mathbb{Q}$ NON È DISCRETO PUR ESSENDO NUMERABILE

• la v.a. X dell'esempio di inizio lezione è una v.a. discreta perché può assumere un # finito di valori $\{0, 1, 2, 3, 4\}$.

• la v.a. $Y = \overset{\text{(millimetri)}}{\text{mm}}$ pioggia caduta in un giorno a Siena NON è discreta.

X v.a. discreta con valori $\{x_1, x_2, \dots, x_k, \dots\}$
Abbiamo visto che gli eventi

• $\{X = x_k\} \in \mathcal{A}$ (punto v)

IMPORTANT!

• questi sono eventi a 2 a 2 disgiunti:

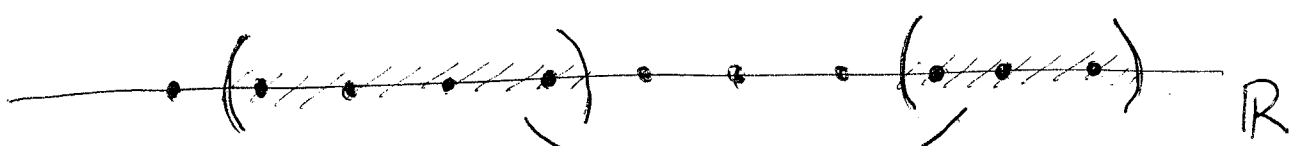
$$\{X = x_k\} \cap \{X = x_h\} = \emptyset \text{ se } k \neq h$$

• $A \subseteq \mathbb{R}$, allora si può scrivere:

partizioniamo l'evento $\{X \in A\}$ nell'unione di eventi elementari

$$\{X \in A\} = \bigcup_{x_k \in A} \{X = x_k\}$$

$\bullet = x_k$



Considero solo i valori x_k che stanno in A

A

Quindi

6

$$P\{X \in A\} = \sum_{x_k \in A} P\{X = x_k\} \quad \leftarrow$$

[è esattamente quello che si è fatto ad inizio lezione:

$$P\{X \geq 3\} = P\{X \in [3, +\infty)\} =$$

in $[3, +\infty)$, di tutti i valori che X può assumere, ci stanno solo 3 e 4

$$= P(\{X=3\} \cup \{X=4\})$$

$$= P\{X=3\} + P\{X=4\}$$

Quindi per calcolare probabilità di eventi del tipo $\{X \in A\}$, mi basta conoscere le probabilità di eventi elementari $\{X = x_k\}$, $k \in \mathbb{N}$.
Quando si ha una v.a. discreta X , la funzione $p(x_k) = P\{X = x_k\}$ si chiama

DENSITÀ (DISCRETA) DI PROBABILITÀ DELLA V.A. X
Se conosco la densità di una V.A. X

posso calcolare:

7

$$P(X \in A) = \sum_{x_k \in A} p(x_k)$$

• Ovviamente, se x non è uno dei valori assunti dalla v.a. X ,

$$p(x) = P(X=x) = 0$$

DEFINIZIONE — una densità discreta di probabilità è una funzione $p: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ t.c.:

a) $p(x) > 0$ solo per al più un'infinità numerabile di valori $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots$
(e $p(x) = 0$ altrove...)

$$b) \sum_{k=1}^{\infty} p(x_k) = 1$$

$$\begin{aligned} \text{(infatti)} \quad \sum_{k=1}^{\infty} p(x_k) &= \sum_{k=1}^{\infty} P(X=x_k) = P\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} \{X=x_k\}\right) = \\ &= P(\Omega) = 1 \end{aligned}$$

↓ evento certo

Sto considerando
TUTTI I POSSIBILI
VALORI DI X .

Esempio SCHEMA DI BERNOLLI di PARAMETRO p
Si intende le ripetizioni INDIPENDENTI di un medesimo esperimento che ha probabilità $p \in [0, 1]$ di riuscire ogni volta.

Supponiamo di ripetere n volte l'esperimento
Trovare la densità delle v.a. $X = \#$ di successi

Formalizzazione: $\Omega = \{ \omega = (w_1, \dots, w_n) : w_i \in \{0, 1\} \}$ (8)

$$P\{\omega\} = p^k (1-p)^{n-k} \quad k = \# \text{ di "1" nella } n\text{-upla } \omega = (w_1, \dots, w_n)$$

$$X(\omega) = \# \text{ di successi nella sequenza } \omega = (w_1, \dots, w_n) \\ = w_1 + w_2 + \dots + w_n$$

X può assumere solo i valori $\{0, 1, \dots, n\}$
 $\Rightarrow$ è una v.a. discreta.

Bisogna calcolare:

$$P(k) = P\{X=k\} \quad k=0, 1, \dots, n$$

Quando è che $X=k$?

$$\{\omega : X(\omega) = k\} = \{\omega \text{ che hanno } k \text{ "1" e } n-k \text{ "0"}\}$$

in quanti modi diversi riesco a prendere

$$k \text{ posizioni su } n? \quad \rightarrow \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

$$\begin{array}{ccccccc} w_1 & w_2 & w_3 & & w_{n-1} & w_n \\ \square & \square & \square & \dots & \square & \square \end{array}$$

devo selezionare tra n caselle le k caselle da mettere $= 1 \rightarrow$ è proprio $\boxed{C_{n,k}}$

Quindi la cardinalità dell'insieme $\{X=k\}$ è $\binom{n}{k}$; quindi:

$$P\{X=k\} = \binom{n}{k} \underbrace{p^k (1-p)^{n-k}}_{\substack{\downarrow \\ \text{probabilità di ogni elemento} \\ \text{di } \{X=k\}}}$$

(9)

Quindi:

$$p(k) = \begin{cases} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} & \text{se } k=0,1,\dots,n \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

LEGGE BINOMIALE $B(n,p)$, $n \in \mathbb{N}$, $p \in [0,1]$

Quando si dice che X è "distribuita come una binomiale $B(n,p)$ ", ovvero " $X \sim B(n,p)$ ", si intende che X è una v.a. discreta che può assumere solo i valori $\{0,1,\dots,n\}$ con la densità $p(k)$ sopra definita.

Verifichiamo che $\sum_{k=0}^n p(k) = 1$:

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \underbrace{p^k (1-p)^{n-k}}_{\substack{\downarrow \\ \text{probabilità di ogni elemento} \\ \text{di } \{X=k\}}} = (p + (1-p))^n = 1^n = 1$$

$$\left[(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k} \right] \text{ FORMULA DEL BINOMIO DI NEWTON}$$

La v.a. X di inizio lezione (esempio dei bulloni)

$$X \sim B(4, 0,8)$$

#di prove

probabilità di ^{successo di} ogni prova.

10

ESERCIZIO 2

Esempio di ripetizione di esperimenti
NON indipendenti

Una contenente $b+r$ palline : $b = \#$ bianche
 $r = \#$ rosse

Ne estraiamo n senza rimbassolamento

$X = \#$ di palline bianche estratte

X può assumere qualunque valore in $\{0, 1, \dots, b\}$

$\Rightarrow$ V.A. DISCRETA.

Qual è la sua densità di probabilità?

$$\Omega = \{ \omega : \omega = (\omega_1, \dots, \omega_n), \omega_i = 0, 1 \}$$

$P\{X = k\} =$ probabilità di estrarre esattamente
 k palline bianche

$$k \leq n$$

$$k \leq b$$

$$\rightarrow k \leq \min\{n, b\}$$

• Numeriamo le palline

1 2 b b+1 b+2 b+r
○ ○ ○ ● ● ●

Consideriamo equiprobabili tutti gli esiti
di un'estrazione di n palline

$\Omega = \{ \text{tutti possibili sottoinsiemi di cardinalità } n \text{ dalle } b+r \text{ palline} \}$ (11)

$=$ sono le combinazioni di $b+r$ elementi di classe n

$$\# \Omega = \binom{b+r}{n}$$

Quindi, in ipotesi di equiprobabilità

$$P\{\omega\} = \frac{1}{\# \Omega} = \frac{1}{\binom{b+r}{n}}$$

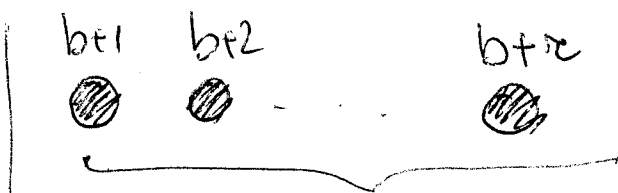
$$\text{Quindi } P(A) = \frac{\# A}{\# \Omega} = \frac{\# A}{\binom{b+r}{n}}$$

$\{X=k\} = \{ \text{estrazioni con esattamente } k \text{ bianche} \}$



ne scelgo k
lo posso fare

in $\binom{b}{k}$ modi diversi



ne scelgo $n-k$
lo posso fare in

$\binom{r}{n-k}$ modi diversi

$\rightarrow$ Totale di $\binom{b}{k} \cdot \binom{r}{n-k}$ modi differenti

$$\# \{X=k\} = \binom{b}{k} \cdot \binom{r}{n-k}$$

Quindi:

$$p(k) = P\{X=k\} = \frac{\binom{b}{k} \cdot \binom{r}{n-k}}{\binom{b+r}{n}}$$

DENSITA' 12
IPERGEOMETRICA

Esempio / DENSITA' GEOMETRICA DI PARAMETRO p

Ci mettiamo nello schema di Bernoulli di parametro p

Per esempio consideriamo lanci ripetuti dello stesso dado per cui $P\{\text{esce il } 6\} = p$ (normalmente $p = \frac{1}{6}$)

T = tempo del primo successo

cioè il lancio in cui per la prima volta esce il 6

Cioè $T=k \Leftrightarrow$ i primi $k-1$ lanci danno un esito $\neq 6$

il k -esimo lancio dà 6

$\rightarrow T$ può assumere tutti i valori in $\mathbb{N} = \{1, 2, \dots\} \Rightarrow$ è v.a. discreta //

Consideriamo, per $k \in \mathbb{N}$ fisso, la v.a.

$X_k = \#$ di volte che esce il 6 nei primi k lanci

Si è visto che $X_k \sim B(k, p)$

Cosa vuol dire " $T > k$ " in termini di X_k ?

13

$$T > k \iff X_k = 0$$

(Dire che il primo "6" esce dopo il k -esimo lancio, equivale a dire che su k lanci il "6" non è mai uscito)

$$\Rightarrow \{T > k\} = \{X_k = 0\}$$

$$\text{Quindi: } P\{T > k\} = P\{X_k = 0\} = \binom{k}{0} p^0 (1-p)^k = (1-p)^k$$

Analogamente, considerando $k-1$ invece di k :

$$P\{T > k-1\} = (1-p)^{k-1}$$

A questo punto:

$$\{T > k-1\} = \{T = k\} \cup \{T > k\}$$

↑ ↑
eventi disgiunti

$$\Rightarrow P\{T > k-1\} = P\{T = k\} + P\{T > k\}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow P\{T = k\} &= P\{T > k-1\} - P\{T > k\} = (1-p)^{k-1} - (1-p)^k \\ &= (1-p)^{k-1} (1 - (1-p)) = p(1-p)^{k-1} \end{aligned}$$

Quindi:

$$p(k) = \begin{cases} p(1-p)^{k-1} & k=1, 2, 3, \dots \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad \text{- densità geometrica di parametro } p$$

ESERCIZIO - Verificare che $\sum_{k=1}^{\infty} p(1-p)^{k-1} = 1$.