

Negli esperimenti aleatori spesso non interessa il risultato puro e semplice dell'esperimento, ma piuttosto certe quantità numeriche che sono funzioni di tale risultato.

Ad esempio, nel lancio di due dadi spesso interessa la somma dei valori dei due dadi: l'eventualità che si realizzi è $\{(h,k)\}$, con $1 \leq h \leq 6$, $1 \leq k \leq 6$, e la somma è la funzione $X(h,k) = h+k$.

Definizione Su uno spazio probabilizzato (Ω, \mathcal{A}, P) si chiama variabile aleatoria (abbreviato: v.a.) ogni funzione $X: \Omega \rightarrow \bar{\mathbb{R}}$ per la quale risulta

$$\{\omega \in \Omega: X(\omega) \in A\} \in \mathcal{A} \quad \text{per ogni intervallo } A \subseteq \bar{\mathbb{R}}.$$

Ricordando la definizione di funzione misurabile secondo Lebesgue in \mathbb{R}^N , vediamo che le v.a. non sono altro che funzioni da Ω (anziché \mathbb{R}^N) a $\bar{\mathbb{R}}$, misurabili rispetto alle tribù \mathcal{A} (anziché la tribù dei misurabili \mathcal{M}_N).

Si può dimostrare che X è una v.a., secondo la definizione precedente, se e solo se risulta, più generalmente,

$$\{\omega \in \Omega: X(\omega) \in A\} \in \mathcal{A} \quad \text{per ogni boreliano } A \subseteq \bar{\mathbb{R}}.$$

Scriveremo più brevemente $\{X \in A\}$ in luogo di $\{\omega \in \Omega: X(\omega) \in A\}$.

La probabilità di tale evento, $P(X \in A)$, si chiama 324
"la probabilità che la v.a. X cede in A ".

Definizione Sia X un'assegnata v.a. sullo spazio probabilitizzato (Ω, \mathcal{A}, P) . La legge, o distribuzione, di X secondo $P \in \mathcal{P}$ è la funzione $A \mapsto P(X \in A)$, che ad ogni $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ (borliano di \mathbb{R}) associa la probabilità che X cede in A . Dunque la legge di X è una misura di probabilità su $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$.

Per avere informazioni sulla legge di una data v.a., occorre sapere come essa si comporta sugli intervalli di \mathbb{R} , perché ciò implicherebbe le stesse caratteristiche su ogni borliano.

Esempio (Lancio di due dadi). Sia $X(h, k) = h + k$: come già osservato, X è la somma dei risultati dei due dadi. Lo spazio probabilitizzato è (Ω, \mathcal{A}, P) , ove $\Omega = \{(h, k) : h, k \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}\}$, $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$, $P \in \mathcal{P}$ ripartizione uniforme. La X va da Ω a $\{2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12\}$, e la sua legge è nota se conosciamo i numeri $P(X = k)$, $k = 2, 3, \dots, 12$. Si ha

$$P(X=2) = P(X=12) = \frac{1}{36}, \quad P(X=3) = P(X=11) = \frac{2}{36} = \frac{1}{18},$$

$$P(X=4) = P(X=10) = \frac{3}{36} = \frac{1}{12}, \quad P(X=5) = P(X=9) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9},$$

$$P(X=6) = P(X=8) = \frac{5}{36}, \quad P(X=7) = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}. \quad X=10=12$$

Se ci interessa conoscere $P(X \geq 9)$, si ha

(325)

$$P(X \geq 9) = P(X=9) + P(X=10) + P(X=11) + P(X=12) = \frac{10}{36} = \frac{5}{18}$$

Definizione Due v.a. X, Y su (Ω, \mathcal{A}, P) si dicono indipendenti se per ogni coppia di intervalli $I, J \subseteq \mathbb{R}$ gli eventi $\{X \in I\}$ e $\{Y \in J\}$ sono indipendenti; dunque, X e Y sono indipendenti se e solo se, per ogni I, J ,

$$P(X \in I, Y \in J) = P(X \in I) P(Y \in J)$$

Esempio Nel lancio di due monete, in cui

$$\Omega = \{(h, k) : h \in \{0, 1\}, k \in \{0, 1\}\}$$

le v.a. $X(h, k) = h$, $Y(h, k) = k$ sono indipendenti: infatti esse sono completamente determinate dai quattro eventi

$$\{X=0\}, \{X=1\}, \{Y=0\}, \{Y=1\},$$

e sappiamo già che uno qualunque dei primi 2 è indipendente da uno qualunque dei secondi 2.

Come vedremo, spesso nel seguito saranno più importanti le v.a. e le loro leggi, piuttosto che lo spazio probabilizzato sottostante.

Per chiarire questo punto, immaginiamo un esperimento aleatorio

in cui si abbiano 2 soli esiti possibili, vale a dire

0-1, testa o croce, pari o dispari, vincere o perdere.

In questo caso, fissato $p \in]0, 1[$, p sarà la "probabilità di"

successo" e $q=1-p$ sarà la "probabilità d'insuccesso".

(326)

Si chiama legge di Bernoulli di parametro p , denotata con $B(p)$, la legge di una v.a., definita su un opportuno spazio probabilizzato, che prende due soli valori: 1, con probabilità p , 0 con probabilità q . Qui, quello che conta è la legge, e non importa se 1 e 0 significano testa o croce, pari o dispari, sano o malato, eccetera.

A ben guardare, la legge di Bernoulli $B(p)$ è una funzione $L: \{0,1\} \rightarrow [0,1]$, definita (senza alcun riferimento alla probabilità) da

$$L(1)=p, \quad L(0)=q.$$

VARIABILI ALEATORIE DISCRETE, LEGGI DISCRETE

Le v.a. bernoulliane (cioè quelle che hanno la legge di Bernoulli) sono il primo esempio di v.a. discrete, cioè che assumono un insieme finito (o numerabile) di valori. Sia $E \subset \mathbb{R}$ l'insieme di tali valori per una v.a. discreta X : poniamo

$$P_X(k) = P(X=k) \quad \forall k \in E.$$

La funzione $P_X: E \rightarrow [0,1]$ è una densità discreta di probabilità su E , detta densità discreta della legge di X . Essa assume un numero finito (o numerabile) di valori in $[0,1]$.

e verifica

327

in quanto

$$\sum_{k \in E} P_X(k) = 1,$$

$$\sum_{k \in E} P_X(k) = \sum_{k \in E} P(X=k) = P\left(\bigcup_{k \in E} \{X=k\}\right) = P(\Omega) = 1.$$

Vedremo adesso i principali esempi di leggi discrete.

Come già accennato, non dobbiamo preoccuparci di determinare di volta in volta lo spazio probabilizzato sul quale è definita la v.a. dotata della legge che stiamo considerando: vi è infatti un teorema generale, del calcolo delle probabilità, che ci limitiamo ad enunciare, che garantisce sempre l'esistenza di un adeguato spazio probabilizzato. Infatti:

Teorema Sia $E \subseteq \mathbb{R}$ un insieme finito o numerabile, e sia $L: E \rightarrow [0,1]$ una funzione tale che $\sum_{k \in E} L(k) = 1$. Allora esistono uno spazio probabilizzato (Ω, \mathcal{A}, P) ed una v.a. discreta $X: \Omega \rightarrow E$ tali che L sia la legge di X secondo P , ossia

$$L(k) = P(X=k) \quad \forall k \in E.$$

dim. omessa. \square

Dunque, per una v.a. X bernoulliana la densità discreta di X , con legge $B(p)$, è

$$P_X(k) = \begin{cases} p & \text{se } k=1 \\ q & \text{se } k=0, \end{cases} \quad \text{ove } p, q \in [0,1] \text{ con } p+q=1.$$

Legge binomiale: se $n \in \mathbb{N}^+$ e $p \in]0,1[$, è la legge, detta $B(n,p)$, di una v.a. definita su (Ω, \mathcal{A}, P) , data da

$$P(X=k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}, \quad k=0,1,\dots,n.$$

Per $n=1$, $B(1,p) = B(p)$ è la legge di Bernoulli. Per $n \geq 1$, $B(n,p)$ è la legge di uno schema di n prove ripetute e indipendenti, ciascuna delle quali ha risultati 0 o 1 ottenuti con probabilità q o p . Allora

$P(X=k)$ è la probabilità di ottenere k successi in n prove: p^k è la probabilità di k successi in k prime prove su n , q^{n-k} è la probabilità di $n-k$ insuccessi nelle residue $n-k$ prove, $\binom{n}{k}$ è il numero dei modi in cui si possono fissare k prove su un insieme di n .

In effetti, se X_i è la v.a. definita da

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{se l}'i\text{-sima prova ha dato risultato } 1 \\ 0 & \text{se l}'i\text{-sima prova ha dato risultato } 0, \end{cases}$$

allora X_1, \dots, X_n sono bernoulliane di parametro p , mentre

$X = X_1 + \dots + X_n$ è la v.a. che conta il n° di successi ed è la legge binomiale.

Esempio Si consideri una popolazione composta da due tipi di individui: quelli di tipo A (funatori, oppure sani, oppure più alti di 180 cm) e quelli di tipo B (non funatori, o malati, o più bassi di 180 cm).

Si supponga che la percentuale di individui di tipo A sia p , e quella degli altri sia dunque $1-p=q$.

Scegliamo a caso n individui e chiediamoci quanti di essi siano di tipo A. Poniamo $X_k = 1$ se il k -esimo individuo è di tipo A, $X_k = 0$ altrimenti. Si può supporre che le X_k siano bernoulliane; quindi $X = X_1 + \dots + X_n$ ha legge binomiale $B(n, p)$ e dunque la probabilità che k individui su n siano di tipo A è $\binom{n}{k} p^k q^{n-k}$. Il numero di individui di tipo B sarà dato dalla v.a. $Y = n - X$, che ha legge $B(n, q)$, essendo somma delle n v.a. $Y_i = 1 - X_i$, bernoulliane di parametro q .

Legge geometrica Sia $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}^+}$ una successione (infinita) di v.a. indipendenti e bernoulliane di parametro p , definite su (Ω, \mathcal{A}, P) . Possiamo pensare a $\{X_n\}$ come a una sequenza infinita di prove in cui i risultati sono solo 2 (successo e insuccesso).

Consideriamo la v.a. $T =$ istante di primo successo:

$$T(\omega) = \inf \{n \in \mathbb{N}^+ : X_n(\omega) = 1\},$$

(330)

con la convenzione che se, per un dato ω , l'insieme $\{n \in \mathbb{N}^+ : X_n(\omega) = 1\}$ è vuoto, cioè $X_n(\omega) = 0$ per ogni indice n , allora $T(\omega) = +\infty$. Allora T è una v.c.a. discreta a valori in $\mathbb{N}^+ \cup \{+\infty\}$: infatti, fatto per ogni n si ha

$$\{T > n\} = \{X_i = 0 \text{ per } i=1 \dots n\} = \prod_{i=1}^n \{X_i = 0\} \in \mathcal{A}.$$

Calcoliamo $P(T > n)$: poiché le X_i sono indipendenti e con legge $B(p)$, si ha

$$P(T > n) = P\left(\prod_{i=1}^n \{X_i = 0\}\right) = \prod_{i=1}^n P(X_i = 0) = q^n;$$

inoltre

$$\{T = \infty\} = \bigcap_{n \in \mathbb{N}^+} \{T > n\},$$

e poiché $\{T > n\} \supseteq \{T > n+1\}$, si ha

$$P(T = \infty) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(T > n) = \lim_{n \rightarrow \infty} q^n = 0,$$

cioè $\{T = \infty\}$ è trascurabile, ovvero quasi certamente vi sarà almeno un successo, prima o poi. Inoltre, osservato che

$$\{T = n\} = \{T > n-1\} \setminus \{T > n\}, \text{ si ha}$$

$$P(T = n) = P(T > n-1) - P(T > n) = q^{n-1} - q^n = pq^{n-1}.$$

La legge di T si chiama legge geometrica di parametro p , e si denota con $G(p)$ e rappresenta, come si è detto, la legge dell'istante di primo successo in una sequenza infinita di prove indipendenti.

Una proprietà importante della legge geometrica $g(p)$ è (331) l'assenza di memoria. Per spiegare questa proprietà, sia T , come prima, l'istante di primo successo: l'evento $H = \{T > n\}$ è il "ritardo di n estrazioni nell'apparizione del 1° successo". La v.a. $T-n$, dentro H , rappresenta dunque il tempo residuo da attendere per ottenere il 1° successo, dopo i primi n tentativi vani.

Calcoliamo la legge di $T-n$ secondo la probabilità P condizionata P_H : se $k \geq 1$,

$$\begin{aligned} P(\{T-n=k\} | H) &= \frac{P(T-n=k, T>n)}{P(H)} = \frac{P(T=n+k)}{P(T>n)} = \frac{pq^{n+k-1}}{q^n} = \\ &= pq^{k-1} = P(T=k). \end{aligned}$$

Dunque, sotto la condizione di aver avuto n insuccessi, la legge del tempo residuo da attendere, a partire da n , per avere un successo è sempre la stessa, $g(p)$, qualunque sia n , cioè comunque grande sia il ritardo.

Legge di Poisson: è la legge di una v.a. X , su $(\mathbb{R}, \mathcal{A}, P)$, a valori in \mathbb{N} , con

$$P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k \in \mathbb{N},$$

ove $\lambda > 0$ è un parametro. Essa si indica con $P(\lambda)$. La sua importanza sta nel fatto che, se n è grande e p è piccolo,

La legge binomiale $B(n, p)$, secondo de Moivre, (332)
 è ben approssimata dalla legge di Poisson di parametro
 $\lambda = np$. Infatti se X è una v.a. con legge binomiale
 $B(n, p) = B(n, \frac{\lambda}{n})$, si ha per $n \rightarrow \infty$

$$P(X=k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{\lambda^k}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} =$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

visto che

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} = 1,$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{n^k} = 1.$$

Esempio Contiamo il n° di particelle α emesse da un
 materiale radioattivo in un determinato intervallo di tempo
 (1 secondo). Sappiamo che ciascun atomo ha una bassissima
 probabilità p di emettere particelle α , ma che in un grammo
 di materiale c'è un enorme numero di atomi ($N \approx 10^{24}$, per
 ogni mole). La v.a. che descrive il n° di decadimenti in
 un secondo ha legge binomiale $B(N, p)$ e quindi, all'incirca,
 legge di Poisson $P(Np)$. Se ad esempio, sperimentalmente si scopre
 che $\lambda = Np = 3.2$, allora si emettono k particelle α con probabilità $P(X=k) = e^{-3.2} \frac{(3.2)^k}{k!}$.