

Variabile di Poisson

Un'importante distribuzione di probabilità discreta, che ha una vasta gamma di applicazioni in aree diverse, è la cosiddetta distribuzione di Poisson. Essa può venire ricavata come approssimazione della distribuzione binomiale, secondo il procedimento che ora spieghiamo.

Consideriamo una variabile aleatoria binomiale X di parametri n e p ; sappiamo che:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k},$$

Indichiamo inoltre con λ il valore medio di X , cioè poniamo $\lambda = np$.

Esprimiamo la probabilità che sia $X = k$ in funzione di λ e di n .

Poiché $\lambda = np$, ne segue che $p = \frac{\lambda}{n}$, dunque

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

Supponiamo ora che n sia molto grande (e di conseguenza che p sia molto piccolo dal momento che $p = \lambda/n$); in tal caso il valore della [1] può essere approssimato dal suo limite per n che tende a più infinito:

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow +\infty} \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{k!} \frac{\lambda^k}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{n^k} \frac{\lambda^k}{k!} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} &= (*) \end{aligned}$$

Osserviamo che

- $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{n^k} = 1$ (al numeratore, eseguendo i prodotti si ottiene un polinomio il cui termine di grado massimo è n^k);
- $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \frac{\lambda^k}{k!}$;
- $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}$ (limite notevole);

- $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} = 1$ ($\frac{\lambda}{n}$ tende a 0 per n che tende a $+\infty$, dunque tutto il limite è 1).

$$= (*) = 1 \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} \cdot 1 = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}.$$

Riassumendo: se X è una variabile aleatoria binomiale tale che n è “grande” e p è “piccolo”, vale la seguente approssimazione:

$$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \text{ dove } \lambda = np, \quad (2)$$

La formula [2] definisce la distribuzione di Poisson.

Definizione. Una variabile aleatoria discreta X è detta di Poisson di parametro λ , con $\lambda > 0$, se la sua distribuzione di probabilità è assegnata da:

$$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \quad \text{con } k = 0, 1, 2, \dots$$

Circa la media e la varianza di una distribuzione di Poisson, si potrebbe dimostrare il seguente teorema.

Teorema. Sia X una variabile aleatoria di Poisson di parametro λ ; allora sia la media sia la varianza di X sono uguali a λ :

$$E(X) = \lambda \quad e \quad V(X) = \lambda.$$

La distribuzione di Poisson nella modellizzazione

La distribuzione di Poisson non è utile soltanto per calcolare approssimativamente probabilità relative a variabili aleatorie binomiali in cui n è grande e p è piccolo, ma riveste un ruolo di particolare importanza ai fini della modellizzazione di fenomeni aleatori. Essa è infatti il modello adatto a interpretare le situazioni descritte da una variabile aleatoria binomiale di cui conosciamo il valore medio, ma non i valori esatti di n e p , purché sia lecito supporre n “grande” e p “piccolo”.

Esercizio 1. Al centralino di un numero verde, in un’ora di punta, arriva un numero medio di 120 telefonate. Qual è la probabilità che il numero effettivo di telefonate arrivate a quel centralino in un’ora di punta sia 110?

Svolgimento. Indichiamo con la variabile aleatoria X il numero effettivo di telefonate che arrivano al centralino in un’ora di punta. Supponiamo che il numero n di “utenti potenziali” del centralino sia molto alto, che la

probabilità p che un singolo utente telefoni al centralino sia molto bassa e che ciascun utente telefoni o meno al centralino indipendentemente dagli altri. Sotto queste ipotesi il numero X di telefonate effettivamente giunte al centralino si può assimilare al numero di successi in un processo di Bernoulli di n prove di parametro p . Non conosciamo i valori esatti di n e di p , tuttavia conosciamo il valore medio di X (uguale a 120); inoltre abbiamo supposto che n sia grande e p sia piccolo: dunque siamo nelle condizioni per poter approssimare il modello esatto costituito dalla distribuzione binomiale di parametri incogniti n e p con la distribuzione di Poisson di parametro noto $\lambda = 120$. La distribuzione di Poisson di parametro $\lambda = 120$ è definita da:

$$P(X = k) = e^{-120} \frac{120^k}{k!}.$$

In particolare: $P(X = 110) = e^{-120} \frac{120^{110}}{110!} = 2,5$.

Ragionando come nell'esempio precedente, si può capire perché la distribuzione di Poisson si rivela utile a descrivere, per esempio, i seguenti fenomeni:

- il numero di incidenti che si verificano su un certo tratto autostradale in un datogiorno;
- il numero di errori di stampa che si trovano in una pagina di un libro;
- il numero di auto che passano da un certo casello autostradale tra le 17 e le 18 di un dato giorno;
- il numero di persone di una comunità che superano l'età di 100 anni.

Esercizio 2. Ad un servizio di guardia medica arrivano in media 3.5 richieste ogni ora di interventi urgenti a domicilio.

- (a) Calcola la probabilità che in una stessa ora arrivino 3, 4, 5 chiamate.
- (b) Calcolare la probabilità che in una stessa ora arrivi un numero di chiamate maggiore o uguale di 4

Svolgimento. Osservo che $X \sim P(3.5)$, allora

$$(a) \quad P(X = 3) = e^{-3.5} \frac{(3.5)^3}{3!} = 0.2158, \quad P(X = 4) = e^{-3.5} \frac{(3.5)^4}{4!} = 0.1888,$$

$$P(X = 5) = e^{-3.5} \frac{(3.5)^5}{5!} = 0.1322;$$

$$(b) \ P(X \geq 4) = 1 - P(X < 4) = 1 - [P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) + P(X = 3)] = 0.4633.$$

Curiosità: La distribuzione di Poisson venne introdotta da S.D. Poisson nell'ambito dei suoi studi circa le applicazioni del calcolo della probabilità alle cause civili e ai processi. Essa fu a lungo ignorata, finché non si scoprì che il numero di particelle α emesse da una sostanza radioattiva in un dato intervallo di tempo non ha un valore fisso ma è una variabile aleatoria ben interpretata da una distribuzione di Poisson.

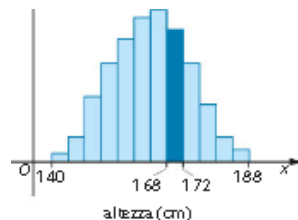
Schema riassuntivo per risolvere i problemi sulle variabili discrete

Variabile	Esperimento	Significato della Variabile	Notazione
Binomiale	Estrazione con rimpiazzo di 5 palline da un'urna con 4 palline bianche e 3 rosse	X = numero di palline bianche in 5 estrazioni	$X \sim \text{Bin}(5, \frac{4}{7})$
	(Schema successo/insuccesso con rimpiazzo: successione di n prove di Bernoulli identiche e indipendenti di parametro p)	X = numero di successi in n prove	$X \sim \text{Bin}(n, p)$
Ipergeometrica	Estrazione senza rimpiazzo di 5 palline da un'urna con 4 palline bianche e 3 nere	X = numero di palline bianche in 5 estrazioni	$X \sim \text{Iper}(4, 3, 7)$
	(Schema successo/insuccesso senza rimpiazzo: estrazione di n palline senza rimpiazzo da un'urna con b palline bianche e r palline rosse)	X = numero di successi in n estrazioni	$X \sim \text{Iper}(b, r, n)$
Geometrica	Estrazione con rimpiazzo di 5 palline da un'urna con 4 palline bianche e 3 rosse	X = numero necessario di estrazioni da effettuare per ottenere una pallina bianca	$X \sim \text{Geo}(\frac{4}{7})$
	(Schema successo/insuccesso con rimpiazzo: successione di n prove di Bernoulli identiche e indipendenti di parametro p)	X = numero necessario di prove da effettuare per ottenere un successo	$X \sim \text{Geo}(p)$
Poisson	Estrazione con rimpiazzo di palline da un'urna con palline bianche e rosse, dove la probabilità di estrarre una pallina bianca è molto bassa, il numero complessivo di estrazioni effettuate è molto alto e si sa che in media vengono estratte 50 palline bianche	X = numero di successi	$X \sim P(50)$
	(Schema successo/insuccesso con rimpiazzo: successione di n prove di Bernoulli identiche e indipendenti di parametro p , dove n e p sono sconosciuti, ma si conosce il valor medio $\lambda = np$)	X = numero di successi	$X \sim P(\lambda)$

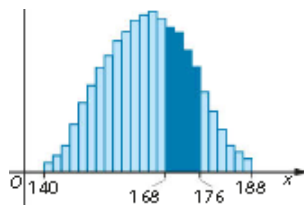
Variabili Continue

Esistono moltissimi fenomeni per la cui descrizione le variabili aleatorie discrete non sono adatte. Per esempio, è necessaria una variabile aleatoria continua (cioè una variabile aleatoria che può assumere tutti i valori reali di un dato intervallo) per descrivere la misura di grandezze fisiche quali la temperatura, la velocità ecc. In questo contesto, a causa degli inevitabili errori di misura, non è utile chiedersi quanto vale la probabilità che la misura di una data grandezza assuma un valore prefissato, ma piuttosto qual è la probabilità che l'errore commesso non superi una certa soglia: si è interessati cioè a stabilire la probabilità che la misura di una grandezza assuma valori in un determinato intervallo. Per esempio, consideriamo la variabile aleatoria X che rappresenta l'altezza di una persona scelta a caso in un dato insieme di individui; come possiamo interpretare geometricamente la probabilità che X assuma valori in un determinato intervallo?

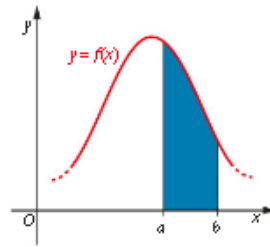
- L'istogramma rappresenta la distribuzione di probabilità delle altezze, dove si sono considerate classi di ampiezza costante uguale a 4 cm. Scegliendo come unità di misura sull'asse x l'ampiezza di ciascuna classe, la probabilità che X assuma valori per esempio nell'intervallo [168 cm, 172 cm], è rappresentata dall'area del rettangolo in blu scuro.



- Riducendo l'ampiezza delle classi, l'istogramma ha un contorno più regolare; la probabilità che la variabile aleatoria X assuma per esempio valori nell'intervallo [168 cm, 176 cm] è uguale all'area della regione in blu scuro (sempre assumendo come unità di misura sull'asse x l'ampiezza di ciascuna classe).



- Immaginando di ridurre sempre di più l'ampiezza delle classi, il contorno dell'istogramma tende a diventare una linea continua, il grafico di una funzione reale di variabile reale, e la probabilità che X assuma valori in un dato intervallo $[a, b]$ si può interpretare come l'area del trapezoide limitato dal grafico della funzione e dall'asse x nell'intervallo $[a, b]$.



Poiché l'area del trapezoide nella precedente figura è data dall'integrale della funzione f nell'intervallo $[a, b]$, siamo indotti a ritenere che, nel continuo, la probabilità che una variabile aleatoria X assuma valori in un dato intervallo $[a, b]$ possa essere definita come integrale di un'opportuna funzione f , detta densità di X , sull'intervallo $[a, b]$. Quindi,

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx.$$