

Proprietà

Se X e Y sono indipendenti, allora sono incorrelate

Dim.

$$\text{cov}[X, Y] = E[XY] - E[X] \cdot E[Y]$$

$$\begin{aligned} E[XY] &= \sum_i \sum_j x_i y_j P(x_i, y_j) = \sum_i \sum_j x_i y_j P(x_i) P(y_j) = \\ &= \left(\sum_i x_i P(x_i) \right) \left(\sum_j y_j P(y_j) \right) = E[X] \cdot E[Y] \end{aligned}$$

Proprietà

$$1) \text{Var}[X+Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] + 2 \text{cov}[X, Y]$$

$$2) \text{Var}[X-Y] = \text{Var}[X] + \text{Var}[Y] - 2 \text{cov}[X, Y]$$

$$3) \text{Se } X_i \text{ sono indipendenti} \Rightarrow \text{Var}\left[\sum_i X_i\right] = \sum_i \text{Var}[X_i]$$

Trasformazione di variabili aleatorie

$$(X, Y) \rightarrow (U, V)$$

$$\begin{cases} u = g_1(x, y) \\ v = g_2(x, y) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} x = h_1(u, v) \\ y = h_2(u, v) \end{cases}$$

↗

Teorema

Sia (X, Y) un vettore aleatorio, continuo e

la $(U, V) = g(X, Y)$ una trasformazione

invertibile con trasformazione inversa $h(U, V)$,
allora

$$f_{U,V}(u, v) = f_{X,Y}(h_1(u, v), h_2(u, v)) \cdot |\det J|$$

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial u} & \frac{\partial h_1}{\partial v} \\ \frac{\partial h_2}{\partial u} & \frac{\partial h_2}{\partial v} \end{bmatrix} \left(\equiv \frac{\partial(h_1, h_2)}{\partial(u, v)} \right)$$

Distribuzione di Bernoulli

Definizione

Una variabile aleatoria X è distribuita secondo
una bernoulliana di parametero $p \in [0, 1]$, se
essa può assumere valori 1 e 0 rispettivamente
con probabilità p e $1-p$.

$$p(s) = \begin{cases} p & \text{se } s=1 \\ 1-p & \text{se } s=0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ 1-p & 0 \leq t < 1 \\ 1 & t \geq 1 \end{cases}$$

Distribuzione binomiale

Definizione.

Siano X_1, X_2, \dots, X_n n variabili bernoulliane di uguale parametro p e indipendenti fra di loro

Sia $X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$. Questa variabile aleatoria è detta distribuita secondo una binomiale di parametri n e p .

Teorema

X può assumere $\forall k \in \mathbb{N}$ con probabilità

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

$$\mathbb{E}[X] = np \quad V[X] = np(1-p)$$

Distribuzione di Poisson

Si può considerare come caso particolare delle distribuzioni binomiali che si ottiene quando

- 1) il numero di variabili X_i è $n \rightarrow \infty$
- 2) il parameter passa, ma $m_p = \lambda \in \mathbb{R}^+$

$$p(n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} \quad n=0, 1, 2, \dots$$

- λ è un spettrale valore positivo equivalente al numero di successi che si aspetta che si verifichino in un dato intervallo di tempo (la frequenza media di accadimento dell'evento osservato)
- n è il numero delle occorrenze (misur.) per cui si vuole prendere le probabilità -

Distribuzione uniforme

È la distribuzione che assume un valore costante in un intervallo $[a, b]$.

Def.

Una variabile aleatoria X ha distribuzione uniforme in $[a, b] \subset \mathbb{R}$, se è assolutamente continua con densità di probabilità

$$f_X(t) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{se } t \in [a, b] \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & \text{se } t < a \\ \frac{t-a}{b-a} & \text{se } t \in [a, b] \\ 1 & \text{se } t > b \end{cases}$$

$$E[X] = \frac{a+b}{2}, \quad V[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$$

- Distribuzione esponenziale

Def.

Una variabile aleatoria X è detta distribuita secondo un' esponenziale di parameter $\lambda \in \mathbb{R}^+$.
In \mathbb{R} assolutamente continua con densità di probabilità

$$f_X(t) = \begin{cases} 0 & \text{se } t < 0 \\ \lambda e^{-\lambda t} & \text{se } t \geq 0 \end{cases}$$

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & \text{se } t < 0 \\ 1 - e^{-\lambda t} & \text{se } t \geq 0 \end{cases}$$

Proprietà (non-memoriale)

$$P[X > s+t | X > s] = P[X > t] \quad \forall s, t \in \mathbb{R}^+$$

Distribuzione di Weibull

Definizione

Una variabile aleatoria X è detta distribuita secondo una Weibull di parametri $\alpha, \beta \in \mathbb{R}^+$ se è assolutamente continua con densità di probabilità

$$f_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ \frac{\alpha}{\beta} t^{\beta-1} e^{-t^{\alpha/\beta}} & t \geq 0 \end{cases}$$

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ 1 - e^{-t^{\alpha/\beta}} & t \geq 0 \end{cases}$$

Distribuzione Normale (di Gauss)

Definizione

Una variabile aleatoria X è detta distribuita secondo una normale di parametri $\mu \in \mathbb{R}, \sigma \in \mathbb{R}^+$ se la densità di probabilità

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right)^2}$$

$$B(n, p) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(\mu, \sigma) \xleftarrow{z \rightarrow \infty} \text{Pois}(z)$$

Distribuzione χ^2 (chi-quadrato)

Siano x_i , $i=1, \dots, n$ variabili aleatorie con distribuzione normale $N(0, 1)$ indipendenti fra loro.
Sia X la variabile aleatoria

$$X = x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2$$

allora si provi che queste v.a. è distribuita secondo una distribuzione Chi-quadrato.

Definizione

Diremo che la variabile aleatoria X è distribuita secondo una $\chi^2(n)$ con gradi di libertà n se assolutamente continua ha densità di probabilità

$$f_X(t) = \begin{cases} 0 & n < 0 \\ \frac{1}{\Gamma(\frac{n}{2})} \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{n}{2}} t^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{t}{2}} & n \geq 0 \end{cases}$$

$$\text{con } \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad (\text{Gamma d' Euler})$$

Si prova che $E[X] = n$, $\text{Var}[X] = 2n$

- Distribuzione t di Student

Siamo $Z \sim N(0, 1)$ e $Y = \chi^2(n)$ due v. a.

independenti. Definisco $X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ e si prova

che X è una v. a. distribuita secondo la

t di Student con n gradi di libertà.

Definizione

Diciamo che la v. a. X è distribuita secondo la t di Student con n gradi di libertà, se è assolutamente continua con densità di probabilità

$$f_X(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \frac{1}{\sqrt{n\pi}} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$$

Si prova che

$$= E[X] = 0 \quad \text{se } n > 1, \quad \text{Var}[X] = \frac{n}{n-1} \quad \text{se } n > 2$$

- Per $n \geq 30$ la t di Student approssima $N(0, 1)$

Consideriamo X_1, X_2, \dots, X_n una m-upla di variabili indipendenti e identicamente distribuite (iid)

Definizione (campione casuale)

Se le varie variabili della serie X , chiamiamo campione casuale (o più brevemente campione) di ampiezza n una m-upla di variabili aleatorie fra di loro indipendenti, ciascuna delle quali distribuita come la popolazione X -

$$X_1, X_2, \dots, X_n \rightarrow x_1, x_2, \dots, x_n$$

n-upla di variabili n-upla di valori
(realizzazione)

Definizione (Medie campionarie)

La media campionaria di un campione casuale di ampiezza n X_1, X_2, \dots, X_n è detta da

$$\bar{X}_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

Definizione (Momento campionario di ordine k)

$$\eta_m^{(k)} = \frac{x_1^{(k)} + x_2^{(k)} + \dots + x_n^{(k)}}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^{(k)}$$

Definizione (Varianza campionaria)

1) Valore atteso nato ($E[X] = \mu$)

$$S_o^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

2) Valore atteso incognito

$$S_m^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_m^2)$$

Proposizione

Se si nota la media della popolazione \bar{x} , allora

$$S_o^2 = \eta_m^{(2)} - 2\mu \bar{x}_m + \mu^2$$

Se la media della popolazione è incognita, allora

$$S_m^2 = \frac{1}{n-1} \left(n \eta_m^{(2)} - n \bar{x}_m^2 \right)$$