

DISCRETO $\rightarrow [0, \text{VALORI}]$

CONTINUO $\rightarrow (-\infty, \infty) \rightarrow$ VARIABILI
ASSOLUTAMENTE
CONTINUO

$$\mathbb{I} = \mathbb{1}_X = \begin{cases} 1 & x \in \text{dom}(f) \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad \begin{matrix} \int f'(x) \\ -[f(x)]_0^1 \end{matrix}$$

\uparrow

FUNZIONI DI RIPARTIZIONE

$$F(x) = P(X \leq x) \quad / \quad f(x) = \frac{1}{b-a}$$

[CONTINUA] (ES. 1) [DISCRETA]

$X \sim$ INSIEME DI EVENTI

$X_1, X_2, \dots, X_n \rightarrow$ INSIEMI
DI EVENTI

I.I.D



IDENTICA DENSITA'
DISTRIBUTI

Esercizio 1. Sia X una variabile aleatoria reale su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$. Nei seguenti tre casi si determinino media e varianza di X (se esistono):

- (i) $X \stackrel{d}{=} Y$ per una variabile aleatoria Y uniforme continua su $[-1, 1]$;

UNIFORMES
CONTINUA

$\begin{matrix} 1 \\ \swarrow \searrow \\ 2 \end{matrix} \rightarrow \frac{1}{2}$

$$X \sim \text{Unif}(-1, 1) \rightarrow \frac{1}{2} \cdot \mathbb{1}_{(-1, 1)}, x \in \mathbb{R}$$

CONTINUO \rightarrow MEDIA
VARIANZA

① MEDIA / VALORE
ASPETTATO $E[X] = \text{EXPECTED VALUE}$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx = F(x) \rightarrow \begin{matrix} \text{FUNZIONE} \\ \text{DI} \\ \text{DENSITA'} \\ \text{DISTRIBUTIVA} \\ \text{(F)} \end{matrix}$$

\uparrow INDEFINITO $(-\infty, \infty)$

$f(x)$ DENSITA' \rightarrow DATA DALLA DISTRIBUZIONE

$$\text{VAR}(X) = E[X^2] - (E[X])^2 \rightarrow \text{VARIANZA}$$

(i) $X \doteq Y$ per una variabile aleatoria Y uniforme continua su $[-1, 1]$;

$\downarrow \frac{1}{2}$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \underbrace{f_X(x)}_{\text{DENSITÀ}} dx$$

$$\boxed{f(x) = \frac{1}{b-a} * \underbrace{1_{(a,b)}(x)}_{\text{Densità di probabilità}}} \Rightarrow \frac{1}{1-(-1)} = \frac{1}{2} * 1 = \left(\frac{1}{2}\right)$$

$$X \cdot \left(\frac{1}{2} \cdot 1\right) = \frac{1}{2} \int_{-1}^1 x dx$$

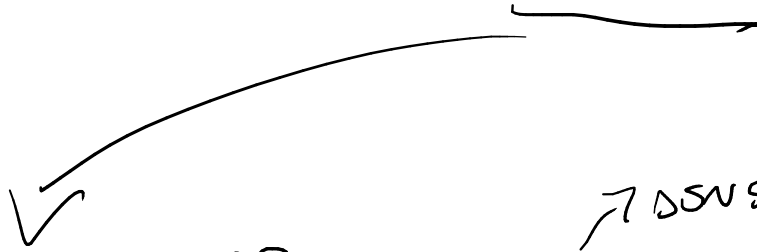
$$\begin{aligned} \frac{1}{2} [x^2]_{-1}^1 &= \frac{1}{2} [(1)^2 - (-1)^2] \\ &= \frac{1}{2} \cdot (0) = 0 \end{aligned}$$

NOTA \Rightarrow VARIANZA NON È NEGATIVA
(ASSUMILO !!)

\Rightarrow VALORE MEDIO ≥ 0 !!)

$E[X]$ serve per varianza

$$\text{Var}(X) = E[X^2] - (E[X])^2$$



→ DENSITÀ = DISTRIBUZIONE

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx$$

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx$$

↙ $\frac{1}{2}$ (SOSTITUISCI
-1; 1)

$$f(x) = \frac{1}{b-a} * 1_{(a,b)}(x)$$

$$\frac{1}{2} \int_{-1}^1 x^2 dx = \frac{1}{2} \left[\frac{x^3}{3} \right]_{-1}^1$$

INTEGRALO

$$= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{3} - \left(-\frac{1}{3}\right) \right]$$

$f(b) - f(a)$
RISULTATO

$$= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{3} + \frac{1}{3} \right] = \frac{1}{2} \left[\frac{2}{3} \right] = \frac{1}{3}$$

$$\leadsto \text{var}(X) = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{1}{3}.$$

$$\left(\frac{1}{3}\right) - (0)^2 = \frac{1}{3}$$

(ii) X con funzione di ripartizione F_X data da $F_X(x) \doteq (x^2/4) \cdot \mathbf{1}_{(0,2)}(x) + \mathbf{1}_{[2,\infty)}(x)$, $x \in \mathbb{R}$;

$$F_X(x) = \left(\frac{x^2}{4}\right) \cdot \mathbf{1}_{(0,2)}(x) + \left(\mathbf{1}_{[2,\infty)}(x)\right)$$

$$\downarrow$$

$$f(x)$$

CONTINUO
= INTEGRAND

CONCETTO:

CI SERVE LA DENSITA'

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x \, dx$$

$$(F'(x)) = \underbrace{f(x)}_{\text{DENSITA}} \Rightarrow \frac{d}{dx} \left(\frac{x^2}{4}\right) = \frac{1}{4} \cdot x^2 = \frac{1}{2}x$$

DAQUI
LA RIPARTIZIONE

$$\int \frac{1}{2}x = \frac{1}{4}x^2 = \frac{x^2}{4}$$

$$f(x) \rightarrow E[X]$$

$$E[X^2]$$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \underbrace{f_X(x)}_{\text{TROVARE ORA}} dx = \int_0^2 x \cdot \frac{x}{2} dx = \int_0^2 \frac{x^2}{2} dx$$

$$\begin{aligned} \leadsto E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = \int_0^2 \frac{x^2}{2} dx \\ &= \left[\frac{x^3}{6} \right]_0^2 = \frac{8}{6} = \frac{4}{3} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx = \int_0^2 \frac{x^3}{2} dx \\ &= \left[\frac{x^4}{8} \right]_0^2 = \frac{16}{8} = 2 \end{aligned}$$

$$\leadsto \text{var}(X) = E[X^2] - E[X]^2 = 2 - \frac{16}{9} = \frac{2}{9}$$

(iii) $X = e^Y$ con $Y \sim \text{Exp}(4)$

↓
RIPARTIZIONE

USARE LA
DISTRIBUZIONE
PER TROVARE
LA DENSITÀ

$e^Y \rightarrow \lambda = 4$

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} * 1_{(0, +\infty)}(x)$$

Densità di probabilità di parametro λ

$$\Rightarrow f(x) = 4 e^{-4x} \cdot 1 = 4 e^{-4x}$$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx$$

$$E[X^2] \dots$$

= FALLO SORRIS CON X

$$\begin{aligned} \leadsto E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{e^x}_{X} \cdot f_Y(x) dx = \int_0^{\infty} e^x \cdot (4 \cdot e^{-4x}) dx \\ &= 4 \int_0^{\infty} e^{-3x} dx = 4 \cdot \left[-\frac{1}{3} \cdot e^{-3x} \right]_0^{\infty} \\ &= 0 + \frac{4}{3} = \frac{4}{3}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{e^{2x}}_{X^2} f_Y(x) dx = 4 \cdot \int_0^{\infty} e^{-2x} dx \\ &= 4 \cdot \left[-\frac{1}{2} e^{-2x} \right]_0^{\infty} = \frac{4}{2} = 2. \end{aligned}$$

$$\leadsto \text{var}(X) = E[X^2] - E[X]^2 = 2 - \frac{16}{9} = \frac{2}{9}.$$

MAGGIOR ϕ !
no!

Esercizio 3. Siano $X_1, X_2, \dots, X_{1000}$ variabili aleatorie indipendenti ed identicamente distribuite su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ con comune distribuzione di Bernoulli di parametro $1/400$. Poniamo

L.I.D. $\left[S(\omega) \doteq \sum_{i=1}^{1000} X_i(\omega), \omega \in \Omega, \quad \left[M \doteq \min \{m \in \mathbb{N} : \mathbf{P}(S \leq m) \geq 0.99\} \right] \right]$

Sia dia una stima per M in tre modi diversi, usando

- la disuguaglianza di Chebyshev;
- l'approssimazione di Poisson (legge dei piccoli numeri);
- l'approssimazione normale.

Disuguaglianza di Chebyshev

$$P(|X - E(X)| > \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2}$$

$\forall \varepsilon > 0$

\rightarrow BOUND BUONO ...

$E[X]$
 $E[X^2]$

Distribuzione di Bernoulli ($\sim Ber(q)$)

$$p_x(z) = \begin{cases} q & \text{se } z = 1 \\ 1 - q & \text{se } z = 0 \end{cases}$$

DISCRETO $\begin{cases} SI \\ NO \end{cases}$

$$\frac{500}{500} - 1 = \frac{499}{500} \quad 1 - \frac{1}{500}$$

$$var(X_i) = \frac{1}{500} \cdot \left(\frac{499}{500}\right)$$

PANDURNO

$$\left(\frac{1}{400}\right) \cdot \left(1 - \frac{1}{400}\right) = \frac{1}{400} \cdot \frac{399}{400} = var(X_i)$$

$$var(S) = var(X_i) \cdot 1000$$

$$\left(\frac{1}{400} \cdot \frac{399}{400}\right) \cdot 1000 = \frac{1995}{800}$$

Disuguaglianza di Chebyshev

$$P(|X - E(X)| > \varepsilon) \leq \frac{Var(X)}{\varepsilon^2}$$

$\forall \varepsilon > 0$

Per $k \in \mathbb{N}$: $(P(S \leq k)) = 1 - P(S > k)$

Ovvero $P(S > k) = P(S \geq k+1)$ | S è variabile in \mathbb{N}_0

Ovvero $P(S > k) = P(S \geq k+1)$ | S è variabile in \mathbb{N}_0

$$= P(S - E[S] \geq k+1 - E[S])$$

$$\frac{5}{2} \rightarrow 1 - \frac{5}{2} = \frac{2-5}{2} = -\frac{3}{2}$$

$$\sum_{i=1}^{1000} X_i(\omega)$$

$$q \text{ su } n = 1000$$

$$E[S] = 1000 \cdot \frac{1}{2} = \frac{5}{2}$$

S

$$M \doteq \min \{m \in \mathbb{N} : P(S \leq m) \geq 0.99\}.$$

$$\stackrel{1^{st}}{\leq} \left[P(|S - \underbrace{E(S)}_{\frac{3}{2}}| \geq k-1) \right]$$

Chebyshev

$$\stackrel{2^{nd}}{\leq} \left[\frac{\text{var}(S)}{(k-1)^2} \right] = \frac{1999}{800} \cdot \frac{1}{(k-1)^2}$$

Disuguaglianza di Chebyshev

$$\stackrel{1^{st}}{P(|X - E(X)| > \underbrace{\epsilon}_{k-1})} \stackrel{2^{nd}}{\leq} \frac{\text{Var}(X)}{\underbrace{\epsilon^2}_{(k-1)^2}}$$

$\forall \epsilon > 0$

$k \geq 2$

$$\leadsto P(S \leq k) = 1 - P(S > k)$$

$$\geq 1 - \frac{1999}{800} \cdot \frac{1}{(k-1)^2}$$

Scegliere $k \in \mathbb{N}$ minimo tale che

$$1 - \frac{1999}{800} \cdot \frac{1}{(k-1)^2} \geq \frac{49}{100} = 0.49$$

$$(i) \quad m \geq \sqrt{\frac{399 \cdot 100}{160}} + \frac{3}{2}$$

$$= \sqrt{\frac{399 \cdot 5}{8}} \approx \sqrt{250} \approx 16$$

$$\leadsto m \geq 17 \quad \leadsto M_x = 18.$$

POISSON \rightarrow BORNOULLI

$$(2) \quad S \sim \text{Bin}(1000; \frac{1}{400}) \quad F_{\text{POISS}(\frac{5}{2})} \geq 0.99$$

$$\lambda = 1000 \cdot \frac{1}{400} = \frac{5}{2} = 2.5$$

λ	$x=0$	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0.02	0.980	1.000								
0.04	0.961	0.999	1.000							
0.06	0.942	0.998	1.000							
0.08	0.923	0.997	1.000							
0.10	0.905	0.995	1.000							
0.15	0.861	0.990	1.000	1.000						
0.20	0.819	0.983	0.999	1.000						
0.25	0.779	0.974	0.998	1.000						
0.30	0.741	0.963	0.996	1.000						
0.35	0.705	0.951	0.995	1.000						
0.40	0.670	0.938	0.992	0.999	1.000					
0.45	0.638	0.925	0.989	0.999	1.000					
0.50	0.607	0.910	0.986	0.998	1.000					
0.55	0.577	0.894	0.982	0.998	1.000					
0.60	0.549	0.878	0.977	0.997	1.000					
0.65	0.522	0.861	0.972	0.996	0.999	1.000				
0.70	0.497	0.844	0.966	0.994	0.999	1.000				
0.75	0.472	0.827	0.960	0.993	0.999	1.000				
0.80	0.449	0.809	0.953	0.991	0.999	1.000				
0.85	0.427	0.791	0.945	0.989	0.998	1.000				
0.90	0.407	0.772	0.937	0.987	0.998	1.000				
0.95	0.387	0.754	0.929	0.984	0.997	1.000				
1.00	0.368	0.736	0.920	0.981	0.996	0.999	1.000			

2
0.99

$\lambda = 7$
m

> 0.99

POISSON = 7