

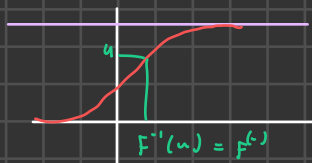
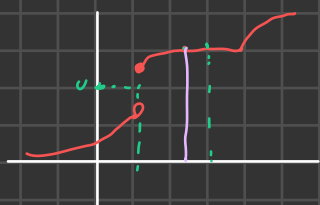
Funzione di Ripartizione

- prop Sia F una funzione di ripartizione su $\mathbb{R} \rightsquigarrow \exists (x, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ e $X: (x, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ c.c. $F_x = F$
- prop Sia F funzione di ripartizione su $\mathbb{R} \Rightarrow \exists X: (x, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ c.c. $F_x(x) = \mathbb{P}\{X \leq x\} = F(x)$
- dim Sia $x = \mathbb{R}$, $\mathcal{F} = \mathcal{B}(\mathbb{R})$, $x(\omega) = \omega$ è misurabile $\left(\begin{matrix} x \\ \mathbb{R} \end{matrix} \mapsto \begin{matrix} x \\ \mathbb{R} \end{matrix} \right)$, scegliamo misura $\mathbb{P}(A) = p_F(A) \quad \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$
- Per p_F vista prima $\exists P_F$ c.c. $P_F((-\infty, x]) = F(x)$
- $\mathbb{P}\{\omega: X(\omega) \leq x\} = \mathbb{P}\{\omega \leq x\} = \mathbb{P}\{(-\infty, x]\} = p_F((-\infty, x]) = F(x)$

• Def Sia F funz. Rip, è detta **Quantile (inversa generalizzata)** $F^{(-)}: [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$, $F^{(-)}(u) = \inf \{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq u\}$

• in particolare, se F è invertibile $\rightsquigarrow F^{(-)}(u) = F^{-1}(u)$

• se non fosse invertibile



• (es) $F^{-1}(1/2) = m$ con $m: \mathbb{P}\{(-\infty, m]\} = 1/2 \rightsquigarrow m$: mediana

• prop F funz. di ripartizione \cup v.a. $U_{[0,1]}$ su $(x, \mathcal{F}, \mathbb{P})$



• posso definire $X := F^{(-)}(U)$ che è una v.a. $(x, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ in particolare $\mathbb{P}\{X \leq x\} = F(x)$

• demonstrazione I F invertibile $\rightsquigarrow X = F^{-1}(U)$

$$F(x) \leq \mathbb{P}\{F^{-1}(U) \leq x\} = \mathbb{P}\{U \leq F(x)\} = F_U(F(x)) = F(x)$$

stat. probabile

• def sia $X_i: (x, \mathcal{F}; \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}^D, \mathcal{B}(\mathbb{R}^D))$

$$F_X: \mathbb{R}^D \rightarrow [0, 1] \rightsquigarrow F_X(x) = \mathbb{P}\{\omega: X_1(\omega) \leq x_1 \cap X_2(\omega) \leq x_2 \dots X_D(\omega) \leq x_D\} \quad \forall x = (x_1, \dots, x_D)$$

VARIABILI DISCRETE

$$X: (x, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}^D, \mathcal{B}(\mathbb{R}^D))$$

• Def diciamo che X è discreta se $\exists C$ c.c. $\mathbb{P}\{X \in C\} = 1$

• in particolare se X , con $D=1$, posso descrivere C come insieme di punti

$$C = \{x_1, x_2, \dots, x_n, \dots\}$$

mi serve questo

$$\mathbb{P}\{X \in A\} = ? \quad A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$$

• posso concentrarmi su $A \in \mathcal{B}(C)$

$$\text{in questo caso } \mathbb{P}\{X \in A\} = \sum_{\substack{x \in C \\ \text{c.c. } x \in A}} \mathbb{P}\{X = x\} = \sum_{x_i: x_i \in A} p_i \quad \mathbb{P}\{X = x_i\} = p_i \quad x_i \in C \Rightarrow p_i \geq 0 \quad \text{e} \quad \sum_{i=1}^{\text{inf}} p_i = 1$$

misura indotta da legge di probabilità

$$\mathbb{P}\{X = x_i\} = p_X(x_i)$$

rotazione

\Rightarrow mi aiuto

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad F_X(x) = \mathbb{P}\{X \leq x\} = \sum_{\{x_i: x_i \leq x\}} p_X(x_i)$$



• supponiamo $D=1$

$$C \subseteq \mathbb{R}^D$$

($D=2$)

$$\mathbb{P}\{X \in A\} = \sum_{\substack{x_i \in C \\ \text{c.c. } x_i \in A}} p_X(x_i)$$

$$p_X(x_i) = \mathbb{P}\{X = x_i\} \quad x_i \in \mathbb{R}^D$$



$$C = \{(x_1, y_1), (x_2, y_2)\}$$

$$C = \{c_1, c_2\} \quad \text{con} \quad c_1 = c_2 = \{x_1, x_2\}$$

• PROB $\begin{matrix} \text{Sia} \\ \downarrow \\ X = (X_1, \dots, X_n) \end{matrix}$ è discreto con supporto C [contenuto] per ipotesi: $\Rightarrow X_i$ è discreto $\forall i = 1, \dots, n$ e $p_{X_i}(x_i^{(i)}) = \sum_{\substack{(x_1, \dots, x_n) \in C \\ x_i = x_i^{(i)}}} p_X(x_1, \dots, x_n)$



$$p_{X_1}(1) = \sum_{x_2 \in C, x_1=1} p_X(x_1, x_2) = p_X(1,1) + p_X(1,2) + p_X(1,3) \quad p_{X_1}(2) = p_X(2,1) + p_X(2,2) + p_X(2,3)$$

• es per $p_{X_1}(1) = \mathbb{P}\{X_1=1\} = \mathbb{P}\{(X_1=1 \wedge X_2=1) \vee (X_1=1 \wedge X_2=2) \vee (X_1=1 \wedge X_2=3)\} = \mathbb{P}\{X_1=1, X_2=1\} + \mathbb{P}\{X_1=1, X_2=2\} + \mathbb{P}\{X_1=1, X_2=3\}$

• NOTAZIONE $\mathbb{P}(A, B) := \mathbb{P}(A \cap B)$

• caso $D \subseteq \mathbb{Z} \times \mathbb{Z}$ C finito $p_{(X_1, X_2)}(x_1, x_2)$ $x_1 \in C_1$ $x_2 \in C_2$ D è finito

condizione

valori di x_1
 $C_1 = \{1, 2, 3\}$
 $C_2 = \{1, 2, 3\}$

$x_1 \backslash x_2$	1	2	3
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	0
2	0	$\frac{1}{4}$	0
3	0	0	$\frac{1}{4}$

questo è densità di (± 1)
 $p_X(1,1)$

• qual'è la prob $\mathbb{P}\{X_1=3, X_2=1\} = \frac{1}{4}$, $\mathbb{P}\{X_1=2, X_2=1\} = 0$

• posso dedurre la marginale di X_1
 $p_{X_1}(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} & \text{per } x=1 \\ \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2} & x=2 \\ \frac{1}{4} & x=3 \end{cases}$
densità marginale

$x_1 \backslash x_2$	1	2	3
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	0
2	0	$\frac{1}{4}$	0
3	0	0	$\frac{1}{4}$

• se $p_{(X_1, X_2)} \sim p_{X_1} p_{X_2}$ noto

• ma se ho $p_{X_1}, p_{X_2} \Rightarrow p_{X_1, X_2} = ?$

(es)

				$\frac{1}{6}$
				$\frac{1}{6}$
				$\frac{1}{6}$
	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	

\sim

$x_1 \backslash x_2$	1	2	3
1	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{8}$
2	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$
3	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$

VALORE ATTESO PER V.A DISCRETE (D=1)

• DEF sia $x: (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ discreto C, p_X

convergenza
 $\sum_{x \in C} |x| p_X(x) < +\infty \Rightarrow \mathbb{E}[X] = \sum_{x \in C} x p_X(x)$

• se $C = \{x_1, x_2, x_3\}$, $\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^3 x_i p_X(x_i)$



• distribuzione

• sia $X \in C$ $\mathbb{P}\{X \in \mathbb{N}\} = 1$ $\mathbb{N} = \{0, 1, 2, \dots\}$ e $\mathbb{P}\{X=x\} = p_X = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$ $x \in \mathbb{N}$ ($\lambda > 0$)

• Nota $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{\lambda} \Rightarrow \sum_{x \in \mathbb{N}} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = 1$ variabile aleatoria discreta con legge di Poisson

(es) ? $\mathbb{P}\{X > 1\} = ?$ e $\mathbb{E}[X] = ?$

• (es) $x_1 = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, $p\{w\} = \frac{1}{6} \forall w \in \mathbb{N}$, $X(w) = \mathbb{I}\{w \leq 3\}$
 $\tilde{x} = \{0, 1\}$, $X(\tilde{w}) = \tilde{w}$, $p(\tilde{w}) = \frac{1}{2} \forall \tilde{w} \in \tilde{x}$
 $x_2: \tilde{x} \rightarrow \{0, 1\}$

legge binomiale $p_{X_1}(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & x=0 \\ \frac{1}{2} & x=1 \end{cases}$
 $p_{X_2}(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & x=0 \\ \frac{1}{2} & x=1 \end{cases}$

• $\mathbb{E}[x_1] = \frac{1}{2}$

$\mathbb{E}[x_2] = \frac{1}{2}$