

X, Y 

INDIPENDENZA \Rightarrow INCORRELAZIONE

INCORRELAZIONE  INDEPENDENZA

INCORRELAZIONE $\Rightarrow C_{XY} = 0$

INDIPENDENZA $\Rightarrow f_{XY}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

Dim.  IND. \Rightarrow INC.

$$R_{XY} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_{XY}(x, y) dx dy$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_X(x) f_Y(y) dx dy$$

$$= \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx}_{E[X] = \bar{X}} \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy}_{E[Y] = \bar{Y}} = \bar{X}\bar{Y}$$

$$E[X] = \bar{X} \quad E[Y] = \bar{Y}$$

$$C_{XY} = R_{XY} - \bar{X}\bar{Y} = \bar{X}\bar{Y} - \bar{X}\bar{Y} = 0$$

INCORRELATI

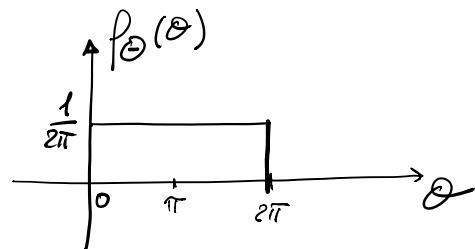
INCORRELAZIONE \Rightarrow INDIPENDENZA

Dim.

$$\Theta \in \mathcal{U}[0, 2\pi]$$

$$f_x(u) = \frac{1}{b-a} \text{rect}\left(\frac{u - \frac{b+a}{2}}{b-a}\right)$$

$$f_\theta(\theta) = \frac{1}{2\pi} \text{rect}\left(\frac{\theta - \pi}{2\pi}\right)$$



Definiamo

$$X = \cos \theta = g(\theta)$$

$$Y = \sin \theta = h(\theta)$$

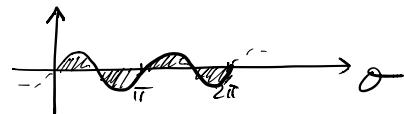
Calcoliamo la C_{XY}

$$R_{XY} \Rightarrow C_{XY} = R_{XY} - \bar{Y}_X \bar{Y}_Y$$

$$R_{XY} = E[XY] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(\theta) h(\theta) f_\theta(\theta) d\theta$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos \theta \sin \theta d\theta = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \frac{1}{2} \sin(2\theta) d\theta = 0$$

$$2 \sin \theta \cos \theta = \sin 2\theta$$



$$\begin{aligned}\eta_x &= E[X] = E[\cos \theta] = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos \theta f_\theta(\theta) d\theta \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos \theta d\theta = 0\end{aligned}$$

$$\eta_y = E[Y] = E[\sin \theta] = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin \theta d\theta = 0$$

$$C_{xy} = R_{xy} - \eta_x \eta_y = 0 - 0 \cdot 0 = 0$$

X ed Y sono incorelate

\Rightarrow Sono indipendenti?

$$X^2 + Y^2 = \cos^2 \theta + \sin^2 \theta = 1$$

$$X^2 + Y^2 = 1$$

$$\bar{X}^2 + Y^2 = 1 \Rightarrow Y^2 = 1 - \bar{X}^2$$

$$Y = \pm \sqrt{1 - \bar{X}^2}$$

c'è una forte dipendenza
che però non è lineare

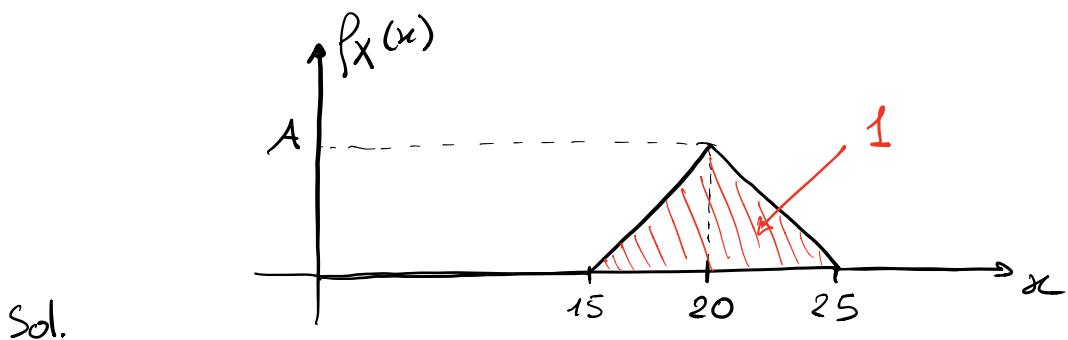
X ed Y non sono indipendenti.

ESERCIZIO

X rappresenta il risultato del lancio (distanza) in metri

$$f_X(x) = A \left(1 - \frac{|x-20|}{5} \right) \text{rect}\left(\frac{x}{10}\right)$$

a) Calcolare il valore di A



$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1 \Rightarrow \frac{10 \cdot A}{2} = 1 \Rightarrow 5A = 1$$

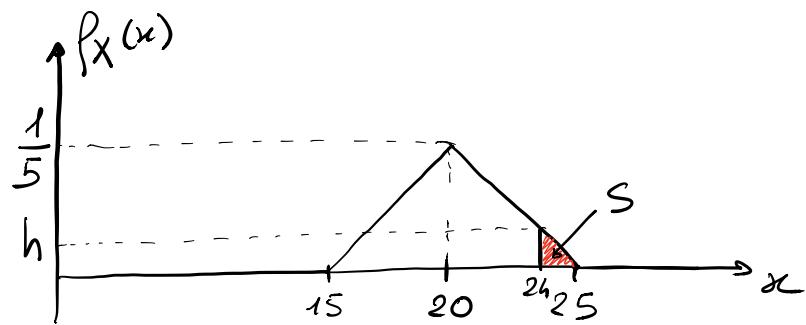
$$\Rightarrow A = \frac{1}{5}$$

b) Calc la prob. che il lancio superi i 26 m

$$P\{X > 26\} = 1 - P\{X \leq 26\}$$

$$= 1 - F_X(26) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx$$

$$= 1 - \int_{-\infty}^{26} f_X(x) dx$$



$$P\{X > 24\} = S = \frac{h \cdot (25 - 24)}{2} = \frac{h}{2} = \boxed{\frac{1}{50}}$$

usiamo i triangoli simili per calcolare h

$$\frac{\frac{1}{5}}{5} = \frac{h}{1} \Rightarrow h = \frac{1}{25}$$

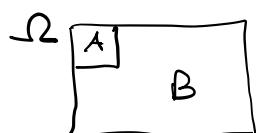
- c) Calcolare la prob. che il peso superi la soglia record almeno una volta su tre lanci

$P\{\text{almeno una volta su } N \text{ tentativi}\}$

||

$1 - P\{\text{nessuna volta}\}$

poiché i due eventi sono complementari



B = almeno una volta
A = mai

$$P = \frac{1}{50} \quad \text{prob. su un lancio}$$

$$P\{A\} = (1-P)(1-P)(1-P) = (1-P)^3$$

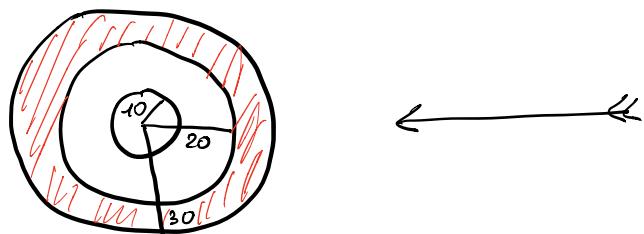
↑ ↑ ↑
 prob. che prob. :
 non si al II° al III°
 verifichi lancio lancio

$$= \left(\frac{49}{50}\right)^3$$

$P\{B\} = 1 - \left(\frac{49}{50}\right)^3 \approx 0.059$

ESERCIZIO

X = rappresenta l'accuatazza (distanza dal centro)



$$f_X(x) = x e^{-x} u(x)$$

- a) Determinare la distanza media dal centro del punto in cui si conficca la freccia

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

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot x e^{-x} u(x) dx \\
 &= \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = -e^{-x} x^2 \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} -e^{-x} 2x dx \\
 &= 2 \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = 2 \left[-e^{-x} x \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} -e^{-x} dx \right] \\
 &= 2 \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = 2 (-e^{-x}) \Big|_0^{+\infty} = 2 (1 - 0) = 2
 \end{aligned}$$

$\eta_x = E[X] = 2$

b) Prob. che venga colpita la sogomma

$$\begin{aligned}
 P\{X \leq 30 \text{ cm}\} &= \\
 &= \int_{-\infty}^{30} f_x(x) dx = \int_{-\infty}^{30} x e^{-x} u(x) dx \\
 &= \int_0^{30} x e^{-x} dx = -e^{-x} x \Big|_0^{30} - \int_0^{30} -e^{-x} dx \\
 &= \left(-e^{-30} \cdot 30 + 0 \right) + \left(-e^{-x} \right) \Big|_0^{30} =
 \end{aligned}$$

$$= -30e^{-30} + (1 - e^{-30})$$

$$= \boxed{1 - 31e^{-30}} \approx 1$$

c) Prob di colpire la soglia nella corona circolare più esterna

$$P\{20 < X \leq 30\}$$

$$= \int_{20}^{30} f_X(x) dx = P\{X \leq 30\} - P\{X \leq 20\}$$

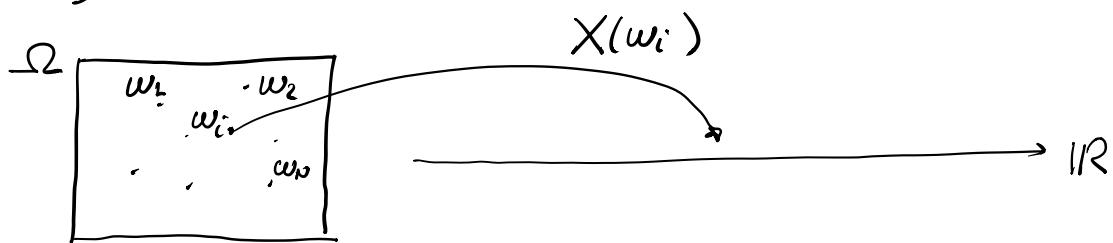
$$P\{X \leq 20\} = -20e^{-20} + (1 - e^{-20}) = 1 - 21e^{-20}$$

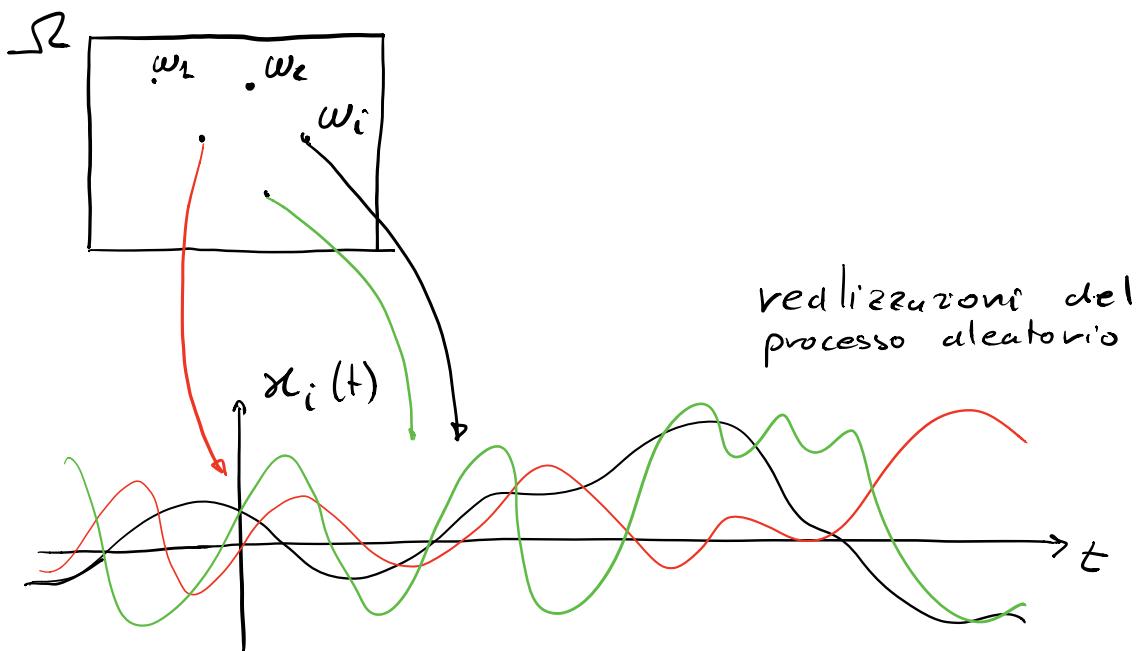
$$P\{20 < X \leq 30\} = 1 - 31e^{-30} - (1 - 21e^{-20})$$

$$= \boxed{21e^{-20} - 31e^{-30}}$$

SEGNALI ALTEATORI

.) Per le V.A.



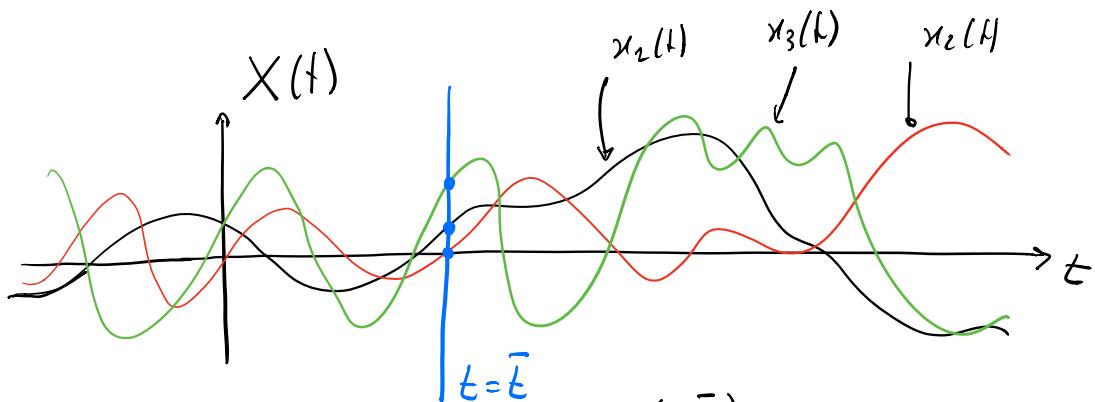


Processo aleatorio (segnaletico)

$$X(\omega_i, t) \Rightarrow X(t)$$

↑
processo aleatorio

$x_i(t)$ sono le realizzazioni del processo



$X(\bar{t})$ è una V.A.

$$X(t) \xrightarrow{\downarrow T} X(T) \xleftarrow{\text{V.A.}}$$

.) PROCESSI PARAMETRICI

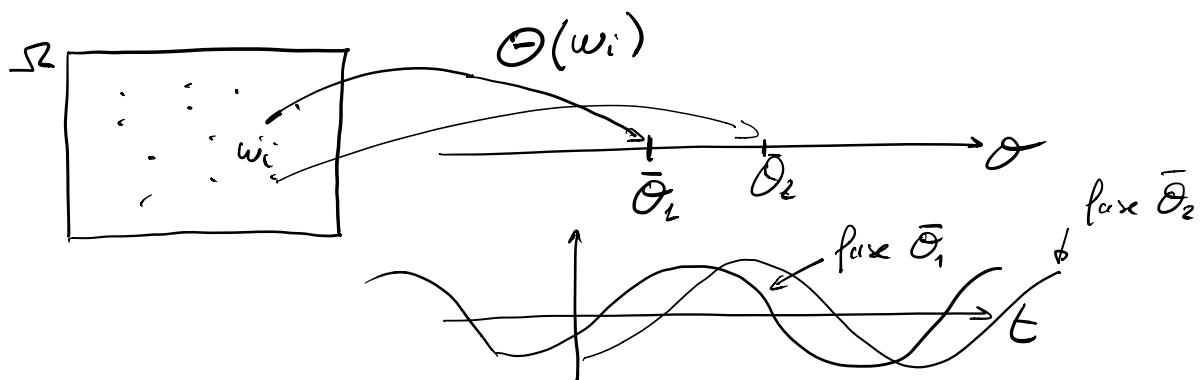
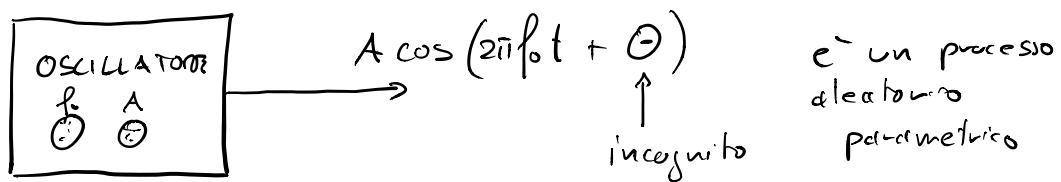
Un processo parametrico e' definito da un segnale la cui aleatorietà dipende da uno o più parametri aleatori (variabili aleatorie)

Ese.

$$X(t) = A \cos(2\pi f_0 t + \Theta)$$

Θ e' una V.A.

$$\Theta \in \mathcal{U}[0, 2\pi)$$



$$\text{Es. } X(t) = A \cos(2\pi f_0 t + \Theta)$$

↑ ↑
 V.A. $\in \mathcal{N}(0, \sigma_A^2)$ V.A. $\in \mathcal{U}[0, 2\pi]$

2 parametri aleatori $\Rightarrow A, \Theta$

CARATTERIZZAZIONE STATISTICA DI PROCESSI (SEGUICI)
ALEATORI TEMPO CONTINUO

$X(t)$
tempo continuo

) Funzione distribuzione di probabilità del I ordine

$$F_X(x; t_1) \triangleq P\{X(t_1) \leq x\}$$

\Rightarrow non è sufficiente per caratterizzare completamente il processo aleatorio

$$P\{X(t_2) > X(t_1)\}$$

non si può calcolare
conoscendo solo la
distr. di prob del I° ordine

||

dovrei conoscere la distribuzione di prob. congiunta di $X(t_1)$ e $X(t_2)$

) Funzione distribuzione di probabilità del II ordine

$$F_X(x_1, x_2; t_1, t_2) \triangleq P\{X(t_1) \leq x_1, X(t_2) \leq x_2\}$$

→ Funzione distribuzione di prob. di ordine N

$$F_X(x_1, x_2, \dots, x_N; t_1, t_2, \dots, t_N) = P\{X(t_1) \leq x_1, X(t_2) \leq x_2, \dots, X(t_N) \leq x_N\}$$

⇒ La caratterizzazione completa d. un processo aleatorio necessita della conoscenza delle funzioni di distribuzione di probabilità d. ordine N , con N arbitrario.

⇒ DENSITÀ DI PROBABILITÀ DI ORDINE N

$$f_X(x_1, \dots, x_N; t_1, \dots, t_N) \triangleq \frac{\partial^N}{\partial x_1 \dots \partial x_N} F_X(x_1, \dots, x_N; t_1, \dots, t_N)$$

$$f_X(x_1; t_1) = \frac{d}{dx_1} F_X(x_1; t_1) \quad N=1$$

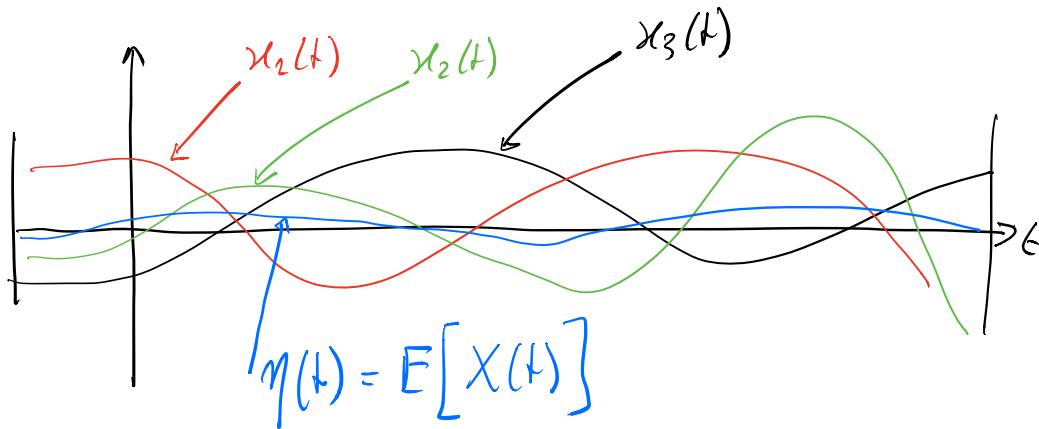
⇒ INDICI STATISTICI DEL I E DEL II
ORDINE DI UN PROCESSO ACRAZIONIO
TEMPO CONTINUO

⇒ VALOR MEDIO

$$\mu_X(t) = E[X(t)] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x; t) dx$$

↑
ddp del I ordine

I ordine



$$\eta_x(\bar{t}) = E[X(\bar{t})]$$

↑ V.n. della
 ↓ V.A.
 ↑ V.A.

$t_{\min} < \bar{t} < t_{\max}$

\Rightarrow POTENZA MEDIA STATISTICA
 ISTANTANEA

$$P_x(\underline{t}) \triangleq E[|X^2(\underline{t})|] = E[X^2(\underline{t})]$$

↑ complesso ↑ reale

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_x(x; \underline{t}) dx$$

I° ORDINE

deriva dal valore quadratico
medio, calcolato per le V.A.

\Rightarrow VARIANZA DI UN PROCESSO

$$\begin{aligned}\sigma_x^2(t) &\triangleq E\left[\left(X(t) - \eta_x(t)\right)^2\right] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \eta_x)^2 f_X(x; t) dx \quad T^{\circ} \text{ ordine}\end{aligned}$$

$$\sigma_x^2(t) = P_x(t) - \eta_x^2(t)$$

Dim.

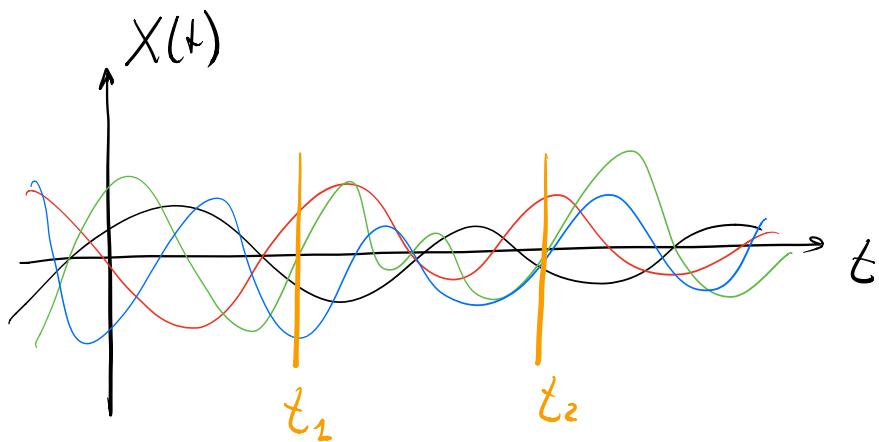
$$\begin{aligned}\sigma_x^2(t) &= E\left[\left(X(t) - \eta_x(t)\right)^2\right] = \\ &= E\left[X^2(t) + \eta_x^2(t) - 2 \eta_x(t) X(t)\right] \\ &= E\left[X^2(t)\right] + E\left[\eta_x^2(t)\right] - 2 E\left[\eta_x(t) X(t)\right] \\ &= P_X(t) + \eta_x^2(t) - 2 \eta_x(t) \eta_x(t) \\ &= P_X(t) - \eta_x^2(t)\end{aligned}$$

II° ORDINE

.) AUTOCORRELAZIONE

.) AUTOCOVARIANZA

=> AUTOCORRELAZIONE



$X(t_1)$ $X(t_2)$ 2 V.A.

$$R_X(t_1, t_2) \triangleq E[X(t_1) X(t_2)]$$

per le V.A.

$$R_{XY} = E[X Y]$$

$X(t_1)$ $X(t_2)$

AUTOCORRELAZ.

\Rightarrow AUTOCOVARIANZA

$X(t) \Rightarrow X(t_1), X(t_2)$ AUTOCOVARIANZA

$$C_x(t_1, t_2) \stackrel{\Delta}{=} E[(X(t_1) - \mu_x(t_1))(X(t_2) - \mu_x(t_2))]$$

$$R_x(t_1, t_2) = \iint_{-\infty}^{+\infty} x_1 x_2 \underline{f_x(x_1, x_2; t_1, t_2)} dx_1 dx_2$$

II° ordine

$$C_x(t_1, t_2) = \iint_{-\infty}^{+\infty} (x_1 - \mu_x(t_1))(x_2 - \mu_x(t_2)) \underline{f_x(x_1, x_2; t_1, t_2)} dx_1 dx_2$$

II° ordine

$$C_x(t_1, t_2) = R_x(t_1, t_2) - \mu_x(t_1)\mu_x(t_2)$$

vedi dim. per V.A.

PROCESSI STAZIONARI

IN SENSO STREITO

STAZIONARITÀ

IN SENSO LATO

\Rightarrow STAZIONARITÀ IN SENSO STRITO (SSS)

$$f_X(x_1, \dots, x_N; t_1, \dots, t_N) = f_X(x_1, \dots, x_N; t_1 + \Delta t, \dots, t_N + \Delta t)$$

$\forall \Delta t \quad \forall N$

\Rightarrow IMPATTO SULLE STATISTICHE DEL I° ORDINE

$$f_X(x_1; t_1) = f_X(x_1; t_1 + \Delta t)$$

$$f_X(x_1; t_1) = f_X(x_1; t_2) = \dots = f_X(x_1)$$

le statistiche del I° ordine

NON DIPENDONO DAL TEMPO !!

\Rightarrow VALORE MEDIO

$$\begin{aligned} M_x(t) &= E[X(t)] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x; t) dx \\ &= \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx}_{=} = M_x \quad \text{NON DIPENDE DAL TEMPO} \end{aligned}$$

\Rightarrow POTENZA

$$P_x(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x; t) dx = P_x$$

⇒ VARIANZA

$$\sigma_x^2(t) = \sigma_x^2$$