3.5.4) Propriedades da variância

P1) Se c é uma constante,

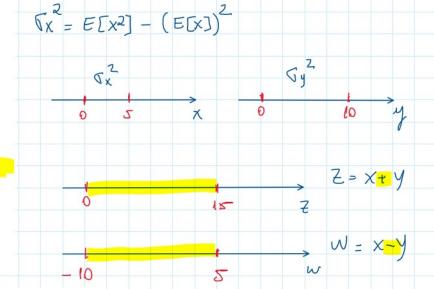
$$E[(c.(X-m))^2] = c^2.E[.(X-m)^2]$$

$$Var(c.X) = c^2 Var(X)$$

P2) Se X e Y são v.a.'s independentes,

$$\sigma_{X+Y}^2 = \sigma_X^2 + \sigma_Y^2$$

$$\sigma_{X-Y}^2 = \sigma_X^2 + \sigma_Y^2$$



3.5.5) Caso multidimensional

• Para 2 v.a.'s X_1 e X_2 com fdp conjunta $f_{X_1X_2}(x_1,x_2)$ o momento conjunto é definido como

$$E[X_1^k X_2^n] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_1^k . x_2^n . f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \qquad \text{CONT in } U$$

E o momento central conjunto como

$$E[(X_1 - m_1)^k (X_2 - m_2)^n] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x_1 - m_1)^k (x_2 - m_2)^n . f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

- Os momentos conjuntos e momentos centrais conjuntos para k=n=1 representam casos particulares de grande importância e são chamados de **correlação** e **covariância** das v.a.'s X_1 e X_2 , respectivamente.
- A correlação entre X_i e X_j é dada pelo momento conjunto

$$\rho_{ij} = E\left[X_i X_j\right] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_i . x_j . f_{X_i X_j}\left(x_i, x_j\right) dx_i dx_j$$

A covariância X_i e X_j é dada por

$$\mu_{ij} = E[(X_i - m_i)(X_j - m_j)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x_i - m_i)(x_j - m_j) f_{X_i X_j}(x_i, x_j) dx_i dx_j$$

$$\mu_{ij} = E \left[\left(X_i - m_i \right) \left(X_j - m_j \right) \right] = E \left[X_i X_j \right] - m_i . m_j$$

3.5.6) Desvio padrão

• É a raiz quadrada da variância

$$\sigma_X = \sqrt{E\left[\left(X - m\right)^2\right]} = \sqrt{\zeta_X^2}$$

• Exemplo 11: Determine a variância e o desvio padrão da variável aleatória do Exemplo 06.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} . x & 0 < x < 2 \\ 0 & caso \ contrário \end{cases}$$

$$E[x] = \frac{4}{3} \qquad \exists x^{2} = E[x^{2}] - (E(x))^{2}$$

$$E[x] = \frac{4}{3} \qquad \exists x^{2} = E[x^{2}] - (E(x))^{2}$$

$$E[x] = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3}$$

$$E[x^{2}] = \frac{4}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3}$$

$$E[x^{2}] = \frac{4}{3} \qquad \exists x^{2} = E[x^{2}] - (E(x))^{2}$$

$$E[x^{2}] = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3}$$

$$\exists x^{2} = 2 - \frac{16}{3} = \frac{18 - 16}{3} = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3} \qquad \exists x^{2} = \frac{2}{3}$$

• Exemplo 12: A função de densidade de probabilidade conjunta de duas variáveis aleatórias X e Y é

$$f_{XY}(x,y) = \begin{cases} c(2x+y) & 2 \le x \le 6 \ e \ 0 \le y \le 5 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

X e y NAS são independentes

fx(x) fy(y)

· Determine:

a)
$$E[X]$$

f)
$$\sigma_X^2$$

b)
$$E[Y]$$

g)
$$\sigma_Y^2$$

$$c)E[XY] = \rho_{xy}$$

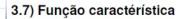
h)
$$\mu_{XY}$$

d)
$$E\left[X^2\right]$$

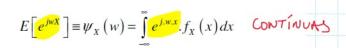
i)
$$\sigma_X$$

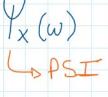
e)
$$E[Y^2]$$

j)
$$\sigma_{y}$$



 A função característica de uma v.a. X é definida como a média estatística





$$(4x/w) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{jwt} f_{x(x)} dx$$

$$\frac{dy}{dw} = \int_{0}^{+\infty} x e^{iwx} dx$$

$$\frac{dy}{dw} = \int_{0}^{+\infty} (jx) \cdot e^{iwx} dx$$

$$\frac{d^{n}y_{x}}{dw^{n}} = \int_{-\infty}^{+\infty} (jx)^{n} e^{jwx} e^{jwx} \int_{-\infty}^{+\infty} (jx)^{n} e^{jwx} e^{jwx}$$

$$\frac{d^{n}y_{k}}{dw^{n}} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{x^{n}} \frac{1}{x$$

$$E[x^n] = (-j)^n \frac{d^n \psi_k}{dw^n} \Big|_{w=0}$$

 Exemplo 14: Determine a função característica da variável aleatória X com distribuição exponencial dada por:

$$f_X(x) = \lambda . e^{-\lambda . x}$$
, para $x > 0$

$$E[x] = \int x$$
. Le $dx \rightarrow por partes (exp 4)$

$$\forall x (w) = E[e^{jwx}] = \int_{0}^{\infty} e^{jwx} -2x = \int_{0}^{\infty} -(\lambda-jw)x dx$$

$$Y_{xw} = \frac{1}{2} e^{-(2-jw)x} = 0 - (\frac{2}{2-jw}) = \frac{1}{2} e^{-(2-jw)x} = 0$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$\frac{d^{2}V_{x}}{dw^{2}} = \frac{1}{2} \cdot (1 - jw)^{-2} \cdot (1 - jw)^{-2}$$

$$[x^2 = E[x^2] - (E[x])^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$
 $[x = \frac{1}{\lambda}]$

• Exemplo 15: Uma v.a. contínua X tem densidade de probabilidade dada por:

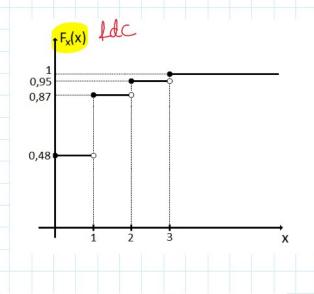
$$f_X(x) = \begin{cases} 2 \cdot e^{-2x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases} \qquad \begin{cases} x = 2 \end{cases}$$

Determine: E[X], E[X²], Var(X), Desvio padrão.

Do exemplo anterior,

$$V_{x(w)} = 2$$
 $E[x] = \frac{1}{2} E[x^{2}] = 1$ $\sqrt{x} = \frac{1}{4}$ $\sqrt{y} = \frac{1}{2}$

32) O gráfico a seguir representa a <mark>função de distribuição cumulativa</mark> de uma variável aleatória *X*, que indica o número de defeitos encontrados em um condutor ecolhido aleatoriamente. Pede-se:



X 0 1 2 3 fx(x) 0148 0139 0108 005

E[X] = \(\sum_{\text{X}} \cdot \frac{1}{2} \text{X} \cdot \frac{1}{2} \tex

tup

/

a) A função característica da variável aleatória X.

- lux 3

1412

