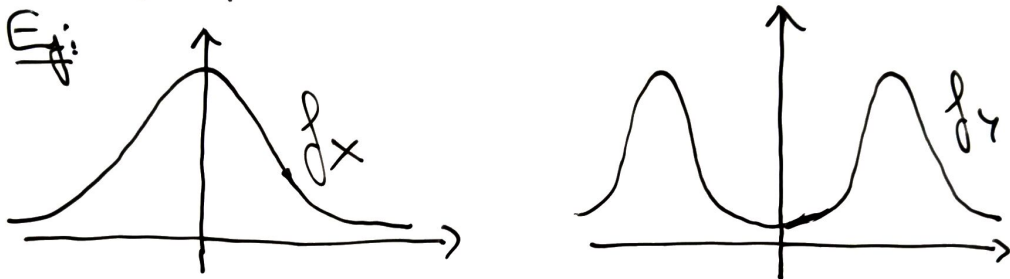


MOMENTOS DE VARIABLES ALEATORIAS

Idea: Dada una v.a. X , $E(X)$ nos da información incompleta sobre X : no sabemos si la masa de X se concentra alrededor de $E(X)$ o de manera simétrica y muy lejos de $E(X)$, por ejemplo:



En el dibujo, $E(X) = E(Y)$ pero X e Y son muy diferentes. Vamos a buscar más cantidades que aporten información sobre una v.a.

Definición: Sea X v.a. Su momento de orden n es

$$\alpha_n(X) = \alpha_n = E(X^n), \quad n = 1, 2, 3, \dots$$
$$\alpha_0 = 1.$$

Observación: (i-) Si X es discreta,

$$\alpha_n = \sum_j j^n P_X(j).$$

(ii-) Si X es continua,

$$\alpha_n = \int t^n f_X(t) dt.$$

Exemples: (i-) Soit $X \sim \text{Unif}(0,1)$.

$$\alpha_n = E(X^n) = \int_0^1 t^n dt = \frac{t^{n+1}}{n+1} \Big|_0^1 = \frac{1}{n+1}.$$

(ii-) Soit $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$.

$$\alpha_1 = E(X) = \sum_{j=1}^{\infty} j \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\lambda^{j-1}}{(j-1)!}$$

$e^x = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{x^j}{j!} \rightarrow \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda.$

$$\begin{aligned} \alpha_2 = E(X^2) &= \sum_{j=1}^{\infty} j^2 \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{j=1}^{\infty} j \frac{\lambda^j}{j!} + e^{-\lambda} \sum_{j=2}^{\infty} j(j-1) \frac{\lambda^j}{j!} \\ &= E(X) + e^{-\lambda} \lambda^2 \sum_{j=2}^{\infty} \frac{\lambda^{j-2}}{(j-2)!} \\ &= \lambda + e^{-\lambda} \lambda^2 e^{\lambda} = \lambda + \lambda^2. \end{aligned}$$

Exercices: (i-) Si $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$,
calculer α_n , $n \geq 2$.

(ii-) Si $Y \sim \text{exp}(\lambda)$, calculer
 α_n , $n \geq 1$.

Definición 2: El momento centrado de orden n alrededor de c es

$$\mu_{n,c}(X) = \mu_{n,c} = E[(X-c)^n], \quad n \geq 1$$

Observación: $\alpha_n(X) = \mu_{n,0}(X)$.

Definición 3: (i) El momento centrado de orden n de X es

$$\mu_n(X) = \mu_{n,E(X)}(X) = E[(X-E(X))^n]$$

$$(ii) \text{ Var}(X) = E[(X-E(X))^2] = \mu_2(X).$$

$\text{Var}(X)$ se llama varianza de X y a veces se denota σ^2 .

(iii) $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)}$ se llama desviación típica de X .

La varianza es una medida de dispersión de una v.a. Las v.a. con menor varianza son las degeneradas (constantes), que tienen dispersión nula.

Ejercicios: Calcular $\text{Var}(X)$ si

(i) $X \sim \text{Ber}(p)$

(ii) $X \sim \text{Bissen}(\lambda)$

(iii) $X \sim \text{exp}(\lambda)$.

Proposición: Sean X, Y r.a. tales que $\alpha_2(X)$ y $\alpha_2(Y)$ son finitos.

(i-) $\text{Var}(X) \geq 0$, y $\text{Var}(X) = 0 \Leftrightarrow X = C$, C constante.

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

(iii-) Si X e Y son tales que $E(XY) = E(X)E(Y)$,

$$\text{Var}(X+Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y).$$

(iv-) $\text{Var}(aX+b) = a^2 \text{Var}(X)$, $a, b \in \mathbb{R}$.

(v-) $\text{Var}(X) = \min_{C \in \mathbb{R}} \mu_{2,C}(X)$.

Demostración: (i-) La r.a. $(X - E(X))^2 \geq 0$.
Por tanto, $E[(X - E(X))^2] \geq 0$.

Por otro lado, una r.a. no negativa tiene esperanza nula solo si es nula. Por tanto,

$$\text{Var}(X) = 0 \Rightarrow (X - E(X))^2 = 0$$

$$\Rightarrow X = E(X)$$

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

$$= E[X^2] + E[(E(X))^2] - E[2E(X) \cdot X]$$

$$= E[X^2] + (E(X))^2 - 2E(X)E(X)$$

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

(iii) Usando (ii),

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

$$= E[X^2 + Y^2 + 2XY] - (E(X) + E(Y))^2$$

hipótesis

$$\begin{aligned} &= E[X^2] + E[Y^2] + 2E(XY) - (E(X))^2 - (E(Y))^2 - 2E(X)E(Y) \\ &\rightarrow = E[X^2] + E[Y^2] + 2E(X)E(Y) - (E(X))^2 - (E(Y))^2 - 2E(X)E(Y) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(ii)} &= E[X^2] - (E(X))^2 + E[Y^2] - (E(Y))^2 \\ &\rightarrow = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y). \end{aligned}$$

$$\text{(iv-)} \text{Var}(aX+b) = E[(aX+b)^2] - (E[aX+b])^2$$

$$= E[a^2X^2 + b^2 + 2abX] - (aE(X) + b)^2$$

$$\begin{aligned} &= a^2E[X^2] + b^2 + 2abE(X) - a^2(E(X))^2 - b^2 - 2abE(X) \\ &= a^2E[X^2] - a^2(E(X))^2 = a^2 \text{Var}(X). \end{aligned}$$

(v-) Definimos la función

$$f(t) = \mu_{2,t}(X) = E[(X-t)^2];$$

Queremos optimizar f sobre la recta real.

$$f(t) = E[X^2] + t^2 - 2tE(X).$$

$$f'(t) = 2t - 2E(X).$$

$$f'(t) = 0 \Leftrightarrow t = E(X).$$

Es fácil ver que en $t_0 = E(X)$ se alcanza el mínimo global de f en \mathbb{R} . Además, $f(t_0) = \text{Var}(X)$.

□

Definición: Una v.a. X se dice tipificada si $E(X) = 0$, $\text{Var}(X) = 1$.

Ejercicio: Sea X tal que $E(X^2) < \infty$.
Demostrar que $X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}$ es una v.a. tipificada.

Ejercicio: Calcular X^* cuando:

- (i-) $X \sim \text{Unif}(a, b)$
- (ii-) $X \sim \text{Ber}(p)$.
- (iii-) $X \sim N(\mu, \sigma)$.

Observación: Ver transparencias del curso para otras interpretaciones de momentos $\mu_n, n \geq 2$.