

I) Définition:

$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ signifie que sa densité $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ avec $\sigma > 0$

* 1 cas particulier: $\mu = 0$ et $\sigma^2 = 1$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

Cela parle de loi normale centrée réduite.

II) pg:

* pg 1: $E[X] = \mu$ et $V[X] = \sigma^2$

dém:

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

astuce 1: f_X est 1 densité de loi de probabilité donc: $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx - \mu \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu) f_X(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx$$

$$= \sigma \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \cdot \frac{1}{\sigma} dx$$

astuce 2: on utilise le changement de variable "à l'envers"

avec: $\gamma:]-\infty; +\infty[\rightarrow]-\infty; +\infty[$ bijectif, dérivable et de dérivée continue sur $]-\infty; +\infty[$

$$x \mapsto \frac{x-\mu}{\sigma}$$

on remarque que: $E[X] - \mu = \sigma \cdot \left[\int_{\gamma^{-1}(-\infty)}^{\gamma^{-1}(+\infty)} \gamma(x) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\gamma(x)]^2}{2}} \cdot \gamma'(x) dx \right]$

$$\text{donc: } E[X] - \mu = \sigma \cdot \left[\int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right]$$

astuce 3: $x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ est 1 fonction impaire donc il faut séparer les valeurs des parties des valeurs de x négatives

$$E[X] - \mu = \sigma \cdot \left[\int_{-\infty}^0 x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right]$$

On pose: $\gamma: [0, +\infty[\rightarrow]-\infty; 0]$ bijective, dérivable et de dérivée continue sur $[0, +\infty[$

$$\begin{aligned} \text{on a donc: } \int_{-\infty}^0 x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx &= \int_{\gamma^{-1}(0)}^{\gamma^{-1}(-\infty)} \gamma(x) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\gamma(x)^2}{2}} \cdot \gamma'(x) dx \\ &= \int_{+\infty}^0 -x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot (-1) dx \\ &= \int_{+\infty}^0 x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \end{aligned}$$

astuce 4: quand on inverse les bornes d'une intégrale, elle change de signe

$$= - \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$\begin{aligned} \text{donc: } E[X] - \mu &= \sigma \cdot \left[- \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right] \\ &= \sigma \cdot 0 \\ &= 0 \end{aligned}$$

* pg 2: $\forall x \in \mathbb{R} \quad X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ alors: $\sigma X + \mu \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, $\forall (\mu, \sigma) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}^*$
[par exemple: $-3X + 2 \sim \mathcal{N}(2, 9)$]

dém: $Y = \sigma X + \mu$

$$\text{soit } y \in \mathbb{R}, F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(\sigma X + \mu \leq y) = P(\sigma X \leq y - \mu)$$

[Normalement, on devrait insérer ① $\sigma > 0$; ② $\sigma < 0$ mais je vais faire la démonstration que pour $\sigma > 0$]

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(X \leq \frac{y - \mu}{\sigma}) \\ &= \int_{-\infty}^{\frac{y - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{On pose: } \gamma:]-\infty; y] &\rightarrow]-\infty; \frac{y - \mu}{\sigma}] \\ x &\mapsto \frac{x - \mu}{\sigma} \end{aligned}$$

γ est 1 fonction bijective sur $]-\infty; y]$, dérivable et de dérivée continue sur

$$\begin{aligned}
 \text{on a : } \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{y-\mu}{\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz &= \int_{y^{-1}(-\infty)}^{y^{-1}(+\infty)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y(x))^2}{2}} y'(x) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 \cdot \frac{1}{2}} \frac{1}{\sigma} dx \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx
 \end{aligned}$$

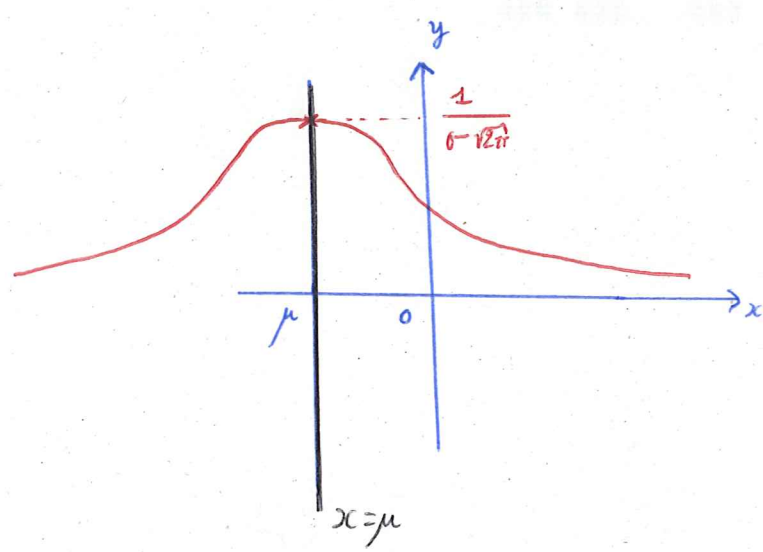
f_y est la fonction de répartition de la loi normale de paramètres μ et σ .

* prop 3 : Si $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

alors : $\forall (\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2, \alpha X + \beta \sim N(\mu + \beta; \alpha^2 \sigma^2)$

* prop 4 : - la densité de $X \sim N(\mu, \sigma)$ est symétrique par rapport à la droite $x = \mu$

- le maximum de f_X est atteint en μ et vaut $\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}}$



* prop 5 : Si $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ et $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

et $(X_1 \text{ et } X_2 \text{ indépendantes})$

ALORS : $X_1 + X_2 \sim N(\mu_1 + \mu_2; \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$