

NB : La rédaction et la clarté des résultats seront prises en compte.

## Exercice 1 :

Soit  $T$  une variable aléatoire suivant une loi normale  $\mathcal{N}(0, 1)$ .

- En utilisant la table statistique, calculer :
  - ( 1 pt)  $\mathbb{P}(0 \leq T \leq 0.8)$
  - ( 1 pt)  $\mathbb{P}(T \geq -0.5)$
  - ( 1 pt)  $\mathbb{P}(|T| \geq 1.5)$
- ( 1.5 pt) Tracer la densité de la variable  $T$  (prenez soin d'indiquer sur le graphe l'espérance et l'écart-type).
- ( 1.5 pt) Illustrer graphiquement les probabilités précédentes (Dans 3 graphes différents).
- Déterminer  $a$  et  $b$  tels que :
  - ( 1 pt)  $\mathbb{P}(T \leq a) = 0.90$
  - ( 1 pt)  $\mathbb{P}(|T| \geq b) = 0.80$
- On note  $F$  la fonction de répartition de  $T$ . Montrer que pour tout  $t \in \mathbb{R}$  on a :
  - ( 1 pt)  $F(-t) = 1 - F(t)$
  - ( 1 pt)  $\mathbb{P}(|T| \geq t) = 2(1 - F(t))$

Correction Exercice1 :

1. a.

$$\begin{aligned}P(0 \leq T \leq 0.8) &= F(0.8) - F(0) \\&= P(T \leq 0.8) - P(T \leq 0) \\&= (1 - P(T \geq 0.8)) - (1 - P(T \geq 0)) \\&= P(T \geq 0) - P(T \geq 0.8). \\&= 0.5 - 0.21186 \\&= 0.28811\end{aligned}$$

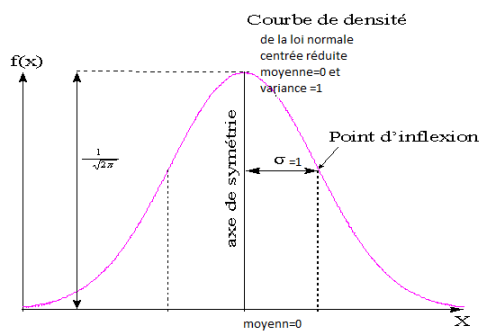
- b.

$$\begin{aligned}P(T \geq -0.5) &= P(T \leq 0.5) \\&= 1 - P(T \geq 0.5) \\&= 1 - 0.30854 \\&= 0.69146\end{aligned}$$

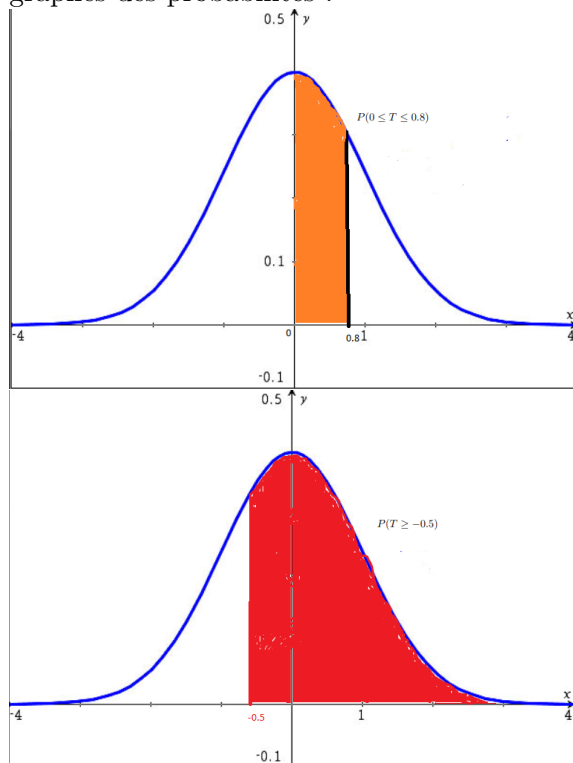
c.

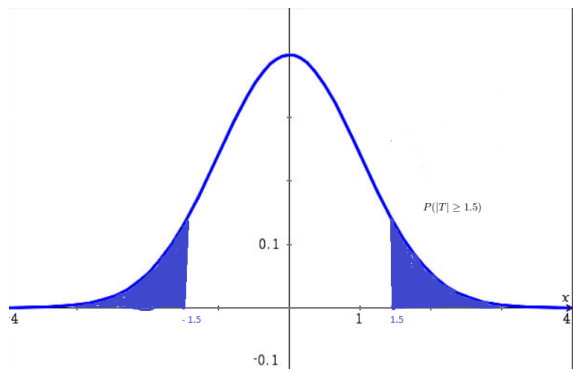
$$\begin{aligned}
 P(|T| \geq 1.5) &= 1 - P(|T| \leq 1.5) \\
 &= 1 - P(-1.5 \leq T \leq 1.5) \\
 &= 1 - [P(T \leq 1.5) - P(T \leq -1.5)] \\
 &= 1 - [P(T \leq 1.5) - P(T \geq 1.5)] \\
 &= 1 - [1 - P(T \geq 1.5) - P(T \geq 1.5)] \\
 &= 1 - [1 - 2P(T \geq 1.5)] \\
 &= 2P(T \geq 1.5). \\
 &= 2 * 0.06681 \\
 &= 0.13362
 \end{aligned}$$

2.  $T$  suit la loi Normale centrée réduite alors  $E(T) = 0$  et  $V(T) = 1$ .



3. graphes des probabilités :





- a.  $P(T \leq a) = 0.9$  alors  $P(T \geq a) = 0.1$  et par une lecture inverse de la table de la loi normale le quantile  $a = 1.28$ .
- b.  $P(|T| \geq b) = 2P(T \geq b) = 0.8$  donc  $P(T \geq b) = 0.4$  et le quantile  $b = 0.25$ .

4. a.

$$\begin{aligned}
 F(-t) &= P(T \leq -t) \\
 &= P(T \geq t) \text{ par symétrie.} \\
 &= 1 - P(T \leq t) \\
 &= 1 - F(t).
 \end{aligned}$$

b.

$$\begin{aligned}
 P(|T| \geq t) &= 2P(T \geq t) \\
 &= 2[1 - P(T \leq t)] \\
 &= 2[1 - F(t)]
 \end{aligned}$$

## Exercice 2 :

Un sismologue mesure le nombre de jours qui s'écoulent entre deux séismes de magnitude supérieure à 8. On suppose que cette durée est une v.a.  $X$  dont la densité est :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{k(\theta-1)}{2} x^{\theta-2} & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

avec  $k$  est un réel à déterminer et  $\theta > 1$  un paramètre à estimer.

1. ( **2 pt** ) Vérifier que pour  $k = 2$ ,  $f$  est bien une densité de probabilité.
2. ( **1 pt** ) Montrer que  $\mathbb{E}(X) = \frac{\theta-1}{\theta}$ .
3. ( **2 pt** ) En déduire un estimateur  $\hat{\theta}_n^{EMM}$  de  $\theta$  par la méthode des moments.
4. Pour étudier le paramètre  $\theta$ , on a effectué une suite de  $n$  expériences indépendantes qui ont donné les réalisations  $(x_1, \dots, x_n)$  de  $n$  v.a.  $(X_1, \dots, X_n)$  i.i.d. de même loi que  $X$  tel que  $0 \leq x_i \leq 1$  avec  $i = 1, \dots, n$ .
  - (a) ( **2 pt** ) Donner la fonction de vraisemblance  $L(x_1, \dots, x_n; \theta)$  associée à l'échantillon d'observations.
  - (b) ( **1 pt** ) Montrer que la fonction Log-vraisemblance associée à l'échantillon d'observations est donnée par :

$$\ln L(x_1, \dots, x_n; \theta) = n \ln(\theta - 1) + \theta \sum_i \ln(x_i) - 2 \sum_i \ln(x_i)$$

- (c) ( **2 pt** ) En déduire l'estimateur  $\hat{\theta}_n^{EMV}$  de  $\theta$  par la méthode de vraisemblance.

Correction exercice2 :

1. Calculant  $k$  qui vérifie que  $f \geq 0$  et  $\int_{\mathbb{R}} f(x)dx = 1$ .

Alors  $k \geq 0$  et

$$\begin{aligned} \int_0^1 f(x)dx &= 1 \text{ alors} \\ \int_0^1 k \frac{(\theta-1)}{2} x^{\theta-2} dx &= k \frac{(\theta-1)}{2} \int_0^1 x^{\theta-2} dx \\ &= k \frac{(\theta-1)}{2} \left[ \frac{1}{\theta-1} x^{\theta-1} \right]_0^1 \\ &= \frac{k}{2} = 1 \\ \Rightarrow k &= 2 \end{aligned}$$

2.

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^1 xf(x)dx \\ &= (\theta-1) \int_0^1 x^{\theta-1} dx \\ &= (\theta-1) \left[ \frac{1}{\theta} x^{\theta} \right]_0^1 \\ &= \frac{\theta-1}{\theta}. \end{aligned}$$

3.  $E(X) = \frac{\theta-1}{\theta} = \varphi(\theta)$  alors  $\widehat{\theta}_n^{EMM} = \varphi^{-1}(\overline{X}_n) = \frac{1}{1-\overline{X}_n}$ .

4. a. la fonction de vraisemblance est donnée par :

$$\begin{aligned} L(x_1, \dots, x_n; \theta) &= \prod_{i=1}^n f(x_i) \\ &= \prod_{i=1}^n (\theta-1) x_i^{\theta-2} \\ &= (\theta-1)^n \prod_{i=1}^n x_i^{\theta-2} \end{aligned}$$

b.

$$\begin{aligned} \ln L(x_1, \dots, x_n; \theta) &= \ln \left[ (\theta-1)^n \prod_{i=1}^n x_i^{\theta-2} \right] \\ &= \ln(\theta-1)^n + \ln \left( \prod_{i=1}^n x_i^{\theta-2} \right) \\ &= n \ln(\theta-1) + \ln \left( \prod_{i=1}^n x_i^{\theta} \right) + \ln \left( \prod_{i=1}^n x_i^{-2} \right) \\ &= n \ln(\theta-1) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i^{\theta}) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i^{-2}) \\ &= n \ln(\theta-1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - 2 \sum_{i=1}^n \ln(x_i) \end{aligned}$$

c. pour calculer l'estimateur de maximum de vraisemblance on dérive la fonction  $\ln L(x_1, \dots, x_n; \theta)$  par

rapport à  $\theta$  et on prend la valeur qui annule cette dérivée :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(x_1, \dots, x_n; \theta)}{\partial \theta} &= \frac{n}{\theta - 1} + \sum_{i=1}^n \ln(x_i) = 0 \\ \Rightarrow \frac{n}{\theta - 1} &= - \sum_{i=1}^n \ln(x_i) \\ \Rightarrow \theta &= \frac{n}{-\sum_{i=1}^n \ln(x_i)} + 1 \end{aligned}$$

On vérifie qu'il s'agit bien d'un maximum en calculant la dérivée seconde et en vérifiant qu'il est négative pour  $\theta = \frac{n}{-\sum_{i=1}^n \ln(x_i)} + 1 = \hat{\theta}_n^{EMV}$ .

$$\frac{\partial^2 \ln L(x_1, \dots, x_n; \theta)}{\partial \theta^2} = -\frac{n}{(\hat{\theta}_n^{EMV} - 1)^2} \leq 0$$