

# CONCOURS BLANC 2 - ÉPREUVE 1 Lundi 4 mars - 4h00

La qualité de la rédaction, le soin porté à la copie, la lisibilité, l'orthographe, la rigueur du vocabulaire ainsi que la clarté des raisonnements sont des critères importants d'évaluation.

#### Quelques précisions :

- la copie devra présenter une en-tête d'au moins une demi-page ainsi qu'une marge suffisante,
- toutes les pages de la copie devront être numérotées et rangées dans l'ordre de lecture,
- les résultats finaux doivent être clairement mis en évidence (soulignés ou encadrés),
- les questions d'un même exercice doivent être présentées dans l'ordre du sujet.

L'usage de tout matériel électronique est interdit. Aucun document n'est autorisé. Le sujet est à rendre avec la copie. Si, au cours de l'épreuve, un candidat repère ce qui lui semble être une erreur d'énoncé, il la signalera sur sa copie et poursuivra sa composition en expliquant les raisons des initiatives qu'il sera amené à prendre.

> "Être exigeant, c'est montrer de l'intérêt." André Maurois

# EXERCICE (FAIT MAISON)

On considère les matrices  $A = \begin{pmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 1 & 0 & -1 \\ 1 & 1 & -2 \end{pmatrix}$  et  $B = \begin{pmatrix} 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 \end{pmatrix}$ .

1. Calculer AB - BA.

Sans difficulté, on trouve la matrice nulle.

**Conclusion**:  $AB - BA = 0_3$  (donc A et B commutent).

2. Déterminer une base de ker(A).

Soit 
$$X = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$$
. On a :

$$X \in \ker(A) \qquad \Longleftrightarrow \qquad AX = 0$$

$$\iff \qquad \begin{cases} x & y - z = 0 \\ x & - z = 0 \end{cases}$$

$$\iff \qquad \begin{cases} x & - z = 0 \\ x + y - 2z = 0 \end{cases}$$

$$\iff \qquad \begin{cases} x & - z = 0 \\ y - z = 0 \end{cases}$$

$$\iff \qquad \begin{cases} x & - z = 0 \\ y - z = 0 \end{cases}$$

$$\iff \qquad \begin{cases} x = z \\ y = z \\ z = z \end{cases}$$

$$\iff \qquad X = z \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Ainsi:

$$\ker(A) = \operatorname{Vect}\left(\begin{pmatrix} 1\\1\\1 \end{pmatrix}\right)$$

La famille  $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$  est donc :

- \* génératrice de ker(A) par définition,
- \* libre car constituée d'un unique vecteur non nul.

**Conclusion**: la famille  $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$  est une base de  $\ker(A)$ .

3. Calculer  $A^2 + A$ .

Conclusion :  $A^2 + A = 0_2$ 

4. Déduire des questions précédentes les valeurs propres de *A* ainsi qu'une base de chaque sous-espace propre associé.

Pour  $\lambda \in \operatorname{Sp}(A)$ , on notera  $E_{\lambda}(A)$  l'espace propre de A associé à la valeur propre  $\lambda$ .

- D'après la question précédente, le polynôme  $X^2 + X$  est annulateur de la matrice A. Or, les racines de  $X^2 + X$  sont 0 et -1. D'où :  $Sp(A) \subset \{-1, 0\}$ .
- On sait déjà, d'après la question **1**, que 0 est valeur propre de A et que  $\begin{pmatrix} 1\\1\\1 \end{pmatrix}$  est une base de  $\ker(A)$ .

• Ensuite, on :

$$rg(A + I_3) = rg\left(\begin{pmatrix} 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 \end{pmatrix}\right) \qquad \swarrow C_2 = C_1 \text{ (donc } C_1 - C_2 = 0) \text{ et } C_3 = -C_1 \text{ (donc } C_1 + C_3 = 0)$$

$$= rg\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}\right) \qquad \swarrow \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \neq 0$$

$$= 1$$

#### Pour info...

Si deux matrices A et B commutent et sont diagonalisables, alors elles sont codiagonalisables; autrement dit, elles sont diagonalisables dans une même base.

#### A Méthode! -

On peut procéder autrement...

- On peut montrer que rg(A) = 2 en remarquant au passage que  $C_1 + C_2 + C_3 = 0$ .
- Le fait que  $C_1 + C_2 + C_3 = 0$  nous fournit alors :

$$\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \in \ker(A)$$

• On conclut que  $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$  est

une base de ker(A) car c'est une famille de ker(A) à la fois libre (...) et de "bon cardinal" (par théorème du rang).

## - ™ Rappel...

Les valeurs propres de A sont parmi les racines d'un polynôme annulateur de A.

$$\operatorname{rg}(A + I_3) + \dim (\ker(A + I_3)) = \dim (\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}))$$

D'où:

$$\dim \left( \ker(A + I_3) \right) = 2$$

Puis, on remarque que  $\begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix} \in \ker(A + I_3)$  et  $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \in \ker(A + I_3)$ . La famille  $\begin{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$  est

donc une famille de  $ker(A + I_3)$  qui est :

- \* libre car seulement constituée de deux vecteurs non colinéaires,
- \* de cardinal 2, égal à dim ( $ker(A + I_3)$ ).

**Conclusion.** La famille  $\begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix}$ ,  $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$  est une base de  $\ker(A + I_3)$ .

#### Méthode!

On pouvait également résoudre un système pour déterminer  $\ker(A + I_3)$ ...

## Conclusion:

- les valeurs propres de A sont 0 et -1,
- la famille  $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$  est une base de  $E_0(A)$ ,
- la famille  $\begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix}$ ,  $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$  est une base de  $E_{-1}(A)$ .

## Autre possibilité..

Il est bien évidemment possible de déterminer les valeurs propres de A sans aucune indication de l'énoncé. Rappelons ici la méthode, même si elle n'était pas attendue dans cette question. On a :

$$(\lambda \text{ est valeur propre de } A) \iff \operatorname{rg}(A - \lambda I_3) < 3$$

Or:

$$rg(A - \lambda I_3) = rg \begin{pmatrix} -\lambda & 1 & -1 \\ 1 & -\lambda & -1 \\ 1 & 1 & -2 - \lambda \end{pmatrix}$$

$$= rg \begin{pmatrix} -\lambda & 1 & -1 \\ 1 & -\lambda & -1 \\ -\lambda & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -2 - \lambda \end{pmatrix}$$

$$= rg \begin{pmatrix} 1 & -\lambda & -1 \\ -\lambda & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -2 - \lambda \end{pmatrix}$$

$$= rg \begin{pmatrix} 1 & -\lambda & -1 \\ 0 & 1 - \lambda^2 & -1 - \lambda \\ 0 & 1 + \lambda & -1 - \lambda \end{pmatrix}$$

$$= rg \begin{pmatrix} 1 & -1 & -\lambda \\ 0 & -1 - \lambda & 1 - \lambda^2 \\ 0 & -1 - \lambda & 1 + \lambda \end{pmatrix}$$

$$= rg \begin{pmatrix} 1 & -1 & -\lambda \\ 0 & -1 - \lambda & 1 - \lambda^2 \\ 0 & -1 - \lambda & 1 - \lambda^2 \\ 0 & 0 & \lambda + \lambda^2 \end{pmatrix}$$

Mais, la matrice  $\begin{pmatrix} 1 & -1 & -\lambda \\ 0 & -1 - \lambda & 1 - \lambda^2 \\ 0 & 0 & \lambda + \lambda^2 \end{pmatrix}$  est triangulaire supérieure; elle est donc de rang maximal si, et

seulement si tous ses coefficients diagonaux sont non nuls, si, et seulement si, le produit de ses coefficients diagonaux est non nul.

Par conséquent :

$$rg(A - \lambda I_3) < 3 \iff 1(-1 - \lambda)(\lambda + \lambda)^2) = 0$$

$$\iff -\lambda(1 + \lambda)^2 = 0$$

$$\iff \lambda \in \{-1, 0\}$$

**Conclusion**: Les valeurs propres de A sont -1 et 0.

5. Justifier alors que A est diagonalisable puis donner une matrice  $D_1 \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$  diagonale et une matrice  $P \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$  inversible telle que  $A = PD_1P^{-1}$ .

La famille  $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ ,  $\begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix}$ ,  $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$  est

- libre car c'est la concaténation de familles libres de vecteurs propres associées à des valeurs propres différentes,
- de cardinal 3, égal à dim  $(\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}))$

Cette famille est donc une base de  $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ . Il existe donc une base de  $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$  constituée de vecteurs propres de A.

Petite remarque

On pouvait également échanger  $L_2$  et  $L_3$ , puis effectuer  $L_3 \leftarrow L_3 - (1 - \lambda)L_2$ .

Conclusion : A est diagonalisable et, en notant  $D_1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}$  et  $P = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ , on a

ainsi

- $D_1$  diagonale, constituée des valeurs propres de A,
- *P* inversible, car matrice de passage de la base canonique vers la base de vecteurs propres évoquée,
- $A = PD_1P^{-1}$ , d'après la formule de changement de base.
- **6.** Calculer BP. En déduire une matrice  $D_2 \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$  diagonale telle que  $B = PD_2P^{-1}$ .

On trouve

$$BP = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Ainsi, en notant  $C_1$ ,  $C_2$ ,  $C_3$  les colonnes de P, on a :  $BP = \begin{pmatrix} C_1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ 

Or, on a également :

$$(C_1 \quad 0 \quad 0) = (C_1 \quad C_2 \quad C_3) \times \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Autrement dit, en posant  $D_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$  :

$$PD_2 = \begin{pmatrix} C_1 & 0 & 0 \end{pmatrix} = BP$$

Conclusion: on a 
$$B = PD_2P^{-1}$$
, avec  $D_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ .

7. On pose, pour tout  $t \in \mathbb{R}$ , M(t) = A + tB et on considère le système différentiel

$$(S): \forall t \in \mathbb{R}, \begin{cases} x'(t) &= tx(t) + (1+t)y(t) - (1+t)z(t) \\ y'(t) &= (1+t)x(t) + ty(t) - (1+t)z(t) \\ z'(t) &= (1+t)x(t) + (1+t)y(t) - (2+t)z(t) \end{cases}$$

où x, y et z sont des fonctions dérivables sur  $\mathbb R$  et à valeurs dans  $\mathbb R$ .

**7.a.** On pose, pour tout  $t\in\mathbb{R}$ ,  $\Delta(t)=\begin{pmatrix} t&0&0\\0&-1&0\\0&0&-1 \end{pmatrix}$ . Établir :

$$\forall t \in \mathbb{R}, \ \mathcal{M}(t) = P\Delta(t)P^{-1}$$

Soit  $t \in \mathbb{R}$ . On a :

$$M(t) = A + tB$$
  
=  $PD_1P^{-1} + tPD_2P^{-1}$  questions **5** et **6**  
=  $P(D_1 + tD_2)P^{-1}$ 

**7.b.** Soit y une fonction dérivable sur  $\mathbb{R}$ .

Établir :  $(y'-ty=0)\iff (\exists \alpha\in\mathbb{R}\ /\ \forall t\in\mathbb{R},\ y(t)=\alpha\mathrm{e}^{\frac{t^2}{2}})$ . On pourra considérer la fonction  $t\longmapsto y(t)\mathrm{e}^{\frac{-t^2}{2}}$ . Voir QC26...

7.c. Résoudre alors le système différentiel (S).

Considérons  $X: t \longmapsto \begin{pmatrix} x(t) \\ y(t) \\ z(t) \end{pmatrix}$  de sorte que :

$$(S) \iff (\forall t \in \mathbb{R}, \ X'(t) = M(t)X(t))$$

Notons  $Z = P^{-1}X$  de sorte que, par linéarité de la dérivation (P est constante) :  $Z' = P^{-1}X'$ . Ainsi :

$$(x,y,z) \text{ est solution de } (S) \iff \forall t \in \mathbb{R}, \ X'(t) = M(t)X(t) \\ \iff \forall t \in \mathbb{R}, \ X'(t) = P\Delta(t)P^{-1}X(t) \\ \iff \forall t \in \mathbb{R}, \ P^{-1}X'(t) = \Delta(t)P^{-1}X(t) \\ \iff \forall t \in \mathbb{R}, \ Z'(t) = \Delta(t)Z(t) \\ \iff \forall t \in \mathbb{R}, \ Z'(t) = -z_2(t) \\ z'_2(t) = -z_2(t) \\ z'_3(t) = -z_3(t) \\ \iff \exists (a,b,c) \in \mathbb{R}^3 \ | \ \forall t \in \mathbb{R}, \ X(t) = P \begin{pmatrix} z_1 \\ z_2(t) & = ae^{\frac{t^2}{2}} \\ z_2(t) & = be^{-t} \\ z_3(t) & = ce^{-t} \end{pmatrix}$$

$$\iff \exists (a,b,c) \in \mathbb{R}^3 \ | \ \forall t \in \mathbb{R}, \ X(t) = P \begin{pmatrix} ae^{\frac{t^2}{2}} \\ be^{-t} \\ ce^{-t} \end{pmatrix}$$

$$\iff \exists (a,b,c) \in \mathbb{R}^3 \ | \ \forall t \in \mathbb{R}, \ X(t) = P \begin{pmatrix} x(t) & = ae^{\frac{t^2}{2}} + be^{-t} + ce^{-t} \\ y(t) & = ae^{\frac{t^2}{2}} - be^{-t} \\ z(t) & = ae^{\frac{t^2}{2}} + ce^{-t} \end{pmatrix}$$

Conclusion: L'ensemble des solutions de 
$$(S_1)$$
 est  $\left\{t \longmapsto \begin{pmatrix} a e^{\frac{t^2}{2}} + b e^{-t} + c e^{-t} \\ a e^{\frac{t^2}{2}} - b e^{-t} \\ a e^{\frac{t^2}{2}} + c e^{-t} \end{pmatrix}, (a, b, c) \in \mathbb{R}^3 \right\}$ .

# PROBLÈME (HEC 2012 E)

Sous réserve d'existence, on note  $\mathbb{E}(U)$  et  $\mathbb{V}(U)$  respectivement, l'espérance mathématique et la variance d'une variable aléatoire U définie sur l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ .

L'objet du problème est l'étude de quelques propriétés d'une loi de probabilité utilisée notamment en fiabilité.

Les parties I et II sont largement indépendantes. La partie III est indépendante des parties I et II.

### PARTIE I : LOI À 1 PARAMÈTRE.

On note  $\lambda$  un paramètre réel strictement positif. On considère la fonction  $f_{\lambda}$  de  $\mathbb R$  dans  $\mathbb R$  définie par :

$$f_{\lambda}: x \longmapsto \left\{ \begin{array}{ll} \frac{\lambda}{2\sqrt{x}} \mathrm{e}^{-\lambda\sqrt{x}} & \text{ si } x > 0 \\ 0 & \text{ si } x \leq 0 \end{array} \right.$$

- **1. 1.a.** Montrer que la fonction  $f_{\lambda}$  est de classe  $\mathscr{C}^2$  sur  $\mathbb{R}^+_*$ .
  - **1.b.** Dresser le tableau de variation de  $f_{\lambda}$  sur  $\mathbb{R}_{+}^{*}$  et préciser les limites suivantes :

$$\lim_{x \to 0^+} f_{\lambda}(x) \quad \text{et} \quad \lim_{x \to +\infty} f_{\lambda}(x)$$

- **1.c.** Établir la convexité de la fonction  $f_{\lambda}$  sur  $\mathbb{R}_{*}^{+}$ .
- 1.d. Tracer l'allure de la courbe représentative de  $f_{\lambda}$  dans le plan rapporté à un repère orthogonal.
- 2. 2.a. Établir la convergence de l'intégrale  $\int_0^{+\infty} f_{\lambda}(x) dx$  et calculer sa valeur.
  - **2.b.** En déduire que la fonction  $f_{\lambda}$  est une densité de probabilité.
- 3. Soit X une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ , à valeurs strictement positives, ayant  $f_{\lambda}$  pour densité. On note  $F_{\lambda}$  la fonction de répartition de X et on pose :  $Y = \lambda \sqrt{X}$ .
  - **3.a.** Calculer pour tout x réel,  $F_{\lambda}(x)$ .
  - **3.b.** Montrer que Y suit la loi exponentielle de paramètre 1.
  - **3.c.** Établir pour tout r de  $\mathbb{N}^*$ , l'existence de  $\mathbb{E}(Y^r)$ .
  - **3.d.** Montrer que pour tout r de  $\mathbb{N}^*$ , on a :  $\mathbb{E}(Y^{r+1}) = (r+1)\mathbb{E}(Y^r)$ .
  - 3.e. En déduire pour tout r de  $\mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{E}(Y^r)$  et  $\mathbb{E}(X^r)$ . En particulier, calculer  $\mathbb{E}(X)$  et  $\mathbb{V}(X)$
- 4. Soit  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires définies sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ , indépendantes et de même loi que X. Soit  $(a_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  et  $(b_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  deux suites de réels strictement positifs vérifiant :

$$\lim_{n \to +\infty} n^2 a_n = 1 \quad \text{et} \quad \lim_{n \to +\infty} n^2 b_n = 0$$

On pose pour tout n de  $\mathbb{N}^*$ ,  $M_n = \min_{1 \le k \le n} (X_k)$  et  $J_n = \frac{M_n - b_n}{a_n}$ 

On admet que  $M_n$  et  $J_n$  sont des variables aléatoires définies sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ 

Montrer que la suite  $(J_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  converge en loi vers une variable aléatoire dont on précisera la loi.

### Partie II : Estimation ponctuelle de $\lambda$ .

Pour n entier de  $\mathbb{N}^*$ , on note  $(X_1, \dots, X_n)$  un n-échantillon de variables aléatoires à valeurs strictement positives, indépendantes et de même loi que la variable aléatoire X définie dans la question 3.

On rappelle que  $Y = \lambda \sqrt{X}$ , et on pose pour tout k de [1, n]:  $Y_k = \lambda \sqrt{X_k}$  et  $S_k = \sum_{i=1}^k Y_i$ .

On admet que si T et Z sont deux variables aléatoires à densité indépendantes définies sur le même espace probabilisé, de densités respectives  $f_T$  et  $f_Z$  telles que  $f_T$  et  $f_Z$  soient bornées, alors la variable aléatoire T+Z est à densité et admet pour densité la fonction  $f_{T+Z}$  définie pour tout x réel par :

$$f_{T+Z}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_T(y) f_Z(x-y) dy$$

5. 5.a. Démontrer que pour tout n de  $\mathbb{N}^*$ , la variable aléatoire  $S_n$  est à densité et admet pour densité la fonction  $g_n$  définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \ g_n(x) = \begin{cases} \frac{1}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x \le 0 \end{cases}$$

**5.b.** On admet que pour tout n de  $\mathbb{N}^*$ ,  $\frac{1}{S_n}$  est une variable aléatoire à densité. Pour quelles valeurs de n, l'espérance  $\mathbb{E}\left(\frac{1}{S_n}\right)$  et la variance  $\mathbb{V}\left(\frac{1}{S_n}\right)$  existent-elles?

6. On note  $(x_1, \ldots, x_n)$  un n-uplet de  $(\mathbb{R}_+^*)^n$  constituant une réalisation du n-échantillon  $(X_1, \cdots, X_n)$ . On suppose que le paramètre  $\lambda$  est inconnu. Soit H la fonction de  $\mathbb{R}_+^*$  dans  $\mathbb{R}$  définie par :

$$\forall \lambda > 0, \ H(\lambda) = \ln \left( \prod_{k=1}^{n} f_{\lambda}(x_k) \right)$$

Montrer que la fonction H admet un maximum atteint en un unique point  $\lambda_0$  dont on donnera la valeur.

- 7. On pose pour tout entier n supérieur ou égal à  $3:\lambda_n^*=\frac{n}{\sum\limits_{k=1}^n\sqrt{X_k}}$ .
  - **7.a.** Justifier que  $\lambda_n^*$  est un estimateur de  $\lambda$ . Que représente  $\lambda_0$  pour  $\lambda_n^*$ ?
  - **7.b.** Construire à partir de  $\lambda_n^*$  un estimateur  $\widehat{\lambda}_n$  de  $\lambda$  tel que  $\mathbb{E}(\widehat{\lambda}_n) = \lambda$ . Calculer  $\mathbb{V}(\widehat{\lambda}_n)$ .
  - 7.c. Établir:  $\forall \varepsilon > 0$ ,  $\lim_{n \to +\infty} \mathbb{P}([|\widehat{\lambda}_n \lambda| \ge \varepsilon]) = 0$ .

## PARTIE III : LOI À 2 PARAMÈTRES.

8. Soit  $\lambda$  et  $\alpha$  deux paramètres réels strictement positifs et  $f_{(\lambda,\alpha)}$  la fonction définie sur  $\mathbb R$  par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \ f_{(\lambda;\alpha)}(x) = \left\{ \begin{array}{ll} \lambda \alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x^{\alpha}} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x \le 0 \end{array} \right.$$

- 8.a. Montrer que  $f_{(\lambda,\alpha)}$  est une densité de probabilité sur  $\mathbb{R}$ . Soit W une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ , à valeurs strictement positives, de densité  $f_{(\lambda,\alpha)}$ . On dit que W suit la loi  $\mathcal{WB}(\lambda,\alpha)$  (loi de Weibull de paramètre  $(\lambda,\alpha)$ ).
- **8.b.** On note  $F_{(\lambda,\alpha)}$  la fonction de répartition de W. Calculer pour tout x réel,  $F_{(\lambda,\alpha)}(x)$  .
- **8.c.** Montrer que la variable aléatoire  $F_{(\lambda,\alpha)}(W)$  suit la loi uniforme sur ]0, 1[.
- **8.d.** En déduire une fonction Python permettant de simuler W.
- 9. Soit K une variable aléatoire à densité définie sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ , à valeurs strictement positives, de densité  $f_K$  nulle sur  $\mathbb{R}^-$ , continue sur  $\mathbb{R}$  et strictement positive sur  $\mathbb{R}^+$ . On note  $F_K$  la fonction de répartition de K. On pose pour tout x réel  $R(x) = -\ln(1 F_K(x))$  et r(x) = R'(x), où R' est la fonction dérivée de R.
  - 9.a. On suppose dans cette question que K suit la loi  $\mathcal{WB}(\lambda,2)$  avec  $\lambda>0$  Établir les propriétés (i) et (ii) suivantes :
    - (i) la fonction r est continue et strictement croissante sur  $\mathbb{R}_+$ , et r(0)=0.
    - (ii) la variable aléatoire r(K) suit la loi  $\mathcal{WB}\left(\frac{1}{4\lambda},2\right)$ .
  - 9.b. Réciproquement, on suppose dans cette question que les propriétés (i) et (ii) sont vérifiées
    - **9.b.i.** Soit x > 0. Exprimer  $F_K(x)$  en fonction de r(x) puis établir :

$$R'(x) = 2\sqrt{\lambda}\sqrt{R(x)}$$

**9.b.ii.** Démontrer que K suit la loi  $\mathcal{WB}(\lambda, 2)$ .

Dans les questions 10 et 11, l'entier n est supérieur ou égal à 2. On note  $w_1, \ldots, w_n$  des réels strictement positifs et non tous égaux.

**10.** Soit  $\varphi$  la fonction de  $\mathbb{R}^*_{\perp}$  dans  $\mathbb{R}$  définie par :

$$\varphi(x) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (w_k)^x \ln(w_k)}{\sum_{k=1}^{n} (w_k)^x} - \frac{1}{x}$$

**10.a.** Soient  $y_1, \ldots, y_n$  des réels non tous nuls et  $z_1, \ldots, z_n$  des réels quelconques.

En étudiant la fonction polynomiale du second degré Q définie sur  $\mathbb{R}$  par  $Q(t) = \sum_{k=1}^{n} (z_k - ty_k)^2$ , établir l'inégalité :

$$\left(\sum_{k=1}^{n} y_k z_k\right)^2 \le \left(\sum_{k=1}^{n} y_k^2\right) \left(\sum_{k=1}^{n} z_k^2\right)$$

- **10.b.** Montrer que la fonction  $\varphi$  est strictement croissante sur  $\mathbb{R}^+_*$ .
- **10.c.** On note  $n_0$  le nombre d'entiers  $k_0$  de [1, n] vérifiant  $w_{k_0} = \max_{1 \le k \le n} (w_k)$ . Montrer que  $1 \le n_0 \le n-1$ .
- 10.d. Donner un équivalent de  $\sum_{k=1}^{n} (w_k)^x$  en fonction de  $n_0$  et  $w_{k_0}$ , lorsque x tend vers  $+\infty$ .

- **10.e.** Calculer en fonction de  $w_{k_0}$ , la limite de  $\varphi(x)$  lorsque x tend vers  $+\infty$ . (on distinguera les deux cas  $w_{k_0}=1$  et  $w_{k_0}\neq 1$ )
- 10.f. En déduire que sur  $\mathbb{R}^+_*$  l'équation  $\varphi(x) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \ln(w_k)$  admet une unique solution.
- 11. On note  $(W_1, \ldots, W_n)$  un n-échantillon de variables aléatoires à valeurs strictement positives, indépendantes et de même loi  $\mathcal{WB}(\lambda, \alpha)$  définie dans la question 8 dont une réalisation est le n-uplet  $(w_1, \ldots, w_n)$ . On suppose que les paramètres  $\lambda$  et  $\alpha$  sont inconnus.
  - Soit G la fonction de  $(\mathbb{R}^+_*)^2$  dans  $\mathbb{R}$  définie par  $G(\lambda, \alpha) = \ln \left( \prod_{k=1}^n f_{(\lambda, \alpha)}(w_k) \right)$ .
  - **11.a.** Montrer que la fonction G admet un unique point critique  $(\widehat{\lambda}, \widehat{\alpha})$  sur  $(\mathbb{R}_*^+)^2$ .
  - 11.b. Montrer que la fonction G admet un maximum local au point  $(\widehat{\lambda}, \widehat{\alpha})$ .

