

## DS6 (version A)

### Exercice 1

On note  $E = \mathbb{R}_2[X]$  l'espace vectoriel des polynômes de degré inférieur ou égal à 2 et  $\mathcal{B} = (1, X, X^2)$  la base canonique de  $E$ . Pour tout polynôme  $P$  de  $E$ , on note indifféremment  $P$  ou  $P(X)$ .

Pour tout  $(\alpha, \beta, \gamma) \in \mathbb{R}^3$ , la dérivée  $P'$  du polynôme  $P = \alpha + \beta X + \gamma X^2$  est le polynôme  $P' = \beta + 2\gamma X$ , et la dérivée seconde  $P''$  de  $P$  est le polynôme  $P'' = 2\gamma$ .

On note, pour tout polynôme  $P$  de  $E$  :

$$a(P) = P - XP', \quad b(P) = P - P', \quad c(P) = 2XP - (X^2 - 1)P'$$

Par exemple :  $a(X^2) = X^2 - X(2X) = -X^2$ .

Enfin, on note  $f = b \circ a - a \circ b$ .

### Partie I : Étude de $a$

1. Montrer que  $a$  est un endomorphisme de  $E$ .

- 2 pt :  $a$  est linéaire

- 1 pt : si  $P(X) = \alpha + \beta X + \gamma X^2$ , alors  $(a(P))(X) = -\gamma X^2 + \alpha$

- 1 pt :  $a(P)$  est un polynôme de degré inférieur ou égal à 2 donc  $a(P) \in E$

2. a) Montrer que la matrice  $A$  de  $a$  dans la base  $\mathcal{B}$  de  $E$  est  $A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}$ .

- 1 pt :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(a(P_0)) = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

- 1 pt :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(a(P_1)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

- 1 pt :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(a(P_2)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$

b) Déterminer le rang de la matrice  $A$ .

- 1 pt :  $\text{rg}(A) = 2$

3. L'endomorphisme  $a$  est-il bijectif? Déterminer  $\text{Ker}(a)$  et  $\text{Im}(a)$ .

- 1 pt :  $\dim(\text{Im}(a)) = \text{rg}(A) = 2 \neq 3 = \dim(E)$

- 1 pt :  $\text{Im}(A) \neq E$  donc l'endomorphisme  $a$  n'est pas surjectif

- 1 pt :  $\dim(\text{Ker}(a)) = 1$  par théorème du rang

- 1 pt :  $\text{Ker}(a) = \text{Vect}(P_1)$

- 1 pt :  $\text{Im}(a) = \text{Vect}(a(P_0), a(P_1), a(P_2))$

- 1 pt :  $\text{Im}(a) = \text{Vect}(P_0, P_2)$

- 1 pt :  $(P_0, P_2)$  est une base de  $\text{Im}(a)$

- 1 pt bonus : pas de confusion d'objets

On admet, pour la suite de l'exercice, que  $b$  et  $c$  sont des endomorphismes de  $E$ .

On note  $B$  et  $C$  les matrices, dans la base  $\mathcal{B}$  de  $E$ , de  $b$  et  $c$  respectivement.

## Partie II : Étude de $b$

4. Montrer que  $b$  est bijectif et que, pour tout  $Q$  de  $E$ , on a :  $b^{-1}(Q) = Q + Q' + Q''$ .

- 1 pt :  $b \circ g = \text{id}_E$  où  $g(Q) = Q + Q' + Q''$

- 1 pt :  $g \circ b = \text{id}_E$

5. a) Montrer que  $b$  admet une valeur propre et une seule et déterminer celle-ci.

- 3 pt :  $B = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(b) = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & -2 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$

- 1 pt : La matrice  $B$  est triangulaire supérieure donc ses valeurs propres sont ses coefficients diagonaux

- 1 pt :  $\text{Sp}(B) = \{1\}$

- 1 pt :  $B$  est la matrice représentative de  $b$  dans la base  $\mathcal{B}$  donc  $\text{Sp}(b) = \text{Sp}(B)$

b) L'endomorphisme  $b$  est-il diagonalisable ?

- 1 pt : si  $b$  est diagonalisable alors il existe une matrice inversible  $P \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$  et une matrice diagonale  $D \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$  dont les coefficients diagonaux sont les valeurs propres de  $B$  telles que  $B = PDP^{-1}$

- 1 pt :  $D = I$  donc  $B = I$ . C'est absurde.

## Partie III : Étude de $c$

6. Montrer :  $C = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 2 & 0 & 2 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$ .

- 1 pt :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(c(P_0)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 2 \\ 0 \end{pmatrix}$

- 1 pt :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(c(P_1)) = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$

- 1 pt :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(c(P_2)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 2 \\ 0 \end{pmatrix}$

7. L'endomorphisme  $c$  est-il bijectif ?

- 1 pt :  $\text{rg}(c) = \text{rg}(C) = 2$

- 1 pt :  $\text{Im}(c) \neq E$  donc l'endomorphisme  $c$  n'est pas surjectif donc  $c$  n'est pas bijectif

8. a) Déterminer une matrice  $R$ , carrée d'ordre trois, inversible, dont les coefficients de la première ligne sont tous égaux à 1, et une matrice  $D$ , carrée d'ordre trois, diagonale, à coefficients diagonaux dans l'ordre croissant, telles que  $C = RDR^{-1}$ .

- 3 pt :  $\text{Sp}(C) = \{-2, 0, 2\}$  (1 pt pour la méthode même en cas d'erreur de calcul)

- 3 pt :  $E_0(C) = \text{Vect} \left( \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix} \right)$  (1 pt système, 1 pt résolution, 1 pt conclusion)

- 3 pt :  $E_2(C) = \text{Vect} \left( \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

- 3 pt :  $E_{-2}(C) = \text{Vect} \left( \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

- 1 pt :  $D = \begin{pmatrix} -2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$

- 1 pt :  $R = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ -2 & 0 & 2 \\ 1 & -1 & 1 \end{pmatrix}$

b) En déduire que l'endomorphisme  $c$  est diagonalisable et déterminer une base de  $E$  constituée de vecteurs propres de  $c$ .

- 1 pt : la matrice  $C$  est diagonalisable et  $C$  est une matrice représentative de  $c$  dans la base  $\mathcal{B}$  donc l'endomorphisme  $c$  est diagonalisable

- 1 pt :  $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix} = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(1 \cdot P_0 + 0 \cdot P_1 - 1 \cdot P_2)$  donc  $E_0(c) = \text{Vect}(P_0 - P_2)$

- 1 pt :  $\begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 1 \end{pmatrix} = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(1 \cdot P_0 + 2 \cdot P_1 + 1 \cdot P_2)$  donc  $E_2(c) = \text{Vect}(P_0 + 2P_1 + P_2)$

- 1 pt :  $\begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(1 \cdot P_0 - 2 \cdot P_1 + 1 \cdot P_2)$  donc  $E_{-2}(c) = \text{Vect}(P_0 - 2P_1 + P_2)$

- 1 pt : Une base de  $E$  constituée de vecteurs propres de  $c$  est  $(P_0 - 2 \cdot P_1 + P_2, P_0 - P_2, P_0 + 2 \cdot P_1 + P_2)$

#### Partie IV : Étude de $f$

9. Montrer :  $\forall P \in E, f(P) = P'$ .

- 2 pt : calcul

10. En déduire :  $(BA - AB)^3 = 0$ .

- 1 pt : si  $P \in E$ , alors  $(f \circ f \circ f)(P) = P''' = 0_E$  donc  $f \circ f \circ f = 0_{\mathcal{L}(E)}$

- 1 pt :  $(BA - AB)^3 = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(f \circ f \circ f) = 0_{\mathcal{M}_3(\mathbb{R})}$

## Exercice 2

On considère l'application  $\varphi : ]0, +\infty[ \rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto e^x - xe^{\frac{1}{x}}$ . On admet  $2 < e < 3$ .

### Partie I : Étude de la fonction $\varphi$

1. Montrer que  $\varphi$  est de classe  $\mathcal{C}^3$  sur  $]0, +\infty[$ , calculer, pour tout  $x$  de  $]0, +\infty[$ ,  $\varphi'(x)$  et  $\varphi''(x)$  et montrer :  $\forall x \in ]0, +\infty[, \varphi'''(x) = e^x + \frac{3x+1}{x^5} e^{\frac{1}{x}}$ .

- 2 pt :  $\varphi$  est de classe  $\mathcal{C}^3$  sur  $]0, +\infty[$  (0 pt si : « la fonction  $\varphi$  est composée de ... »)

- 1 pt :  $\varphi'(x) = e^x + \left(\frac{1}{x} - 1\right) e^{\frac{1}{x}}$

- 1 pt :  $\varphi''(x) = e^x - \frac{1}{x^3} e^{\frac{1}{x}}$

- 1 pt :  $\varphi'''(x) = e^x + \frac{3x+1}{x^5} e^{\frac{1}{x}}$

2. Étudier le sens de variation de  $\varphi''$  et calculer  $\varphi''(1)$ .

En déduire le sens de variation de  $\varphi'$ , et montrer :  $\forall x \in ]0, +\infty[, \varphi'(x) \geq e$ .

- 1 pt : pour tout  $x \in ]0, +\infty[, \varphi'''(x) > 0$  donc  $\varphi''$  est croissante sur  $]0, +\infty[$

- 1 pt :  $\varphi''(1) = 0$

- 1 pt :

$x$	0	1	$+\infty$
Signe de $\varphi''(x)$	-	0	+
Variations de $\varphi'$	$+\infty$	$e$	$+\infty$

- 1 pt :  $\varphi'$  admet un minimum en 1 et  $\varphi'(1) = e$  donc pour tout  $x \in ]0, +\infty[, \varphi'(x) \geq e$

3. Déterminer la limite de  $\varphi(x)$  lorsque  $x$  tend vers 0 par valeurs strictement positives.

- 1 pt :  $\lim_{X \rightarrow +\infty} \frac{e^{-X}}{X} = +\infty$  par croissances comparées

- 1 pt :  $\lim_{x \rightarrow 0^+} \varphi(x) = -\infty$

4. Déterminer la limite de  $\frac{\varphi(x)}{x}$  lorsque  $x$  tend vers  $+\infty$ , et la limite de  $\varphi(x)$  lorsque  $x$  tend vers  $+\infty$ .

- 1 pt :  $\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{\varphi(x)}{x} = +\infty$

- 1 pt :  $\lim_{x \rightarrow +\infty} \varphi(x) = +\infty$

5. On admet :  $15 < \varphi(3) < 16$ . Montrer :  $\forall x \in [3, +\infty[, \varphi(x) \geq ex$ .

On note  $\mathcal{C}$  la courbe représentative de  $\varphi$ .

- 1 pt : On note  $h : x \mapsto \varphi(x) - ex$ . Pour tout  $x \in ]0, +\infty[, h'(x) \geq 0$ .

- 1 pt :  $\forall x \in [3, +\infty[, h(x) \geq h(3)$

- 1 pt :  $h(3) = \varphi(3) - 3e > 15 - 3e > 0$

6. Montrer que  $\mathcal{C}$  admet un unique point d'inflexion, déterminer les coordonnées de celui-ci et l'équation de la tangente en ce point.

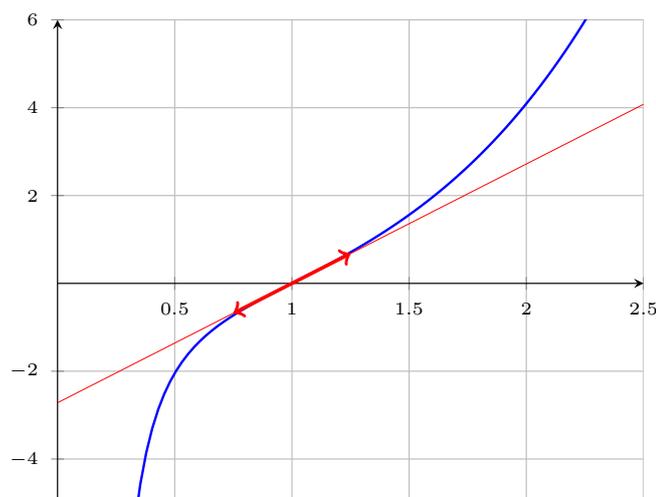
- 1 pt : La fonction  $\varphi''$  est négative sur  $]0, 1[$  et positive sur  $[1, +\infty[$ , la fonction  $\varphi$  change donc de convexité en 1, seul point d'inflexion de la courbe représentative de  $\varphi$
- 1 pt : La courbe représentative de  $\varphi$  admet pour point d'inflexion, le point de coordonnées  $(1, 0)$
- 1 pt : L'équation de la tangente à la courbe représentative de  $\varphi$  en 1 est :  
 $y = \varphi'(1)(x - 1) + \varphi(1) = e(x - 1)$

7. Dresser le tableau de variations de  $\varphi$ , avec les limites en 0 et en  $+\infty$ , et la valeur en 1. Tracer l'allure de  $\mathcal{C}$  et faire apparaître la tangente au point d'inflexion.

- 1 pt :

$x$	0	1	$+\infty$
Signe de $\varphi'(x)$	+	+	
Variations de $\varphi$	$-\infty$	0	$+\infty$

- 4 pt : (1 pt tangente, 1 point concavité/convexité, 1 pt limites, 1 pt croissance)

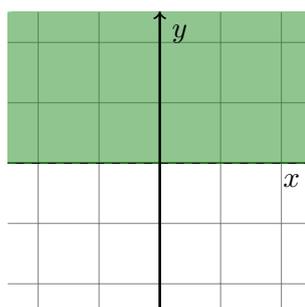


### Partie II : Étude d'extremum pour une fonction réelle de deux variables réelles

On note  $U = \mathbb{R} \times ]0, +\infty[$  et on considère l'application :  $f : U \rightarrow \mathbb{R}, (x, y) \mapsto xy - e^x \ln(y)$ .

8. Représenter graphiquement l'ensemble  $U$ .

- 1 pt :



9. (CUBES uniquement) Montrer que  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^2$  sur l'ouvert  $U$  et calculer, pour tout  $(x, y)$  de  $U$ , les dérivées partielles premières et les dérivées partielles secondes de  $f$  au point  $(x, y)$ .

- 1 pt : la fonction  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $U$  en tant que somme et produit de fonctions de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $U$  (bonus 1 pt si détails)
- 6 pt : (1 pt par formule juste)

$$\begin{aligned} \forall (x, y) \in U, \quad \partial_1(f)(x, y) &= y - \ln(y) e^x, & \partial_2(f)(x, y) &= x - \frac{e^x}{y} \\ \partial_{1,1}^2(f)(x, y) &= -\ln(y) e^x, & \partial_{1,2}^2(f)(x, y) &= 1 - \frac{e^x}{y} \\ \partial_{2,1}^2(f)(x, y) &= 1 - \frac{e^x}{y}, & \partial_{2,2}^2(f)(x, y) &= \frac{e^x}{y^2} \end{aligned}$$

10. (CUBES uniquement) Établir que, pour tout  $(x, y)$  de  $U$ ,  $(x, y)$  est un point critique de  $f$  si et seulement si :

$$x > 0 \quad \text{et} \quad y = e^{\frac{1}{x}} \quad \text{et} \quad \varphi(x) = 0$$

- 3 pt : équivalence correctement démontrée (1 pt si une implication est faite mais pas la réciproque)
11. (CUBES uniquement) En déduire que  $f$  admet un point critique et un seul, et qu'il s'agit de  $(1, e)$ .
- 1 pt :  $\varphi$  est continue et strictement croissante
  - 1 pt : l'équation  $\varphi(x) = 0$  admet une unique solution sur  $]0, +\infty[$  par thm de la bijection
  - 1 pt :  $\varphi(1) = 0$  donc le réel 1 est l'unique solution de l'équation  $\varphi(x) = 0$  sur  $]0, +\infty[$  donc  $(1, e)$  est l'unique point critique de  $f$

12. (CUBES uniquement) Est-ce que  $f$  admet un extremum local en  $(1, e)$  ?

- 1 pt :  $\nabla^2(f)(1, e) = \begin{pmatrix} -e & 0 \\ 0 & \frac{1}{e} \end{pmatrix}$
- 1 pt : La matrice  $\nabla^2(f)(1, e)$  est diagonale, donc ses valeurs propres sont ses coefficients diagonaux. D'où  $\text{Sp}(\nabla^2(f)(1, e)) = \{-e, \frac{1}{e}\}$
- 1 pt : La matrice  $\nabla^2(f)(1, e)$  admet une valeur propre strictement positive et une valeur propre strictement négative. On en déduit que  $(1, e)$  n'est pas un extremum local (c'est un point selle)

13. (CUBES uniquement) Est-ce que  $f$  admet un extremum local sur  $U$  ?

- 1 pt : La fonction  $f$  admet  $(1, e)$  comme unique point critique sur  $U$ , qui est un ouvert
- 1 pt : ce point n'est pas un extremum local, donc  $f$  n'admet pas d'extremum local sur  $U$

### Partie III : Étude d'une suite et d'une série

On considère la suite réelle  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  définie par  $u_0 = 3$  et :  $\forall n \in \mathbb{N}, u_{n+1} = \varphi(u_n)$ .

14. Montrer que, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ ,  $u_n$  existe et  $u_n \geq 3e^n$ .  
(on pourra utiliser les résultats de la **Partie I**)

- 1 pt : initialisation
- 2 pt : hérédité

15. Montrer que la suite  $(u_n)$  est strictement croissante et que  $u_n$  tend vers  $+\infty$  lorsque  $n$  tend vers l'infini.

- 1 pt :  $u_n \in [3, +\infty[$  donc on peut utiliser la question 5.

- 1 pt :  $u_{n+1} = \varphi(u_n) \geq e u_n \geq u_n$

- 1 pt :  $\forall n \in \mathbb{N}, u_n \geq 3e^n$  donc  $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = +\infty$  par théorème de comparaison

16. Écrire un programme **Scilab** qui affiche et calcule le plus petit entier  $n$  tel que  $u_n \geq 10^3$ .

```

1  n = 0
2  u = 3
3  while u < 10 ^ 3
4      u = exp(u) - u * exp(1/u)
5      n = n + 1
6  end
7  disp(n)

```

- 1 pt :

```

1  n = 0
2  u = 3

```

- 1 pt :

```

3  while u < 10 ^ 3

```

- 1 pt :

```

5      u = exp(u) - u * exp(1/u)
6      n = n + 1

```

- 1 pt :

```

7  disp(n)

```

17. Quelle est la nature de la série de terme général  $\frac{1}{u_n}$  ?

- 1 pt :  $\forall n \in \mathbb{N}, 0 < \frac{1}{u_n} \leq \frac{1}{3} \left(\frac{1}{e}\right)^n$

- 1 pt : la série  $\sum_{n \geq 0} \left(\frac{1}{e}\right)^n$  est une série géométrique de raison  $\frac{1}{e} \in ]-1, 1[$ . C'est donc une série convergente.

- 1 pt : Par critère de comparaison de séries à termes positifs, la série  $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{u_n}$  est convergente

18. Écrire une fonction **Scilab** d'en-tête fonction **S = sommeP(n)** qui, prend en argument un entier  $n$  et stocke dans la variable de sortie  $S$  le  $n^{\text{ème}}$  terme de la somme partielle de la série de terme général  $\frac{1}{u_n}$ .

```
1 function S = sommeP(n)
2 u = 3
3 S = 0
4 for k = 0:n
5     S = S + 1/u
6     u = exp(u) - u * exp(1/u)
7 end
8 endfunction
```

- 1 pt : syntaxe fonction Scilab

- 1 pt :

```
2 u = 3
3 S = 0
```

- 1 pt :

```
4 for k = 0:n
```

- 1 pt :

```
5     S = S + 1/u
6     u = exp(u) - u * exp(1/u)
```

### Exercice 3

Soit  $a \in \mathbb{R}_+^*$ .

1. Montrer que, pour tout entier  $n$  tel que  $n \geq 0$ , l'intégrale  $I_n = \int_0^{+\infty} x^n e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx$  est convergente.

- 1 pt : La fonction  $x \mapsto x^n e^{-\frac{x^2}{2a^2}}$  est continue sur  $[0, +\infty[$  en tant que produit de fonctions continues sur ce même intervalle donc  $I_n$  est une intégrale impropre en  $+\infty$

- 1 pt :  $\forall x \in [1, +\infty[$ ,  $x^n e^{-\frac{x^2}{2a^2}} \geq 0$  et  $\frac{1}{x^2} \geq 0$

- 1 pt :  $x^n e^{-\frac{x^2}{2a^2}} = o\left(\frac{1}{x^2}\right)$  par croissances comparées

- 1 pt :  $\int_1^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx$  est une intégrale de Riemann, impropre en  $+\infty$ , d'exposant  $2 > 1$ .  
 C'est donc une intégrale convergente.

- 1 pt : Par critère de négligeabilité d'intégrales généralisées de fonctions continues positives,  $\int_1^{+\infty} x^n e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx$  est convergente.

2. a) Rappeler une densité d'une variable aléatoire qui suit la loi normale d'espérance nulle et de variance  $a^2$ .

En déduire :  $I_0 = a \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ .

- 1 pt : Une densité de  $X$  est :  $f_X : x \mapsto \frac{1}{a\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x}{a}\right)^2}$

- 1 pt :  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 2 \int_0^{+\infty} f_X(x) dx$  car  $f_X$  est paire

- 1 pt : Comme  $f_X$  est une densité :  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$

- 1 pt :  $I_0 = \int_0^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx = a\sqrt{2\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1}{a\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx = a\sqrt{2\pi} \int_0^{+\infty} f_X(x) dx$

b) Calculer la dérivée de l'application  $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  définie, pour tout  $x \in \mathbb{R}$ , par :  $\varphi(x) = e^{-\frac{x^2}{2a^2}}$ .  
 En déduire :  $I_1 = a^2$ .

- 1 pt : La fonction  $\varphi$  est dérivable sur  $\mathbb{R}$  en tant que composée de fonctions dérivables sur  $\mathbb{R}$

- 1 pt :  $\forall x \in \mathbb{R}$ ,  $\varphi'(x) = -\frac{1}{a^2} x e^{-\frac{x^2}{2a^2}}$

- 1 pt :  $\int_0^A x e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx = -a^2 e^{-\frac{A^2}{2a^2}} + a^2$

3. a) Montrer, pour tout entier  $n$  tel que  $n \geq 2$  et pour tout  $t \in [0, +\infty[$  :

$$\int_0^t x^n e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx = -a^2 t^{n-1} e^{-\frac{t^2}{2a^2}} + (n-1)a^2 \int_0^t x^{n-2} e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx$$

- 1 pt : IPP bien choisie

$$\left| \begin{array}{ll} u(x) = x^{n-1} & u'(x) = (n-1)x^{n-2} \\ v'(x) = x e^{-\frac{x^2}{2a^2}} & v(x) = -a^2 e^{-\frac{x^2}{2a^2}} \end{array} \right.$$

- 1 pt : Cette IPP est valide car les fonctions  $u$  et  $v$  sont de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $[0, t]$

- 1 pt : calcul correct

b) En déduire, pour tout entier  $n$  tel que  $n \geq 2$  :  $I_n = (n - 1) a^2 I_{n-2}$ .

- 1 pt : par croissances comparées :  $\lim_{t \rightarrow +\infty} t^{n-1} e^{-\frac{t^2}{2a^2}} = 0$

- 1 pt : on peut passer à la limite dans l'égalité de la question précédente puisque toutes les intégrales convergent

c) Calculer  $I_2$  et  $I_3$ .

- 1 pt :  $I_2 = a^3 \sqrt{\frac{\pi}{2}}$

- 1 pt :  $I_3 = 2a^4$

On considère l'application  $g_a : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  définie, pour tout  $x \in \mathbb{R}$ , par :

$$g_a(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{x}{a^2} e^{-\frac{x^2}{2a^2}} & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

4. Montrer que  $g_a$  est une densité.

- 1 pt :  $g_a$  est continue sur  $\mathbb{R}$  sauf éventuellement en 0

- 1 pt : pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $g_a(x) \geq 0$

- 3 pt : l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} g_a(x) dx$  converge et vaut 1

- 1 pt : La fonction  $g_a$  est nulle en dehors de  $]0, +\infty[$ , donc  $\int_{-\infty}^{+\infty} g_a(x) dx = \int_0^{+\infty} g_a(x) dx$

- 1 pt :  $I_1$  converge donc  $\int_0^{+\infty} g_a(x) dx$  aussi

- 1 pt : par linéarité  $\int_0^{+\infty} \frac{x}{a^2} e^{-\frac{x^2}{2a^2}} dx = 1$  car  $I_1 = a^2$

On considère une variable aléatoire  $X$  admettant  $g_a$  comme densité.

5. Déterminer la fonction de répartition de la variable aléatoire  $X$ .

- 1 pt :  $g_a$  est nulle en dehors de  $]0, +\infty[$  donc on peut considérer que  $X(\Omega) = ]0, +\infty[$

- 1 pt : si  $x \in ]-\infty, 0]$ , alors  $F_X(x) = 0$

- 2 pt : si  $x \in ]0, +\infty[$ , alors  $F_X(x) = 1 - e^{-\frac{x^2}{2a^2}}$

6. Montrer que la variable aléatoire  $X$  admet une espérance  $\mathbb{E}(X)$  et que  $\mathbb{E}(X) = a \sqrt{\frac{\pi}{2}}$

- 1 pt : La v.a.r.  $X$  admet une espérance si et seulement si l'intégrale impropre  $\int_{-\infty}^{+\infty} t g_a(t) dt$  est absolument convergente, ce qui équivaut à démontrer la convergence pour les calculs de moments du type  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^m g_a(t) dt$

- 1 pt : La fonction  $g_a$  est nulle en dehors de  $]0, +\infty[$ , donc  $\int_{-\infty}^{+\infty} t g_a(t) dt = \int_0^{+\infty} t g_a(t) dt$

- 1 pt :  $\int_0^{+\infty} t g_a(t) dt = \frac{1}{a^2} I_2$  et  $I_2$  converge donc  $X$  admet une espérance

- 1 pt :  $\int_0^{+\infty} t g_a(t) dt = \frac{1}{a^2} I_2$  donc  $\mathbb{E}(X) = a \sqrt{\frac{\pi}{2}}$

7. Montrer que la variable aléatoire  $X$  admet une variance  $\mathbb{V}(X)$  et calculer  $\mathbb{V}(X)$ .

- 1 pt : La v.a.r.  $X$  admet un moment d'ordre 2 si et seulement si l'intégrale impropre  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^2 g_a(t) dt$  est absolument convergente, ce qui équivaut à démontrer la

convergence pour les calculs de moments du type  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^m g_a(t) dt$

- 1 pt : La fonction  $g_a$  est nulle en dehors de  $]0, +\infty[$ , donc  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^2 g_a(t) dt = \int_0^{+\infty} t^2 g_a(t) dt$

- 1 pt :  $\int_0^{+\infty} t^2 g_a(t) dt = \frac{1}{a^2} I_3$  et  $I_3$  converge donc  $X$  admet un moment d'ordre 2 donc  $X$  admet une variance

- 1 pt :  $\mathbb{E}(X^2) = 2a^2$

- 1 pt : D'après la formule de Koenig-Huygens :  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2$

- 1 pt :  $\mathbb{V}(X) = \frac{4 - \pi}{2} a^2$

8. a) On considère une variable aléatoire  $U$  suivant la loi uniforme sur l'intervalle  $]0, 1]$ . Montrer que la variable aléatoire  $Z = a \sqrt{-2 \ln(U)}$  suit la même loi que la variable aléatoire  $X$ .

- 1 pt : On note  $h : x \mapsto a \sqrt{-2 \ln(x)}$  de telle sorte que  $Z = h(U)$

- 1 pt :  $Z(\Omega) = [0, +\infty[$

- 1 pt : si  $x \in ]-\infty, 0[$ ,  $F_Z(x) = 0$

- 3 pt : si  $x \in ]0, +\infty[$ ,  $F_Z(x) = 1 - F_U\left(e^{-\frac{x^2}{2a^2}}\right)$  (1 pt calcul, 2 pt arguments)

- 1 pt :  $0 < e^{-\frac{x^2}{2a^2}} \leq 1$

- 1 pt :  $F_U : u \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } u \in ]-\infty, 0] \\ u & \text{si } u \in ]0, 1] \\ 1 & \text{si } u \in ]1, +\infty[ \end{cases}$

- 1 pt : si  $x \in ]0, +\infty[$ ,  $F_Z(x) = 1 - e^{-\frac{x^2}{2a^2}}$

- 1 pt : on reconnaît la fonction de répartition de la v.a.r.  $X$  et la fonction de répartition caractérise la loi.

b) Écrire une fonction Scilab d'en-tête `function X = simulX(a)` qui prend en argument un réel  $a$  et permet de simuler la variable aléatoire  $X$ .

On rappelle que l'instruction `rand()` simule une variable aléatoire de loi uniforme sur  $]0, 1]$ .

```
1  fonction X = simulX(a)
2  U = rand()
3  X = a * sqrt(-2 * log(U))
4  endfunction
```

- 1 pt : syntaxe fonction Scilab

- 1 pt :

$$\underline{2} \quad U = \text{rand}()$$

- 1 pt :

$$\underline{3} \quad X = a * \text{sqrt}(-2 * \log(U))$$

### Vocabulaire de l'estimation

En statistiques, on définit la notion d'estimateur. C'est une fonction permettant d'évaluer un paramètre inconnu (souvent noté  $\theta$ ) d'une loi de probabilité. Sans entrer dans les détails, un estimateur peut par exemple servir à estimer certaines caractéristiques d'une population totale à partir de données obtenues par un sondage.

On définit comme suit le cadre de l'estimation.

Soit  $Z$  une variable aléatoire dont la loi dépend d'un paramètre inconnu  $\theta$ .

Soit  $n$  un entier tel que  $n \geq 2$ .

Soit  $(Z_1, \dots, Z_n)$  un  $n$ -uplet de variables aléatoires et soit  $Y_n$  une variable aléatoire.

On donne les définitions suivantes.

- On dit que  $(Z_1, \dots, Z_n)$  est un  $n$ -échantillon de  $Z$  si :
  - × les variables aléatoires  $Z_1, \dots, Z_n$  sont indépendantes.
  - × les variables aléatoires  $Z_1, \dots, Z_n$  suivent toutes la même loi que  $Z$ .
- On dit que  $Y_n$  est un estimateur du paramètre  $\theta$  si la variable aléatoire  $Y_n$  s'écrit comme une fonction (dont l'expression ne dépend pas de  $\theta$ ) des v.a.r.  $Z_1, \dots, Z_n$ . Par exemple :
  - ×  $Y_n = Z_1 + \dots + Z_n$  est un estimateur de  $\theta$ .
  - ×  $Y_n = Z_1 + \dots + Z_n - (n-1)\theta$  n'est pas un estimateur de  $\theta$ .
- Si un estimateur  $Y_n$  de  $\theta$  admet une espérance, on appelle biais de  $Y_n$  le réel  $b(Y_n)$  défini par :

$$b(Y_n) = \mathbb{E}(Y_n) - \theta$$

Dans le cas où  $b(Y_n) = 0$  (c'est-à-dire  $\mathbb{E}(Y_n) = \theta$ ), on dit que l'estimateur  $Y_n$  est sans biais.

- Si un estimateur  $Y_n$  de  $\theta$  admet une variance, on appelle risque quadratique de  $Y_n$  le réel  $r(Y_n)$  défini par :

$$r(Y_n) = \mathbb{E}((Y_n - \theta)^2)$$

9. On se place dans le cadre de l'estimation défini au-dessus.

En particulier, on considère  $\theta \in \mathbb{R}$  et  $Y_n$  un estimateur du paramètre  $\theta$  qui admet une variance.

a) Démontrer :  $r(Y_n) = \mathbb{V}(Y_n) + (b(Y_n))^2$ .

- 1 pt :  $r(Y_n) = \mathbb{E}(Y_n^2) - 2\theta\mathbb{E}(Y_n) + \theta^2$

- 1 pt : **linéarité de l'espérance citée**

- 1 pt :  $\mathbb{V}(Y_n) = \mathbb{E}(Y_n^2) - (\mathbb{E}(Y_n))^2$  **par Koenig-Huygens**

- 1 pt :  $(b(Y_n))^2 = (\mathbb{E}(Y_n))^2 - 2\theta\mathbb{E}(Y_n) + \theta^2$

b) On suppose dans cette question que  $Y_n$  est sans biais. Que vaut le risque quadratique de  $Y_n$  dans ce cas ?

- 1 pt :  $r(Y_n) = \mathbb{V}(Y_n)$

Dans la suite, on considère  $n$  variables aléatoires indépendantes  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , suivant toutes la même loi que la variable aléatoire  $X$  définie après la question 4. On définit ainsi un  $n$ -échantillon de la variable aléatoire  $X$ .

10. On considère la variable aléatoire  $A_n = \frac{\sqrt{2}}{n\sqrt{\pi}} (X_1 + X_2 + \dots + X_n)$ .

a) Écrire une fonction **Scilab** d'en-tête `function A = simulA(a, n)` qui, prend en argument un réel  $a$  et un entier  $n$  et qui permet de simuler la variable aléatoire  $A_n$ .

On pourra se servir de la fonction `simulX` définie en **8.b**) ainsi que de la fonction `min` qui prend en paramètre une matrice et renvoie le plus petit coefficient de cette matrice.

```

1  function A = simulA(a,n)
2  A = 0
3  for k = 1:n
4      A = A + simulX(a)
5  end
6  A = (sqrt(2)/(n * sqrt(%pi))) * A
7  endfunction

```

- 1 pt : syntaxe fonction Scilab

- 1 pt : initialisation

```

2  A = 0

```

- 1 pt : longueur boucle

```

3  for k = 1:n

```

- 1 pt :

```

4      A = A + simulX(a)

```

- 1 pt :

```

6  A = (sqrt(2)/(n * sqrt(%pi))) * A

```

b) Montrer que la variable aléatoire  $A_n$ , est un estimateur sans biais de  $a$ .

- 1 pt :  $A_n = f(X_1, \dots, X_n)$  où la fonction  $f$  ne dépend pas du paramètre  $a$ . On en déduit que  $A_n$  est un estimateur de  $a$ .

- 1 pt : La v.a.r.  $A_n$  admet une espérance en tant que combinaison linéaire de v.a.r. qui en admettent une

- 1 pt :  $\mathbb{E}(A_n) = a$

- 1 pt : linéarité de l'espérance citée

- 1 pt :  $X_1, \dots, X_n$  ont même loi que  $X$

c) Déterminer le risque quadratique de l'estimateur  $A_n$ .

- 1 pt :  $r(A_n) = \mathbb{V}(A_n)$  car  $A_n$  est sans biais

- 1 pt :  $\mathbb{V}(A_n) = \frac{2}{n^2 \pi} \mathbb{V}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)$

- 1 pt :  $\mathbb{V}(A_n) = \frac{2}{n^2 \pi} \sum_{i=1}^n \mathbb{V}(X_i)$  par indépendance de  $X_1, \dots, X_n$

- 1 pt :  $\mathbb{V}(A_n) = \frac{2}{n^2 \pi} \sum_{i=1}^n \left(\frac{4-\pi}{2} a^2\right)$  car  $X_1, \dots, X_n$  ont même loi que  $X$

- 1 pt :  $r(A_n) = \frac{4-\pi}{\pi} \frac{a^2}{n}$

On définit la variable aléatoire  $M_n = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ .

11. a) Écrire une fonction **Scilab** d'en-tête fonction `M = simulM(a, n)` qui, prend en argument un réel  $a$  et un entier  $n$  et qui permet de simuler la variable aléatoire  $M_n$ .

On pourra se servir de la fonction `simulX` définie en 8.b).

```

1  fonction M = simulM(a,n)
2  T = zeros(1,n)
3  for k = 1:n
4      T(k) = simulX(a)
5  end
6  M = min(T)
7  endfunction

```

- 1 pt : syntaxe fonction Scilab

- 1 pt : initialisation

```

2  T = zeros(1,n)

```

- 1 pt : longueur boucle

```

3  for k = 1:n

```

- 1 pt : remplissage tableau

```

4      T(k) = simulX(a)

```

- 1 pt :

```

6  M = min(T)

```

b) Montrer, pour tout  $t \in [0, +\infty[$  :  $\mathbb{P}([M_n > t]) = e^{-\frac{nt^2}{2a^2}}$ .

- 1 pt :  $[M_n > t] = \bigcap_{i=1}^n [X_i > t]$

- 1 pt :  $\mathbb{P}([M_n > t]) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}([X_i > t])$  par indépendance de  $X_1, \dots, X_n$

- 1 pt :  $\mathbb{P}([M_n > t]) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}([X > t])$  car  $X_1, \dots, X_n$  ont même loi que  $X$

- 1 pt :  $\mathbb{P}([M_n > t]) = (1 - F_X(t))^n$

- 1 pt :  $F_X(t) = 1 - e^{-\frac{t^2}{2a^2}}$  car  $t \in [0, +\infty[$

- 1 pt : l'égalité précédente est bien valable pour  $t = 0$  car  $F_X(0) = 0$  et  $1 - e^{-\frac{0^2}{2a^2}} = 0$

c) En déduire la fonction de répartition de  $M_n$ .

- 1 pt :  $X(\Omega) = ]0, +\infty[$  donc  $M_n(\Omega) = ]0, +\infty[$

- 1 pt : si  $t \leq 0$ , alors  $F_{M_n}(t) = 0$

- 1 pt : si  $t > 0$ , alors  $F_{M_n}(t) = 1 - e^{-\frac{nt^2}{2a^2}}$

d) Montrer que  $M_n$  est une variable aléatoire à densité, admettant  $g_b$  comme densité avec  $b = \frac{a}{\sqrt{n}}$ .

- 1 pt : une v.a.r.  $Y$  de densité  $g_b$  admet comme fonction de répartition, d'après 5. :

$$G_b : t \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } t \in ]-\infty, 0] \\ 1 - e^{-\frac{t^2}{2b^2}} & \text{si } t \in ]0, +\infty[ \end{cases}$$

- 1 pt : En utilisant  $b = \frac{a}{\sqrt{n}}$ , on remarque que  $F_{M_n} = G_b$ . Ainsi,  $M_n$  et  $Y$  ont même loi.

- 1 pt :  $Y$  étant à densité,  $M_n$  l'est aussi

- 1 pt :  $Y$  admettant la fonction  $g_b$  comme densité, on en déduit que  $M_n$  aussi

e) Montrer que la variable aléatoire  $M_n$ , admet une espérance  $\mathbb{E}(M_n)$  et une variance  $\mathbb{V}(M_n)$ . Calculer  $\mathbb{E}(M_n)$  et  $\mathbb{V}(M_n)$ .

- 1 pt : La v.a.r.  $M_n$  admet pour densité la fonction  $g_b$  donc d'après les questions 6. et 7., la v.a.r.  $Y$  admet une espérance et une variance

- 1 pt : D'après la question 6. :  $\mathbb{E}(M_n) = \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2n}} a$

- 1 pt : D'après la question 7. :  $\mathbb{V}(M_n) = \frac{4 - \pi}{2} \frac{a^2}{n}$

12. a) En déduire un estimateur  $B_n$  sans biais de  $a$ , de la forme  $\lambda_n \cdot M_n$  avec  $\lambda_n \in \mathbb{R}$ .

- 1 pt : La v.a.r.  $B_n = \lambda_n M_n$  admet une espérance car la v.a.r.  $M_n$  en admet une

- 1 pt :  $\mathbb{E}(\lambda_n M_n) = a \iff \lambda_n = \frac{\sqrt{2n}}{\sqrt{\pi}}$

- 1 pt : linéarité de l'espérance citée

- 1 pt : vérification que  $B_n = \lambda_n M_n$  est bien un estimateur de  $a$

b) Déterminer le risque quadratique de l'estimateur  $B_n$ .

- 1 pt : La v.a.r.  $B_n$  admet une variance car la v.a.r.  $M_n$  en admet une

- 1 pt : La v.a.r.  $B_n$  est sans biais donc  $r(B_n) = \mathbb{V}(B_n)$

- 1 pt :  $r(B_n) = \frac{4 - \pi}{\pi} a^2$