

EXERCICE 1:

P artie I. Loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$, qu'on notera $\mathcal{E}(\lambda)$:

1. Si X est une variable aléatoire de loi $\mathcal{E}(\lambda)$, une densité de X est définie sur \mathbb{R} par
$$\begin{cases} f(x) = \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ f(x) = 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

La fonction de répartition de X est alors définie sur \mathbb{R} par
$$\begin{cases} F(x) = 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ F(x) = 0 & \text{si } x \leq 0 \end{cases}$$

X admet alors pour espérance $E(X) = \frac{1}{\lambda}$ et pour variance $V(X) = \frac{1}{\lambda^2}$.

2. L'intégrale d'une densité de X étant égale à 1, on a :

$$\int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\lambda} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\lambda} \cdot 1 = \frac{1}{\lambda} \text{ soit } \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$$

et $\int_0^{+\infty} x \cdot e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \frac{1}{\lambda} E(X) = \frac{1}{\lambda} \cdot \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\lambda^2}$ soit $\int_0^{+\infty} x \cdot e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda^2}$

3. Notons F_V et F_U les fonctions de répartitions respectives de V et U.

- (a) On a pour tout $x \in \mathbb{R}$, $F_V(x) = P(V \leq x) = P(-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - U) \leq x) = P(\ln(1 - U) \geq -\lambda \cdot x) = P((1 - U) \geq e^{-\lambda \cdot x}) = P((1 - e^{-\lambda x}) \geq U) = F_U(1 - e^{-\lambda x})$
 Or si $x \leq 0$, on a $1 - e^{-\lambda x} \leq 0$ donc $F_V(x) = F_U(1 - e^{-\lambda x}) = 0 = F_X(x)$
 et si $x \geq 0$, on a $1 - e^{-\lambda x} \in [0; 1]$ donc $F_V(x) = F_U(1 - e^{-\lambda x}) = 1 - e^{-\lambda x} = F_X(x)$.

Par conséquent, la fonction de répartition de V est celle d'une loi exponentielle de paramètre λ

- (b) fonction V=expo(lambda)

V=-(1/lambda)*log(1-rand()), // c'est la simulation par inversion de la fonction de répartition.
 endfunction

4. Partie II. Loi de la v.a.r. $T_n = \max(X_1, \dots, X_n)$.

- (a) Comme les v.a.r. X_1, \dots, X_n sont indépendantes et que $\max(X_1, \dots, X_n) \leq x$ équivaut à $(X_1 \leq x)$ et $(X_2 \leq x)$ et $(X_n \leq x)$.
 on a pour tout $x > 0$:

$$P(T_n \leq x) = P(\max(X_1, \dots, X_n) \leq x) = P((X_1 \leq x) \cap \dots \cap (X_n \leq x)) = P(X_1 \leq x) \dots P(X_n \leq x) = (1 - e^{-x}) \dots (1 - e^{-x}) = (1 - e^{-x})^n = F_{T_n}(x).$$

- (b) La fonction de répartition de T_n est alors définie sur \mathbb{R} par
$$\begin{cases} F_{T_n}(x) = (1 - e^{-x})^n & \text{si } x \geq 0 \\ F_{T_n}(x) = 0 & \text{si } x \leq 0 \end{cases}$$

T_n ayant une fonction de répartition qui est (évidemment ?) de classe C^1 sur \mathbb{R}^* et aussi continue en 0 (car $\lim_{0^+} (1 - e^{-x})^n = \lim_{0^-} 0 = 0$), c'est une variable continue dont une densité f_n est la dérivée de F_{T_n} sur \mathbb{R}^* .

On a donc pour densité de T_n :
$$\begin{cases} f_n(x) = F'_{T_n}(x) = n e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} & \text{si } x > 0 \\ f_n(x) = F'_{T_n}(x) = 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

5. .

- (a) Comme f_n est nulle sur \mathbb{R}^- et continue sur $[0, +\infty[$, il s'agit ici de montrer la convergence de l'intégrale : $\int_0^{+\infty} x \cdot f_n(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot n e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} dx$.

Par équivalence de 2 fonctions positives en $+\infty$:

pour $n \in \mathbb{N}^*$, on a $\lim_{+\infty} (1 - e^{-x})^{n-1} = 1$ donc $x \cdot n e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} \sim x \cdot n e^{-x}$.

Par conséquent $\int_0^{+\infty} x \cdot f_n(x) dx$ est de même nature que l'intégrale $\int_0^{+\infty} x \cdot e^{-x} dx$, donc convergente d'après la 1ère partie.

T_n admet donc une espérance $E(T_n) = \int_0^{+\infty} x \cdot f_n(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot n e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} dx$.

- (b) Pour $n=1$: $E(T_1) = \int_0^{+\infty} x \cdot f_1(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot e^{-x} dx = 1$. (d'après la partie I).

Et pour $n=2$: $E(T_2) = \int_0^{+\infty} x \cdot f_2(x) dx = \int_0^{+\infty} 2x \cdot e^{-x} (1 - e^{-x}) dx = \int_0^{+\infty} 2x \cdot e^{-x} dx - \int_0^{+\infty} 2x \cdot e^{-2x} dx$.

Donc toujours selon la 1ère partie $E(T_2) = 2 \cdot 1 - 2 \cdot \frac{1}{4} = \frac{3}{2}$.

6. .

(a) Pour $x > 0$, on a d'une part :

$$f_{n+1}(x) - f_n(x) = (n+1)e^{-x}(1-e^{-x})^n - ne^{-x}(1-e^{-x})^{n-1} = e^{-x}(1-e^{-x})^{n-1}[(n+1)(1-e^{-x}) - n] = e^{-x}(1-e^{-x})^{n-1}[1 - (1-e^{-x})]$$

et d'autre part :

$$f'_{n+1}(x) = [(n+1)e^{-x}(1-e^{-x})^n]' = (n+1)[-e^{-x}(1-e^{-x})^n + e^{-x}ne^{-x}(1-e^{-x})^{n-1}] = (n+1)e^{-x}(1-e^{-x})^{n-1}[-(1-e^{-x}) + 1]$$

On en conclut $\boxed{-\frac{1}{n+1}f'_{n+1}(x) = e^{-x}(1-e^{-x})^{n-1}[1 - (n+1)e^{-x}] = f_{n+1}(x) - f_n(x)}$

(b) Les fonctions définies par $u(x) = x$ et $v(x) = -\frac{1}{n+1}f_{n+1}(x)$ étant de classe C^1 sur \mathbb{R}^+ , l'intégration par parties sur $[0, A]$ fournit :

$$\int_0^A x(f_{n+1}(x) - f_n(x))dx = \int_0^A u(x).v'(x)dx = [x(-\frac{1}{n+1}f_{n+1}(x))]_0^A - \int_0^A 1.(-\frac{1}{n+1}f_{n+1}(x))dx = A(-\frac{1}{n+1}f_{n+1}(A)) + \frac{1}{n+1} \int_0^A f_{n+1}(x)dx$$

Comme les intégrales en question sont convergentes et que $\lim_{A \rightarrow +\infty} A(-\frac{1}{n+1}f_{n+1}(A)) = 0$ (théorème des croissances comparées), on obtient

$$\int_0^{+\infty} x(f_{n+1}(x) - f_n(x))dx = \lim_{A \rightarrow +\infty} \int_0^A x(f_{n+1}(x) - f_n(x))dx = \lim_{A \rightarrow +\infty} \frac{1}{n+1} \int_0^A f_{n+1}(x)dx = \frac{1}{n+1} \int_0^{+\infty} f_{n+1}(x)dx$$

(c) On en déduit $\boxed{E(T_{n+1}) - E(T_n) = \int_0^{+\infty} x.f_{n+1}(x)dx - \int_0^{+\infty} x.f_n(x)dx = \frac{1}{n+1} \int_0^{+\infty} f_{n+1}(x)dx = \frac{1}{n+1}}$ (f_{n+1} est une densité).

Donc $E(T_{n+1}) = E(T_n) + \frac{1}{n+1}$ et comme $E(T_1) = 1$, on obtient par récurrence $\boxed{E(T_n) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}}$.

P artie III : Loi du premier dépassement

7. On a $N = 0$ lorsque pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $X_n \leq a$.

Donc $N = 0$ équivaut à $X_{.1} \leq a$ et $X_{.2} \leq a$ et ... $X_{.n} \leq a$ et

Par suite : $\boxed{(N = 0) = \bigcap_{k=1}^{+\infty} (X_{.k} \leq a)}$ et les événements $(X_{.k} \leq a)$ sont indépendants.

On a donc $P(N = 0) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(\bigcap_{k=1}^n (X_{.k} \leq a)) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n P(X_{.k} \leq a) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^n (1 - e^{-a}) = \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - e^{-a})^n = 0$

et donc $\boxed{P(N = 0) = 0}$ car $(1 - e^{-a}) \in [0, 1[$.

8. Pour $n \in \mathbb{N}^*$ On a $(N = n) = (X_1 \leq a) \cap \dots \cap (X_{n-1} \leq a) \cap (X_n > a)$

donc $\boxed{p(N = n) = P(X_1 \leq a) \dots P(X_{n-1} \leq a) \cdot P(X_n > a) = (1 - e^{-a})^{n-1} (e^{-a})}$.

9. On remarque que la v.a.r. N suit une loi géométrique de paramètre $p = e^{-a}$,

donc $\boxed{E(N) = \frac{1}{e^{-a}} = e^a}$ et $\boxed{V(N) = \frac{1 - e^{-a}}{(e^{-a})^2} = e^{2a}(1 - e^{-a}) = e^{2a} - e^a}$

10. Pour tout $\omega \in \Omega$, on a 2 possibilités : Soit $N(\omega) = n \in \mathbb{N}^*$ et alors $Z(\omega) = X_n(\omega) > a$, soit $N(\omega) = 0$ et alors $Z(\omega) = 0 < a$.

Par conséquent $\boxed{P(Z \leq a) = P(Z = 0) = P(N = 0) = 0}$.

11. Pour $x > a$:

(a) $(N = n) \cap (Z \leq x) = (N = n) \cap (X_n \leq x)$ donc :

$$\text{Si } n = 1 : (N = 1) \cap (Z \leq x) = (X_1 > a) \cap (X_1 \leq x) = \underline{(a < X_1 \leq x)}$$

et si $n \geq 2$:

$$(N = n) \cap (Z \leq x) = (X_1 \leq a) \cap \dots \cap (X_{n-1} \leq a) \cap (X_n > a) \cap (X_n \leq x) = \underline{(T_{n-1} \leq a) \cap (a < X_n \leq x)}$$

On en déduit :

$$\text{Si } n = 1 : P((N = 1) \cap (Z \leq x)) = P(a < X_1 \leq x) = F_X(x) - F_X(a) = \underline{e^{-a} - e^{-x}}$$

et si $n \geq 2$:

$$P((N = n) \cap (Z \leq x)) = P(T_{n-1} \leq a) \cdot P(a < X_n \leq x) = \underline{(1 - e^{-a})^{n-1} \cdot (e^{-a} - e^{-x})}$$

(en utilisant l'indépendance de T_{n-1} avec X_n et leur fonction de répartition).

(b) La formule des probabilités totales donne :

$$P(Z \leq x) = \sum_{n=0}^{+\infty} P((Z \leq x) \cap (N = n)) = 0 + \sum_{n=1}^{+\infty} (1 - e^{-a})^{n-1} \cdot (e^{-a} - e^{-x})$$

donc

$$P(Z \leq x) = (e^{-a} - e^{-x}) \cdot \frac{1}{1 - (1 - e^{-a})} = (e^{-a} - e^{-x}) \cdot e^a = 1 - e^{a-x}.$$

12. .

(a) En posant $Z' = Z - a$, on a :

$$\text{pour tout } t < 0 : P(Z' \leq t) = P(Z - a \leq t) = P(Z \leq a + t < a) = P(Z \leq a) = 0.$$

$$\text{et pour } t \geq 0 : P(Z' \leq t) = P(Z - a \leq t) = P(Z \leq a + t) = 1 - e^{a-(a+t)} = 1 - e^{-t}.$$

Par conséquent, la variable aléatoire Z' suit la loi exponentielle $\mathcal{E}(1)$.

(b) D'après les propriétés de l'espérance et de la variance d'une somme :

$$E(Z) = E(Z' + a) = E(Z') + a = 1 + a \text{ et } V(Z) = V(Z' + a) = V(Z') = 1.$$

Exercice 2

Partie I : étude d'une fonction $\varphi(x) = x^2 e^x - 1$:

1. φ est dérivable sur \mathbb{R} et $\varphi'(x) = 2xe^x + x^2 e^x = xe^x(2 + x)$:

D'où :

x	$-\infty$	-2	0	$+\infty$
$\varphi'(x)$		+	0	-
$\varphi(x)$	-1	\nearrow	0	\searrow
			-1	\nearrow
				$+\infty$

On a $\lim_{x \rightarrow -\infty} \varphi(x) = -1$, car $\lim_{x \rightarrow -\infty} x^2 e^x = 0$ d'après le théorème des croissances comparées.

2. Sur $]0, +\infty[$, $e^x = \frac{1}{x^2} \iff x^2 \cdot e^x = 1 \iff \varphi(x) = 0$.

Or sur $]0, +\infty[$, la continuité et la croissance stricte φ montrent que $\varphi(x) = 0$ admet une unique solution que l'énoncé note α .

De plus $\varphi(\frac{1}{2}) = \frac{1}{4} \cdot e^{0.5} - 1 = \frac{\sqrt{e}}{4} - 1 < 0$ (car $\sqrt{e} < \sqrt{3} < 2$) et $\varphi(1) = e^1 - 1 > 0$, donc $\alpha \in]\frac{1}{2}, 1[$.

Partie II : étude d'une suite $u_{n+1} = f(u_n)$ avec $f(x) = x^3 e^x$ et $u_0 = 1$:

3. Par une récurrence immédiate : $u_0 = 1 \geq 1$ et si $u_n \geq 1$ alors $u_{n+1} = u_n^3 e^{u_n} \geq 1 \cdot e^1 \geq 1$.

4. Pour $n \in \mathbb{N}$, $u_{n+1} - u_n = u_n^3 e^{u_n} - u_n = u_n(u_n^2 e^{u_n} - 1) = u_n \cdot \varphi(u_n) > 0$ car $\varphi > 0$ sur $]1, +\infty[$.

la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est donc croissante.

5. La suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est croissante est supérieure à 1 donc soit elle est convergente vers une limite $l \geq 1$, soit elle tend vers $+\infty$.

Si elle convergerait vers une limite $l \geq 1$, comme $u_{n+1} = f(u_n)$ et que f est continue sur $]1, +\infty[$, on aurait $l = f(l)$.

Mais $l \geq 1$ donc $l = f(l) \iff l = l^3 e^l \iff 1 = l^2 e^l \iff \varphi(l) = 0$, qui n'a pas de solution dans $]1, +\infty[$.

$(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ n'est donc pas convergente et on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = +\infty$.

Partie III : étude d'une série

6. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on a $0 < \frac{1}{n^3 e^n} < \frac{1}{n^3}$ et la série de Riemann $\sum \frac{1}{n^3}$ est convergente, donc par le théorème de majoration des séries à termes positifs, la série $\sum \frac{1}{n^3 e^n}$ est elle aussi convergente.

7. On a

$$\left| S - \sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)} \right| = \left| \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{f(k)} - \sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)} \right| = \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{f(k)}$$

(c'est le reste à l'ordre n d'une série convergente).

Or pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, $0 < \frac{1}{n^3 e^n} < \frac{1}{e^n}$, et puisqu'on a ici des séries convergentes:

$$0 \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{n^3 e^n} \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{e^n} = \frac{1}{e^{n+1}} \cdot \frac{1}{1-1/e} = \frac{1}{e^n} \cdot \frac{1}{e-1}$$

8. $S=0, n=1,$

while $(1/((\%e-1)*\exp(n))) > 0.0001,$

$S=S+1/(n^3*\exp(n)), n=n+1,$ // en sortie du while, S contient $\sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)}$ et n contient $n+1$

end

$S=S+1/(n^3*\exp(n)),$ // Comme, on n'est pas rentré dans le while pour la 1ère valeur de n_0 qui vérifie $(1/((\%e-1)*\exp(n_0))) > 0.0001$ il faut donc calculer ici $S_{n_0} = \sum_{k=1}^{n_0} \frac{1}{f(k)}$.

Partie IV : étude d'une fonction de deux variables : $g(x, y) = \frac{1}{x} + e^x - y^2 e^y$ pour $x > 0$.

9. U est le demi plan (ouvert) des points (x, y) de $\mathbb{R} \times \mathbb{R}$ pour lesquels $x > 0$.

10. On a $\frac{\partial g}{\partial x}(x, y) = -\frac{1}{x^2} + e^x$ et $\frac{\partial f}{\partial y}(x, y) = -ye^y(2+y)$.

11. Un point $M(x, y)$ de U est un point critique de g si, et seulement si,

$$\begin{cases} \frac{\partial_1 g(x, y)}{\partial x} = \frac{\partial g}{\partial x}(x, y) = -\frac{1}{x^2} + e^x = 0 \\ \frac{\partial_2 g(x, y)}{\partial y} = \frac{\partial f}{\partial y}(x, y) = -ye^y(2+y) = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} -1 + x^2 e^x = 0 \\ y = 0 \text{ ou } y = -2 \end{cases} \iff \begin{cases} \varphi(x) = 0 \\ y = 0 \text{ ou } y = -2 \end{cases} \iff \begin{cases} x = \alpha \\ y = 0 \text{ ou } y = -2 \end{cases}$$

On obtient donc bien les deux points critiques de g : $(\alpha, 0)$ et $(\alpha, -2)$.

12. f est évidemment de classe C^2 sur l'ouvert U et ses dérivées secondes sont :

$$\frac{\partial_{1,1}^2 g(x, y)}{\partial x^2} = \frac{\partial^2 f}{\partial x^2}(x, y) = \frac{2}{x^3} + e^x; \quad \frac{\partial_{1,2}^2 g(x, y)}{\partial x \partial y} = \frac{\partial^2 f}{\partial x \partial y}(x, y) = 0$$

$$\text{et } \frac{\partial_{2,2}^2 g(x, y)}{\partial y^2} = \frac{\partial^2 f}{\partial y^2}(x, y) = -e^y(2 + 4y + y^2)$$

D'où la matrice Hessienne de g en $(\alpha, 0)$: $\Delta^2 g(\alpha, 0) = \begin{pmatrix} \frac{2}{\alpha^3} + e^\alpha & 0 \\ 0 & -2 \end{pmatrix}$

Cette matrice ayant 2 valeurs propres de signes opposés, g n'a pas d'extremum local en $(\alpha, 0)$.

13. Toujours avec les mêmes dérivées partielles secondes, on obtient la matrice Hessienne de g en $(\alpha, -2)$:

$$\Delta^2 g(\alpha, -2) = \begin{pmatrix} \frac{2}{\alpha^3} + e^\alpha & 0 \\ 0 & 2e^{-2} \end{pmatrix}$$

Cette matrice ayant 2 valeurs propres strictement positives, g admet un minimum local en $(\alpha, -2)$.

14. Le calcul de $g(\alpha, -2) = \frac{1}{\alpha} + e^\alpha - 4e^{-2}$ n'est pas très utile ici.

En effet, si on fixe la valeur de x (à $x_0 = \alpha$, par exemple), on a :

$$\lim_{y \rightarrow +\infty} g(\alpha, y) = \lim_{y \rightarrow +\infty} \frac{1}{\alpha} + e^\alpha - y^2 e^y = -\infty$$

Ce qui montre que g n'a pas de minimum global en $(\alpha, -2)$.

EXERCICE 3:

1. étude du noyau de f :

(a) $f^2 + i \neq \theta$ donc il existe un vecteur x_0 de E tel que $(f^2 + i)(x_0) \neq 0$, mais comme $f \circ (f^2 + i) = 0$, on a aussi, $f \circ (f^2 + i)(x_0) = 0$.

Le vecteur $(f^2 + i)(x_0)$ est donc un vecteur non nul du noyau de f , f n'est donc pas injectif, et a fortiori pas bijectif non plus.

(b) On a répondu partiellement dans de (a) : il suffit de prendre $u = (f^2 + i)(x_0)$ où x_0 est un vecteur vérifiant $(f^2 + i)(x_0) \neq 0$.

Ce vecteur u est alors un vecteur propre de f associé à la valeur propre 0.

Par conséquent, u est alors un vecteur propre de associé à la valeur propre 0

2. $f \circ (f^2 + i) = 0$ donc $X(X^2 + 1)$ est un polynôme annulateur de f .

Comme 0 est l'unique racine réelle de $X(X^2 + 1)$ c'est aussi l'unique valeur propre possible de f .

On a donc montré $Sp(f) \subset \{0\}$. Or d'après le 1.(b), on a $0 \in Sp(f)$ donc $\boxed{Sp(f) = \{0\}}$.

3. De façon classique : Si f était diagonalisable, comme il admet 0 pour unique valeur propre, il existerait une base $\{e_1, e_2, e_3\}$ formée de vecteurs propres de f , et donc tous associés à 0.

On aurait alors pour tout vecteur $x = x_1e_1 + x_2e_2 + x_3e_3$ de E , $f(x) = x_1f(e_1) + x_2f(e_2) + x_3f(e_3) = 0$.

Ce qui contredirait l'hypothèse $f \neq \theta$, c'est donc que f n'est pas diagonalisable.

4. Sachant que $f \neq \theta$, il existe un vecteur non nul x_1 de E tel que $f(x_1) \neq 0$.

Mais comme les endomorphismes f et $f^2 + i$ commutent, on a $(f^2 + i) \circ f = f \circ (f^2 + i) = 0$ et donc $(f^2 + i)(f(x_1)) = 0$.

On a $f(x_1) \neq 0$ et $(f^2 + i)(f(x_1)) = 0$. donc $f^2 + i$ n'est pas bijectif.

En posant $v = f(x_1)$ défini plus haut : on a bien $v \neq 0$ et $(f^2 + i)(v) = 0$ donc $f^2(v) = -i(v) = -v$.

5. v_2 et v_3 étant ainsi définis, on a $f(v_3) = f(f(v_2)) = f^2(v_2) = -v_2$.

6. $B = (v_1, v_2, v_3)$.

(a) Si $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ sont trois réels tels que $\lambda_1v_1 + \lambda_2v_2 + \lambda_3v_3 = 0$ alors en composant par f et en utilisant sa linéarité, on obtient $\lambda_1f(v_1) + \lambda_2f(v_2) + \lambda_3f(v_3) = 0$

Comme $f(v_1) = 0$, $f(v_2) = v_3$ et $f(v_3) = -v_2$, on obtient (1) : $\lambda_2v_3 - \lambda_3v_2 = 0$.

Et toujours en composant par f : $\lambda_2f(v_3) - \lambda_3f(v_2) = 0$ soit donc (2) : $-\lambda_2v_2 - \lambda_3v_3 = 0$.

Par combinaison linéaire (pour éliminer les v_3) :

$\lambda_3(1) + \lambda_2(2)$ donne $\lambda_3(\lambda_2v_3 - \lambda_3v_2) + \lambda_2(-\lambda_2v_2 - \lambda_3v_3) = -(\lambda_3^2 + \lambda_2^2)v_2 = 0$.

Et puisque $v_2 \neq 0$, on obtient $\lambda_3^2 + \lambda_2^2 = 0$, ce qui n'est possible que si $\lambda_3 = \lambda_2 = 0$.

Ce qui nous amène $\lambda_1v_1 = 0$ et donc aussi $\lambda_1 = 0$.

Ouf, on a montré que la famille $B = (v_1, v_2, v_3)$ est libre dans E .

De plus, son cardinal étant égal à la dimension de E , c'est une base de E .

(b) Comme $f(v_1) = 0$, $f(v_2) = v_3$ et $f(v_3) = -v_2$, la matrice de f dans la base $B = (v_1, v_2, v_3)$ est

$$C = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

7. Si a, b et c sont trois réels tels que $aA + bB + cC = 0$, on obtient :

$$a \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + b \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} + c \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & b & -c \\ 0 & c & b \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \text{ et donc } \underline{a = b = c = 0}.$$

La famille (A, B, C) est donc libre et (par définition) génératrice de F , ça en fait donc une base de F , qui est par conséquent un espace vectoriel de dimension 3.

8. Si $M = \begin{pmatrix} x & y & z \\ t & u & v \\ w & a & b \end{pmatrix} \in M_3(\mathbb{R})$ alors $CM = MC$ s'écrit :

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x & y & z \\ t & u & v \\ w & a & b \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x & y & z \\ t & u & v \\ w & a & b \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \iff \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -w & -a & -b \\ t & u & v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & z & -y \\ 0 & v & -u \\ 0 & b & -a \end{pmatrix}$$

Qui se traduit par $z = y = w = t = 0; a = -v; \text{ et } b = u$ et par conséquent par $M = \begin{pmatrix} x & 0 & 0 \\ 0 & b & -a \\ 0 & a & b \end{pmatrix} =$

$$x \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + b \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} + a \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = xA + bB + aC.$$

on vient de montrer que $CM = MC \iff M \in F$. et donc $\underline{\{M \in M_3(\mathbb{R}); CM = MC\} = F}$

9. résolution d'une équation dans F :

(a) comme $aA + bB + cC = \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & b & -c \\ 0 & c & b \end{pmatrix}$ on a

$$(aA + bB + cC)^2 = \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & b & -c \\ 0 & c & b \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & b & -c \\ 0 & c & b \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a^2 & 0 & 0 \\ 0 & b^2 - c^2 & -2bc \\ 0 & 2bc & b^2 - c^2 \end{pmatrix} = a^2A + (b^2 - c^2)B + 2bcC$$

(b) En choisissant M sous la forme $M = aA + bB + cC = \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & b & -c \\ 0 & c & b \end{pmatrix}$

d'après les calculs du (a), on a $M^2 = \begin{pmatrix} 4 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & -12 \\ 0 & 12 & 5 \end{pmatrix} \iff a = 4; b^2 - c^2 = 5 \text{ et } 2bc = 12$

et on obtient une solution en la matrice $M = \begin{pmatrix} 4 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & -2 \\ 0 & 2 & 3 \end{pmatrix}$, obtenue avec $a = 2; b = 3 \text{ et } c = 2$.

10. Dans la base B, on a

$$\text{mat}(g) = \text{mat}(f^2 - i) = \text{mat}(f^2) - \text{mat}(i) = C^2 - I = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 \\ 0 & 0 & -2 \end{pmatrix} = G$$

C'est une matrice inversible, donc g est bijectif et sa matrice dans B est

$$\text{mat}(g)^{-1} = G^{-1} = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 0 & -1/2 & 0 \\ 0 & 0 & -1/2 \end{pmatrix} = -I - \frac{1}{2}C^2 = \text{mat}\left(-i - \frac{1}{2}f^2\right).$$

Par conséquent $g^{-1} = -i - \frac{1}{2}f^2$.