

Corrigé 2016

Exercice 1

1) a) • La fonction f est bien définie sur \mathbb{R}_+^* et de classe C^1 en tant que quotient (bien défini) de fonctions de classe C^1 .

Pour tout x de \mathbb{R}_+^* , on a :
$$f'(x) = \frac{-xe^{-x} - e^{-x}}{x^2} = -\frac{e^{-x}(1+x)}{x^2}.$$

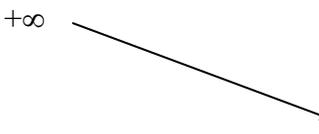
Comme e^{-x} est strictement positif pour tout x , et comme x et $(1+x)$ sont aussi strictement positifs (car x est dans \mathbb{R}_+^*), on a : $\forall x \in \mathbb{R}_+^*, f'(x) < 0$.

Ceci prouve que f est strictement décroissante sur \mathbb{R}_+^* .

- $\lim_{x \rightarrow 0^+} \frac{1}{x} = +\infty$ et $\lim_{x \rightarrow 0^+} e^{-x} = 1$ donc $\lim_{x \rightarrow 0^+} f(x) = +\infty$.
- $\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{1}{x} = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} e^{-x} = 0$ donc $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = 0$.

On a donc le tableau de variation suivant :

x	0	$+\infty$
$f'(x)$	-	
f	$+\infty$	0



The diagram shows a large arrow pointing downwards from the value $+\infty$ on the left to the value 0 on the right, indicating that the function f is strictly decreasing over the interval \mathbb{R}_+^* .

b) Par récurrence.

- Pour $n = 0$, le terme u_0 est bien défini (par l'énoncé) et il vaut 1 donc il est strictement positif.
- Si l'on suppose, pour un entier naturel n fixé, que u_n est bien défini et que $u_n > 0$, alors on peut appliquer la fonction f à u_n , ce qui définit correctement u_{n+1} , et comme de plus, f arrive dans \mathbb{R}_+^* , on a $u_{n+1} = f(u_n) > 0$.
- Conclusion :

Chaque terme de la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est parfaitement défini et strictement positif

2) En lisant le script de gauche, on constate que $u_5 \leq 0,00001$, mais en lisant celui de droite, on constate cette fois que $u_6 \geq 100\,000$.

On peut conjecturer que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ diverge, et plus hardiment, que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} u_{2n+1} = 0 \text{ et } \lim_{n \rightarrow +\infty} u_{2n} = +\infty$$

3) a) La fonction g est de classe C^1 sur \mathbb{R}_+ comme différence de fonctions de classe C^1 sur \mathbb{R}_+ et on a, pour tout x positif :

$$g'(x) = -e^{-x} - 2x = -(e^{-x} + 2x)$$

Comme $x \geq 0$ et $e^{-x} > 0$, il est évident que : $g'(x) < 0$. Par conséquent :

$$\boxed{g \text{ est strictement décroissante sur } \mathbb{R}_+}$$

b) Pour tout $x > 0$, on a :

$$f(x) = x \Leftrightarrow \frac{e^{-x}}{x} = x \Leftrightarrow e^{-x} = x^2 \Leftrightarrow g(x) = 0$$

On a $g(0) = 1$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} g(x) = -\infty$. De plus, g est continue (elle est même de classe C^1) sur \mathbb{R}_+ et strictement décroissante donc elle réalise une bijection de \mathbb{R}_+ sur $]-\infty, 1]$. Comme 0 appartient à $]-\infty, 1]$, l'équation $g(x) = 0$ possède une seule solution dans \mathbb{R}_+ , et même dans \mathbb{R}_+^* (car $g(0) \neq 0$).

Comme $g(x) = 0 \Leftrightarrow f(x) = x$, on déduit de tout ceci :

$$\boxed{\text{L'équation } f(x) = x \text{ possède une seule solution dans } \mathbb{R}_+^*}$$

c) Comme on note α la solution de l'équation $f(x) = x$, on a $f(\alpha) = \alpha$.

On a $g(1) = \frac{1}{e} - 1 < 0$ et $g(\alpha) = 0$ donc $g(\alpha) > g(1)$, comme g décroît strictement sur \mathbb{R}_+^* , on a : $\alpha < 1$.

Comme $\alpha < 1$, en appliquant la fonction f strictement décroissante sur \mathbb{R}_+^* , on obtient $f(\alpha) > f(1)$, ce qui s'écrit : $\alpha > \frac{1}{e}$.

Bilan :

$$\boxed{\frac{1}{e} < \alpha < 1}$$

4) a) On a $u_0 = 1$ donc :

$$u_1 = f(u_0) = f(1) = \frac{1}{e} \text{ et } u_2 = f(u_1) = f\left(\frac{1}{e}\right) = e \times \exp\left(-\frac{1}{e}\right) = e^{1-\frac{1}{e}}$$

Comme $1 - \frac{1}{e} > 0$, on obtient $u_2 > 1$, d'où : $u_2 > u_0$.

Ayant $u_2 > u_0$, en appliquant f décroissante, on a $f(u_2) < f(u_0)$, soit $u_3 < u_1$.

Conclusion :

$$\boxed{u_2 > u_0 \text{ et } u_3 < u_1}$$

b) On montre que $u_{2n+2} > u_{2n}$ par récurrence.

- Pour $n = 0$, on sait que $u_2 > u_0$ donc la proposition est vraie à l'ordre 0.
- Si l'on suppose, pour un entier naturel n fixé, que $u_{2n+2} > u_{2n}$, alors on peut appliquer la fonction f décroissante, ce qui donne $f(u_{2n+2}) < f(u_{2n})$, c'est-à-dire : $u_{2n+3} < u_{2n+1}$. En appliquant f une fois de plus, on trouve : $u_{2n+4} > u_{2n+2}$.
- Conclusion : $\forall n \in \mathbb{N}, u_{2n+2} > u_{2n}$.

La suite $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante

En appliquant f à l'inégalité $u_{2n+2} > u_{2n}$, on trouve (par décroissance de f) :

$$\forall n \in \mathbb{N}, u_{2n+3} < u_{2n+1}$$

La suite $(u_{2n+1})_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante

5) a) Pour tout x strictement positif, on a :

$$h(x) = (f \circ f)(x) = \frac{e^{-f(x)}}{f(x)} = \frac{x}{e^{-x}} e^{-f(x)} = x \exp(x - f(x)) = x \exp\left(x - \frac{e^{-x}}{x}\right).$$

On a vu que $\lim_{x \rightarrow 0^+} f(x) = +\infty$ donc $\lim_{x \rightarrow 0^+} (x - f(x)) = -\infty$.

On a donc $\lim_{x \rightarrow 0^+} \exp(x - f(x)) = 0$, ce qui donne : $\lim_{x \rightarrow 0^+} h(x) = 0 = h(0)$.

Conclusion :

h est continue en 0

b) On a déjà $h(0) = 0$ donc 0 est une solution de l'équation $h(x) = x$.

Pour x strictement positif, on a les équivalences suivantes :

$$h(x) = x \Leftrightarrow x \exp(x - f(x)) = x \Leftrightarrow x(1 - \exp(x - f(x))) = 0.$$

$$h(x) = x \Leftrightarrow \exp(x - f(x)) = 1 \Leftrightarrow x - f(x) = 0 \Leftrightarrow f(x) = x \Leftrightarrow x = \alpha$$

La dernière égalité provient de la question 3b).

Finalement :

$$h(x) = x \Leftrightarrow x = 0 \text{ ou } x = \alpha$$

c) La suite $(u_{2n+1})_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante et minorée par 0 (car tous les termes de la suite sont positifs) donc elle est convergente. En notant ℓ sa limite, comme on a $u_{2n+3} = (f \circ f)(u_{2n+1}) = h(u_{2n+1})$ et comme h est continue sur \mathbb{R}_+ , ℓ est un point fixe de h , donc : $h(\ell) = \ell$.

D'après la question 5b), on a deux options : $\ell = 0$ ou $\ell = \alpha$.

Comme $u_1 = \frac{1}{e}$ et comme $u_{2n+1} < u_1$ (la suite $(u_{2n+1})_{n \in \mathbb{N}}$ étant décroissante), on en déduit : $u_{2n+1} < \frac{1}{e}$. En passant à la limite, on obtient : $\ell \leq \frac{1}{e}$.

Ceci rend l'option $\ell = \alpha$ impossible puisque l'on a vu que $\alpha > \frac{1}{e}$ donc il ne reste que l'option : $\ell = 0$.

$$\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} u_{2n+1} = 0}$$

d) La suite $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante et la question 2) laisse entendre que sa limite est $+\infty$. On raisonne par l'absurde en supposant que $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ est convergente de limite ℓ . Comme on a $u_{2n+2} = (f \circ f)(u_{2n}) = h(u_{2n})$ et comme h est continue sur \mathbb{R}_+ , on sait, ici aussi, que : $h(\ell) = \ell$.

D'après la question 5b), on a $\ell = 0$ ou $\ell = \alpha$.

Comme $u_{2n} \geq u_0$ (la suite $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante), on a, par passage à la limite $\ell \geq u_0$, soit encore : $\ell \geq 1$.

Pour finir, on sait que $\alpha < 1$ donc les deux valeurs possibles de ℓ (qui sont 0 et α) ne sont pas acceptables, ce qui prouve que la suite $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ est divergente, et comme elle est croissante, on a :

$$\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} u_{2n} = +\infty}$$

Exercice 2.....

1) a) Comme Id et f commutent, on a, en développant :

$$(f - Id)^2 + f \circ (2Id - f) = f^2 - 2f + Id + 2f - f^2$$

Après simplification, il reste :

$$\boxed{(f - Id)^2 + f \circ (2Id - f) = Id}$$

b) En appliquant cette égalité à un vecteur x quelconque de \mathbb{R}^n , on obtient :

$$Id(x) = ((f - Id)^2 + f \circ (2Id - f))(x)$$

Par définition de l'addition des applications, on en déduit :

$$\boxed{x = (f - Id)^2(x) + (f \circ (2Id - f))(x)}$$

c) • On a $f((f - Id)^2(x)) = (f \circ (f - Id)^2)(x)$, or on sait par hypothèse que $f \circ (f - Id)^2 = 0$ donc : $f((f - Id)^2(x)) = 0_{\mathbb{R}^n}$.

On a donc déjà :

$$(f - Id)^2(x) \in \text{Ker}(f)$$

• On a aussi $(f \circ (2Id - f))(x) = f((2Id - f)(x))$, ce qui prouve que :

$$(f \circ (2Id - f))(x) \in \text{Im}(f)$$

Les deux résultats précédents montrent que : $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) + \text{Im}(f)$.

Comme $\dim \text{Ker}(f) + \dim \text{Im}(f) = \dim \mathbb{R}^n$, on peut conclure :

$$\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) \oplus \text{Im}(f)$$

Remarque. On pouvait, à la place de la formule du rang, montrer que $\text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f) = \{0_{\mathbb{R}^n}\}$, mais c'était plus long.

2) a) En développant, on a :

$$\frac{1}{4}(X-1)(X-4) - 1 = \frac{1}{4}(X^2 - 5X + 4) - 1 = \frac{1}{4}X^2 - \frac{5}{4}X = X\left(\frac{1}{4}X - \frac{5}{4}\right)$$

On peut donc écrire : $\frac{1}{4}(X-1)(X-4) + X\left(-\frac{1}{4}X + \frac{5}{4}\right) = 1$

En posant $P(X) = -\frac{1}{4}X + \frac{5}{4}$, on a bien :

$$\frac{1}{4}(X-1)(X-4) + XP(X) = 1$$

b) En remplaçant X par f , cette relation devient :

$$\frac{1}{4}(f - Id) \circ (f - 4Id) + f \circ P(f) = Id$$

En appliquant à x , on obtient :

$$Id(x) = \left(\frac{1}{4}(f - Id) \circ (f - 4Id) + f \circ P(f)\right)(x)$$

Toujours par définition de l'addition des applications, on a :

$$x = \frac{1}{4}((f - Id) \circ (f - 4Id))(x) + (f \circ P(f))(x)$$

On va maintenant montrer que $\frac{1}{4}((f - Id) \circ (f - 4Id))(x)$ appartient à $\text{Ker}(f)$

et que $(f \circ P(f))(x)$ appartient à $\text{Im}(f)$.

On a $f\left(\frac{1}{4}((f - Id) \circ (f - 4Id))(x)\right) = \frac{1}{4}(f \circ (f - Id) \circ (f - 4Id))(x) = 0_{\mathbb{R}^n}$, car

$$f \circ (f - Id) \circ (f - 4Id) = 0.$$

On a donc bien montré que :

$$\frac{1}{4}((f - Id) \circ (f - 4Id))(x) \text{ appartient à } \text{Ker}(f)$$

On a aussi $(f \circ P(f))(x) = f(P(f)(x))$, ce qui prouve bien que :

$$(f \circ P(f))(x) \text{ appartient à } \text{Im}(f)$$

Les deux résultats précédents montrent que : $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) + \text{Im}(f)$

Comme $\dim \text{Ker}(f) + \dim \text{Im}(f) = \dim \mathbb{R}^n$, on peut conclure :

$$\boxed{\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) \oplus \text{Im}(f)}$$

3) a) Soit p le degré de P . On sait que P s'annule en 0 donc on peut écrire $P = XQ$, où Q est un polynôme de degré égal à $p-1$. De plus, on sait que P' ne s'annule pas en 0, et comme $P' = XQ' + Q$ alors $P'(0) = 0 + Q(0) = Q(0)$, ce qui prouve que $Q(0) \neq 0$.

On peut donc écrire $Q = a_1 + a_2X + \dots + a_pX^{p-1}$, avec $a_1 \neq 0$. En remplaçant dans l'égalité $P = XQ$, on trouve bien : $P = a_1X + \dots + a_pX^p$.

b) • Soit y un élément de $\text{Im}(f)$, alors il existe un x de E tel que $y = f(x)$. D'autre part, comme y appartient à $\text{Ker}(f)$, on a $f(y) = 0$. De ces deux égalités, on en déduit que $f(f(x)) = 0$, ce qui s'écrit : $f^2(x) = 0$.

• Pour tout entier $k \geq 2$, on a : $f^k(x) = f^{k-2}(f^2(x)) = f^{k-2}(0) = 0$ (cette dernière égalité provenant du fait que f^{k-2} est linéaire).

• Comme de plus, P est annulateur de f , on a : $a_1f + \dots + a_pf^p = 0$.

En appliquant au vecteur x , on obtient : $a_1f(x) + \dots + a_pf^p(x) = 0$, mais pour tout entier k supérieur ou égal à 2, on a $f^k(x) = 0$ donc il reste $a_1f(x) = 0$. Pour finir, comme $a_1 \neq 0$, on en déduit : $f(x) = 0$, et comme $y = f(x)$, on obtient : $y = 0$.

On vient de montrer que $\text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f) \subset \{0\}$ et comme l'inclusion réciproque est acquise (le vecteur nul appartient à tous les espaces vectoriels), on a finalement : $\text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f) = \{0\}$.

La formule du rang assure que $\dim \text{Ker}(f) + \dim \text{Im}(f) = \dim E$, ce qui permet de conclure :

$$\boxed{\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) \oplus \text{Im}(f)}$$

c) Les polynômes annulateurs de f dans les deux questions précédentes étaient $X^3 - 2X^2 + X$ et $X^3 - 5X^2 + 4X$ qui sont tous les deux des cas particuliers de polynômes vérifiant $P(0) = 0$ et $P'(0) \neq 0$.

Exercice 3

1) On a $L(\theta_1, \theta_2) = \prod_{i=1}^n \varphi_{\theta_1, \theta_2}(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{\theta_2} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2}}$.

Par propriété de la fonction exponentielle et du produit, on en déduit :

$$L(\theta_1, \theta_2) = \left(\frac{1}{\sqrt{\theta_2}}\right)^n \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2}} = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \theta_2^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\theta_2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta_1)^2}$$

$$L(\theta_1, \theta_2) = (2\pi)^{-n/2} \theta_2^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\theta_2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{i=1}^n \theta_1^2\right)}$$

Finalement :

$$L(\theta_1, \theta_2) = (2\pi)^{-n/2} \theta_2^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\theta_2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2\right)}$$

Comme $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} > 0$, $\theta_2 = \sigma > 0$ et comme la fonction exponentielle est strictement positive, on peut prendre le logarithme népérien, ce qui donne :

$$\ln(L(\theta_1, \theta_2)) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \theta_2 - \frac{1}{2\theta_2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2\right)$$

2) a) La fonction $f = \ln L$ est de classe C^2 sur $\mathbb{R} \times \mathbb{R}_+^*$ car $(\theta_1, \theta_2) \mapsto \ln \theta_2$ et $(\theta_1, \theta_2) \mapsto -\frac{1}{2\theta_2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2\right)$ sont de classe C^2 sur $\mathbb{R} \times \mathbb{R}_+^*$ (la première comme composée d'une fonction coordonnée avec la fonction \ln et la deuxième comme fraction rationnelle à dénominateur non nul).

b) On cherche le (ou les) point(s) critique(s) :

$$\partial_1(f)(\theta_1, \theta_2) = -\frac{1}{2\theta_2} \left(-2 \sum_{i=1}^n x_i + 2n\theta_1\right) = \frac{1}{\theta_2} \left(\sum_{i=1}^n x_i - n\theta_1\right).$$

$$\partial_2(f)(\theta_1, \theta_2) = -\frac{n}{2\theta_2} + \frac{1}{2\theta_2^2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2\right)$$

On résout maintenant $\nabla(f)(\theta_1, \theta_2) = 0$, ce qui équivaut à :

$$\begin{cases} \frac{1}{\theta_2} \left(\sum_{i=1}^n x_i - n\theta_1\right) = 0 \\ -\frac{n}{2\theta_2} + \frac{1}{2\theta_2^2} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2\right) = 0 \end{cases}$$

On trouve alors :

$$\begin{cases} \theta_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ \theta_2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2 \right) \end{cases}$$

Comme la première égalité donne $\sum_{i=1}^n x_i = n\theta_1$, on obtient, en remplaçant dans la

deuxième : $\theta_2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2n\theta_1^2 + n\theta_1^2 \right) = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\theta_1^2 \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \theta_1^2$.

La fonction f a donc un seul point critique $(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$ sur $\mathbb{R} \times \mathbb{R}_+^*$ et on a :

$$\boxed{\widehat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \text{ et } \widehat{\theta}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \widehat{\theta}_1^2}$$

c) Les dérivées partielles d'ordre 2 sont :

$$\partial_{1,1}^2(f)(\theta_1, \theta_2) = -\frac{n}{\theta_2}.$$

$$\partial_{1,2}^2(f)(\theta_1, \theta_2) \stackrel{\text{Schwarz}}{=} \partial_{2,1}^2(f)(\theta_1, \theta_2) = -\frac{1}{\theta_2^2} \left(\sum_{i=1}^n x_i - n\theta_1 \right) = \frac{1}{\theta_2^2} \left(n\theta_1 - \sum_{i=1}^n x_i \right).$$

$$\partial_{2,2}^2(f)(\theta_1, \theta_2) = \frac{n}{2\theta_2^2} - \frac{1}{\theta_2^3} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\theta_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\theta_1^2 \right)$$

En le point critique, on obtient :

$$\partial_{1,1}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = -\frac{n}{\widehat{\theta}_2}.$$

$$\partial_{1,2}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \partial_{2,1}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \frac{1}{\widehat{\theta}_2^2} \left(n\widehat{\theta}_1 - \sum_{i=1}^n x_i \right).$$

$$\partial_{2,2}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \frac{n}{2\widehat{\theta}_2^2} - \frac{1}{\widehat{\theta}_2^3} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\widehat{\theta}_1 \sum_{i=1}^n x_i + n\widehat{\theta}_1^2 \right)$$

Il faut alors se souvenir que $\sum_{i=1}^n x_i = n\widehat{\theta}_1$, ce qui permet de simplifier :

$$\partial_{1,1}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = -\frac{n}{\widehat{\theta}_2}.$$

$$\partial_{1,2}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \partial_{2,1}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = 0.$$

$$\partial_{2,2}^2(f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \frac{n}{2\widehat{\theta}_2^2} - \frac{1}{\widehat{\theta}_2^3} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\widehat{\theta}_1^2 \right).$$

Il reste à utiliser l'égalité $\widehat{\theta}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \widehat{\theta}_1^2$, soit $n\widehat{\theta}_2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - n\widehat{\theta}_1^2$ pour

simplifier la dernière dérivée partielle d'ordre 2 et on obtient :

$$\partial_{\widehat{\theta}_2}^2 (f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \frac{n}{2\widehat{\theta}_2^2} - \frac{1}{\widehat{\theta}_2^3} \times n\widehat{\theta}_2 = \frac{n}{2\widehat{\theta}_2^2} - \frac{n}{\widehat{\theta}_2^2} = \frac{-n}{2\widehat{\theta}_2^2}.$$

d) Finalement, la hessienne de f en $(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$ est la matrice :

$$\nabla^2 (f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2) = \begin{pmatrix} -\frac{n}{\widehat{\theta}_2} & 0 \\ 0 & \frac{-n}{2\widehat{\theta}_2^2} \end{pmatrix}$$

Cette matrice est diagonale donc ses valeurs propres sont ses éléments diagonaux,

$-\frac{n}{\widehat{\theta}_2}$ et $\frac{-n}{2\widehat{\theta}_2^2}$, qui sont tous deux strictement négatifs. La matrice $\nabla^2 (f)(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$

est donc définie négative et on peut conclure :

$$f \text{ possède un maximum local en } (\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$$

e) D'après le résultat précédent, il existe un voisinage V de $(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$, tel que pour tout (θ_1, θ_2) élément de V , on a : $f(\theta_1, \theta_2) \leq f(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$. En appliquant la fonction exponentielle qui est croissante, on obtient :

$$\forall (\theta_1, \theta_2) \in V, L(\theta_1, \theta_2) \leq L(\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$$

Ceci prouve que :

$$L \text{ admet aussi un maximum local en } (\widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2)$$

3) Par linéarité de l'espérance, on a : $E(\overline{X}_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m = \frac{1}{n} \times nm = m$

Ceci prouve que :

$$\overline{X}_n \text{ est un estimateur sans biais de } m$$

4) Par linéarité de l'espérance, on a : $E(Z_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^2) - E(\overline{X}_n^2)$.

Il reste à déterminer les moments d'ordre 2 de X_i et de \overline{X}_n , et comme on connaît leurs variances, on utilise le théorème de Koenig-Huygens ("à l'envers") :

$$E(X_i^2) = V(X_i) + (E(X_i))^2 = \sigma^2 + m^2.$$

$$E(\overline{X_n}^2) = V(\overline{X_n}) + (E(\overline{X_n}))^2 = \frac{\sigma^2}{n} + m^2.$$

On remplace dans $E(Z_n)$, ce qui donne :

$$E(Z_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\sigma^2 + m^2) - \left(\frac{\sigma^2}{n} + m^2 \right) = \frac{1}{n} \times n(\sigma^2 + m^2) - \left(\frac{\sigma^2}{n} + m^2 \right).$$

$$E(Z_n) = \sigma^2 + m^2 - \left(\frac{\sigma^2}{n} + m^2 \right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2.$$

Comme $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(Z_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n-1}{n} \sigma^2 = \sigma^2$, on peut affirmer que :

Z_n est un estimateur asymptotiquement sans biais de σ^2

5) a) La loi faible des grands nombres appliquée à la suite de variables (X_i) qui sont indépendantes, qui ont une espérance m et une variance σ^2 , garantit que :

La suite $(\overline{X_n})$ converge en probabilité vers m

Comme la fonction "carré" est continue sur \mathbb{R} , on est certain que :

La suite $(\overline{X_n}^2)$ converge en probabilité vers m^2

b) Il faut montrer la convergence absolue de l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) dx$ qui n'a pas d'autre impropreté qu'en $-\infty$ et $+\infty$ puisque la fonction intégrée est continue sur \mathbb{R} .

On utilise un test de Riemann :

$$x^2 \times x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} x^6 e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \underset{\pm\infty}{\sim} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} (x-m)^6 e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}.$$

Or on peut écrire :

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} (x-m)^6 e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} = \frac{(\sigma\sqrt{2})^6}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left(\frac{x-m}{\sigma\sqrt{2}} \right)^6 e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} = \frac{(\sigma\sqrt{2})^6}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left[\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2} \right]^3 e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}.$$

En posant $u = \frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}$, on obtient : $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} x^2 \times x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) = \frac{(\sigma\sqrt{2})^6}{\sigma\sqrt{2\pi}} \lim_{u \rightarrow +\infty} u^3 e^{-u} = 0$

(par croissances comparées).

Par conséquent, on a : $x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) = o\left(\frac{1}{x^2}\right)$.

Comme l'intégrale $\int_1^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx$ est absolument convergente en tant qu'intégrale de Riemann de paramètre $2 > 1$, alors grâce au critère de négligeabilité pour les

intégrales de fonctions continues positives, l'intégrale $\int_1^{+\infty} x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) dx$ est absolument convergente

De même, l'intégrale $\int_{-\infty}^{-1} \frac{1}{x^2} dx$ est aussi absolument convergente, et toujours grâce au critère de négligeabilité pour les intégrales de fonctions continues positives, l'intégrale $\int_{-\infty}^{-1} x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) dx$ est absolument convergente.

Comme la fonction $x \mapsto x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x)$ est continue sur $[-1,1]$, l'intégrale $\int_{-1}^1 x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) dx$ existe et ainsi : $\int_{-\infty}^{+\infty} x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) dx$ est absolument convergente.

Conclusion :

X possède un moment d'ordre 4

Les variables X_1^2, \dots, X_n^2 possèdent une espérance $\sigma^2 + m^2$, de plus, comme X possède un moment d'ordre 4, les variables X_1^2, \dots, X_n^2 possèdent un moment d'ordre 2, donc une variance.

Pour finir, les variables X_1^2, \dots, X_n^2 sont mutuellement indépendantes car X_1, \dots, X_n le sont (lemme des coalitions), et on peut appliquer la loi faible des grands nombres qui affirme que :

La suite $\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right)$ converge en probabilité vers $\sigma^2 + m^2$

c) On va montrer que :

$$\left(|Z_n - \sigma^2| \geq \varepsilon\right) \subset \left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2)\right| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right) \cup \left(|\overline{X_n}^2 - m^2| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right)$$

Soit $A = \left(|Z_n - \sigma^2| \geq \varepsilon\right)$ et $B = \left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2)\right| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right) \cup \left(|\overline{X_n}^2 - m^2| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right)$,

Au lieu de montrer que $A \subset B$, on va montrer (c'est plus pratique) que $\overline{B} \subset \overline{A}$

On a $\overline{B} = \left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2)\right| < \frac{\varepsilon}{2}\right) \cap \left(|\overline{X_n}^2 - m^2| < \frac{\varepsilon}{2}\right)$ et si \overline{B} est réalisé,

alors on a $\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2)\right| < \frac{\varepsilon}{2}\right)$ et $\left(|\overline{X_n}^2 - m^2| < \frac{\varepsilon}{2}\right)$ qui sont réalisés.

De plus, on a :

$$|Z_n - \sigma^2| = \left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \overline{X_n}^2 - \sigma^2\right| = \left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2) - (\overline{X_n}^2 - m^2)\right|$$

On en déduit grâce à l'inégalité triangulaire :

$$|Z_n - \sigma^2| \leq \left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2)\right| + \left|\overline{X_n}^2 - m^2\right|$$

Par conséquent, si $\left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2) \right| < \frac{\varepsilon}{2} \right)$ et $\left(\left| \overline{X_n}^2 - m^2 \right| < \frac{\varepsilon}{2} \right)$ sont réalisés, alors $\left(\left| Z_n - \sigma^2 \right| < \varepsilon \right)$ l'est aussi.

Ceci prouve que $\overline{B} \subset \overline{A}$ et on en déduit que $A \subset B$, c'est-à-dire que, pour tout ε strictement positif, on a :

$$\left(\left| Z_n - \sigma^2 \right| \geq \varepsilon \right) \subset \left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2) \right| \geq \frac{\varepsilon}{2} \right) \cup \left(\left| \overline{X_n}^2 - m^2 \right| \geq \frac{\varepsilon}{2} \right)$$

d) Par croissance de la probabilité et grâce à la formule $P(E \cup F) \leq P(E) + P(F)$, qui est une conséquence de la formule du crible, on obtient :

$$P\left(\left| Z_n - \sigma^2 \right| \geq \varepsilon\right) \leq P\left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sigma^2 + m^2) \right| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right) + P\left(\left| \overline{X_n}^2 - m^2 \right| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right)$$

La première probabilité du membre de droite tend vers 0 d'après la question 5b) et la deuxième probabilité du membre de droite tend vers 0 d'après la question 5a), donc, par encadrement (une probabilité est positive) :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\left| Z_n - \sigma^2 \right| \geq \varepsilon\right) = 0$$

Conclusion :

$$Z_n \text{ est un estimateur convergent de } \sigma^2$$

Problème

Partie 1 : résultats préliminaires

1) En notant $b_{i,j}$ l'élément de la matrice B situé à l'intersection de la $i^{\text{ème}}$ ligne et de la $j^{\text{ème}}$ colonne, l'élément de la matrice BA_n situé à l'intersection de la $i^{\text{ème}}$ ligne et de la $j^{\text{ème}}$ colonne est : $\sum_{k=1}^n b_{i,k} a_{k,j}(n)$. Comme $\lim_{n \rightarrow +\infty} a_{k,j}(n) = a_{k,j}$, alors par

produit et somme de limites finies, on a : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=1}^n b_{i,k} a_{k,j}(n) = \sum_{k=1}^n b_{i,k} a_{k,j}$, ce qui est l'élément de la matrice BA situé à l'intersection de la $i^{\text{ème}}$ ligne et de la $j^{\text{ème}}$ colonne.

Conclusion :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} BA_n = BA$$

2) Si on fait le produit de A par le vecteur $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$, on obtient :

$$A \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{j=1}^4 a_{1,j} \\ \sum_{j=1}^4 a_{2,j} \\ \sum_{j=1}^4 a_{3,j} \\ \sum_{j=1}^4 a_{4,j} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c \\ c \\ c \\ c \end{pmatrix} = c \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Ceci montre que :

c est valeur propre de A

3) Une matrice A de $\mathcal{M}_4(\mathbb{R})$ est diagonalisable si, et seulement si, elle est semblable à une matrice D diagonale dont les éléments diagonaux sont les valeurs propres de A .

Comme deux matrices semblables ont même trace, on peut conclure que la somme des valeurs propres de A (c'est la trace de D) est égale à la trace de A .

Partie 2 : étude de la matrice d'une chaîne de Markov

4) Comme $n \geq 3$, on est sûr que les événements qui conditionnent ne sont pas de probabilité nulle car en effet, on a : $X_1(\Omega) = \{2\}$, $X_2(\Omega) = \{1, 2, 3\}$ et, pour tout entier n supérieur ou égal à 3, $X_n(\Omega) = \{0, 1, 2, 3\}$.

- Cherchons $P_{(X_n=0)}(X_{n+1} = j)$: si l'urne contient zéro boule blanche (c'est-à-dire 3 boules noires) avant le $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, alors après le $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, il y aura une boule blanche à coup sûr dans l'urne U : en effet, lors du $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, il y a échange certain d'une boule noire de U avec une boule blanche de V .

Conclusion :

$P_{(X_n=0)}(X_{n+1} = 1) = 1$ et $P_{(X_n=0)}(X_{n+1} = 0) = P_{(X_n=0)}(X_{n+1} = 2) = P_{(X_n=0)}(X_{n+1} = 3) = 0$
--

- Cherchons $P_{(X_n=1)}(X_{n+1} = j)$: si l'urne contient une boule blanche (c'est-à-dire 2 boules noires) avant le $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, alors il y a quatre possibilités lors du $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage :

❶ Soit on pioche la boule blanche de U et une boule blanche de V et dans ce cas il y a toujours une boule blanche dans U , événement de probabilité $\frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{2}{9}$.

❷ Soit on pioche une boule noire de U et la boule noire de V et dans ce cas il y a toujours une boule blanche dans U , événement de probabilité $\frac{2}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{2}{9}$.

❸ Soit on pioche la boule blanche de U et la boule noire de V et dans ce cas il y a zéro boule blanche dans U , événement de probabilité $\frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$.

❹ Soit on pioche une boule noire de U et une boule blanche de V et dans ce cas il y a deux boules blanches dans U , événement de probabilité $\frac{2}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{4}{9}$.

Avec ❶ et ❷, par incompatibilité : $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=1) = \frac{2}{9} + \frac{2}{9} = \frac{4}{9}$

Avec ❸ : $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=0) = \frac{1}{9}$

Avec ❹ : $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=2) = \frac{4}{9}$

Comme on échange une seule boule, on a bien sûr : $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=3) = 0$.

Conclusion :

$$\begin{aligned} P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=0) &= \frac{1}{9}, & P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=3) &= 0 \\ P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=1) &= P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=2) &= \frac{4}{9} \end{aligned}$$

• Cherchons $P_{(X_n=2)}(X_{n+1}=j)$: si l'urne contient deux boules blanches (c'est-à-dire une boule noire) avant le $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, alors il y a quatre possibilités lors du $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage :

❶ Soit on pioche la boule noire de U et une boule noire de V et dans ce cas il y a toujours deux boules blanches dans U , événement de probabilité $\frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{2}{9}$.

❷ Soit on pioche une boule blanche de U et la boule blanche de V et dans ce cas il y a toujours deux boules blanches dans U , événement de probabilité $\frac{2}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{2}{9}$.

❸ Soit on pioche la boule noire de U et la boule blanche de V et dans ce cas il y a trois boules blanches dans U , événement de probabilité $\frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$.

❹ Soit on pioche une boule blanche de U et une boule noire de V et dans ce cas il y a une boule blanche dans U , événement de probabilité $\frac{2}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{4}{9}$.

Avec ❶ et ❷, par incompatibilité : $P_{(X_n=2)}(X_{n+1}=2) = \frac{2}{9} + \frac{2}{9} = \frac{4}{9}$

Avec ❸ : $P_{(X_n=2)}(X_{n+1}=3) = \frac{1}{9}$

Avec ④ : $P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 1) = \frac{4}{9}$

Comme on échange une seule boule, on a bien sûr : $P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 0) = 0$.

Conclusion :

$$\begin{aligned} P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 0) &= 0, & P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 3) &= \frac{1}{9} \\ P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 1) &= P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 2) &= \frac{4}{9} \end{aligned}$$

• Cherchons $P_{(X_n=3)}(X_{n+1} = j)$: si l'urne contient trois boules blanches (c'est-à-dire zéro boule noire) avant le $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, alors il est certain, lors du $(n+1)^{\text{ème}}$ tirage, que l'on échangera l'une des boules blanches de U avec une des boules noires de V , donc :

$$P_{(X_n=3)}(X_{n+1} = 2) = 1 \text{ et } P_{(X_n=3)}(X_{n+1} = 0) = P_{(X_n=3)}(X_{n+1} = 1) = P_{(X_n=3)}(X_{n+1} = 3) = 0$$

5) a) Il suffit d'écrire sous forme matricielle les résultats de la question précédente et on obtient, pour tout entier naturel n supérieur ou égal à 3 :

$$M = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/9 & 4/9 & 4/9 & 0 \\ 0 & 4/9 & 4/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

On vérifie qu'effectivement M est la matrice donnée à la question 12).

b) Les événements $(X_n = 0)$, $(X_n = 1)$, $(X_n = 2)$, $(X_n = 3)$ sont de probabilités non nulles dès que $n \geq 3$, et la formule des probabilités totales, associée au système complet d'événements $(X_n = j)_{0 \leq j \leq 3}$, s'écrit :

$$\forall i \in \llbracket 0, 3 \rrbracket, P(X_{n+1} = i) = \sum_{j=0}^3 P(X_n = j) P_{(X_n=j)}(X_{n+1} = i)$$

D'après la question précédente, on connaît toutes les probabilités conditionnelles, il suffit donc de les remplacer (en faisant attention) pour les 4 valeurs possibles de i et on trouve :

$$P(X_{n+1} = 0) = \frac{1}{9} P(X_n = 1).$$

$$P(X_{n+1} = 1) = P(X_n = 0) + \frac{4}{9} P(X_n = 1) + \frac{4}{9} P(X_n = 2)$$

$$P(X_{n+1} = 2) = \frac{4}{9} P(X_n = 1) + \frac{4}{9} P(X_n = 2) + P(X_n = 3)$$

$$P(X_{n+1} = 3) = \frac{1}{9} P(X_n = 2)$$

Pour conclure, tout ceci s'écrit matriciellement :

$$\begin{aligned}
 P(X_{n+1} = 0) &= (P(X_n = 0) \ P(X_n = 1) \ P(X_n = 2) \ P(X_n = 3)) \begin{pmatrix} 0 \\ 1/9 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} . \\
 P(X_{n+1} = 1) &= (P(X_n = 0) \ P(X_n = 1) \ P(X_n = 2) \ P(X_n = 3)) \begin{pmatrix} 1 \\ 4/9 \\ 4/9 \\ 0 \end{pmatrix} . \\
 P(X_{n+1} = 2) &= (P(X_n = 0) \ P(X_n = 1) \ P(X_n = 2) \ P(X_n = 3)) \begin{pmatrix} 0 \\ 4/9 \\ 4/9 \\ 1 \end{pmatrix} . \\
 P(X_{n+1} = 3) &= (P(X_n = 0) \ P(X_n = 1) \ P(X_n = 2) \ P(X_n = 3)) \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1/9 \\ 0 \end{pmatrix} .
 \end{aligned}$$

Avec les notations de l'énoncé, on obtient :

$$\boxed{\forall n \in \mathbb{N}, L_{n+1} = L_n M}$$

Remarque. L'énoncé ne le demande pas, mais on peut montrer que les 4 égalités obtenues plus haut restent valables pour $n = 0$ puisqu'elles donnent :

$P(X_1 = 0) = 0$, $P(X_1 = 1) = 0$, $P(X_1 = 2) = 1$ et $P(X_1 = 3) = 0$, en accord avec $X_1(\Omega) = \{2\}$.

Elles sont aussi valables pour $n = 1$ puisqu'elles donnent :

$P(X_2 = 0) = 0$, $P(X_2 = 1) = \frac{4}{9}$ (échange d'une boule blanche de U et d'une boule

noire de V), $P(X_2 = 2) = \frac{4}{9}$ (échange de 2 boules blanches ou de 2 boules noires),

et $P(X_2 = 3) = \frac{1}{9}$ (échange d'une boule noire de U et d'une boule blanche de V).

Elles sont aussi valables pour $n = 2$ puisqu'elles donnent :

$P(X_3 = 0) = 0$, $P(X_3 = 1) = \frac{4}{9}$, $P(X_3 = 2) = \frac{4}{9}$ et $P(X_3 = 3) = \frac{1}{9}$, ce qu'il est

facile de vérifier en écrivant la formule des probabilités totales associée au système complet d'événements de probabilité non nulle $(X_2 = j)_{1 \leq j \leq 3}$.

c) On procède par récurrence.

- Pour $n = 0$, on a $L_0 M^0 = L_0 I = L_0$.

- Si l'on suppose, pour un n fixé dans \mathbb{N} , que $L_n = L_0 M^n$, alors comme $L_{n+1} = L_n M$, on a en remplaçant : $L_{n+1} = L_0 M^n M = L_0 M^{n+1}$.

• Conclusion :

$$\boxed{\forall n \in \mathbb{N}, L_n = L_0 M^n}$$

6) a) Les sommes des éléments de chaque ligne sont toutes égales à 1 donc, d'après la question 2), on sait que :

$$\boxed{1 \text{ est valeur propre de } M}$$

b) Il suffit de faire les calculs :

$$M {}^t E_1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/9 & 4/9 & 4/9 & 0 \\ 0 & 4/9 & 4/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 9 \\ -1 \\ -1 \\ 9 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ 1/9 \\ 1/9 \\ -1 \end{pmatrix} = -\frac{1}{9} \begin{pmatrix} 9 \\ -1 \\ -1 \\ 9 \end{pmatrix} = -\frac{1}{9} {}^t E_1.$$

$$M {}^t E_2 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/9 & 4/9 & 4/9 & 0 \\ 0 & 4/9 & 4/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \\ -1 \\ -3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 3/9 \\ -3/9 \\ -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1/3 \\ -1/3 \\ -1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \\ -1 \\ -3 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} {}^t E_2$$

${}^t E_1$ et ${}^t E_2$ sont vecteurs propres de M associés respectivement aux valeurs propres $-\frac{1}{9}$ et $\frac{1}{3}$.

c) Si l'on suppose M est diagonalisable, alors, d'après la question 3), la somme de ses valeurs propres est égale à sa trace. Or la trace de M est égale à $\frac{8}{9}$, et pour l'instant, la somme des trois valeurs propres de M vaut $1 - \frac{1}{9} + \frac{1}{3} = \frac{11}{9}$.

Ceci prouve que M possède une quatrième valeur propre, en l'occurrence : $-\frac{1}{3}$.

Ce raisonnement montre que, si M possède une quatrième valeur propre, alors cette valeur propre est $-\frac{1}{3}$, mais rien n'est encore fait !

Vérifions donc que $-\frac{1}{3}$ est effectivement valeur propre de M :

$$M + \frac{1}{3}I = \begin{pmatrix} 1/3 & 1 & 0 & 0 \\ 1/9 & 7/9 & 4/9 & 0 \\ 0 & 4/9 & 7/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1 & 1/3 \end{pmatrix}$$

Avec la transformation $L_2 \leftarrow 3L_2 - L_1$, on obtient :

$$\begin{pmatrix} 1/3 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 4/3 & 4/3 & 0 \\ 0 & 4/9 & 7/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1 & 1/3 \end{pmatrix}$$

Avec la transformation $L_3 \leftarrow 3L_3 - L_2$, on obtient :

$$\begin{pmatrix} 1/3 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 4/3 & 4/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1 & 1/3 \end{pmatrix}$$

Les deux dernières lignes étant égales, cette matrice n'est pas inversible donc $M + \frac{1}{3}I$ n'est pas inversible, ce qui prouve que $-\frac{1}{3}$ est valeur propre de M .

Pour conclure, M est une matrice d'ordre 4 et elle possède 4 valeurs propres distinctes donc :

M est diagonalisable

Partie 3 : recherche d'une loi stationnaire

7) Comme M est diagonalisable, on sait qu'il existe une matrice Q inversible et une matrice D diagonale telles que :

$$M = QDQ^{-1}$$

Comme 1 est valeur propre de M associée au sous-espace propre engendré par

$$\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}, \text{ on peut choisir la première colonne de } M \text{ égale à } \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}, \text{ et la première colonne}$$

$$\text{de } D \text{ égale à } \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}.$$

8) Par récurrence, on montre que : $\forall n \in \mathbb{N}, M^n = QD^nQ^{-1}$.

- Pour $n = 0$, $QD^0Q^{-1} = QIQ^{-1} = QQ^{-1} = I = M^0$.

- Si l'on suppose pour un n fixé dans \mathbb{N} que $M^n = QD^nQ^{-1}$, alors on a :

$$M^{n+1} = MM^n = (QDQ^{-1})(QD^nQ^{-1}) = QD(Q^{-1}Q)D^nQ^{-1} = QDID^nQ^{-1} = QDD^nQ^{-1}$$

On trouve bien : $M^{n+1} = QD^{n+1}Q^{-1}$.

- Conclusion :

$$\forall n \in \mathbb{N}, M^n = QD^nQ^{-1}$$

La première colonne de D est imposée et on choisit un ordre arbitraire pour les

autres, on peut donc prendre $D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1/9 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1/3 \end{pmatrix}$.

On a alors :

$$D^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (-1/9)^n & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (1/3)^n & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (-1/3)^n \end{pmatrix}$$

Comme $\left| -\frac{1}{9} \right| < 1$, $\left| \frac{1}{3} \right| < 1$ et $\left| -\frac{1}{3} \right| < 1$ donc : $\lim_{n \rightarrow +\infty} D^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$.

Grâce au résultat admis de la question 1), on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} M^n = Q \left(\lim_{n \rightarrow +\infty} D^n \right) Q^{-1}$ et on en déduit :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} M^n = Q \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} Q^{-1}$$

9) a) • La première ligne de la matrice $Q^{-1}M$ est :

$$(\ell_1 \ \ell_2 \ \ell_3 \ \ell_4) \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/9 & 4/9 & 4/9 & 0 \\ 0 & 4/9 & 4/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \left(\frac{\ell_2}{9} : \ell_1 + \frac{4\ell_2}{9} + \frac{4\ell_3}{9} : \frac{4\ell_2}{9} + \frac{4\ell_3}{9} + \ell_4 : \frac{\ell_3}{9} \right)$$

• La première ligne de la matrice DQ^{-1} est :

$$(1 \ 0 \ 0 \ 0) \begin{pmatrix} \ell_1 & \ell_2 & \ell_3 & \ell_4 \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \end{pmatrix} = (\ell_1 \ \ell_2 \ \ell_3 \ \ell_4)$$

Comme on a $M = QDQ^{-1}$, alors $Q^{-1}M = DQ^{-1}$ et les deux premières lignes de ces matrices sont égales, ce qui donne :

$$\left(\frac{1}{9}\ell_2 \quad \ell_1 + \frac{4}{9}\ell_2 + \frac{4}{9}\ell_3 \quad \frac{4}{9}\ell_2 + \frac{4}{9}\ell_3 + \ell_4 \quad \frac{1}{9}\ell_3 \right) = (\ell_1 \ \ell_2 \ \ell_3 \ \ell_4)$$

$$\text{On trouve alors : } \begin{cases} l_2 = 9l_1 \\ l_1 - \frac{5}{9}l_2 + \frac{4}{9}l_3 = 0 \\ \frac{4}{9}l_2 - \frac{5}{9}l_3 + l_4 = 0 \\ l_3 = 9l_4 \end{cases}, \text{ système équivalent à : } \begin{cases} l_2 = 9l_1 \\ l_1 - 5l_1 + 4l_4 = 0 \\ 4l_1 - 5l_4 + l_4 = 0 \\ l_3 = 9l_4 \end{cases}$$

$$\text{On en déduit : } \begin{cases} l_2 = 9l_1 \\ l_1 = l_4 \\ l_1 = l_4 \\ l_3 = 9l_4 \end{cases}$$

Conclusion :

$$\boxed{l_1 = l_4 \text{ et } l_2 = l_3 = 9l_4}$$

b) On sait que $Q^{-1}Q = I$, ce qui s'écrit (avec le peu que l'on connaisse de ces matrices) :

$$\begin{pmatrix} l_1 & l_2 & l_3 & l_4 \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \times & \times & \times \\ 1 & \times & \times & \times \\ 1 & \times & \times & \times \\ 1 & \times & \times & \times \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

On en déduit en identifiant les termes en haut à gauche : $l_1 + l_2 + l_3 + l_4 = 1$.

En injectant les relations $l_1 = l_4$ et $l_2 = l_3 = 9l_4$, on obtient : $20l_4 = 1$

Finalement :

$$\boxed{l_4 = \frac{1}{20}}$$

$$10) \text{ On a } \left(\lim_{n \rightarrow +\infty} D^n \right) Q^{-1} = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \end{pmatrix} = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\text{On a maintenant : } \lim_{n \rightarrow +\infty} M^n = Q \left(\lim_{n \rightarrow +\infty} D^n \right) Q^{-1} = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 1 & \times & \times & \times \\ 1 & \times & \times & \times \\ 1 & \times & \times & \times \\ 1 & \times & \times & \times \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

On a donc :

$$\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} M^n = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \end{pmatrix}}$$

11) a) • On a $X(\Omega) = \llbracket 0, 3 \rrbracket$.

• Réaliser $(X = 0)$, c'est ne tirer que des boules noires donc $(X = 0) = N_1 \cap N_2 \cap N_3$, et avec la formule des probabilités composées, on a :

$$P(X = 0) = \frac{3}{6} \times \frac{2}{5} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{20}$$

• Réaliser $(X = 1)$, c'est tirer une boule blanche et deux boules noires donc $(X = 1) = (B_1 \cap N_2 \cap N_3) \cup (N_1 \cap B_2 \cap N_3) \cup (N_1 \cap N_2 \cap B_3)$, et toujours avec la formule des probabilités composées :

$$P(X = 1) = \frac{3}{6} \times \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} + \frac{3}{6} \times \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} + \frac{3}{6} \times \frac{2}{5} \times \frac{3}{4} = \frac{3}{20} + \frac{3}{20} + \frac{3}{20} = \frac{9}{20}$$

• Réaliser $(X = 2)$, c'est tirer une boule noire et deux boules blanches donc $(X = 2) = (N_1 \cap B_2 \cap B_3) \cup (B_1 \cap N_2 \cap B_3) \cup (B_1 \cap B_2 \cap N_3)$ et on trouve cette fois : $P(X = 2) = \frac{3}{6} \times \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} + \frac{3}{6} \times \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} + \frac{3}{6} \times \frac{2}{5} \times \frac{3}{4} = \frac{3}{20} + \frac{3}{20} + \frac{3}{20} = \frac{9}{20}$.

• Réaliser $(X = 3)$, c'est ne tirer que des boules blanches donc $(X = 3) = B_1 \cap B_2 \cap B_3$, et avec la formule des probabilités composées, on a :

$$P(X = 3) = \frac{3}{6} \times \frac{2}{5} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{20}$$

Pour résumer, la loi de X est donnée par :

$$P(X = 0) = P(X = 3) = \frac{1}{20} \text{ et } P(X = 1) = P(X = 2) = \frac{9}{20}$$

b) Pour vérifier que $\begin{pmatrix} P(X = 0) \\ P(X = 1) \\ P(X = 2) \\ P(X = 3) \end{pmatrix}$ est vecteur propre de ${}^t M$, associé à la valeur

propre 1, on calcule ${}^t M \begin{pmatrix} P(X = 0) \\ P(X = 1) \\ P(X = 2) \\ P(X = 3) \end{pmatrix} = \frac{1}{20} {}^t M \begin{pmatrix} 1 \\ 9 \\ 9 \\ 1 \end{pmatrix}$, ce qui donne :

$${}^t M \begin{pmatrix} P(X = 0) \\ P(X = 1) \\ P(X = 2) \\ P(X = 3) \end{pmatrix} = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 0 & 1/9 & 0 & 0 \\ 1 & 4/9 & 4/9 & 0 \\ 0 & 4/9 & 4/9 & 1 \\ 0 & 0 & 1/9 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 9 \\ 9 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 1 \\ 9 \\ 9 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Conclusion : $\begin{pmatrix} P(X=0) \\ P(X=1) \\ P(X=2) \\ P(X=3) \end{pmatrix}$ est vecteur propre de tM , associé à la valeur propre 1

c) Avec la notation de l'énoncé, la loi de X_n est donnée par $L_n = (P(X_n=0) \ P(X_n=1) \ P(X_n=2) \ P(X_n=3))$ et il faut se souvenir que, pour tout n de \mathbb{N} , on a : $L_n = L_0 M^n$.

Comme X_0 est la variable certaine égale à 3 (il y a trois boules blanches dans l'urne U avant le premier tirage), on a : $L_0 = (0 \ 0 \ 0 \ 1)$.

De plus, d'après le résultat de la question 1), on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} L_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} (L_0 M^n) = L_0 \lim_{n \rightarrow +\infty} M^n$$

Comme $\lim_{n \rightarrow +\infty} M^n = \frac{1}{20} \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \end{pmatrix}$, on obtient :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} L_n = \frac{1}{20} L_0 \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{20} (0 \ 0 \ 0 \ 1) \begin{pmatrix} 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \\ 1 & 9 & 9 & 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{20} (1 \ 9 \ 9 \ 1)$$

On a donc bien, en prenant élément par élément :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 0) = \frac{1}{20} = P(X = 0)$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 1) = \frac{9}{20} = P(X = 1)$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 2) = \frac{9}{20} = P(X = 2)$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 3) = \frac{1}{20} = P(X = 3)$$

Conclusion :

La suite (X_n) converge en loi vers X

12) En notant $\pi = \begin{pmatrix} P(X=0) \\ P(X=1) \\ P(X=2) \\ P(X=3) \end{pmatrix}$, la question 11) a permis de montrer que π est

vecteur propre de tM , associé à la valeur propre 1, ce qui s'écrit ${}^tM\pi = \pi$. En transposant, on trouve alors ${}^t\pi M = {}^t\pi$, ce qui montre que ${}^t\pi$ est un état stable de la chaîne de Markov étudiée. Par conséquent, comme le réel f est la fréquence de

passage du mobile sur l'état 0, c'est donc, pour n assez grand, une valeur approchée de la probabilité $P(X = 0)$, c'est-à-dire que f est proche de $\frac{1}{20}$.