

# 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 : 
$$f'(x) = \frac{-xe^{-x} - e^{-x}}{x^2} = -\frac{e^{-x}(1+x)}{x^2}.$$

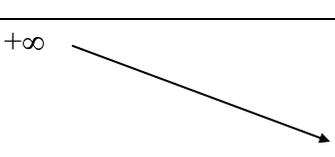
Comme  $e^{-x}$  est strictement positif pour tout  $x$ , et comme  $x$  et  $(1+x)$  sont aussi strictement positifs (car  $x$  est dans  $\mathbb{R}_+^*$ ), on a :  $\forall x \in \mathbb{R}_+^*, f'(x) < 0$ .

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 :

$g$  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 :

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

**c)** Comme on note  $\alpha$  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 :

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

**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 :

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

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 :

$h(x) = x \Leftrightarrow x = 0$  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  $\ell$  sa limite, comme on a  $u_{2n+3} = (f \circ f)(u_{2n+1}) = h(u_{2n+1})$  et comme  $h$  est continue sur  $\mathbb{R}_+$ ,  $\ell$  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  $\ell$ . 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  $\ell$  (qui sont 0 et  $\alpha$ ) 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 :

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

**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  $(\theta_1, \theta_2)$  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  $\sigma^2$

**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  $\sigma^2$ , 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 :  $x^4 \varphi_{m,\sigma^2}(x) \underset{\pm\infty}{=} o\left(\frac{1}{x^2}\right)$ .

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 :

$$\boxed{X \text{ possède un moment d'ordre } 4}$$

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 :

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

c) On va montrer que :

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

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

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

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

- ① 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 :

$$P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 0) = 0, P_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 3) = \frac{1}{9}$$

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

• 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 :

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

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

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

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  ${}^tM$ , associé à la valeur

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

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

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  $\pi$  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  $\frac{1}{20}$ .