

**Devoir surveillé du Samedi 20 Janvier**

**Exercice 1 (ECRICOME 2016)**

1. (a) On a :

$$E = \{M(x, y), x, y \in \mathbb{R}\} = Vect \left( \left( \begin{pmatrix} 3 & -2 & 2 \\ -1 & 4 & -2 \\ 0 & 4 & -1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & 2 & -1 \\ -1 & -3 & 1 \\ -2 & -4 & 1 \end{pmatrix} \right) \right) = Vect(A, B).$$

Donc  $E$  est un sous-espace vectoriel de  $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ .

(b) On montré à la question précédente que la famille  $(A, B)$  est génératrice de  $E$ . Elle est libre car  $A$  et  $B$  sont non colinéaires. C'est donc une base de  $E$  et  $E$  est de dimension 2.

2. (a) • Pour  $E_1(A)$  :

$$\begin{aligned} (A - I) \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = 0 & \Leftrightarrow \begin{cases} 2x - 2y + 2z = 0 \\ -x + 3y - 2z = 0 \\ 4y - 2z = 0 \end{cases} \\ & \Leftrightarrow_{L_2 \leftarrow 2L_2 + L_1} \begin{cases} 2x - 2y + 2z = 0 \\ 4y - 2z = 0 \\ 4y - 2z = 0 \end{cases} \\ & \Leftrightarrow \begin{cases} x = -y \\ z = 2y \end{cases} \end{aligned}$$

Comme  $E_1(A) \neq \{0\}$ , 1 est bien valeur propre de  $A$ . De plus,

$$E_1(A) = \left\{ \begin{pmatrix} -y \\ y \\ 2y \end{pmatrix} \mid y \in \mathbb{R} \right\} = Vect(X_1)$$

avec  $X_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ -2 \end{pmatrix}$  (c'est une base de  $E_1(A)$  car libre (un vecteur non nul) et génératrice).

• Pour  $E_2(A)$  :

$$\begin{aligned} (A - 2I) \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = 0 & \Leftrightarrow \begin{cases} x - 2y + 2z = 0 \\ -x + 2y - 2z = 0 \\ 4y - 3z = 0 \end{cases} \\ & \Leftrightarrow_{L_2 \leftarrow -L_2 + L_1} \begin{cases} x - 2y + 2z = 0 \\ 0 = 0 \\ 4y - 3z = 0 \end{cases} \\ & \Leftrightarrow \begin{cases} x = -\frac{2}{3}y \\ z = \frac{4}{3}y \end{cases} \end{aligned}$$

Comme  $E_2(A) \neq \{0\}$ , 2 est bien valeur propre de  $A$ . De plus,

$$E_2(A) = \left\{ \begin{pmatrix} -\frac{2}{3}y \\ y \\ \frac{4}{3}y \end{pmatrix} \mid y \in \mathbb{R} \right\} = Vect(X_2)$$

avec  $X_2 = \begin{pmatrix} -2 \\ 3 \\ 4 \end{pmatrix}$  (c'est une base de  $E_2(A)$  car libre (un vecteur non nul) et génératrice).

- Pour  $E_3(A)$  :

$$(A - 3I) \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = 0 \Leftrightarrow \begin{cases} -2y + 2z = 0 \\ -x + y - 2z = 0 \\ 4y - 4z = 0 \end{cases} \\ \Leftrightarrow \begin{cases} x = -y \\ z = y \end{cases}$$

Comme  $E_3(A) \neq \{0\}$ , 3 est bien valeur propre de  $A$ . De plus,

$$E_3(A) = \left\{ \begin{pmatrix} -y \\ y \\ y \end{pmatrix} \mid y \in \mathbb{R} \right\} = \text{Vect}(X_3)$$

avec  $X_3 = \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$  (c'est une base de  $E_3(A)$  car libre (un vecteur non nul) et génératrice).

- (b)  $X_1, X_2$  et  $X_3$  sont des vecteurs propres associés à 3 valeurs propres distinctes. Donc  $(X_1, X_2, X_3)$  est une famille libre (par concaténation de familles libres) de 3 vecteurs dans un espace de dimension 3. C'est donc une base de  $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$  formée de vecteurs propres de  $A$ . Donc  $A$  est diagonalisable.

- (c) En posant

$$P = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 \\ -1 & 3 & -1 \\ -2 & 4 & -1 \end{pmatrix} \text{ et } D_A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 3 \end{pmatrix},$$

on a alors  $A = PD_A P^{-1}$ .

- (d) Utilisons la méthode du pivot pour déterminer  $P^{-1}$ .

$$\begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 \\ -1 & 3 & -1 \\ -2 & 4 & -1 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ On fait } L_2 \leftarrow L_2 + L_1 \text{ et } L_2 \leftarrow L_2 + 2L_1$$

$$\begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 2 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ On fait } L_1 \leftarrow L_1 - L_3$$

$$\begin{pmatrix} 1 & -2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} -1 & 0 & -1 \\ 1 & 1 & 0 \\ 2 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ On fait } L_1 \leftarrow L_1 + 2L_2$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 1 & 2 & -1 \\ 1 & 1 & 0 \\ 2 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ On fait } L_1 \leftarrow L_1 + 2L_2$$

On peut donc conclure que  $P$  est inversible et  $P^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 2 & -1 \\ 1 & 1 & 0 \\ 2 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ .

3. (a) On a  $BX_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ ,  $BX_2 = \begin{pmatrix} 2 \\ -3 \\ -4 \end{pmatrix} = -X_2$  et  $BX_3 = \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = -X_3$ .

Comme  $X_1, X_2$  et  $X_3$  sont non nuls, ils sont donc vecteurs propres de  $B$  associés respectivement aux valeurs propres 0, -1 et -1.

- (b) On a vu que  $(X_1, X_2, X_3)$  est une base de  $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ . Donc  $B$  est diagonalisable et on a :

$$B = PD_B P^{-1} \quad \text{où} \quad D_B = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}.$$

4. (a) Pour tout  $(x, y) \in \mathbb{R}^2$ ,

$$M(x, y) = xA + yB = xPD_A P^{-1} + yPD_B P^{-1} = P(xD_A + yD_B)P^{-1} = PD(x, y)P^{-1}$$

où  $D(x, y) = xD_A + yD_B$ .

(b) Comme  $M(x, y)$  et  $D(x, y)$  sont semblables,  $M(x, y)$  est inversible si et seulement si  $D(x, y)$  est inversible. En effet :

$\Leftarrow$  Si  $D(x, y)$  est inversible, alors  $M(x, y) = PD(x, y)P^{-1}$  est inversible comme produit de matrices inversibles.

$\Rightarrow$  Si  $M(x, y)$  est inversible, alors  $D(x, y) = P^{-1}M(x, y)P$  est inversible comme produit de matrices inversibles.

Or, comme  $D(x, y)$  est diagonale,

$$D(x, y) = \begin{pmatrix} x & 0 & 0 \\ 0 & 2x - y & 0 \\ 0 & 0 & 3x - y \end{pmatrix} \text{ est inversible } \Leftrightarrow \begin{cases} x \neq 0 \\ 2x - y \neq 0 \\ 3x - y \neq 0 \end{cases}$$

Donc  $M(x, y)$  est inversible si et seulement si  $x \neq 0$ ,  $2x - y \neq 0$  et  $3x - y \neq 0$ .

5. On a  $B^2 = PD_B P^{-1} PD_B P^{-1} = PD_B^2 P^{-1} = P \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} P^{-1} = -PD_B P^{-1} = -B \in E$ .

De même, on a :

$$A^2 = PD_A P^{-1} PD_A P^{-1} = PD_A^2 P^{-1} = P \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 9 \end{pmatrix} P^{-1}.$$

Alors :

$$\begin{aligned} A^2 \in E &\Leftrightarrow \exists x, y \in \mathbb{R}, A^2 = xA + yB \\ &\Leftrightarrow \exists x, y \in \mathbb{R}, P \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 9 \end{pmatrix} P^{-1} = P(xD_A + yD_B)P^{-1} \\ &\Leftrightarrow \exists x, y \in \mathbb{R}, \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 9 \end{pmatrix} = xD_A + yD_B \\ &\Leftrightarrow \exists x, y \in \mathbb{R}, \begin{cases} x = 1 \\ 2x - y = 4 \\ 3x - y = 9 \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \exists x, y \in \mathbb{R}, \begin{cases} x = 1 \\ y = -2 \\ y = -6 \end{cases} \rightarrow \text{Impossible !} \end{aligned}$$

Donc  $A^2 \notin E$ .

**Exercice 2 (ECRICOME 2004)**

1.  $f$  est définie sur  $\mathbb{R}$  qui est symétrique par rapport à 0. De plus :

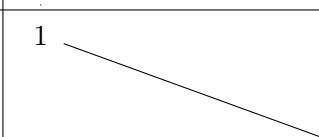
$$f(-x) = \frac{1}{\sqrt{1 + (-x)^2}} = \frac{1}{\sqrt{1 + x^2}} = f(x).$$

Donc  $f$  est paire sur  $\mathbb{R}$ .

2.  $f$  est continue et dérivable sur  $\mathbb{R}$  et

$$f'(x) = \left(-\frac{1}{2}\right) \times (2x) \times (1+x^2)^{3/2} = \frac{-x}{(1+x^2)^{3/2}}.$$

On a donc le tableau de variation suivant :

$x$	0	$+\infty$
$f'(x)$	0	-
$f(x)$	1	

3. Comme  $\sqrt{1+x^2} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} +\infty$  donc  $f(x) \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 0$ .

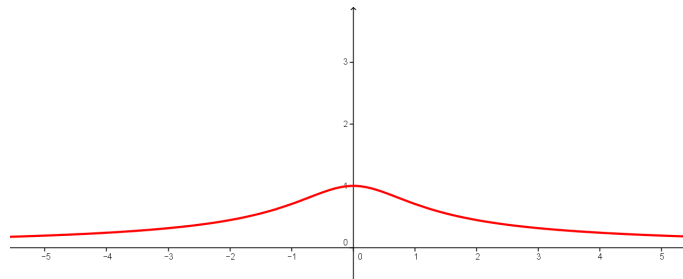
4. D'après les deux questions précédentes,  $f$  est minorée par 0 et majorée par 1 sur  $\mathbb{R}^+$ . Par parité,  $f$  est également minorée par 0 et majorée par 1 sur  $\mathbb{R}^-$ .

Donc  $f$  est bien bornée sur  $\mathbb{R}$ .

5. Il faut tracer les asymptotes ( $y = 0$ ) en  $\pm\infty$  et la tangente horizontale en 0.

Il faut respecter le sens de variation sur  $\mathbb{R}_+$  et compléter par symétrie par rapport à l'axe ( $Oy$ ).

On obtient la courbe suivante :



6. Comme  $f$  est continue et strictement décroissantes sur  $[0, +\infty[$ , elle est bijective de  $[0, +\infty[$  dans  $\left] \lim_{x \rightarrow +\infty} f(x), f(0) \right] = ]0, 1] = J$  d'après le théorème de la bijection.

7. Soit  $y \in ]0, 1]$ . On cherche  $x \in [0, +\infty[$  tel que  $f(x) = y$ . Alors :

$$\begin{aligned} f(x) = y &\Leftrightarrow \frac{1}{\sqrt{1+x^2}} = y \\ &\Leftrightarrow \sqrt{1+x^2} = \frac{1}{y} \quad \text{car } y > 0 \\ &\Leftrightarrow 1+x^2 = \frac{1}{y^2} \\ &\Leftrightarrow x^2 = \frac{1}{y^2} - 1 = \frac{1-y^2}{y^2} \\ &\Leftrightarrow \sqrt{x^2} = \sqrt{\frac{1-y^2}{y^2}} \\ &\Leftrightarrow x = \frac{\sqrt{1-y^2}}{y} \quad \text{car } x \geq 0 \text{ et } y > 0. \end{aligned}$$

Donc l'unique solution de l'équation sur  $\mathbb{R}^+$  est  $x = \frac{\sqrt{1-y^2}}{y}$ .

8. Comme  $f$  est bijective de  $]0, +\infty[$  dans  $]0, 1]$ , elle admet une bijection réciproque définie par :

$$f^{-1} : \begin{cases} ]0, 1] & \rightarrow [0, +\infty[ \\ y & \mapsto \text{l'unique antécédent de } y \text{ par } f. \end{cases}$$

Pour tout  $y \in ]0, 1]$  et  $x \in \mathbb{R}_+$ , on a  $f(x) = y \Leftrightarrow x = \frac{\sqrt{1-y^2}}{y}$ . Donc :

$$f^{-1} : \begin{cases} ]0, 1] & \rightarrow [0, +\infty[ \\ y & \mapsto \frac{\sqrt{1-y^2}}{y} \end{cases}$$

9. Raisonnons par construction.

Soit  $x \in \mathbb{R}$ .  $x^2 + 1 > x^2$  donc, comme  $x \mapsto \sqrt{x}$  est strictement croissante sur  $\mathbb{R}_+$ ,  $\sqrt{x^2 + 1} > \sqrt{x^2} = |x|$ . Or  $|x| = x \geq -x$  si  $x \geq 0$  et  $|x| = -x \geq -x$  si  $x \leq 0$ . Donc  $\sqrt{x^2 + 1} > -x \Leftrightarrow \sqrt{x^2 + 1} + x > 0$ .

Finalement, pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $\sqrt{x^2 + 1} + x > 0$  et  $F$  est définie sur  $\mathbb{R}$ .

10.  $F$  est continue et dérivable sur  $\mathbb{R}$  comme composée de fonctions continue et dérivables et

$$F'(x) = \frac{1}{x + \sqrt{1+x^2}} \cdot \left(1 + \frac{2x}{2\sqrt{1+x^2}}\right) = \frac{1}{x + \sqrt{1+x^2}} \cdot \left(\frac{\sqrt{1+x^2} + x}{\sqrt{1+x^2}}\right) = \frac{1}{\sqrt{1+x^2}} = f(x).$$

Donc  $F$  est bien une primitive de  $f$  sur  $\mathbb{R}$

11.  $F$  est définie sur  $\mathbb{R}$  qui est symétrique par rapport à 0. Pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} F(-x) &= \ln\left(-x + \sqrt{1+x^2}\right) = \ln\left(\frac{(-x + \sqrt{1+x^2})(x + \sqrt{1+x^2})}{x + \sqrt{1+x^2}}\right) \\ &= \ln\left(\frac{1}{x + \sqrt{1+x^2}}\right) = -\ln(x + \sqrt{1+x^2}) = F(x). \end{aligned}$$

$F$  est bien impaire sur son ensemble de définition.

12. Comme  $x + \sqrt{1+x^2} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} +\infty$ ,  $F(x) \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} +\infty$  par composition avec  $\ln$ .

Comme  $F$  est impaire,  $F(x) \xrightarrow{x \rightarrow -\infty} -\infty$ .

13. Comme  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et que  $F$  est une primitive de  $f$ , on a :

$$\mathcal{A}(\lambda) = [F(x)]_{x=\lambda}^{2\lambda} = F(2\lambda) - F(\lambda) = \ln\left(2\lambda + \sqrt{(2\lambda)^2 + 1}\right) - \ln\left(\lambda + \sqrt{\lambda^2 + 1}\right).$$

On cherche la limite de cette quantité en  $+\infty$  (c'est une forme indéterminée). On a pour tout  $\lambda > 0$  :

$$\begin{aligned} \mathcal{A}(\lambda) &= \ln\left(2\lambda + \sqrt{(2\lambda)^2 + 1}\right) - \ln\left(\lambda + \sqrt{\lambda^2 + 1}\right) \\ &= \ln\left(2\lambda \left(1 + \sqrt{1 + \frac{1}{2\lambda^2}}\right)\right) - \ln\left(\lambda \left(1 + \sqrt{1 + \frac{1}{\lambda^2}}\right)\right) \\ &= \ln(2) + \ln(\lambda) + \ln\left(1 + \sqrt{1 + \frac{1}{2\lambda^2}}\right) - \ln(\lambda) - \ln\left(1 + \sqrt{1 + \frac{1}{\lambda^2}}\right) \\ &= \ln(2) + \ln\left(1 + \sqrt{1 + \frac{1}{2\lambda^2}}\right) - \ln\left(1 + \sqrt{1 + \frac{1}{\lambda^2}}\right) \\ &\xrightarrow{\lambda \rightarrow +\infty} \ln(2). \end{aligned}$$

Finalement,  $\mathcal{A}(\lambda) \xrightarrow{\lambda \rightarrow +\infty} \ln(2)$ .

14. Pour  $u_0$  (avec la question 10) :

$$u_0 = \int_0^1 f(x) dx = [F(x)]_{x=0}^1 = F(1) - F(0) = \ln(1 + \sqrt{2}) - \ln(1) = \ln(1 + \sqrt{2}).$$

Pour  $u_1$  :

$$u_1 = \frac{1}{2} \int_0^1 \frac{2x}{\sqrt{1+x^2}} dx = \frac{1}{2} [\sqrt{1+x^2}]_0^1 = \sqrt{2} - 1.$$

15. On a  $u_3 = \int_0^1 x^3 \frac{1}{\sqrt{1+x^2}} dx = \int_0^1 \frac{x^2}{2} \frac{2x}{\sqrt{1+x^2}} dx$

Avec une IPP, les fonctions  $x \mapsto \frac{x^2}{2}$  et  $x \mapsto 2\sqrt{1+x^2}$  étant de classe  $C^1$  sur  $[0, 1]$ , on a :

$$\begin{aligned} u_3 &= \left[ x^2 \sqrt{1+x^2} \right]_0^1 - \int_0^1 2x \sqrt{1+x^2} dx = \sqrt{2} - \int_0^1 2x (1+x^2)^{1/2} dx \\ &= \sqrt{2} - \left[ \frac{2}{3} (1+x^2)^{3/2} \right]_0^1 = \sqrt{2} - \frac{2}{3} 2^{3/2} + \frac{2}{3} = \sqrt{2} - \frac{4\sqrt{2}}{3} + \frac{2}{3} = \frac{2}{3} - \frac{1}{3}\sqrt{2} \end{aligned}$$

16. On raisonne par construction. Si  $x \in [0, 1]$ , alors :

$$x^n \geq x^{n+1} \Rightarrow x^n f(x) \geq x^{n+1} f(x) \quad \text{car } f(x) \geq 0 \text{ sur } \mathbb{R}.$$

En intégrant cette inégalité pour  $x$  allant de 0 à 1 (bornes croissantes), on a :

$$\int_0^1 x^{n+1} f(x) dx \leq \int_0^1 x^n f(x) dx \quad \text{et donc } u_{n+1} \leq u_n.$$

Donc la suite  $(u_n)$  est décroissante.

17. La suite  $(u_n)$  est décroissante (question 16).

Montrons qu'elle est minorée par 0 toujours par construction. Si  $x \in [0, 1]$ , alors :

$$0 \leq x^n \Rightarrow 0 \leq x^n f(x) \quad \text{car } f(x) \geq 0 \text{ sur } \mathbb{R}.$$

En intégrant cette inégalité pour  $x$  allant de 0 à 1 (bornes croissantes), on a :

$$0 \leq \int_0^1 x^n f(x) dx \quad \text{et donc } 0 \leq u_n.$$

Comme  $(u_n)$  est décroissante et minorée par 0, elle converge vers une limite  $\ell \geq 0$  par le théorème des suites monotones.

18. On a vu que  $f$  était comprise entre 0 et 1 sur  $\mathbb{R}$  (question 4).

Donc  $0 \leq \frac{1}{\sqrt{1+x^2}} \leq 1$ . Comme  $x^n \geq 0$  sur  $[0, 1]$  alors  $0 \leq \frac{x^n}{\sqrt{1+x^2}} \leq x^n$ .

En intégrant cette inégalité pour  $x$  allant de 0 à 1 (bornes croissantes), on a :

$$\int_0^1 0 dx \leq \int_0^1 \frac{x^n}{\sqrt{1+x^2}} dx \leq \int_0^1 x^n dx = \left[ \frac{1}{n+1} x^{n+1} \right]_0^1 \Leftrightarrow 0 \leq u_n \leq \frac{1}{n+1}.$$

Finalement, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $0 \leq u_n \leq \frac{1}{n+1}$ .

19. Comme  $\frac{1}{n+1} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$  alors, par encadrement,  $u_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ .

**Exercice 3 (ECRICOME 2004)**

1. Notons  $A$  l'évènement "le serveur  $A$  est choisi",  $B$  l'évènement "le serveur  $B$  est choisi",  $T$  l'évènement "il y a une erreur de transmission".

L'énoncé indique que  $P(A) = \frac{7}{10}$ ,  $P(B) = \frac{3}{10}$ ,  $P_A(T) = \frac{1}{10}$  (le serveur  $A$  étant choisi, on a 1 chance sur 10 pour qu'il y ait une erreur de transmission) et  $P_B(T) = \frac{5}{100} = \frac{1}{20}$ .

(a) Soit on a choisi le serveur  $A$ , soit on a choisi le serveur  $B$ . La famille  $(A, B)$  étant un système complet d'évènements, on a :  $T = (A \cap T) \cup (B \cap T)$ . Alors :

$$\begin{aligned} P(T) &= P((A \cap T) \cup (B \cap T)) = P(A \cap T) + P(B \cap T) \\ &= P(A)P_A(T) + P(B)P_B(T) = \frac{7}{10} \cdot \frac{1}{10} + \frac{3}{10} \cdot \frac{1}{20} = \frac{1}{200}(14 + 3) = \frac{17}{200}, \end{aligned}$$

en utilisant le fait qu'on a une union d'évènements incompatibles à la deuxième égalité et la formule des probabilités totales à la troisième.

(b) Ce qui est réalisé est l'erreur de transmission, ce que l'on souhaite savoir est que le serveur  $A$  soit choisi. On nous demande donc de calculer  $P_T(A)$ . Avec la formule de Bayes et la question précédente, on a :

$$P_T(A) = \frac{P_A(T)P(A)}{P(T)} = \frac{\frac{1}{10} \cdot \frac{7}{10}}{\frac{17}{200}} = \frac{7}{100} \cdot \frac{200}{17} = \frac{14}{17}.$$

2. (a) L'évènement  $(L_1 = k)$  signifie que l'on a utilisé durant les  $k$  premiers jours le même serveur, soit toujours le  $A$ , soit toujours le  $B$ , et le  $(k+1)^{ième}$  jour on a utilisé l'autre serveur. Ainsi, on a :

$$(L_1 = k) = (\underbrace{A \dots A}_{k \text{ fois}})B \cup (\underbrace{B \dots B}_{k \text{ fois}})A.$$

Les évènements  $A \dots AB$  et  $B \dots BA$  sont incompatibles, donc :

$$P(L_1 = k) = P(A \dots AB) + P(B \dots BA).$$

Les choix des serveurs étant supposés indépendants, on a :

$$\begin{aligned} P(L_1 = k) &= P(A) \dots P(A)P(B) + P(B) \dots P(B)P(A) \\ &= (P(A))^k P(B) + (P(B))^k P(A) = \left(\frac{7}{10}\right)^k (0.3) + (0.3)^k \left(\frac{7}{10}\right). \end{aligned}$$

(b) On a, sous réserve de convergence :

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{+\infty} P(L_1 = k) &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^k \left(\frac{3}{10}\right) + \left(\frac{3}{10}\right)^k \left(\frac{7}{10}\right) = \frac{3}{10} \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^k + \frac{7}{10} \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{3}{10}\right)^k \\ &= \frac{3}{10} \sum_{j=0}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^{j+1} + \frac{7}{10} \sum_{j=0}^{+\infty} \left(\frac{3}{10}\right)^{j+1} = \frac{21}{100} \sum_{j=0}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^j + \frac{21}{100} \sum_{j=0}^{+\infty} \left(\frac{3}{10}\right)^j \end{aligned}$$

On obtient deux séries géométriques de raisons  $\frac{7}{10}$  et  $\frac{3}{10} \in ]-1, 1[$ , donc convergentes. Par

somme,  $\sum_{k=1}^{+\infty} P(L_1 = k)$  converge et on a :

$$\sum_{k=1}^{+\infty} P(L_1 = k) = \frac{21}{100} \left( \frac{1}{1 - \frac{7}{10}} + \frac{1}{1 - \frac{3}{10}} \right) = \frac{21}{100} \left( \frac{1}{\frac{3}{10}} + \frac{1}{\frac{7}{10}} \right) = \frac{7}{10} + \frac{3}{10} = 1$$

(c) Montrons que  $L_1$  admet une espérance. La série  $\sum_{k \geq 1} kP(L_1 = k)$  s'écrit :

$$\begin{aligned} \sum_{k \geq 1} kP(L_1 = k) &= \frac{3}{10} \sum_{k \geq 1} k \left(\frac{7}{10}\right)^k + \frac{7}{10} \sum_{k \geq 1} k \left(\frac{3}{10}\right)^k \\ &= \frac{21}{100} \left( \sum_{k \geq 1} k \left(\frac{7}{10}\right)^{k-1} + \sum_{k \geq 1} k \left(\frac{3}{10}\right)^{k-1} \right) \end{aligned}$$

Puisque  $\frac{3}{10}, \frac{7}{10} \in ]-1, 1[$ , les séries  $\sum_{k \geq 1} k \left(\frac{7}{10}\right)^{k-1}$  et  $\sum_{k \geq 1} k \left(\frac{3}{10}\right)^{k-1}$  sont convergentes (séries géométriques dérivées d'ordre 1). Donc, par somme, la série  $\sum_{k \geq 1} kP(L_1 = k)$  est convergente. Donc  $L_1$  admet une espérance et elle est donnée par :

$$E(L_1) = \frac{\frac{21}{100}}{\left(1 - \left(\frac{7}{10}\right)\right)^2} + \frac{\frac{21}{100}}{\left(1 - \left(\frac{3}{10}\right)\right)^2} = \frac{\left(\frac{21}{100}\right)}{\left(\frac{3}{10}\right)^2} + \frac{\left(\frac{21}{100}\right)}{\left(\frac{7}{10}\right)^2} = \frac{\left(\frac{7}{10}\right)}{\left(\frac{3}{10}\right)} + \frac{\left(\frac{3}{10}\right)}{\left(\frac{7}{10}\right)} = \frac{7}{3} + \frac{3}{7} = \frac{58}{21}.$$

(d)  $L_2(\Omega) = \mathbb{N}^*$ . Soient  $i \in \mathbb{N}^*$  et  $j \in \mathbb{N}^*$ , l'évènement  $(L_1 = i \cap L_2 = j)$  signifie que l'on a choisi soit  $A$  durant les  $i$  premiers jours puis  $B$  durant les  $j$  jours suivants et  $A$  le  $(i+j+1)^{ième}$  jour, soit  $B$  durant les  $i$  premiers jours puis  $A$  durant les  $j$  jours suivants et  $B$  le  $(i+j+1)^{ième}$  jour. On en déduit que :

$$(L_1 = i \cap L_2 = j) = \underbrace{(A \dots AB \dots BA)}_{i \text{ fois } j \text{ fois}} \cup \underbrace{(B \dots BA \dots AB)}_{i \text{ fois } j \text{ fois}}.$$

En particulier, on a choisi  $(i+1)$  fois le serveur  $A$  et  $j$  fois le serveur  $B$  dans le premier cas et  $(i+1)$  fois le serveur  $B$  et  $j$  fois le serveur  $A$  dans le deuxième cas. Les évènements  $(A \dots AB \dots BA)$  et  $(B \dots BA \dots AB)$  étant incompatibles et les choix des serveurs indépendants, on obtient, pour tous les entiers  $i, j$  non nuls,

$$\begin{aligned} P(L_1 = i \cap L_2 = j) &= P(A \dots AB \dots BA) + P(B \dots BA \dots AB) \\ &= (P(A))^{i+1}(P(B))^j + (P(B))^{i+1}(P(A))^j \\ &= \left(\frac{7}{10}\right)^{i+1} \left(\frac{3}{10}\right)^j + \left(\frac{3}{10}\right)^{i+1} \left(\frac{7}{10}\right)^j. \end{aligned}$$

(e)  $L_2(\Omega) = \mathbb{N}^*$ . Comme  $(L_1 = i)_{i \in \mathbb{N}^*}$  est un système complet d'évènements (car  $L_1(\Omega) = \mathbb{N}^*$ ), on a, pour tout  $j \in \mathbb{N}^*$ ,

$$(L_2 = j) = \bigcup_{i=1}^{+\infty} (L_1 = i \cap L_2 = j),$$

et c'est l'union d'évènements incompatibles. Alors, pour tout  $j \in \mathbb{N}^*$ , on a, sous réserve de convergence :

$$\begin{aligned} P(L_2 = j) &= \sum_{i=1}^{+\infty} P(L_1 = i \cap L_2 = j) = \sum_{i=1}^{+\infty} \left( \left(\frac{7}{10}\right)^{i+1} \left(\frac{3}{10}\right)^j + \left(\frac{3}{10}\right)^{i+1} \left(\frac{7}{10}\right)^j \right) \\ &= \left(\frac{3}{10}\right)^j \sum_{i=1}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^{i+1} + \left(\frac{7}{10}\right)^j \sum_{i=1}^{+\infty} \left(\frac{3}{10}\right)^{i+1} \\ &= \left(\frac{3}{10}\right)^j \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^{k+2} + \left(\frac{7}{10}\right)^j \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{3}{10}\right)^{k+2} \\ &= \left(\frac{3}{10}\right)^j \left(\frac{7}{10}\right)^2 \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{7}{10}\right)^k + \left(\frac{7}{10}\right)^j \left(\frac{3}{10}\right)^2 \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{3}{10}\right)^k \end{aligned}$$



On obtient deux séries géométriques de raisons  $\frac{7}{10}$  et  $\frac{3}{10} \in ]-1, 1[$  donc convergentes. Par somme,  $\sum_{i=1}^{+\infty} P(L_1 = i \cap L_2 = j)$  converge et on a :

$$P(L_2 = j) = \frac{\left(\frac{3}{10}\right)^j \left(\frac{7}{10}\right)^2}{1 - \left(\frac{7}{10}\right)} + \frac{\left(\frac{7}{10}\right)^j \left(\frac{3}{10}\right)^2}{1 - \left(\frac{3}{10}\right)} = \left(\frac{3}{10}\right)^{j-1} \left(\frac{7}{10}\right)^2 + \left(\frac{7}{10}\right)^{j-1} \left(\frac{3}{10}\right)^2.$$

3. (a)  $N_n$  est le nombre de choix du serveur  $A$  en  $b$  choix indépendants qui ont tous la même probabilité 0.7. Donc  $N_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n, 0.7)$  et  $E(N_n) = \frac{7n}{10}$  et  $V(N_n) = \frac{21n}{100}$ .
- (b)  $T_1$  est le rang du premier choix de  $A$  dans une suite de choix indépendants qui ont tous la même probabilité 0.7. Donc  $T_1 \hookrightarrow \mathcal{G}(0.7)$  et  $E(T_1) = \frac{1}{0.7} = \frac{10}{7}$  et  $V(T_1) = \frac{0.3}{0.49} = \frac{30}{49}$ .
- (c) Pour  $k \geq 2$ ,  $(T_2 = k)$  signifie qu'on a eu  $A$  au  $k$ -ième jour et que c'était le second. Donc qu'il n'y en avait eu qu'un seul avant.  
Donc  $(T_2 = k) = (N_{k-1} = 1) \cap A_k$  et ces événements sont indépendants (lemme des coalitions). Donc, pour tout  $k \geq 2$ ,

$$P(T_2 = k) = P(N_{k-1} = 1) P(A_k) = \binom{k-1}{1} 0.7^1 0.3^{k-1-1} \times 0.7 = (k-1) (0.7)^2 (0.3)^{k-2}.$$

4. (a) On vérifie que  $F_Z$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et  $\mathcal{C}^1$  sauf peut-être en 0 :
- Sur  $] -\infty, 0[$ ,  $F_Z(t) = 0$  qui est  $\mathcal{C}^1$ .
  - Sur  $]0, +\infty[$ ,  $F_Z(t) = 1 - e^{-t}$  qui est  $\mathcal{C}^1$ .
  - En 0,  $\lim_{t \rightarrow 0^-} F_Z(t) = \lim_{t \rightarrow 0^+} F_Z(t) = F_Z(0) = 0$ .

Donc  $Z$  est bien à densité. En dérivant  $F_Z$  sur  $\mathbb{R}^*$  et en posant  $f_Z(0) = 1$ , on a :

$$f_Z(t) = \begin{cases} e^{-t} & \text{si } t \geq 0 \\ 0 & \text{si } t < 0 \end{cases}$$

- (b) On cherche ici l'espérance de  $Z$ .

Elle admet une espérance si  $\int_{-\infty}^{+\infty} t f_Z(t) dt$  converge (absolument). Or :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} t f_Z(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^{+\infty} t e^{-t} dt = \int_0^{+\infty} t e^{-t} dt.$$

Soit  $A \geq 0$ . En réalisant deux intégrations par parties, les fonctions  $t \mapsto t$  et  $t \mapsto e^{-t}$  étant  $\mathcal{C}^2$ , on a :

$$\int_0^A t e^{-t} dt = [-t e^{-t}]_0^A - [e^{-t}]_0^A + \int_0^A 0 dt = -A e^{-A} - e^{-A} + 1 \xrightarrow{A \rightarrow +\infty} 1$$

par croissance comparée. Donc  $Z$  admet une espérance et  $E(Z) = 1$ . Le temps moyen est donc d'une seconde.

- (c) D'après l'énoncé, on a  $W = \frac{1}{10}Z + 1$ .

- (d) La fonction de répartition de  $W$  est donnée par :

$$F_W(t) = P(W \leq t) = P\left(\frac{1}{10}Z + 1 \leq t\right) = P(Z \leq 10t - 10) = F_Z(10t - 10).$$

Comme  $Z$  est à densité,  $F_Z$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}^*$  (là où  $f_Z$  est continue).

Donc  $F_W$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R} \setminus \{1\}$ . Donc  $W$  est à densité et une densité de  $W$  est donnée par :

$$f_W(t) = F'_W(t) = 10f_Z(10t - 10)$$

et donc :

$$f_W(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 1, \\ 10e^{-10t-10} & \text{si } t \geq 1. \end{cases}$$

(e) Comme  $Z$  a une espérance, alors  $W = \frac{1}{10}Z + 1$  également et

$$E(W) = \frac{1}{10}E(Z) + 1 = \frac{11}{10}.$$

5. (a)  $f$  est positive sur  $\mathbb{R}$  et continue sauf peut-être en 0. On étudie la convergence de son intégrale :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = \int_{-\infty}^0 0dt + \int_0^{+\infty} te^{-t^2/2}dt = \int_0^{+\infty} te^{-t^2/2}.$$

Soit  $A \geq 0$ .

$$\int_0^A te^{-t^2/2}dt = \left[-e^{-t^2/2}\right]_0^A = 1 - e^{-A^2/2} \xrightarrow{A \rightarrow +\infty} 1.$$

Donc  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt$  converge et vaut 1 donc  $f$  est bien une densité de probabilité.

(b) La fonction de répartition  $F_X$  de  $X$  est donnée par :

- si  $x \leq 0$  :  $F_Z(t) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 = 0$ .
- si  $x > 0$  :  $F_Z(t) = \int_{-\infty}^0 0dt + \int_0^x te^{-t^2/2}dt = 1 - e^{-x^2/2}$ .

(c)  $X$  a une espérance si  $\int_{-\infty}^{+\infty} tf(t) dt$  converge (absolument).

- $\int_{-\infty}^0 tf(t) dt$  converge et est nulle.
- pour  $A \geq 0$ ,  $\int_0^A tf(t) dt = \int_0^A t^2 e^{-t^2/2} dt$  que l'on intègre par parties ( $t \mapsto t$  et  $t \mapsto -e^{-t^2/2}$  sont de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ ) :

$$\int_0^A tf(t) dt = \left[-te^{-t^2/2}\right]_0^A - \int_0^A e^{-t^2/2} dt = -Ae^{-A^2/2} - \int_0^A e^{-t^2/2} dt$$

La forme indéterminée  $Ae^{-A^2/2}$  peut se lever en posant  $X = A^2 \rightarrow +\infty$  et  $Ae^{-A^2/2} = \sqrt{X}e^{-X/2} \xrightarrow{X \rightarrow +\infty} 0$  par croissance comparée. Donc, avec le rappel de l'énoncé,

$$\int_0^A tf(t) dt \xrightarrow{A \rightarrow +\infty} \sqrt{\frac{\pi}{2}}.$$

Finalement,  $\int_{-\infty}^{+\infty} tf(t) dt$  converge et vaut  $\sqrt{\frac{\pi}{2}}$  donc  $X$  a une espérance et  $E(X) = \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ .