

Correction - DM 15

A rendre le Mardi 12 Mars

Exercice 1 (ECRICOME 2023 Sujet 0)

1. La matrice

$$A - 6I_3 = \begin{pmatrix} -1 & 1 & -4 \\ 3 & -3 & -4 \\ 1 & -1 & -4 \end{pmatrix}$$

est de rang 2 puisque ses trois colonnes C_1, C_2, C_3 vérifient : $C_2 = -C_1$ et (C_1, C_3) libre (deux vecteurs non colinéaires).

La matrice $A - 6I_3$ n'est donc pas inversible, donc 6 est une valeur propre de A .

Comme $rg(A - 6I_3) = 2$, on a avec le théorème du rang que :

$$\dim(E_6(A)) = 3 - rg(A - 6I_3) = 1.$$

2. On commence par calculer U puis AU . On obtient :

$$U = \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \\ 2 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad AU = \begin{pmatrix} 4 \\ 4 \\ 4 \end{pmatrix} = 2U.$$

Comme U est un vecteur non nul vérifiant $AU = 2U$, U est bien un vecteur propre de A et la valeur propre associée est 2.

3. (a) Montrons que $\mathcal{B} = (U, V, W)$ est une base de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$.

Comme $Card(\mathcal{B}) = 3 = \dim(\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}))$, il suffit de vérifier que la famille \mathcal{B} est libre.

Soient a, b, c trois réels tels que :

$$aU + bV + cW = 0.$$

Par identification des coefficients, on a alors :

$$\begin{cases} 2a + 2b + c = 0 \\ 2a + c = 0 \\ 2a + b = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} 2a + 2b + c = 0 & (L_1) \\ -2b = 0 & (L_2 - L_1) \\ -b - c = 0 & (L_3 - L_1) \end{cases} \Leftrightarrow a = b = c = 0.$$

Ainsi, la famille $\mathcal{B} = (U, V, W)$ est bien une base de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$.

(b) On sait que $f(V) = AV = U + 2V$ par définition du vecteur U . On sait de plus que $f(U) = 2U$ puisque U est un vecteur propre associé à la valeur propre 2. On calcule enfin $f(W) = AW = 6W$. Ainsi, la matrice de f dans la base \mathcal{B} est :

$$B = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 0 \\ 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix}.$$

(c) Comme A et B représentent le même endomorphisme dans des bases différentes, les matrices A et B sont alors semblables.

En notant P la matrice de passage de la base canonique à la base \mathcal{B} , on a :

$$P = \begin{pmatrix} 2 & 2 & 1 \\ 2 & 0 & 1 \\ 2 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Avec la formule de changement de bases, on a alors :

$$M_{can}(f) = P_{can, \mathcal{B}} M_{\mathcal{B}}(f) P_{\mathcal{B}, can} \quad \text{donc} \quad A = PBP^{-1}.$$

4. La matrice B est triangulaire, donc on lit son spectre sur sa diagonale : $Sp(B) = \{2, 6\}$.

Or, A et B sont semblables, donc elles ont les mêmes valeurs propres. En effet :

$$\lambda \in Sp(A) \Leftrightarrow rg(A - \lambda I_3) < 3 \Leftrightarrow rg(B - \lambda I_3) < 3 \Leftrightarrow \lambda \in Sp(B),$$

en utilisant que deux matrices semblables ont même rang et que $A - \lambda I_3 = PBP^{-1} - \lambda I_3 = P(B - \lambda I_3)P^{-1}$ et donc que $A - \lambda I_3$ et $B - \lambda I_3$ sont semblables.

Donc $Sp(A) = \{2, 6\}$ et 0 n'est donc pas valeur propre de A . Elle est donc inversible.

Comme A et B sont semblables, A est diagonalisable si et seulement si B est diagonalisable. On recherche donc les sous-espaces propres de B (qui est plus simple à étudier). On obtient :

$$E_2(B) = Vect \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} \right) \quad \text{et} \quad E_6(B) = Vect \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right).$$

Par concaténation de familles libres (à chaque fois un vecteur non nul), $\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$ est une famille libre de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$. Comme son cardinal est égal à 2 et donc différent $3 = \dim(\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}))$, ce n'est pas une base de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ et B n'est pas diagonalisable donc A n'est pas diagonalisable.

5. On peut conjecturer que, dans les cas où $x(0) = y(0)$, on a : $\forall t \in \mathbb{R}, x(t) = y(t)$.

6. En effectuant le produit matriciel, on a bien pour tout $t \in \mathbb{R}$:

$$AX(t) = \begin{pmatrix} 5 & 1 & -4 \\ 3 & 3 & -4 \\ 1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x(t) \\ y(t) \\ z(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5x(t) + y(t) - 4z(t) \\ 3x(t) + 3y(t) - 4z(t) \\ x(t) - y(t) + 2z(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x'(t) \\ y'(t) \\ z'(t) \end{pmatrix} = X'(t).$$

7. On note pour tout réel t , $Y(t) = P^{-1}X(t)$. Alors :

$$\forall t \in \mathbb{R}, Y'(t) = P^{-1}X'(t) = P^{-1}AX(t) = P^{-1}(PBP^{-1})X(t) = BP^{-1}X(t) = BY(t).$$

8. (a) L'équation différentielle homogène (\mathcal{E}_1) : $\varphi' - 6\varphi = 0$ a pour ensemble de solutions :

$$S_1 = \{t \mapsto a_1 e^{6t} \mid a_1 \in \mathbb{R}\}.$$

(b) L'équation différentielle homogène (\mathcal{E}_2) : $\varphi' - 2\varphi = 0$ a pour ensemble de solutions :

$$S_2 = \{t \mapsto a_2 e^{2t} \mid a_2 \in \mathbb{R}\}.$$

(c) Soit c un réel. Notons $\forall t \in \mathbb{R}, \psi(t) = cte^{2t}$. La fonction ψ est bien dérivable sur \mathbb{R} , et on a :

$$\psi'(t) = ce^{2t} + 2cte^{2t} = 2\psi(t) + ce^{2t}.$$

Ainsi, ψ vérifie l'équation différentielle (\mathcal{E}_3).

Comme les solutions de l'équation différentielle homogène associée (\mathcal{E}_3) sont les solutions de (\mathcal{E}_2), on en déduit que l'ensemble des solutions de (\mathcal{E}_3) est :

$$S_3 = \{t \mapsto a_3 e^{2t} + cte^{2t} \mid a_3 \in \mathbb{R}\}.$$

9. On a montré dans la question 7. que $Y'(t) = BY(t)$. Donc :

$$\begin{pmatrix} \alpha'(t) \\ \beta'(t) \\ \gamma'(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 0 \\ 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha(t) \\ \beta(t) \\ \gamma(t) \end{pmatrix} \Leftrightarrow \begin{cases} \alpha'(t) = 2\alpha(t) + \beta(t) \\ \beta'(t) = 2\beta(t) \\ \gamma'(t) = 6\gamma(t) \end{cases}$$

10. Ainsi, γ est bien solution de (\mathcal{E}_1) : on peut donc dire qu'il existe un $a_1 \in \mathbb{R}$ tel que $\gamma(t) = a_1 e^{6t}$.
 Ainsi, β est bien solution de (\mathcal{E}_2) : on peut donc dire qu'il existe un $a_2 \in \mathbb{R}$ tel que $\beta(t) = a_2 e^{2t}$.
 Alors, on obtient :

$$\forall t \in \mathbb{R}, \alpha'(t) = 2\alpha(t) + a_2 e^{2t}.$$

Alors α est solution de (\mathcal{E}_3) pour $c = a_2$.

On peut donc dire qu'il existe un $a_3 \in \mathbb{R}$ tel que $\forall t \in \mathbb{R}, \alpha'(t) = a_3 e^{2t} + a_2 t e^{2t} = (a_2 t + a_3) e^{2t}$.

Finalement, il existe trois réels a_1, a_2, a_3 tels que :

$$\forall t \in \mathbb{R}, Y(t) = \begin{pmatrix} (a_2 t + a_3) e^{2t} \\ a_2 e^{2t} \\ a_1 e^{6t} \end{pmatrix}.$$

Comme $Y(t) = P^{-1}X(t)$, on en déduit par équivalence que $X(t) = PY(t)$ et donc par produit matriciel :

$$X(t) = \begin{pmatrix} 2 & 2 & 1 \\ 2 & 0 & 1 \\ 2 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (a_2 t + a_3) e^{2t} \\ a_2 e^{2t} \\ a_1 e^{6t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2(a_2 t + a_2 + a_3) e^{2t} + a_1 e^{6t} \\ 2(a_2 t + a_3) e^{2t} + a_1 e^{6t} \\ (2(a_2 t + a_3) + a_2) e^{2t} \end{pmatrix}.$$

En notant $\lambda_1 = a_2, \lambda_2 = a_3$ et $\lambda_3 = a_1$, on obtient bien que :

$$\forall t \in \mathbb{R}, \begin{cases} x(t) &= 2(\lambda_1 t + \lambda_1 + \lambda_2) e^{2t} + \lambda_3 e^{6t} \\ y(t) &= 2(\lambda_1 t + \lambda_2) e^{2t} + \lambda_3 e^{6t} \\ z(t) &= (2\lambda_1 t + \lambda_1 + 2\lambda_2) e^{2t} \end{cases}$$

11. Avec les notations précédentes, on a :

$$\begin{cases} x_0 = x(0) = 2\lambda_1 + 2\lambda_2 + \lambda_3 \\ y_0 = y(0) = 2\lambda_2 + \lambda_3 \\ z_0 = z(0) = \lambda_1 + 2\lambda_2 \end{cases}$$

ce qui donne en inversant le système que :

$$\begin{cases} \lambda_1 = \frac{x_0 - y_0}{2} \\ \lambda_2 = \frac{-x_0 + y_0 + 2z_0}{2} \\ \lambda_3 = \frac{x_0 + y_0 - 2z_0}{2} \end{cases}$$

Ce qui donne alors que :

$$\forall t \in \mathbb{R}, \begin{cases} x(t) &= \left((x_0 - y_0)t + z_0 + \frac{1}{2}(x_0 - y_0) \right) e^{2t} + \left(\frac{1}{2}(x_0 + y_0) - z_0 \right) e^{6t} \\ y(t) &= \left((x_0 - y_0)t + z_0 + \frac{1}{2}(y_0 - x_0) \right) e^{2t} + \left(\frac{1}{2}(x_0 + y_0) - z_0 \right) e^{6t} \\ z(t) &= ((x_0 - y_0)t + z_0) e^{2t} \end{cases}$$

12. En particulier, lorsque $x_0 = y_0$, on obtient que :

$$\forall t \in \mathbb{R}, \begin{cases} x(t) = z_0 e^{2t} + (x_0 - z_0) e^{6t} \\ y(t) = z_0 e^{2t} + (x_0 - z_0) e^{6t} \\ z(t) = z_0 e^{2t} \end{cases}$$

et en particulier on a bien : $\forall t \in \mathbb{R}, x(t) = y(t)$.

Exercice 2 (EDHEC 2012)

1. Si A est diagonalisable, alors il existe P inversible et D diagonale telles que $A = PDP^{-1}$.

Alors $A^2 = PD^2P^{-1}$ avec D^2 diagonale. Ainsi, A^2 est semblable à une matrice diagonale et elle est donc diagonalisable.

2. (a) On calcule :

$$A^2 = \begin{pmatrix} 0 & 2 & -1 \\ 2 & -5 & 4 \\ 3 & -8 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 2 & -1 \\ 2 & -5 & 4 \\ 3 & -8 & 6 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 2 \\ 2 & -3 & 2 \\ 2 & -2 & 1 \end{pmatrix}.$$

Donc

$$A^4 = (A^2)^2 = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 2 \\ 2 & -3 & 2 \\ 2 & -2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -2 & 2 \\ 2 & -3 & 2 \\ 2 & -2 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = I.$$

(b) Donc $P(x) = x^4 - 1$ est annulateur de A , et λ est racine de P si $\lambda^4 = 1$, donc si et seulement si $\lambda^2 = 1$ ou -1 , la deuxième étant absurde on obtient $\lambda^2 = 1$ puis $\lambda = \pm 1$.

Finalemnt $Sp(A) \subset \{-1; 1\}$.

(c) Supposons que A est diagonalisable. Il existe P inversible et D diagonale telles que $A = PDP^{-1}$.

Comme $Sp(A) \subset \{-1; 1\}$,

$$D = \begin{pmatrix} \pm 1 & 0 & 0 \\ 0 & \pm 1 & 0 \\ 0 & 0 & \pm 1 \end{pmatrix} \quad \text{donc} \quad D^2 = I_3 \quad \text{donc} \quad A^2 = PD^2P^{-1} = PI_3P^{-1} = I_3.$$

Or $A^2 \neq I_3$ d'après la question 2.(a). On abouti donc à une contradiction de A n'est pas diagonalisable.

3. (a) On a :

$$\begin{aligned} (x, y, z) \in Ker(g - Id) &\Leftrightarrow (A - I) \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = 0 \Leftrightarrow \begin{cases} -x + 2y - z = 0 \\ 2x - 6y + 4z = 0 & (L_2 \leftarrow L_2 + 2L_1) \\ 3x - 8y + 5z = 0 & (L_3 \leftarrow L_3 + 3L_1) \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} -x + 2y - z = 0 \\ -2y + 2z = 0 \\ -2y + 2z = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = z \\ y = z \end{cases} \end{aligned}$$

Donc $Ker(g - Id) = Vect((1, 1, 1))$ et avec $u = (1, 1, 1)$ la famille (u) est génératrice de $Ker(g - Id)$ et libre car constituée d'un unique vecteur non nul, donc c'est une base de $Ker(g - Id)$.

(b) On va travailler matriciellement en cherchant $Ker(A^2 + I)$. Avec $X = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix}$, on a :

$$\begin{aligned} (A^2 + I)X = 0 &\Leftrightarrow \begin{cases} 2x - 2y + 2z = 0 \\ 2x - 2y + 2z = 0 \\ 2x - 2y + 2z = 0 \end{cases} \Leftrightarrow x = y - z \\ &\Leftrightarrow X = \begin{pmatrix} y - z \\ y \\ z \end{pmatrix} = y \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} + z \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

donc $Ker(A^2 + I) = Vect\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}\right)$. Donc $Ker(g^2 + Id) = Vect((1, 1, 0), (-1, 0, 1))$.

La famille $((1, 1, 0), (-1, 0, 1))$ est donc génératrice de $Ker(g^2 + Id)$ et libre (2 vecteurs non colinéaires) donc c'est une base de $Ker(g^2 + Id)$.

En posant $v = (1, 1, 0)$ et $w = (-1, 0, 1)$ on a donc : (v, w) est une base de $Ker(g^2 + Id)$.

(c) On montre que la famille (u, v, w) est libre. Soient x, y, z réels,

$$xu + yv + zw = 0 \Leftrightarrow \begin{cases} x + y - z = 0 \\ x + y = 0 \\ x + z = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = 0 \\ y = -x \\ z = -x \end{cases} \Leftrightarrow x = y = z = 0.$$

La famille (u, v, w) est donc une famille libre et de cardinal 3 de \mathbb{R}^3 , avec $\dim \mathbb{R}^3 = 3$, donc c'est une base de \mathbb{R}^3 .

(d) On avait $g(u) = u$ donc $g^2(u) = g(g(u)) = g(u) = u = 1u + 0v + 0w$.

Comme v et w sont des vecteurs de $\text{Ker}(g^2 + Id)$, $g^2(v) = v = 0u + 1v + 0w$ et de même $g^2(w) = 0u + 0v + 1w$.

La matrice de g^2 dans la base (u, v, w) est donc $\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}$.

(e) Notons \mathcal{B} la base canonique de \mathbb{R}^3 et \mathcal{B}' la base (u, v, w) . Avec la formule de changement de base, on a :

$$A^2 = (M_{\mathcal{B}}(g))^2 = M_{\mathcal{B}}(g^2) = P_{\mathcal{B}, \mathcal{B}'} M_{\mathcal{B}'}(g^2) P_{\mathcal{B}', \mathcal{B}} = P_{\mathcal{B}, \mathcal{B}'} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} (P_{\mathcal{B}, \mathcal{B}'})^{-1}.$$

Donc A^2 est semblable à une matrice diagonale et elle est donc diagonalisable.

On a donc un contre-exemple de la réciproque étudiée : A^2 diagonalisable n'implique pas A diagonalisable.

Exercice 3 (EDHEC 2011)

1. Si $X \hookrightarrow \mathcal{U}_{[a,b]}$ alors sa fonction de répartition est

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0 & \text{si } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{si } x \in [a, b] \\ 1 & \text{si } x > b \end{cases}$$

Et si $X \hookrightarrow \varepsilon(\lambda)$ alors

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

2. $\{(Y = 1), (Y = -1)\}$ est un système complet d'événements, donc, pour tout $x \in \mathbb{R}$ les probabilités totales donnent :

$$F_Z(x) = P(Z \leq x) = P(Y = 1)P_{(Y=1)}(Z \leq x) + P(Y = -1)P_{(Y=-1)}(Z \leq x).$$

On se ramène à X pour utiliser l'indépendance de X et Y et faire apparaître F_X :

$$F_Z(x) = P(Y = 1)P_{(Y=1)}(X \leq x) + P(Y = -1)P_{(Y=-1)}(-X \leq x).$$

On peut maintenant appliquer l'indépendance, puis on fait apparaître $P(X \leq \dots)$:

$$F_Z(x) = P(Y = 1)P(X \leq x) + P(Y = -1)P(X \geq x)$$

et on utilise enfin la loi de Y et le passage au contraire :

$$F_Z(x) = \frac{1}{2} [P(X \leq x) + 1 - P(X \leq -x)] = \frac{1}{2} [F_X(x) + 1 - F_X(-x)]$$

3. (a) i. Voici le programme complété :

```

1 | X = rd.normal( 0, 1, 10000)
2 | Y = rd.randint(0, 2, 10000)
3 | Y = 2*Y-1
4 | Z = X*Y
5 | x = np.arange(-5, 5.1, 0.1)
6 | plt.hist(Z, x, density = 'True')

```

- ii. Chaque coefficient de $Y = \text{rd.randint}(0, 2, 10000)$ vaut 0 ou 1 (choisi au hasard). Donc chaque coefficient de $2Y - 1$ vaut $2 \times 0 - 1 = -1$ ou $2 \times 1 - 1 = 1$ (choisi au hasard). Au finalement on choisit donc 10000 nombres au hasard dans $\{-1; 1\}$ donc 10000 uniformes sur $\{-1; 1\}$.
- iii. Les fréquences de chaque classe modale sont très proches de l'aire sous la courbe de la densité d'une normale sur $[0; 1]$. Z a donc l'air de suivre une loi normale sur $[0; 1]$.
- (b) X est la loi normale centrée réduite, sa fonction de répartition est donc $F_X = \Phi$ et on sait que :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \Phi(-x) = 1 - \Phi(x).$$

Donc $\forall x \in \mathbb{R}$,

$$F_Z(x) = \frac{1}{2}[\Phi(x) - (1 - \Phi(x)) + 1] = \Phi(x)$$

et Z suit la loi normale centrée réduite.

4. On suppose que la loi de X est la loi uniforme sur $[0, 1]$.

- (a) Voici le programme demandé :

```

1 | X = rd.uniform( 0, 1, 10000)
2 | Y = rd.randint(0, 2, 10000)
3 | Y = 2*Y-1
4 | Z = X*Y
5 | x = np.arange(-5, 5.1, 0.1)
6 | plt.hist(Z, x, density = 'True')
7 | plt.show()

```

On remarque que les classes modales sont de fréquence nulle en dehors de $[-1; 1]$ et de même fréquence sur $[-1; 1]$: Z semble suivre une loi uniforme sur l'intervalle $[-1; 1]$.

- (b) On a

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x & \text{si } x \in [0, 1] \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

donc

$$F_X(-x) = \begin{cases} 0 & \text{si } -x < 0 \Leftrightarrow x > 0 \\ -x & \text{si } -x \in [0, 1] \Leftrightarrow x \in [-1; 0] \\ 1 & \text{si } -x > 1 \Leftrightarrow x < -1 \end{cases} = \begin{cases} 1 & \text{si } x < -1 \\ -x & \text{si } x \in [-1, 0] \\ 0 & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

- (c) On a $F_Z(x) = \frac{1}{2}(F_X(x) - F_X(-x) + 1)$, il faut alors séparer 4 cas :

- si $x < -1$,

$$F_Z(x) = \frac{1}{2}(0 - 1 + 1) = 0$$

- si $x \in [-1, 0]$,

$$F_Z(x) = \frac{1}{2}(0 - -x + 1) = \frac{1+x}{2}$$

- si $x \in [0, 1]$,

$$F_Z(x) = \frac{1}{2}(x - 0 + 1) = \frac{x + 1}{2}$$

- si $x > 1$,

$$F_Z(x) = \frac{1}{2}(1 - 0 + 1) = 1$$

Finalement en rassemblant les deux cas du milieu :

$$F_Z(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -1 \\ \frac{x+1}{2} & \text{si } x \in [-1, 1] \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

et on reconnaît la fonction de répartition de $\mathcal{U}_{[-1,1]}$ donc

$$Z \hookrightarrow \mathcal{U}_{[-1,1]}.$$

5. (a) On a

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases} \quad \text{donc} \quad F_X(-x) = \begin{cases} 0 & \text{si } -x < 0 \Leftrightarrow x > 0 \\ 1 - e^{\lambda x} & \text{si } -x \geq 0 \Leftrightarrow x \leq 0 \end{cases}$$

ce qui donne :

$$\begin{aligned} F_Z(x) &= \frac{1}{2}(F_X(x) - F_X(-x) + 1) = \begin{cases} \frac{1}{2}[0 - (1 - e^x) + 1] & \text{si } x < 0 \\ \frac{1}{2}[1 - e^{-x} - 0 + 1] & \text{si } x \geq 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2}e^x & \text{si } x < 0 \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

- (b) La fonction de répartition de X est continue sur \mathbb{R} et de classe C^1 sauf peut-être en 0.

Par opérations élémentaires, la fonction $x \rightarrow F_Z(x) = \frac{1}{2}(F_X(x) + 1 - F_X(-x))$ est également continue sur \mathbb{R} , et de classe C^1 sauf peut-être en 0, et Z est bien une variable à densité.

Remarque. On pouvait aussi (mais ça demandait un calcul explicite de limite en 0 pour la continuité) utiliser l'expression obtenue à la question a.

- (c) On obtient alors une densité de Z en dérivant F_Z sauf aux points où elle n'est pas de classe C^1 (ici le point 0) où on donne une valeur arbitraire (on la rassemble avec un des deux cas, ici $x > 0$) :

$$f_Z(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^x & \text{si } x < 0 \\ \frac{1}{2}e^{-x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases} = \frac{1}{2}e^{-|x|}$$

- (d) On reconnaît l'espérance d'une loi exponentielle de paramètre 1 donc l'intégrale converge et :

$$\int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = \frac{1}{1} = 1.$$

- (e) Le domaine de définition de f_Z , \mathbb{R} , est centré en 0 et pour tout $x \in \mathbb{R}$ on a :

$$f_Z(-x) = \frac{1}{2}e^{-|-x|} = \frac{1}{2}e^{-|x|} = f_Z(x)$$

Donc f_Z est bien paire, et la fonction $x \rightarrow x f_Z(x)$ est donc impaire.

Or $\int_0^{+\infty} x f_Z(x) dx = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx$ converge d'après 5.(d) donc converge absolument car c'est une intégrale de fonction positive.

Par imparité $\int_{-\infty}^{+\infty} x f_Z(x) dx$ converge absolument et

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x f_Z(x) dx = 0$$

D'où Z admet une espérance et $E(Z) = 0$.

6. (a) On reconnaît le moment d'ordre deux d'une loi exponentielle de paramètre 1.
Avec $X \leftrightarrow \varepsilon(1)$ on a par théorème de Koenig-Huygens :

$$\int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = E(X^2) = V(X) + E(X)^2 = 2.$$

- (b) f_Z est paire, donc la fonction $x \rightarrow x^2 f_Z(x)$ est paire.
Or $\int_0^{+\infty} x^2 f_Z(x) dx = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx$ converge d'après 5.(d) donc converge absolument car c'est une intégrale de fonction positive.
Par imparité, $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_Z(x) dx$ converge absolument et

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_Z(x) dx = 2 \int_0^{+\infty} x^2 f_Z(x) dx = \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = 2$$

D'où par théorème de transfert Z^2 admet une espérance et une variance et avec Keonig-Huygens :

$$E(Z^2) = 2 \quad \text{et} \quad V(Z) = E(Z^2) - [E(Z)]^2 = 2.$$

7. (a) X suit la loi exponentielle de paramètre 1 donc admet une espérance qui vaut 1 et Y est finie donc admet une espérance et :

$$E(Y) = -1P(Y = -1) + 1P(Y = 1) = 0 \quad \text{donc} \quad E(X)E(Y) = 0 = E(Z).$$

On retrouve le résultat connu pour deux variables discrètes **indépendantes** : l'espérance du produit est le produit des espérances.

- (b) On a $Z^2 = X^2 Y^2$ avec $Y = \pm 1$ donc $Y^2 = 1$ et $Z^2 = X^2$.
On a donc avec Koenig-Huygens :

$$E(Z^2) = E(X^2) = V(X) + E(X)^2 = 2$$

et

$$V(Z) = E(Z^2) - E(Z)^2 = 2.$$

8. Soit U et V des variables aléatoires suivant respectivement la loi de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$ et la loi uniforme sur $[0, 1[$

- (a) Pour tout $x \in \mathbb{R}$ on a :

$$F_Q(x) = P(Q \leq x) = P(-\ln(1-V) \leq x) = P(1-V \geq e^{-x}) = P(V \leq 1-e^{-x}) = F_V(1-e^{-x}).$$

donc en remplaçant :

$$F_Q(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } 1 - e^{-x} < 0 \\ 1 - e^{-x} & \text{si } 1 - e^{-x} \in [0, 1] \\ 1 & \text{si } 1 - e^{-x} > 1 \end{cases}$$

On résout les inéquations :

$$1 - e^{-x} < 0 \Leftrightarrow e^{-x} > 1 \Leftrightarrow -x > 0 \Leftrightarrow x < 0 \text{ donc } 1 - e^{-x} \geq 0 \Leftrightarrow x \geq 0$$

et

$$1 - e^{-x} > 1 \Leftrightarrow e^{-x} < 0 \text{ est absurde donc } 1 - e^{-x} \leq 1 \text{ est toujours vraie}$$

et enfin :

$$F_Q(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

On reconnaît alors la loi de Q : Q est une variable à densité qui suit la loi exponentielle de paramètre 1.

(b) R est une variable aléatoire discrète, avec $R(\Omega) = \{2 \times 0 - 1; 2 \times 1 - 1\} = \{-1; 1\}$ et :

$$P(R = 1) = P(2U - 1 = 1) = P(2U = 2) = P(U = 1) = \frac{1}{2} \quad \text{et}$$

$$P(R = -1) = P(2U - 1 = -1) = P(U = 0) = \frac{1}{2}$$

On reconnaît la loi de Y .

(c) On simule $\mathcal{U}_{[0;1[}$ par `v = rd.random()` et $\mathcal{B}(\frac{1}{2})$ par `u = np.floor(2*rd.random())`.
Ensuite, on simule $X \hookrightarrow \mathcal{E}(1)$ par `q = -np.log(1-v)` et la loi de Y par `r = 2*u-1`.
Et enfin on a $Z = XY$ donc on la simule par `q * r`.

```
1 | def simulation_Z():
2 |     v = rd.random()
3 |     q = -np.log(1-v)
4 |     u = np.floor(2*rd.random())
5 |     r = 2*u-1
6 |     return(q*r)
```
