# **ESCP 2023**

### Exercice 1 -

1. Je commence par calculer le carré de la matrice *A* :

$$A^{2} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+1 & 1 & 1 \\ 1 & 1+1 & 1 \\ 1 & 1 & 1+1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix} = A + 2I.$$

J'ai montré que  $A^2 = A + 2I$ . Alors  $A^2 - A - 2I = 0_3$ , matrice nulle d'ordre 3, ce qui signifie que le polynôme  $x^2 - x - 2$ , qui est bien de degré 2, est un polynôme annulateur de la matrice A.

2. a) Les valeurs propres possibles pour la matrice A sont parmi les racines d'un polynôme annulateur. Il me suffit donc de trouver les racines du polynôme  $x^2 - x - 2$ . Je calcule son discriminant :  $\Delta = (-1)^2 - 4 \times 1 \times (-2) = 1 + 8 = 9 = 3^2 > 0$ . Le polynôme admet donc deux racines :

$$x_1 = \frac{-(-1) + \sqrt{9}}{2 \times 1} = \frac{1+3}{2} = \frac{4}{2} = 2$$
 et  $x_1 = \frac{1-3}{2} = \frac{-2}{2} = -1$ .

Ainsi les deux valeurs propres possibles pour la matrice A sont -1 et 2.

b) En me servant du polynôme annulateur,

$$A^2-A-2I=0_3\quad\Longleftrightarrow\quad A^2-A=2I\quad\Longleftrightarrow\quad A\times\left(A-I\right)=2I\quad\Longleftrightarrow\quad A\times\left(\frac{1}{2}\left(A-I\right)\right)=I.$$

Grâce à cette équation, j'en déduis que la matrice *A* est inversible et que son inverse est donnée par

$$A^{-1} = \frac{1}{2} (A - I).$$

3. a) Je calcule les trois produits matriciels demandés :

$$AU = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+1 \\ 1+1 \\ 1+1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \\ 2 \end{pmatrix} = 2 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = 2U,$$

$$AV = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ 1-1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} = -1 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix} = -V,$$

$$AW = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 1-1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} = -1 \times \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix} = -W.$$

Comme U est une matrice colonne non nulle telle que AU = 2U, alors 2 est effectivement valeur propre de A, associée au vecteur propre  $U = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ .

De même, comme V est une matrice colonne non nulle telle que AV = -V, alors -1 est effectivement valeur propre de A, associée au vecteur propre  $V = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$ .

Enfin pour les mêmes raisons, W est un autre vecteur propre associé à la valeur propre -1.

b) Je calcule puis compare les deux produits matriciels. Comme les colonnes de Q sont les vecteurs propres de la matrice  $A_Q$ ; alors je connais déjà les colonnes de la matrice AQ:

$$A \times Q = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ 2 & 0 & 1 \\ 2 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$
$$Q \times D = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ 2 & 0 & 1 \\ 2 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Ainsi j'ai bien vérifié l'égalité matricielle AQ = QD.

c) Je calcule le produit matriciel QR:

$$Q \times R = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -2 \\ 1 & -2 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+1+1 & 1-1 & 1-1 \\ 1+1-2 & 1+2 & 1-1 \\ 1-2+1 & 1-1 & 1+2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 3 \end{pmatrix} = 3I.$$

Comme  $Q \times R = 3I$ , alors la matrice Q est inversible et son inverse est donnée par

$$Q^{-1} = \frac{1}{3}R$$
.

- d) Comme la matrice Q est inversible, alors l'équation AQ = QD se réécrit  $A = QDQ^{-1}$ , où la matrice D est diagonale et la matrice Q est inversible. Il s'agit de la définition d'une matrice diagonalisable. Donc la matrice A est bien diagonalisable.
- 4. a) Je raisonne par récurrence sur  $n \in \mathbb{N}$ .

**Énoncé:** Je note  $\mathcal{P}_n$  la propriété:  $A^n = QD^nQ^{-1}$ .

**Initialisation:** Pour n = 0,

$$A^0 = I$$
 et  $QD^0Q^{-1} = QIQ^{-1} = QQ^{-1} = I$ .

Ainsi  $\mathcal{P}_0$  est vraie.

**Hérédité :** Soit  $n \ge 0$ . Je suppose que  $\mathcal{P}_n$  est vraie et je montre que  $\mathcal{P}_{n+1}$  l'est aussi. Par hypothèse de récurrence,  $A^n = QD^nQ^{-1}$ . Alors

$$A^{n+1} = A^n \times A = QD^nQ^{-1} \times QDQ^{-1} = QD^nIDQ^{-1} = QD^nDQ^{-1} = QD^{n+1}Q^{-1}.$$

Finalement  $\mathcal{P}_{n+1}$  est vraie et la propriété est héréditaire.

**Conclusion :** Comme la propriété est vraie pour n = 0 et est héréditaire, alors par principe de récurrence,  $\mathcal{P}_n$  est vraie pour tout  $n \ge 0$ , *i.e.* 

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

b) J'ai montré que pour tout entier  $n \in \mathbb{N}$ ,  $A^n = QD^nQ^{-1}$ . Or je connais Q et  $Q^{-1}$  et comme D est une matrice diagonale, alors

$$D^{n} = \begin{pmatrix} 2^{n} & 0 & 0 \\ 0 & (-1)^{n} & 0 \\ 0 & 0 & (-1)^{n} \end{pmatrix}.$$

Pour obtenir la matrice  $A^n$ , il me suffit de calculer le produit  $A^n = QD^nQ^{-1}$ . Ici, seule la première ligne est demandée.

$$Q \times D^{n} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ * & * & * \\ * & * & * \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 2^{n} & 0 & 0 \\ 0 & (-1)^{n} & 0 \\ 0 & 0 & (-1)^{n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2^{n} & (-1)^{n} & (-1)^{n} \\ * & * & * \\ * & * & * \end{pmatrix},$$

$$A^{n} = QD^{n} \times Q^{-1} = \begin{pmatrix} 2^{n} & (-1)^{n} & (-1)^{n} \\ * & * & * \\ * & * & * \end{pmatrix} \times \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -2 \\ 1 & -2 & 1 \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 2^{n} + (-1)^{n} + (-1)^{n} & 2^{n} + (-1)^{n} - 2 \times (-1)^{n} & 2^{n} - 2 \times (-1)^{n} + (-1)^{n} \\ * & * & * \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 2^{n} + 2 \times (-1)^{n} & 2^{n} - (-1)^{n} & 2^{n} - (-1)^{n} \\ * & * & * \end{pmatrix}.$$

$$= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 2^{n} + 2 \times (-1)^{n} & 2^{n} - (-1)^{n} & 2^{n} - (-1)^{n} \\ * & * & * \end{pmatrix}.$$

Je retrouve la formule annoncée par l'énoncé pour la première ligne de la matrice  $A^n$ .

5. a) À l'instant 0, le jeton se trouve sur le sommet 1 et il se déplace de façon équiprobable sur l'un des deux autres sommets. Ainsi le jeton quitte le sommet 1 et a une chance sur deux d'arriver sur les sommets 2 et 3 :

$$P(X_1 = 1) = 0$$
,  $P(X_1 = 2) = \frac{1}{2}$  et  $P(X_1 = 3) = \frac{1}{2}$ .

Alors comme  $\{[X_1 = 2], [X_1 = 3]\}$  forme un système complet d'événements, en utilisant la formule des probabilités totales et le fait que le jeton a une probabilité  $\frac{1}{2}$  d'aller sur chacun des autres sommets, j'obtiens bien les formules annoncées par l'énoncé :

$$P(X_{2} = 1) = P(X_{1} = 2) \times P_{[X_{1} = 2]}(X_{2} = 1) + P(X_{1} = 3) \times P_{[X_{1} = 3]}(X_{2} = 1) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2},$$

$$P(X_{2} = 2) = P(X_{1} = 2) \times P_{[X_{1} = 2]}(X_{2} = 2) + P(X_{1} = 3) \times P_{[X_{1} = 3]}(X_{2} = 2) = \frac{1}{2} \times 0 + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4},$$

$$P(X_{2} = 3) = P(X_{1} = 2) \times P_{[X_{1} = 2]}(X_{2} = 3) + P(X_{1} = 3) \times P_{[X_{1} = 3]}(X_{2} = 3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times 0 = \frac{1}{4}.$$

b) Je reprends un raisonnement similaire. Pour  $n \ge 2$ ,  $\{[X_n = 1], [X_n = 2], [X_n = 3]\}$  forme un système complet d'événements et pour tout  $(i, j) \in [1, 3]^2$ , les probabilités conditionnelles sont données par

$$P_{[X_n=i]}(X_{n+1}=j) = \begin{cases} 0 & \text{si } i=j, \\ \frac{1}{2} & \text{si } i \neq j. \end{cases}$$

Alors d'après la formule des probabilités totales,

$$P(X_{n+1} = 1) = \sum_{i=1}^{3} P(X_n = i) \times P_{[X_n = i]}(X_{n+1} = 1)$$
  
=  $P(X_n = 1) \times 0 + P(X_n = 2) \times \frac{1}{2} + P(X_n = 3) \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}P(X_n = 2) + \frac{1}{2}P(X_n = 3)$ 

c) De la même manière, je peux démontrer que pour tout entier  $n \ge 2$ ,

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

Alors en posant B la matrice égale à  $B = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{2} \times \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{2}A$ , j'obtiens bien que pour tout entier  $n \geqslant 2$ ,

$$L_n \times B = (P(X_n = 1) \quad P(X_n = 2) \quad P(X_n = 3)) \times \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$
$$= \frac{1}{2} (P(X_n = 2) + P(X_n = 3) \quad P(X_n = 1) + P(X_n = 3) \quad P(X_n = 1) + P(X_n = 2))$$
$$= (P(X_{n+1} = 1) \quad P(X_{n+1} = 2) \quad P(X_{n+1} = 3)) = L_{n+1}.$$

d) Je vérifie que  $L_0 \times B$  soit bien égale à  $L_1$ , puis que  $L_1 \times B$  soit bien égale à  $L_2$ :

$$L_0 \times B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \times \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix} = L_1$$

$$L_1 \times B = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \times \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} + \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{pmatrix} = L_2$$

Ainsi l'égalité  $L_{n+1} = L_n B$  est vérifiée pour tout entier  $n \in \mathbb{N}$ .

e) Je raisonne par récurrence sur  $n \in \mathbb{N}$ .

**Énoncé:** Je note  $\mathcal{P}_n$  la propriété:  $L_n = L_0 B^n$ .

**Initialisation :** Pour n = 0,  $L_0 B^0 = L_0 \times I = L_0$ . Ainsi  $\mathcal{P}_0$  est vraie.

**Hérédité:** Soit  $n \ge 0$ . Je suppose que  $\mathcal{P}_n$  est vraie et je montre que  $\mathcal{P}_{n+1}$  l'est aussi. Par hypothèse de récurrence,  $L_n = L_0 B^n$ .

Et grâce à la question précédente,  $L_{n+1} = L_n B$ . Alors directement

$$L_{n+1} = L_n B = L_0 B^n \times B = L_0 B^{n+1}.$$

Finalement  $\mathcal{P}_{n+1}$  est vraie et la propriété est héréditaire.

**Conclusion :** Comme la propriété est vraie pour n = 0 et est héréditaire, alors par principe de récurrence,  $\mathcal{P}_n$  est vraie pour tout  $n \ge 0$ , *i.e.* 

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad L_n = L_0 B^n.$$

f) La loi de  $X_n$  est donnée par les trois coefficients de la matrice  $L_n$ .

D'après la question **5.e**),  $L_n = L_0 B^n$ . D'après la question **5.c**),  $B = \frac{1}{2} A$ . Donc

$$L_n = L_0 \times \left(\frac{1}{2}A\right)^n = \left(\frac{1}{2}\right)^n \times L_0A^n.$$

En utilisant la question **4.b**), comme  $L_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ , alors

$$L_0 \times A^n = \frac{1}{3} (2^n + 2 \times (-1)^n \quad 2^n - (-1)^n \quad 2^n - (-1)^n).$$

Et finalement, en multipliant par  $\left(\frac{1}{2}\right)^n$ ,

$$L_n = \frac{1}{3} \left( 1 + 2 \times \left( -\frac{1}{2} \right)^n \quad 1 - \left( -\frac{1}{2} \right)^n \quad 1 - \left( -\frac{1}{2} \right)^n \right).$$

Ainsi pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , la loi de  $X_n$  est donnée par

$$P(X_1 = 1) = \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \times \left(-\frac{1}{2}\right)^n$$
,  $P(X_1 = 2) = \frac{1}{3} - \frac{1}{3} \times \left(-\frac{1}{2}\right)^n$  et  $P(X_1 = 3) = \frac{1}{3} - \frac{1}{3} \times \left(-\frac{1}{2}\right)^n$ .

#### Exercice 2 -

- 1. Je montre que la fonction f vérifie les trois conditions d'une densité de probabilité :
  - Pour  $x \notin [0,1]$ ,  $f(x) = 0 \ge 0$  et pour  $x \in [0,1]$ ,  $f(x) = 4x(1-x^2) \ge 0$  car  $x \ge 0$  et  $1-x^2 \ge 0$  puisque  $x \le 1$ . Donc pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $f(x) \ge 0$ .
  - Sur ]  $-\infty$ ,0[, f est continue car constante, sur [0,1], f est continue car polynomiale et sur ]1,  $+\infty$ [, f est continue car constante.

Donc f admet au plus deux points de discontinuité sur  $\mathbb{R}$ .

• Il me reste à montrer la convergence de l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$ . Je calcule séparément les trois intégrales suivantes :

$$\Rightarrow \int_{1}^{+\infty} f(x) dx = \int_{1}^{+\infty} 0 dx \text{ converge et vaut } 0.$$

$$\int_0^1 f(x) \, dx = \int_0^1 4x (1 - x^2) \, dx = \int_0^1 4x - 4x^3 \, dx.$$

L'intégrande est un polynôme, dont je détermine une primitive terme à terme :

$$\int_0^1 4x - 4x^3 \, dx = \left[ 4\frac{x^2}{2} - 4\frac{x^4}{4} \right]_0^1 = \left[ 2x^2 - x^4 \right]_0^1 = \left( 2 \times 1^2 - 1^4 \right) - \left( 2 \times 0^2 - 0^4 \right) = \left( 2 - 1 \right) - 0 = 1.$$

Alors grâce à la relation de Chasles, l'intégrale impropre  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$  converge et

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \, \mathrm{d}x = \int_{-\infty}^{0} f(x) \, \mathrm{d}x + \int_{0}^{1} f(x) \, \mathrm{d}x + \int_{1}^{+\infty} f(x) \, \mathrm{d}x = 0 + 1 + 0 = 1.$$

Finalement, j'ai bien montré que f est une densité de probabilité.

- 2. a) La variable aléatoire X possède une espérance si et seulement si l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$  converge. Je calcule séparément les trois intégrales suivantes :
  - $\int_{-\infty}^{0} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{0} x \times 0 dx = \int_{-\infty}^{0} 0 dx$  converge et vaut 0.
  - $\int_{1}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{1}^{+\infty} x \times 0 dx = \int_{1}^{+\infty} 0 dx$  converge et vaut 0.
  - $\int_0^1 x f(x) dx = \int_0^1 4x^2 (1 x^2) dx = \int_0^1 4x^2 4x^4 dx$ .

L'intégrande est un polynôme, dont je détermine une primitive terme à terme :

$$\int_0^1 4x^2 - 4x^4 dx = \left[ 4\frac{x^3}{3} - 4\frac{x^5}{5} \right]_0^1 = \left[ \frac{4}{3}x^3 - \frac{4}{5}x^5 \right]_0^1 = \left( \frac{4}{3} \times 1^3 - \frac{4}{5} \times 1^5 \right) - 0 = \frac{20 - 12}{15} = \frac{8}{15}.$$

Alors grâce à la relation de Chasles, l'intégrale impropre  $\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$  converge et

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) \, \mathrm{d}x = \int_{-\infty}^{0} x f(x) \, \mathrm{d}x + \int_{0}^{1} x f(x) \, \mathrm{d}x + \int_{1}^{+\infty} x f(x) \, \mathrm{d}x = 0 + \frac{8}{15} + 0 = \frac{8}{15}.$$

Finalement la variable aléatoire *X* possède une espérance et  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \frac{8}{15}$ .

- b) La variable aléatoire X admet une variance si et seulement si l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$  converge. Je calcule séparément les trois intégrales suivantes :
  - $\int_{-\infty}^{0} x^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{0} x^2 \times 0 dx = \int_{-\infty}^{0} 0 dx$  converge et vaut 0.
  - $\int_1^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_1^{+\infty} x^2 \times 0 dx = \int_1^{+\infty} 0 dx$  converge et vaut 0.
  - $\int_0^1 x^2 f(x) dx = \int_0^1 4x^3 (1 x^2) dx = \int_0^1 4x^3 4x^5 dx$ .

L'intégrande est un polynôme, dont je détermine une primitive terme à terme :

$$\int_0^1 4x^3 - 4x^5 \, dx = \left[ 4\frac{x^4}{4} - 4\frac{x^6}{6} \right]_0^1 = \left[ x^4 - \frac{2}{3}x^6 \right]_0^1 = \left( 1^4 - \frac{2}{3} \times 1^6 \right) - 0 = 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3}.$$

Alors grâce à la relation de Chasles, l'intégrale impropre  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) \, \mathrm{d}x$  converge et

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) \, \mathrm{d}x = \int_{-\infty}^{0} x^2 f(x) \, \mathrm{d}x + \int_{0}^{1} x^2 f(x) \, \mathrm{d}x + \int_{1}^{+\infty} x^2 f(x) \, \mathrm{d}x = 0 + \frac{1}{3} + 0 = \frac{1}{3}.$$

Ainsi la variable aléatoire  $X^2$  possède une espérance et  $E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \frac{1}{3}$ .

Finalement, grâce à la formule de König-Huygens, j'en déduis que la variable aléatoire X possède une variance et

$$V(X) = E(X^{2}) - E(X)^{2} = \frac{1}{3} - \left(\frac{8}{15}\right)^{2} = \frac{1}{3} - \frac{64}{225} = \frac{75 - 64}{225} = \frac{11}{225}.$$

- 3. Pour déterminer la fonction de répartition, je raisonne à l'aide d'une disjonction de cas pour appliquer la définition :  $F_X(x) = \int_0^x f(t) dt$ .
  - Si x < 0, alors  $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0$ .
  - Si  $0 \le x \le 1$ , alors il me faut découper l'intégrale en deux morceaux :

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x 4t (1 - t^2) dt = 0 + (2 \times x^2 - x^4) - 0 = 2x^2 - x^4,$$

en réutilisant le calcul d'intégrale effectué à la question 1.

• Si x > 1, alors il me faut découper l'intégrale en trois morceaux :

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^1 4t (1 - t^2) dt + \int_1^x 0 dt = 0 + 1 + 0 = 1,$$

toujours en réutilisant le calcul d'intégrale effectué à la question 1.

Il me reste alors à me ramener à la forme souhaitée par l'énoncé.

Je dois montrer que pour tout  $x \in [0,1]$ ,  $2x^2 - x^4 = 1 - (1 - x^2)^2$ . Or pour  $x \in [0,1]$ ,

$$1 - \left(1 - x^2\right)^2 = 1 - \left(1^2 - 2 \times 1 \times x^2 + \left(x^2\right)^2\right) = 1 - \left(1 - 2x^2 + x^4\right) = 1 - 1 + 2x^2 - x^4 = 2x^2 - x^4.$$

Ainsi j'ai bien montré que

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0, \\ 1 - \left(1 - x^2\right)^2 & \text{si } 0 \le x \le 1, \\ 1 & \text{si } x > 1. \end{cases}$$

4. a) La fonction de répartition d'une loi uniforme sur l'intervalle [0,1] est donnée par

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad G(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0, \\ x & \text{si } 0 \le x \le 1, \\ 1 & \text{si } x > 1. \end{cases}$$

b) Soit  $x \in \mathbb{R}$ . Comme *U* et *V* ont *G* pour fonction de répartition, alors

$$P(M > x) = P(U > x) \times P(V > x) = (1 - P(U \le x)) \times (1 - P(V \le x)) = (1 - G(x))^{2}.$$

Puis pour la fonction de répartition,

$$F_M(x) = P(M \le x) = 1 - P(M > x) = 1 - (1 - G(x))^2$$
.

c) En combinant les expressions obtenues aux deux questions précédentes, j'obtiens que

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad F_M(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0, \\ 1 - \left(1 - x\right)^2 & \text{si } 0 \leqslant x \leqslant 1, \\ 1 & \text{si } x > 1. \end{cases}$$

- 5. a) De nouveau, j'opère par disjonction de cas selon les valeurs de x:
  - Si x < 0, alors  $F_Z(x) = P(Z \le x) = P(\sqrt{M} \le x) = 0$  car une racine carrée ne peut pas être strictement négative.
  - Si  $0 \leqslant x \leqslant 1$ , alors  $F_Z(x) = P(Z \leqslant x) = P(\sqrt{M} \leqslant x) = P(M \leqslant x^2)$  car  $x \geqslant 0$ . Et comme  $0 \le x \le 1 \Longrightarrow 0 = 0^2 \le x^2 \le 1^2 = 1$ , alors  $F_Z(x) = F_M(x^2) = 1 - (1 - x^2)^2$ .
  - Si x > 1, alors  $F_Z(x) = P(Z \le x) = P(\sqrt{M} \le x) = P(M \le x^2) = \text{car } x \ge 0$ . Et comme  $x > 1 \implies x^2 > 1^2 = 1$ , alors  $F_Z(x) = F_M(x^2) = 1$ .

Ainsi j'ai bien montré que

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad F_Z(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0, \\ 1 - (1 - x^2)^2 & \text{si } 0 \le x \le 1, \\ 1 & \text{si } x > 1. \end{cases}$$

- b) Les deux variables aléatoires X et Z partagent la même fonction de répartition. Comme la fonction de répartition caractérise la loi, alors *X* et *Z* suivent la même loi.
- c) Grâce à la question précédente, pour simuler X, il suffit de simuler Z, qui est la racine carrée de la variable aléatoire *M*. Ainsi le script Python se complète ainsi :

4. 
$$X=np.sqrt(M)$$

#### Exercice 3 -

1. a) Comme les supports de X et de Y sont donnés par  $X(\Omega) = Y(\Omega) = \{0,1,2\}$  et que S = X + Y, alors S peut prendre toutes les valeurs entières entre 0 et 4:

$$S(\Omega) = \{0, 1, 2, 3, 4\}.$$

Pour déterminer la loi, je calcule les probabilités de chaque issue possible en me servant de l'indépendance des variables aléatoires X et Y:

$$P(S=0) = P([X=0] \cap [Y=0]) = P(X=0) \times P(Y=0) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{16},$$

$$P(S=1) = P([X=0] \cap [Y=1]) + P([X=1] \cap [Y=0])$$

$$= P(X=0) \times P(Y=1) + P(X=1) \times P(Y=0) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} + \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{16} + \frac{1}{16} = \frac{1}{8},$$

$$P(S=2) = P([X=0] \cap [Y=2]) + P([X=1] \cap [Y=1]) + P([X=2] \cap [Y=0])$$

$$= P(X=0) \times P(Y=2) + P(X=1) \times P(Y=1) + P(X=2) \times P(Y=0)$$

$$= \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8} + \frac{1}{16} + \frac{1}{8} = \frac{5}{16},$$

$$P(S=3) = P([X=1] \cap [Y=2]) + P([X=2] \cap [Y=1])$$

$$= P(X=1) \times P(Y=2) + P(X=2) \times P(Y=1) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8} + \frac{1}{8} = \frac{1}{4},$$

$$P(S=4) = P([X=2] \cap [Y=2]) = P(X=2) \times P(Y=2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}.$$

Je résume la loi de S dans un tableau :

k	0	1	2	3	4
P(S=k)	1	1	5	1	1
	$\overline{16}$	8	16	$\frac{-}{4}$	$\frac{-}{4}$

b) Grâce à la loi de S, je peux calculer son espérance :

$$E(S) = 0 \times \frac{1}{16} + 1 \times \frac{1}{8} + 2 \times \frac{5}{16} + 3 \times \frac{1}{4} + 4 \times \frac{1}{4} = 0 + \frac{1}{8} + \frac{5}{8} + \frac{3}{4} + 1 = \frac{3}{4} + \frac{3}{4} + 1 = \frac{3}{2} + 1 = \frac{5}{2}.$$

c) Par définition, S = X + Y et par linéarité de l'espérance, E(S) = E(X + Y) = E(X) + E(Y).

$$E(X) = 0 \times \frac{1}{4} + 1 \times \frac{1}{4} + 2 \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4} + 1 = \frac{5}{4}$$
 et  $E(Y) = 0 \times \frac{1}{4} + 1 \times \frac{1}{4} + 2 \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4} + 1 = \frac{5}{4}$ ,

donc finalement, je retrouve bien

$$E(S) = E(X + Y) = E(X) + E(Y) = \frac{5}{4} + \frac{5}{4} = \frac{5}{2}.$$

2. a) Comme les supports de X et de Y sont donnés par  $X(\Omega) = Y(\Omega) = \{0, 1, 2\}$  et que T = XY, alors T peut prendre les valeurs 0, 1, 2 et 4 :

$$T(\Omega) = \{0, 1, 2, 4\}.$$

b) Grâce à la formule de Poincaré,

$$\begin{split} P(T=0) &= P\big([X=0] \cup [Y=0]\big) = P(X=0) + P(Y=0) - P\big([X=0] \cap [Y=0]\big) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{4} - \frac{1}{16} = \frac{1}{2} - \frac{1}{16} = \frac{8-1}{16} = \frac{7}{16}. \end{split}$$

Pour déterminer la loi, je calcule les probabilités de chaque issue possible en me servant des probabilités déjà calculées à la question **1.a**). J'obtiens alors

$$P(T=1) = P([X=1] \cap [Y=1]) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{16},$$

$$P(T=2) = P([X=1] \cap [Y=2]) + P([X=2] \cap [Y=1]) = P(S=3) = \frac{1}{4},$$

$$P(T=4) = P([X=2] \cap [Y=2]) = P(S=4) = \frac{1}{4}.$$

Je résume la loi de *T* dans un tableau :

k	0	1	2	4
P(T=k)	7	1	1	1
	$\frac{1}{16}$	$\overline{16}$	$\frac{-}{4}$	$\frac{-}{4}$

c) Grâce à la loi de T, je peux calculer son espérance :

$$E(T) = 0 \times \frac{7}{16} + 1 \times \frac{1}{16} + 2 \times \frac{1}{4} + 4 \times \frac{1}{4} = 0 + \frac{1}{16} + \frac{1}{2} + 1 = \frac{1 + 8 + 16}{16} = \frac{25}{16}.$$

d) Par définition, T = XY et comme les variables aléatoires X et Y sont indépendantes,

$$E(T) = E(XY) = E(X) \times E(Y) = \frac{5}{4} \times \frac{5}{4} = \frac{25}{16}.$$

3. En me servant des calculs déjà effectués, j'obtiens aisément la loi du couple (S, T). En effet, je sais déjà que [S = 4] = [T = 4], [S = 3] = [T = 2],  $[S = 0] \cup [S = 1] \subset [T = 0]$  et que  $[T = 1] \subset [S = 2]$ . Finalement, voici le tableau représentant la loi du couple (S, T):

	T = 0	T=1	T=2	T=4
S=0	$\frac{1}{16}$	0	0	0
S = 1	$\frac{1}{8}$	0	0	0
S = 2	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	0	0
S=3	0	0	$\frac{1}{4}$	0
S=4	0	0	0	$\frac{1}{4}$

En sommant les probabilités de chaque ligne, je retrouve bien la loi de S et en sommant les probabilités de chaque colonne, je retrouve bien la loi de T.

4. Les variables aléatoires S et T ne sont pas indépendantes. Si c'était le cas, alors on aurait par exemple  $P([S=0] \cap [T=1]) = P(S=0) \times P(T=1)$ . Or

$$P([S=0] \cap [T=1]) = 0$$
 et  $P(S=0) \times P(T=1) = \frac{1}{16} \times \frac{1}{16} \neq 0$ .

Donc les variables aléatoires S et T ne sont pas indépendantes.

5. Grâce à la loi du couple (S, T), je peux calculer l'espérance du produit ST:

$$E(ST) = 2 \times 1 \times \frac{1}{16} + 3 \times 2 \times \frac{1}{4} + 4 \times 4 \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8} + \frac{3}{2} + 4 = \frac{1 + 12 + 32}{8} = \frac{45}{8}.$$

La covariance Cov(S, T) s'obtient à l'aide de la formule de König-Huygens :

$$Cov(S, T) = E(ST) - E(S) \times E(T) = \frac{45}{8} - \frac{5}{2} \times \frac{25}{16} = \frac{45}{8} - \frac{125}{32} = \frac{180 - 125}{32} = \frac{55}{32}.$$

## Exercice 4 -

1. a) Je raisonne par récurrence sur  $n \in \mathbb{N}^*$ .

**Énoncé:** Je note  $\mathcal{P}_n$  la propriété: " $u_n$  est bien défini et strictement positif".

**Initialisation :** Pour n = 1,  $u_1 = \frac{1}{2} > 0$  donc  $u_1$  est bien défini et strictement positif. Ainsi  $\mathcal{P}_1$  est vraie.

**Hérédité :** Soit  $n \ge 1$ . Je suppose que  $\mathcal{P}_n$  est vraie et je montre que  $\mathcal{P}_{n+1}$  l'est aussi. Par hypothèse de récurrence,  $u_n$  est bien défini et strictement positif. Comme  $u_n > 0$ , alors  $2(n+1)u_n + 1 > 1$  est non nul donc le quotient

$$u_{n+1} = \frac{u_n}{2(n+1)u_n + 1}$$

est bien défini. Et comme numérateur et dénominateur sont strictement positifs, alors le quotient aussi. Donc  $u_{n+1}$  est strictement positif.

Finalement  $\mathcal{P}_{n+1}$  est vraie et la propriété est héréditaire.

**Conclusion :** Comme la propriété est vraie pour n = 1 et est héréditaire, alors par principe de récurrence,  $\mathcal{P}_n$  est vraie pour tout  $n \ge 1$ , *i.e.* 

 $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $u_n$  est bien défini et strictement positif.

J'ai ainsi montré que la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est bien définie et qu'il s'agit d'une suite de réels strictement positifs.

b) Voici la fonction Python complétée :

2. Je calcule  $u_2$  puis  $u_3$  à l'aide de la formule de récurrence donnée :

$$u_{2} = \frac{u_{1}}{2 \times (1+1) \times u_{1} + 1} = \frac{\frac{1}{2}}{2 \times 2 \times \frac{1}{2} + 1} = \frac{\frac{1}{2}}{2+1} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6},$$

$$u_{3} = \frac{u_{2}}{2 \times (2+1) \times u_{2} + 1} = \frac{\frac{1}{6}}{2 \times 3 \times \frac{1}{6} + 1} = \frac{\frac{1}{6}}{1+1} = \frac{1}{6} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{12}.$$

3. a) J'ai déjà montré à la question **1.** que pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $0 < u_{n+1}$ .

Puis pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , comme  $2(n+1)u_n+1>2(n+1)u_n$ , alors par décroissance de la fonction inverse,  $\frac{1}{2(n+1)u_n+1} < \frac{1}{2(n+1)u_n}$ .

Puis en multipliant par  $u_n > 0$ ,  $\frac{u_n}{2(n+1)u_n+1} < \frac{u_n}{2(n+1)u_n}$ 

*i.e.*, en simplifiant par  $u_n > 0$ ,  $u_{n+1} < \frac{1}{2(n+1)}$ .

J'ai bien montré que

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad 0 < u_{n+1} < \frac{1}{2(n+1)}.$$

b) Grâce au théorème des gendarmes, comme  $\lim_{n\to+\infty} 0=0$  et  $\lim_{n\to+\infty} \frac{1}{2(n+1)}=0$ , alors j'en déduis que la suite  $(u_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  converge et que

$$\lim_{n\to+\infty}u_n=0.$$

4. a) Soit  $k \in \mathbb{N}^*$ . Je calcule la différence  $v_{k+1} - v_k$ :

$$v_{k+1} - v_k = \frac{1}{u_{k+1}} - \frac{1}{u_k} = \frac{2(k+1)u_k + 1}{u_k} - \frac{1}{u_k} = \frac{2(k+1)u_k}{u_k} = 2(k+1).$$

- b) Si la suite  $(v_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  était arithmétique, alors la différence entre deux termes consécutifs serait constante. Ici, ce n'est pas le cas : elle vaut 2(k+1), qui dépend de k. Donc la suite  $(v_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  n'est pas arithmétique.
- c) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Je somme pour les k de 1 à n-1 l'équation obtenue à la question **4.a**). Je reconnais une somme télescopique d'un côté et la somme des premiers entiers de l'autre :

$$\sum_{k=1}^{n-1} v_{k+1} - v_k = v_2 - v_1 + v_3 - v_2 + v_4 - v_3 + \dots + v_{n-1} - v_{n-2} + v_n - v_{n-1}$$

$$= v_n - v_1 = v_n - \frac{1}{u_1} = v_n - \frac{1}{\frac{1}{2}} = v_n - 2,$$
et 
$$\sum_{k=1}^{n-1} 2(k+1) = 2 \times \sum_{k=1}^{n-1} (k+1) = 2 \times \sum_{k=2}^{n} k = 2 \times \left(\frac{n(n-1)}{2} - 1\right) = n(n-1) - 2.$$

Ainsi j'ai montré que pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $v_n - 2 = n(n-1) - 2$ , *i.e.*  $v_n = n(n-1)$ .

d) D'après la définition des termes  $v_n$ , alors pour tout entier  $n \in \mathbb{N}^*$ ,

$$u_n = \frac{1}{v_n} = \frac{1}{n(n-1)}.$$

Enfin comme  $\lim_{n\to+\infty} n(n-1) = +\infty$ , je retrouve bien par quotient que  $\lim_{n\to+\infty} u_n = 0$ .

5. a) Je calcule la différence de fractions dans le but d'identifier les coefficients a et b. Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ ,

$$\frac{a}{n} - \frac{b}{n+1} = \frac{a(n+1) - bn}{n(n+1)} = \frac{(a-b)n + a}{n(n+1)}.$$

Ainsi par identification des coefficients,

$$u_n = \frac{a}{n} - \frac{b}{n+1} \iff \frac{1}{n(n+1)} = \frac{(a-b)n + a}{n(n+1)} \iff \begin{cases} a-b=0 \\ a=1 \end{cases} \iff \begin{cases} a=1 \\ b=1 \end{cases}$$

Ainsi j'ai montré que pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $u_n = \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1}$ .

b) Soit  $N \in \mathbb{N}^*$ . Je somme la relation obtenue à la question précédente pour tous les k allant de 1 à N. Je reconnais une somme télescopique :

$$\sum_{n=1}^{N} u_n = \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} = \frac{1}{1} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{3} + \frac{1}{3} - \frac{1}{4} + \dots + \frac{1}{N-2} - \frac{1}{N-1} + \frac{1}{N-1} - \frac{1}{N} = 1 - \frac{1}{N}.$$

c) Il me suffit alors de faire tendre N vers  $+\infty$  dans l'expression de la somme partielle obtenue à la question précédente pour déterminer la nature de la série de terme général  $u_n$ .

Comme pour tout 
$$N \in \mathbb{N}^*$$
,  $\sum_{n=1}^n u_n = 1 - \frac{1}{N}$  et que  $\lim_{N \to +\infty} 1 - \frac{1}{N} = 1$ ,

alors la série  $\sum_{n\geq 1} u_n$  converge et  $\sum_{n=1}^{+\infty} u_n = 1$ .

6. a) J'ai montré que pour tout entier  $n \in \mathbb{N}^* *$ , le terme  $u_n$  est positif (question **1.**) et que la somme infinie de tous les termes  $u_n$  vaut 1 (question **5.c**)). Ainsi la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  décrit bien la loi d'une variable aléatoire discrète infinie.

b) Je calcule l'intégrale pour  $n \in \mathbb{N}^*$ :

$$\int_{n+1}^{n+2} \frac{1}{t} dt = \left[ \ln(t) \right]_{n+1}^{n+2} = \ln(n+2) - \ln(n+1) = \ln\left(\frac{n+2}{n+1}\right) = \ln\left(1 + \frac{1}{n+1}\right) \leqslant \frac{1}{n+1}.$$

En effet, pour tout  $x \in \mathbb{R}_+$ ,  $\ln(1+x) \leq x$ :

J'étudie la fonction  $h(x) = \ln(1+x) - x$  définie sur  $\mathbb{R}_+$ .

Sa dérivée est donnée par  $h'(x) = \frac{1}{1+x} - 1 = -\frac{x}{1+x}$ . Or pour  $x \ge 0$ , alors  $h'(x) \le 0$  et la fonction h est décroissante.

Et comme  $h(0) = \ln(1+0) - 0 = \ln(1) = 0$ , alors pour tout  $x \ge 0$ ,

 $h(x) \le h(0) = 0$  i.e.  $\ln(1+x) - x \le 0$ , soit  $\ln(1+x) \le x$ .

c) Soit  $N \in \mathbb{N}^*$ . Je somme la relation obtenue à la question précédente pour tous les kallant de 1 à N. Je reconnais une somme télescopique d'un côté :

$$\sum_{n=1}^{N} \frac{1}{n+1} \geqslant \sum_{n=1}^{N} \int_{n+1}^{n+2} \frac{1}{t} dt = \sum_{n=1}^{N} \ln(n+2) - \ln(n+1) = \ln(N+2) - \ln(1+1) = \ln(N+2) - \ln(N+2)$$

d) La variable aléatoire X possède une espérance si et seulement si la série  $\sum_{n \ge 1} nu_n$  converge.

Or pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $nu_n = \frac{n}{n(n+1)} = \frac{1}{n+1}$ .

Ainsi la somme partielle  $\sum_{n=1}^{N} nu_n = \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{n+1}$  est minorée par  $\ln(N+2) - \ln(2)$ , qui di-

verge vers  $+\infty$  lorsque N tend vers  $+\infty$ . Par théorème de comparaison, j'en déduis que la série  $\sum_{n\geqslant 1} nu_n$  diverge et donc que la variable aléatoire X n'admet pas d'espérance.