

CORRIGÉ

Par Bernard Delacampagne, professeur de mathématiques au lycée Madeleine-Michelis, à Amiens.

EXERCICE 1

1.a. Avec les notations de l'énoncé, les matrices de \mathcal{E} vérifient $ad - bc = 0$, donc les matrices de \mathcal{E} ne sont pas inversibles.

b. Pour la matrice $\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix}$, on a :

$$a + d = 1 - 1 = 0 \text{ et } ad - bc = 1(-1) - 1(-1) = 0$$

Pour la matrice $\begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$, on a :

$$a + d = 1 - 1 = 0 \text{ et } ad - bc = 1(-1) - (-1)1 = 0$$

Donc les matrices $\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix}$ et $\begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$ appartiennent à \mathcal{E} .

c. On a :

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & -2 \end{pmatrix} \text{ et } \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & -2 \\ -2 & 2 \end{pmatrix}$$

La matrice $\begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & -2 \end{pmatrix}$ n'appartient pas à \mathcal{E} , car on a :

$$ad - bc = 2(-2) - 0 = -4, \text{ donc } ad - bc \neq 0$$

La matrice $\begin{pmatrix} 2 & -2 \\ -2 & 2 \end{pmatrix}$ n'appartient pas à \mathcal{E} , car on a :

$$a + d = 2 + 2 = 4, \text{ donc } a + d \neq 0$$

Ainsi, la somme et le produit de deux matrices de \mathcal{E} n'appartiennent pas nécessairement à \mathcal{E} .

d. On a :

$$M^2 = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a^2 + bc & ab + bd \\ ac + cd & bc + d^2 \end{pmatrix}$$

Puisque M appartient à \mathcal{E} , on a :

$$a + d = 0 \text{ et } ad - bc = 0$$

Il en résulte que :

$$a^2 + bc = a^2 + ad = a(a + d) = a \cdot 0 = 0$$

$$ab + bd = b(a + d) = b \cdot 0 = 0$$

$$ac + cd = c(a + d) = c \cdot 0 = 0$$

$$bc + d^2 = ad + d^2 = d(a + d) = d \cdot 0 = 0$$

Ainsi vient-il, en notant 0 la matrice carrée nulle d'ordre 2 :

$$M^2 = 0$$

On en déduit donc, pour tout entier $n \geq 2$, que :

$$M^n = M^2 M^{n-2} = 0 M^{n-2} = 0$$

2.a. Pour la matrice A , on a :

$$ad - bc = 1 \cdot 5 - 2(-2) = 9$$

Puisque $ad - bc \neq 0$, **A est inversible.**

b. On a :

$$K = A - 3I = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ -2 & 5 \end{pmatrix} - 3 \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -2 & 2 \\ -2 & 2 \end{pmatrix}$$

Pour la matrice K, on a :

$$a + d = -2 + 2 = 0 \text{ et } ad - bc = (-2)2 - 2(-2) = 0$$

Donc la matrice **K appartient à \mathcal{E} .**

c.(i) Puisque $K = A - 3I$, on a, pour tout entier naturel n :

$$A^n = (K + 3I)^n$$

Puisque A et 3I commutent pour la multiplication des matrices, la formule du binôme de Newton s'applique et donne :

$$A^n = (K + 3I)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} K^k (3I)^{n-k} = \sum_{k=0}^n 3^{n-k} \binom{n}{k} K^k$$

Puisque K appartient à \mathcal{E} , on a, d'après la question 1.d, pour tout entier $k \geq 2$:

$$K^k = 0$$

Il vient donc, pour tout entier naturel n non nul :

$$A^n = \sum_{k=0}^1 3^{n-k} \binom{n}{k} K^k = 3^n \binom{n}{0} K^0 + 3^{n-1} \binom{n}{1} K = 3^n I + 3^{n-1} nK$$

Le résultat précédent reste vrai si $n = 0$, car :

$$3^0 I + 3^{-1} nK = I = A^0$$

On a donc, **pour tout entier naturel n :**

$$A^n = 3^n I + 3^{n-1} nK$$

(ii) Il résulte de la question précédente qu'on a, **pour tout entier naturel n :**

$$A^n = 3^n I + 3^{n-1} nK = 3^n \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} + 3^{n-1} n \begin{pmatrix} -2 & 2 \\ -2 & 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3^n - 2n3^{n-1} & 2n3^{n-1} \\ -2n3^{n-1} & 3^n + 2n3^{n-1} \end{pmatrix}$$

3.a. On a, d'après la question précédente, en remplaçant n par 2, ou par un calcul direct, tout aussi rapide :

$$A^2 = \begin{pmatrix} -3 & 12 \\ -12 & 21 \end{pmatrix}$$

Il vient donc :

$$A^2 + \alpha A + \beta I = 0 \Leftrightarrow \begin{pmatrix} -3 & 12 \\ -12 & 21 \end{pmatrix} + \alpha \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ -2 & 5 \end{pmatrix} + \beta \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = 0 \Leftrightarrow \begin{pmatrix} -3 + \alpha + \beta & 12 + 2\alpha \\ -12 - 2\alpha & 21 + 5\alpha + \beta \end{pmatrix} = 0$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} -3 + \alpha + \beta = 0 \\ 12 + 2\alpha = 0 \\ -12 - 2\alpha = 0 \\ 21 + 5\alpha + \beta = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \beta = 3 - \alpha = 9 \\ \alpha = -6 \\ \alpha = -6 \\ \beta = -21 - 5\alpha = 9 \end{cases}$$

Ainsi a-t-on montré l'existence d'un unique couple $(\alpha, \beta) = (-6, 9)$ pour lequel

$A^2 + \alpha A + \beta I$ est la matrice nulle.

b. On a, d'après la question précédente :

$$A^2 - 6A + 9I = 0 \Leftrightarrow 6A - A^2 = 9I \Leftrightarrow A(6I - A) = 9I \Leftrightarrow A\left(\frac{2}{3}I - \frac{1}{9}A\right) = I$$

La dernière égalité ci-dessus assure que **A est inversible et que** $A^{-1} = \frac{2}{3}I - \frac{1}{9}A$.

c. Puisque $K = A - 3I$, il vient, d'après la question précédente :

$$A^{-1} = \frac{2}{3}I - \frac{1}{9}A = \frac{2}{3}I - \frac{1}{9}(K + 3I) = \frac{2}{3}I - \frac{1}{9}K - \frac{1}{3}I = \frac{1}{3}I - \frac{1}{9}K$$

La fin de cette question semble hors-programme, puisqu'elle utilise des puissances négatives de matrices ; en voilà néanmoins une solution possible :

Lorsque $n \in \mathbb{Z}^*$, on a :

$$A^n = (A^{-1})^{-n} = \left(\frac{1}{3}I - \frac{1}{9}K\right)^{-n}, \text{ avec } n \in \mathbb{N}^*$$

Puisque $\frac{1}{3}I$ et $\frac{1}{9}K$ commutent pour la multiplication des matrices, la formule du binôme de Newton s'applique et donne :

$$A^n = \left(\frac{1}{3}I - \frac{1}{9}K\right)^{-n} = \sum_{k=0}^n \binom{-n}{k} \left(\frac{1}{3}I\right)^{-n-k} \left(-\frac{1}{9}K\right)^k = \sum_{k=0}^n \binom{-n}{k} (-1)^k \left(\frac{1}{3}\right)^{-n+k} K^k$$

Puisque K appartient à \mathcal{E} , on a toujours, pour tout entier $k \geq 2$:

$$K^k = 0$$

Il vient donc, pour tout $n \in \mathbb{Z}^*$:

$$A^n = \sum_{k=0}^1 \binom{-n}{k} (-1)^k \left(\frac{1}{3}\right)^{-n+k} K^k = \binom{-n}{0} \left(\frac{1}{3}\right)^{-n} K^0 - \binom{-n}{1} \left(\frac{1}{3}\right)^{-n+1} K = 3^n I + n 3^{n-1} n K$$

Ainsi **la formule trouvée à la question 2.c(i) pour tout $n \in \mathbb{N}$ est encore valable pour tout $n \in \mathbb{Z}$.**

4.a. D'après la question 3.a, on sait que :

$$A^2 - 6A + 9I = 0$$

Donc le polynôme $X^2 - 6X + 9$ est un polynôme annulateur de A .

3 est la seule racine de ce polynôme, car celui-ci s'écrit, par identité remarquable :

$$X^2 - 6X + 9 = (X - 3)^2$$

Puisque toute valeur propre de A est racine de tout polynôme annulateur de A , **la seule valeur propre possible λ de A est $\lambda = 3$.**

b. Cherchons s'il existe des matrices non nulles $X = \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}$ telles que $AX = 3X$; on a :

$$AX = 3X \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ -2 & 5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} = 3 \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} \Leftrightarrow \begin{cases} x + 2y = 3x \\ -2x + 5y = 3y \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} -2x + 2y = 0 \\ -5x + 5y = 0 \end{cases} \Leftrightarrow x = y$$

$\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ est par exemple une matrice non nulle vérifiant $AX = 3X$, donc **3 est effectivement valeur propre de A , et l'ensemble des vecteurs propres associés à cette valeur propre 3**

est $\left\{ \begin{pmatrix} x \\ x \end{pmatrix} / x \in \mathbb{R} \right\}$.

EXERCICE 2

1.a. On a, par définition de I_0 :

$$I_0 = \int_1^e t \, dt = \left[\frac{t^2}{2} \right]_1^e = \frac{e^2}{2} - \frac{1}{2} = \frac{e^2 - 1}{2}$$

b. On a, comme produit de nombres positifs ou nuls sur $[1, e]$:

$$\forall t \in [1, e] \quad t(\ln t)^n \geq 0$$

Il en résulte, par positivité de l'intégrale d'une fonction positive sur le segment $[1, e]$ que, pour tout entier naturel n , on a :

$$I_n \geq 0$$

c. Par définition de I_n , et par linéarité de l'intégrale, on a, pour tout entier naturel n :

$$I_{n+1} - I_n = \int_1^e t(\ln t)^{n+1} \, dt - \int_1^e t(\ln t)^n \, dt = \int_1^e (t(\ln t)^{n+1} - t(\ln t)^n) \, dt = \int_1^e t(\ln t)^n (\ln t - 1) \, dt$$

On a, puisque $t(\ln t)^n \geq 0$ et $\ln t - 1 \leq 0$ sur $[1, e]$:

$$\forall t \in [1, e] \quad t(\ln t)^n (\ln t - 1) \leq 0$$

Il vient donc, par négativité de l'intégrale d'une fonction négative sur le segment $[1, e]$:

$$\forall n \in \mathbb{N} \quad I_{n+1} - I_n \leq 0$$

Ceci prouve que **la suite $(I_n)_{n \geq 0}$ est décroissante.**

La suite $(I_n)_{n \geq 0}$ est décroissante, minorée par 0 d'après la question 1.b, donc le théorème de la convergence monotone assure que **la suite $(I_n)_{n \geq 0}$ est convergente.**

2.a. Compte-tenu de la formule de dérivation $(u^n)' = nu^{n-1}u'$, on obtient, **pour tout $t \in [1, e]$:**

$$f'_n(t) = (n+1) \frac{1}{t} (\ln t)^n = (n+1) \frac{(\ln t)^n}{t}$$

b. Par définition de I_n , on a, pour tout entier naturel n :

$$I_{n+1} = \int_1^e t(\ln t)^{n+1} \, dt$$

Calculons I_{n+1} à l'aide d'une intégration par parties, en posant, pour tout réel t de $[1, e]$:

$$u(t) = f_n(t) = (\ln t)^{n+1} \quad u'(t) = f'_n(t) = (n+1) \frac{(\ln t)^n}{t}$$

$$v'(t) = t \quad v(t) = \frac{1}{2} t^2$$

u , v , u' et v' étant continues sur $[1, e]$, il vient :

$$\begin{aligned} I_{n+1} &= \int_1^e t(\ln t)^{n+1} \, dt = \left[\frac{1}{2} t^2 (\ln t)^{n+1} \right]_1^e - \int_1^e (n+1) \frac{(\ln t)^n}{t} \cdot \frac{1}{2} t^2 \, dt \\ &= \frac{1}{2} e^2 - \frac{n+1}{2} \int_1^e t(\ln t)^n \, dt = \frac{1}{2} e^2 - \frac{n+1}{2} I_n \end{aligned}$$

Ainsi a-t-on, après multiplication par 2 de cette égalité, **pour tout entier naturel n :**

$$2I_{n+1} + (n+1)I_n = e^2 \quad (*)$$

c. En donnant à n la valeur 0 dans l'égalité (*) de la question précédente, on a :

$$2I_1 + I_0 = e^2$$

Compte-tenu de la valeur de I_0 calculée à la question 1.a, il vient :

$$I_1 = \frac{1}{2}(e^2 - I_0) = \frac{1}{2}\left(e^2 - \frac{e^2 - 1}{2}\right) = \frac{e^2 + 1}{4}$$

d. Puisque la suite $(I_n)_{n \geq 0}$ est décroissante, on a, pour tout entier naturel n :

$$I_{n+1} \leq I_n$$

Il résulte de la relation (*) qu'on a, pour tout entier naturel n :

$$2I_{n+1} + (n+1)I_{n+1} = (n+3)I_{n+1} \leq 2I_n + (n+1)I_n = e^2 \leq 2I_n + (n+1)I_n = (n+3)I_n$$

L'inégalité de droite donne, pour tout entier naturel n :

$$\frac{e^2}{n+3} \leq I_n$$

L'inégalité de gauche donne, pour tout entier naturel n :

$$I_{n+1} \leq \frac{e^2}{n+3}$$

Et donc, en remplaçant n par $n-1$, pour tout entier naturel n :

$$I_n \leq \frac{e^2}{n+2}$$

Ainsi a-t-on établi, **pour tout entier naturel n** , l'encadrement suivant :

$$\frac{e^2}{n+3} \leq I_n \leq \frac{e^2}{n+2}$$

e. On a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{e^2}{n+3} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{e^2}{n+2} = 0$$

L'encadrement de la question précédente et le théorème d'encadrement assurent que suite $(I_n)_{n \geq 0}$ converge et que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} I_n = 0$$

En multipliant l'encadrement de la question précédente par n , on obtient, pour tout entier naturel n :

$$\frac{ne^2}{n+3} \leq nI_n \leq \frac{ne^2}{n+2}$$

On a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{ne^2}{n+3} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{ne^2}{n} = \lim_{n \rightarrow +\infty} e^2 = e^2 \text{ puis, de même, } \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{ne^2}{n+2} = e^2$$

L'encadrement précédent et le théorème d'encadrement assurent que la suite $(nI_n)_{n \geq 0}$ converge et que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} nI_n = e^2$$

f. On sait que :

$$I_0 = \frac{e^2 - 1}{2}$$

En utilisant la relation (*) , on obtient, pour tout entier naturel k :

$$I_{k+1} = \frac{e^2 - (k+1)I_k}{2}$$

Donc, pour tout entier naturel k non nul :

$$I_k = \frac{e^2 - kI_{k-1}}{2}$$

On peut alors compléter le script Scilab, afin qu'il calcule et affiche I_n pour une valeur de n entrée par l'utilisateur, de la manière suivante :

```
n=input('donner une valeur à n:')
I=(exp(2)-1)/2
for k=1:n
    I=(exp(2)-k*I)/2
end
disp(I)
```

3.a. Rappelons l'encadrement obtenu à la question 2.d, pour tout entier naturel n :

$$\frac{e^2}{n+3} \leq I_n \leq \frac{e^2}{n+2}$$

En remplaçant n par $n+1$ dans cet encadrement, et en le multipliant par 2, il vient :

$$\frac{2e^2}{n+4} \leq 2I_{n+1} \leq \frac{2e^2}{n+3}$$

En ajoutant ces deux encadrements, on obtient, pour tout entier naturel n :

$$\frac{2e^2}{n+4} + \frac{e^2}{n+3} \leq 2I_{n+1} + I_n \leq \frac{2e^2}{n+3} + \frac{e^2}{n+2}$$

Soit, après simplification, et **pour tout entier naturel n** :

$$\frac{(3n+10)e^2}{(n+3)(n+4)} \leq 2I_{n+1} + I_n \leq \frac{(3n+7)e^2}{(n+2)(n+3)}$$

b. D'après la relation (*) de la question 2.b, on a, pour tout entier naturel n :

$$w_n = n(e^2 - nI_n) = n(2I_{n+1} + I_n)$$

En multipliant l'encadrement de la question 3.a par n , on obtient, pour tout entier naturel n :

$$\frac{n(3n+10)e^2}{(n+3)(n+4)} \leq w_n = n(2I_{n+1} + I_n) \leq \frac{n(3n+7)e^2}{(n+2)(n+3)}$$

On a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n(3n+10)e^2}{(n+3)(n+4)} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{3n^2 e^2}{n^2} = \lim_{n \rightarrow +\infty} 3e^2 = 3e^2 \text{ puis, de même, } \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n(3n+7)e^2}{(n+2)(n+3)} = 3e^2$$

L'encadrement précédent et le théorème d'encadrement assurent que la suite $(w_n)_{n \geq 0}$ converge et que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} w_n = 3e^2$$

4. Montrons par récurrence la propriété P_n , définie pour tout entier naturel n , par :

$$I_n = \frac{(-1)^n n!}{2^{n+1}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right)$$

Initialisation :

P_0 est vraie car on a, d'après la question 1.a :

$$\frac{(-1)^0 0!}{2^{0+1}} \left(e^2 \sum_{k=0}^0 \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right) = \frac{1}{2} \left(e^2 \frac{(-2)^0}{0!} - 1 \right) = \frac{1}{2} (e^2 - 1) = I_0$$

Hérédité :

On suppose P_n vraie, pour une valeur de l'entier naturel n , c'est-à-dire :

$$I_n = \frac{(-1)^n n!}{2^{n+1}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right)$$

On montre que P_{n+1} est vraie, c'est-à-dire :

$$I_{n+1} = \frac{(-1)^{n+1} (n+1)!}{2^{n+2}} \left(e^2 \sum_{k=0}^{n+1} \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right)$$

On a, d'après la relation (*) et l'hypothèse de récurrence :

$$\begin{aligned} I_{n+1} &= \frac{e^2}{2} - \frac{n+1}{2} I_n = \frac{e^2}{2} - \frac{n+1}{2} \cdot \frac{(-1)^n n!}{2^{n+1}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right) \\ &= \frac{e^2}{2} + \frac{(-1)^{n+1} (n+1)!}{2^{n+2}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right) \\ &= \frac{(-1)^{n+1} (n+1)!}{2^{n+2}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} + e^2 \frac{2^{n+2}}{(-1)^{n+1} (n+1)!} - 1 \right) \\ &= \frac{(-1)^{n+1} (n+1)!}{2^{n+2}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} + e^2 \frac{(-2)^{n+1}}{(n+1)!} - 1 \right) \\ &= \frac{(-1)^{n+1} (n+1)!}{2^{n+2}} \left(e^2 \sum_{k=0}^{n+1} \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right) \end{aligned}$$

Ceci assure que P_{n+1} est vraie.

D'après le principe de récurrence, on peut conclure que, **pour tout entier naturel n** , on a :

$$I_n = \frac{(-1)^n n!}{2^{n+1}} \left(e^2 \sum_{k=0}^n \frac{(-2)^k}{k!} - 1 \right)$$

EXERCICE 3

1.a. A l'issue de la première expérience, l'urne contient une boule rouge si on a tiré une boule blanche (remise avec une boule blanche supplémentaire), et deux boules rouges, si on a tiré une boule rouge (remise avec une boule rouge supplémentaire), donc on a bien :

$$X_1(\Omega) = [1, 2]$$

On a :

$$P([X_1 = 1]) = P(B_1) = \frac{1}{2} \text{ et } P([X_1 = 2]) = P(R_1) = \frac{1}{2}$$

Donc X_1 suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, 2 \rrbracket$.

Il en résulte, d'après les formules du cours appliquées avec $n = 2$, que :

$$E(X_1) = \frac{n+1}{2} = \frac{3}{2} \text{ et } V(X_1) = \frac{n^2-1}{12} = \frac{3}{12} = \frac{1}{4}$$

b. L'événement $[X_2 = 1]$ est réalisé si on a tiré deux boules blanches lors des deux premiers tirages, donc on a :

$$[X_2 = 1] = B_1 \cap B_2$$

L'événement $[X_2 = 2]$ est réalisé si on a tiré une boule blanche et une boule rouge lors des deux premiers tirages, donc on a :

$$[X_2 = 2] = (R_1 \cap B_2) \cup (B_1 \cap R_2)$$

L'événement $[X_2 = 3]$ est réalisé si on a tiré deux boules rouges lors des deux premiers tirages, donc on a :

$$[X_2 = 3] = R_1 \cap R_2$$

c. D'après la question précédente, tous les cas de tirages de deux boules ayant été envisagés, on a :

$$X_2(\Omega) = \llbracket 1, 3 \rrbracket$$

On a :

$$P([X_2 = 1]) = P(B_1 \cap B_2) = P(B_1)P_{B_1}(B_2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{3}$$

Et :

$$P([X_2 = 3]) = P(R_1 \cap R_2) = P(R_1)P_{R_1}(R_2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{3}$$

Il en résulte, puisque $X_2(\Omega) = \llbracket 1, 3 \rrbracket$, que :

$$P([X_2 = 2]) = 1 - P([X_2 = 1]) - P([X_2 = 3]) = 1 - \frac{1}{3} - \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

Donc X_2 suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, 3 \rrbracket$.

Il en résulte, d'après les formules du cours appliquées avec $n = 3$, que :

$$E(X_2) = \frac{n+1}{2} = \frac{4}{2} = 2 \text{ et } V(X_2) = \frac{n^2-1}{12} = \frac{8}{12} = \frac{2}{3}$$

2.a. Puisque $X_1 \leq X_2$, on a :

$$P([X_1 = 2] \cap [X_2 = 1]) = P(\emptyset) = 0$$

On a également, puisque $X_2 \leq X_1 + 1$:

$$P([X_1 = 1] \cap [X_2 = 3]) = P(\emptyset) = 0$$

En utilisant les lois marginales de X_1 et de X_2 , on en déduit successivement que :

$$P([X_1 = 1] \cap [X_2 = 1]) = \frac{1}{3} - 0 = \frac{1}{3}$$

$$P([X_1 = 2] \cap [X_2 = 3]) = \frac{1}{3} - 0 = \frac{1}{3}$$

$$P([X_1 = 1] \cap [X_2 = 2]) = \frac{1}{2} - \frac{1}{3} - 0 = \frac{1}{6}$$

$$P([X_1 = 2] \cap [X_2 = 2]) = \frac{1}{3} - \frac{1}{6} = \frac{1}{6}$$

La loi conjointe du couple (X_1, X_2) est donc donnée par le tableau :

$X_1 \backslash X_2$	1	2	3	$P([X_1 = x])$
1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{2}$
2	0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{2}$
$P([X_2 = y])$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	

b. On a :

$$\text{cov}(X_1, X_2) = E(X_1 X_2) - E(X_1)E(X_2)$$

On a déjà vu, aux questions 1.a et 1.c que :

$$E(X_1) = \frac{3}{2} \text{ et } E(X_2) = 2$$

On a :

$$E(X_1 X_2) = \sum_{\substack{x \in X_1(\Omega) \\ y \in X_2(\Omega)}} xy P([X_1 = x] \cap [X_2 = y]) = 1 \cdot 1 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot 2 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot 2 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot 3 \cdot \frac{1}{3} \\ = \frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{2}{3} + 2 = \frac{10}{3}$$

Il vient donc :

$$\text{cov}(X_1, X_2) = \frac{10}{3} - \frac{3}{2} \cdot 2 = \frac{10}{3} - 3 = \frac{1}{3}$$

Puisque $\text{cov}(X_1, X_2) \neq 0$, les variables aléatoires X_1 et X_2 ne sont pas indépendantes.

3.a. Pour tout entier $n \geq 1$, l'événement $[X_n = 1]$ est réalisé si on tire une boule blanche lors de chacun des n tirages, donc on a, pour tout entier $n \geq 1$,

$$[X_n = 1] = B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_n$$

b. D'après la question précédente et la formule des probabilités composées, il vient :

$$P([X_n = 1]) = P(B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_n) = P(B_1)P_{B_1}(B_2) \dots P_{B_1 \cap B_2 \cap \dots \cap B_{n-1}}(B_n) \\ = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} \cdot \dots \cdot \frac{1}{n+1} = \frac{1}{n+1}$$

De même, pour tout entier $n \geq 1$, l'événement $[X_n = n+1]$ est réalisé si on tire une boule rouge lors des n tirages, donc on a, pour tout entier $n \geq 1$:

$$[X_n = n+1] = R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n$$

Puis :

$$P([X_n = n+1]) = P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) = P(R_1)P_{R_1}(R_2) \dots P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_{n-1}}(R_n)$$

$$= \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} \cdot \dots \cdot \frac{n}{n+1} = \frac{1}{n+1}$$

4.a. Pour tout entier $k \in \llbracket 2, n+1 \rrbracket$, $P_{[X_n=k-1]}([X_{n+1}=k])$ est la probabilité de tirer une boule rouge dans une urne contenant $k-1$ boules rouges et $n+2$ boules (les deux initiales et n boules rajoutées), donc :

$$P_{[X_n=k-1]}([X_{n+1}=k]) = \frac{k-1}{n+2}$$

Pour tout entier $k \in \llbracket 2, n+1 \rrbracket$, $P_{[X_n=k]}([X_{n+1}=k])$ est la probabilité de tirer une boule blanche dans une urne contenant k boules rouges, $n+2$ boules (les deux initiales et n boules rajoutées), et donc $n+2-k$ boules blanches ; ainsi :

$$P_{[X_n=k]}([X_{n+1}=k]) = \frac{n+2-k}{n+2}$$

b. Pour tout $k \in \llbracket 2, n+1 \rrbracket$, l'événement $[X_{n+1}=k]$ est réalisé si et seulement si l'événement $[X_n=k]$ ou l'événement $[X_n=k-1]$ est réalisé ; il vient donc, par incompatibilité, pour tout $k \in \llbracket 2, n+1 \rrbracket$:

$$\begin{aligned} P([X_{n+1}=k]) &= P(([X_{n+1}=k] \cap [X_n=k]) \cup ([X_{n+1}=k] \cap [X_n=k-1])) \\ &= P([X_{n+1}=k] \cap [X_n=k]) + P([X_{n+1}=k] \cap [X_n=k-1]) \\ &= P([X_n=k])P_{[X_n=k]}([X_{n+1}=k]) + P([X_n=k-1])P_{[X_n=k-1]}([X_{n+1}=k]) \\ &= \frac{n+2-k}{n+2} P([X_n=k]) + \frac{k-1}{n+2} P([X_n=k-1]) \end{aligned}$$

c. Montrons par récurrence la propriété P_n , définie pour tout entier $n \geq 1$, par :

$$X_n \text{ suit la loi discrète uniforme sur } \llbracket 1, n+1 \rrbracket$$

Initialisation :

P_1 est vraie car, d'après la question 1.a, X_1 suit la loi discrète uniforme sur $\llbracket 1, 2 \rrbracket$.

Hérédité :

On suppose P_n vraie, pour une valeur de l'entier $n \geq 1$, c'est-à-dire :

$$X_n \text{ suit la loi discrète uniforme sur } \llbracket 1, n+1 \rrbracket$$

On montre que P_{n+1} est vraie, c'est-à-dire :

$$X_{n+1} \text{ suit la loi discrète uniforme sur } \llbracket 1, n+2 \rrbracket$$

On sait, d'après la question 3.b, en remplaçant n par $n+1$, que :

$$P([X_{n+1}=1]) = \frac{1}{n+2} \text{ et } P([X_{n+1}=n+2]) = \frac{1}{n+2}$$

D'après la question précédente, et l'hypothèse de récurrence, on a, pour tout $k \in \llbracket 2, n+1 \rrbracket$,

$$\begin{aligned} P([X_{n+1}=k]) &= \frac{n+2-k}{n+2} P([X_n=k]) + \frac{k-1}{n+2} P([X_n=k-1]) = \frac{n+2-k}{n+2} \cdot \frac{1}{n+1} + \frac{k-1}{n+2} \cdot \frac{1}{n+1} \\ &= \frac{n+2-k+k-1}{(n+2)(n+1)} = \frac{n+1}{(n+2)(n+1)} = \frac{1}{n+2} \end{aligned}$$

Ceci assure que P_{n+1} est vraie.

D'après le principe de récurrence, on peut conclure que, pour tout entier $n \geq 1$, la variable

aléatoire X_n suit la loi discrète uniforme sur $[[1, n + 1]]$.

5. Le programme Scilab est complété comme suit, afin qu'il simule une réalisation de la variable X_n où l'entier n est entré au clavier.

```
n=input('donner une valeur à n:')
r=1;b=1
for k=1:n
    if rand()<r/(r+b) then r=r+1
                        else b=b+1
    end
end
x=r
disp(x)
```

6.a. Si on échange la couleur des boules, l'expérience est inchangée, et Y_n devient X_n , donc **les variables aléatoires X_n et Y_n sont de même loi.**

b. Pour tout entier $n \geq 1$, $X_n + Y_n$ est le nombre de boules contenues dans l'urne après la n -ième expérience ; comme il y avait initialement deux boules dans l'urne, et qu'il en a été rajouté n à l'issue de la n -ième expérience, on a, **pour tout entier $n \geq 1$** :

$$X_n + Y_n = n + 2$$

c. D'après la question précédente, on a :

$$Y_n = -X_n + n + 2$$

Puisque Y_n s'écrit sous la forme $Y_n = aX_n + b$ avec $a < 0$, il en résulte que le coefficient de corrélation linéaire $\rho(X_n, Y_n)$ de X_n et Y_n vaut :

$$\rho(X_n, Y_n) = -1$$

EXERCICE 4

1.a. Puisque Z est une variable aléatoire qui suit la loi exponentielle de paramètre λ , les formules du cours donnent :

$$E(Z) = \frac{1}{\lambda} \text{ et } V(Z) = \frac{1}{\lambda^2}$$

La formule de Koenig-Huygens s'écrit :

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

On en déduit que :

$$E(Z^2) = V(Z) + (E(Z))^2 = \frac{1}{\lambda^2} + \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 = \frac{2}{\lambda^2}$$

2.a. f est continue sur $]-\infty, 0[$ comme fonction constante nulle, et continue sur $[0, +\infty[$ comme produit et composée de fonctions qui le sont ; de plus, f est continue en 0 car :

$$\lim_{x \rightarrow 0^-} f(x) = \lim_{x \rightarrow 0^-} 0 = 0 = f(0)$$

Donc f est continue sur \mathbb{R} .

f est positive ou nulle sur \mathbb{R} , car on a :

$$f(x) = \begin{cases} \lambda^2 x e^{-\lambda x} \geq 0 & \text{si } x \geq 0 \\ 0 \geq 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

Sous réserve de convergence, on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \lambda x g(x) dx$$

Puisque, d'après la question 1, $E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} x g(x) dx$ existe et vaut $\frac{1}{\lambda}$, par linéarité de

l'intégrale, $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$ converge et on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \lambda \int_{-\infty}^{+\infty} x g(x) dx = \lambda E(Z) = \lambda \cdot \frac{1}{\lambda} = 1$$

Ainsi **f est bien une densité de probabilité.**

b. Sous réserve de convergence, l'espérance de la variable aléatoire U est :

$$E(U) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \lambda x^2 g(x) dx$$

Puisque, d'après la question 1, $E(Z^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 g(x) dx$ existe et vaut $\frac{2}{\lambda^2}$, par linéarité de

l'intégrale, **E(U) existe**, et on a :

$$E(U) = \lambda \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 g(x) dx = \lambda E(Z^2) = \lambda \cdot \frac{2}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda}$$

3.a. Pour tout réel $A > 0$, calculons $\int_0^A x^3 e^{-\lambda x} dx$ à l'aide d'une intégration par parties, en posant, pour tout réel x de $[0, A]$:

$$\begin{aligned} u(x) &= x^3 & u'(x) &= 3x^2 \\ v(x) &= e^{-\lambda x} & v'(x) &= -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \end{aligned}$$

u, v, u' et v' étant continus sur $[0, A]$, il vient :

$$\int_0^A x^3 e^{-\lambda x} dx = \left[-\frac{x^3}{\lambda} e^{-\lambda x} \right]_0^A - \int_0^A -\frac{1}{\lambda} 3x^2 e^{-\lambda x} dx = -\frac{A^3}{\lambda} e^{-\lambda A} + \frac{3}{\lambda} \int_0^A x^2 e^{-\lambda x} dx$$

b. On a, d'après la question 1 :

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \frac{3}{\lambda} \int_0^A x^2 e^{-\lambda x} dx = \lim_{A \rightarrow +\infty} \frac{3}{\lambda^2} \int_0^A \lambda x^2 e^{-\lambda x} dx = \frac{3}{\lambda^2} E(Z^2) = \frac{3}{\lambda^2} \cdot \frac{2}{\lambda^2} = \frac{6}{\lambda^4}$$

Et :

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \left(-\frac{A^3}{\lambda} e^{-\lambda A} \right) = \lim_{A \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{\lambda^4} \cdot \frac{(\lambda A)^3}{e^{\lambda A}} \right) = 0$$

Car :

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \lambda A = +\infty \text{ et } \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{e^x}{x^3} = +\infty \text{ (croissance comparée)}$$

Il en résulte de la question précédente que :

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \int_0^A x^3 e^{-\lambda x} dx = \lim_{A \rightarrow +\infty} \left(-\frac{A^3}{\lambda} e^{-\lambda A} + \frac{3}{\lambda} \int_0^A x^2 e^{-\lambda x} dx \right) = \frac{6}{\lambda^4}$$

Ceci prouve que $\int_0^{+\infty} x^3 e^{-\lambda x} dx$ converge et que :

$$\int_0^{+\infty} x^3 e^{-\lambda x} dx = \frac{6}{\lambda^4}$$

Sous réserve d'existence, on a :

$$E(U^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \lambda x^3 g(x) dx$$

On a :

$$\int_{-\infty}^0 \lambda x^3 g(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx = 0$$

Et, d'après le calcul de l'intégrale précédente :

$$\int_0^{+\infty} \lambda x^3 g(x) dx = \int_0^{+\infty} \lambda^2 x^3 e^{-\lambda x} dx = \lambda^2 \int_0^{+\infty} x^3 e^{-\lambda x} dx = \lambda^2 \cdot \frac{6}{\lambda^4} = \frac{6}{\lambda^2}$$

Il en résulte que $E(U^2)$ existe et que :

$$E(U^2) = \int_{-\infty}^0 \lambda x^3 g(x) dx + \int_0^{+\infty} \lambda x^3 g(x) dx = \frac{6}{\lambda^2}$$

Puisque $E(U^2)$ existe, **la variance de U existe.**

c. La formule de Koenig-Huygens s'écrit :

$$V(U) = E(U^2) - (E(U))^2$$

Soit encore, compte-tenu de la question précédente et de la question 2.b

$$V(U) = \frac{6}{\lambda^2} - \left(\frac{2}{\lambda}\right)^2 = \frac{2}{\lambda^2}$$

4.a. Si $x < 0$, on a :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0$$

Si $x \geq 0$, on a :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x \lambda^2 t e^{-\lambda t} dt = \lambda^2 \int_0^x t e^{-\lambda t} dt$$

Calculons $\int_0^x t e^{-\lambda t} dt$ à l'aide d'une intégration par parties, en posant, pour tout réel t de $[0, x]$:

$$\begin{aligned} u(t) &= t & u'(t) &= 1 \\ v'(t) &= e^{-\lambda t} & v(t) &= -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

u , v , u' et v' étant continues sur $[0, x]$, il vient :

$$\int_0^x t e^{-\lambda t} dt = \left[-\frac{t}{\lambda} e^{-\lambda t} \right]_0^x - \int_0^x -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} dt = -\frac{x}{\lambda} e^{-\lambda x} + \left[-\frac{1}{\lambda^2} e^{-\lambda t} \right]_0^x = -\frac{x}{\lambda} e^{-\lambda x} - \frac{1}{\lambda^2} e^{-\lambda x} + \frac{1}{\lambda^2}$$

Il vient donc :

$$F(x) = \lambda^2 \left(-\frac{x}{\lambda} e^{-\lambda x} - \frac{1}{\lambda^2} e^{-\lambda x} + \frac{1}{\lambda^2} \right) = -\lambda x e^{-\lambda x} - e^{-\lambda x} + 1 = 1 - (1 + \lambda x) e^{-\lambda x}$$

Ainsi a-t-on montré que :

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad F(x) = \begin{cases} 1 - (1 + \lambda x) e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

b. D'après la question 2.b, on a :

$$|U - E(U)| \leq E(U) \Leftrightarrow \left| U - \frac{2}{\lambda} \right| \leq \frac{2}{\lambda} \Leftrightarrow -\frac{2}{\lambda} \leq U - \frac{2}{\lambda} \leq \frac{2}{\lambda} \Leftrightarrow 0 \leq U \leq \frac{4}{\lambda}$$

On a donc l'égalité :

$$P\left(\left[|U - E(U)| \leq E(U)\right]\right) = P\left(\left[0 \leq U \leq \frac{4}{\lambda}\right]\right)$$

c. Il résulte de la question précédente que :

$$P\left(\left[|U - E(U)| \leq E(U)\right]\right) = P\left(\left[0 \leq U \leq \frac{4}{\lambda}\right]\right) = F\left(\frac{4}{\lambda}\right) - F(0)$$

Compte-tenu de la question 4.a, il vient :

$$P\left(\left[|U - E(U)| \leq E(U)\right]\right) = F\left(\frac{4}{\lambda}\right) - F(0) = 1 - \left(1 + \lambda \cdot \frac{4}{\lambda}\right) e^{-\lambda \cdot \frac{4}{\lambda}} - 0 = 1 - 5e^{-4}$$

Puisque $e^4 \approx 54,6$, il vient :

$$1 - 5e^{-4} \approx 1 - \frac{5}{54,6} > 1 - 0,1 = 0,9$$

Car :

$$\frac{5}{54,6} < \frac{5}{50} = 0,1$$

Ainsi a-t-on montré que :

$$P\left(\left[|U - E(U)| \leq E(U)\right]\right) > 0,9$$

5.a. Par définition de \overline{U}_n et par linéarité de l'espérance, on a :

$$E\left(\overline{U}_n\right) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n U_k\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E\left(U_k\right)$$

Puisque les variables aléatoires U_k suivent toutes la même loi que U , et d'après la question 2.b, il vient :

$$E\left(\overline{U}_n\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(U) = \frac{1}{n} \cdot n E(U) = E(U) = \frac{2}{\lambda} = 2a$$

Posons alors :

$$W_n = \frac{1}{2} \overline{U}_n$$

Par linéarité de l'espérance, on a :

$$E(W_n) = E\left(\frac{1}{2} \overline{U}_n\right) = \frac{1}{2} E\left(\overline{U}_n\right) = \frac{1}{2} \cdot 2a = a$$

Ainsi $W_n = \frac{1}{2} \overline{U}_n$ est un estimateur sans biais du paramètre a .

b. Par définition de W_n , de \overline{U}_n et par propriété de la variance, il vient :

$$V(W_n) = V\left(\frac{1}{2} \overline{U}_n\right) = \frac{1}{4} V\left(\overline{U}_n\right) = \frac{1}{4} V\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n U_k\right) = \frac{1}{4n^2} V\left(\sum_{k=1}^n U_k\right)$$

Puisque les variables aléatoires U_k suivent toutes la même loi que U et sont indépendantes, et d'après la question 3.c, il vient :

$$V(W_n) = \frac{1}{4n^2} \sum_{k=1}^n V(U_k) = \frac{1}{4n^2} \sum_{k=1}^n V(U) = \frac{1}{4n^2} \cdot nV(U) = \frac{1}{4n} V(U) = \frac{1}{4n} \cdot \frac{2}{\lambda^2} = \frac{a^2}{2n}$$

Il en résulte que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} V(W_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{a^2}{2n} = 0$$

c. L'inégalité de Bienaymé-Tchebychev permet d'écrire, pour tout $\varepsilon > 0$, que :

$$P(|W_n - E(W_n)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(W_n)}{\varepsilon^2}$$

Compte-tenu de la question 5.a, il vient :

$$0 \leq P(|W_n - a| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(W_n)}{\varepsilon^2}$$

Compte-tenu de la question 5.b, on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{V(W_n)}{\varepsilon^2} = 0 = \lim_{n \rightarrow +\infty} 0$$

L'encadrement précédent et le théorème d'encadrement assurent que la suite $(P(|W_n - a| \geq \varepsilon))_{n \geq 1}$ converge et que :

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|W_n - a| \geq \varepsilon) = 0$$



ERTU PREPAS