

DS5 (version A)

Exercice 1 /46

On considère les matrices $A = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ -2 & 3 & 2 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix}$ et $I = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$.

On note f l'endomorphisme de \mathbb{R}^3 dont A est la matrice relativement à la base canonique $\mathcal{B} = (e_1, e_2, e_3)$ de \mathbb{R}^3 et id l'endomorphisme identité de \mathbb{R}^3 dont la matrice est I .

1. a) Déterminer $(A - I)^2$.

- 1 pt : $(A - I)^2 = 0_{\mathcal{M}_3(\mathbb{R})}$

b) En déduire que A est inversible et écrire A^{-1} comme combinaison linéaire de I et de A .

- 1 pt : $(A - I)^2 = A^2 - 2A + I$ (car A et I commutent)

- 1 pt : $A^{-1} = -A + 2I$

2. On pose $A = N + I$.

a) Exprimer pour tout entier naturel n , la matrice A^n comme combinaison linéaire de I et de N puis l'écrire comme combinaison linéaire de I et A .

- 1 pt : $\forall k \geq 2, N^k = 0_{\mathcal{M}_3(\mathbb{R})}$ par récurrence immédiate

- 1 pt : I et N commutent

- 1 pt : Ecriture correcte du binôme de Newton + simplification de I^j

- 1 pt : Découpage de la somme en deux (pour $n \geq 1$)

- 1 pt : Utilisation de $N^k = 0_{\mathcal{M}_3(\mathbb{R})}$ pour $k \geq 2$ et fin du calcul : $A^n = I + nN$

- 1 pt : Cas $n = 0$

- 1 pt : $A^n = (1 - n)I + nA$

0 pt à la question si la formule du binôme est fautive

b) Vérifier que l'expression précédente est aussi valable pour $n = -1$.

- 1 pt : $A^{-1} = -A + 2I$ et $(1 - (-1))I + (-1)A = -A + 2I$

0 pt à la question si il est écrit $A^{-1} = (1 - (-1))I + (-1)A = -A + 2I$

3. a) Utiliser la première question pour déterminer la seule valeur propre de A .

- 1 pt : $(X - 1)^2$ polynôme annulateur de A donc $\text{Sp}(A) \subset \{1\}$

- 1 pt : $(A - I)$ est non inversible donc 1 est bien une valeur propre de A

b) En déduire si A est ou n'est pas diagonalisable.

1^{ère} méthode : par l'absurde

- 0 pt : Ecriture correcte " A est diagonalisable"

- 1 pt : conclusion $A = I$, ce qui est faux, donc A n'est pas diagonalisable

2^{ème} méthode : par le calcul des dimensions des espaces propres de A

- 1 pt : $E_1(A) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

- **1 pt** : $\dim(E_1(A)) = 2 < 3$ donc A n'est pas diagonalisable

4. On pose $u_1 = (f - \text{id})(e_1)$ et $u_2 = e_1 + e_3$.

a) Montrer que le rang de $f - \text{id}$ est égal à 1.

- **1 pt** : $\text{rg}(f - \text{id}) = \text{rg}(A - I) = \text{rg} \left(\begin{pmatrix} -1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

- **1 pt** : $\left(\begin{pmatrix} -1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$ est libre donc $\text{rg}(f - \text{id}) = 1$

b) Justifier que (u_1, u_2) est une base de $\text{Ker}(f - \text{id})$.

- **1 pt** : Calcul de $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(u_1) = \begin{pmatrix} -1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$

- **1 pt** : $\text{Mat}_{\mathcal{B}}((f - \text{id})(u_1)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ donc $u_1 \in \text{Ker}(f - \text{id})$

- **1 pt** : $\text{Mat}_{\mathcal{B}}((f - \text{id})(u_2)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ donc $u_2 \in \text{Ker}(f - \text{id})$

- **1 pt** : Thm du rang $\implies \dim(\text{Ker}(f - \text{id})) = 2$

- **1 pt** : (u_1, u_2) est libre

- **1 pt** : $\text{Card}((u_1, u_2)) = 2 = \dim(\text{Ker}(f - \text{id}))$

5. a) Montrer que la famille (u_1, u_2, e_1) est une base de \mathbb{R}^3 .

- **1 pt** : Application de $f - \text{id}$ pour obtenir $\lambda_3 = 0$

- **1 pt** : (u_1, u_2) est libre $\implies \lambda_1 = \lambda_2 = 0$

- **1 pt** : $\text{Card}((u_1, u_2, e_1)) = 3 = \dim(\mathbb{R}^3)$

b) Déterminer la matrice T de f dans cette même base.

- **0,5 pt** : $f(u_1) = 1u_1 + 0u_2 + 0e_1$ ou $\text{Mat}_{(u_1, u_2, e_1)}(f(u_1)) = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

- **0,5 pt** : $f(u_2) = 0u_1 + 1u_2 + 0e_1$ ou $\text{Mat}_{(u_1, u_2, e_1)}(f(u_2)) = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}$

- **1 pt** : $f(e_1) = 1u_1 + 0u_2 + 1e_1$ ou $\text{Mat}_{(u_1, u_2, e_1)}(f(e_1)) = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$

- **1 pt** : $T = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$

6. Soit la matrice $P = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 1 \\ -2 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$. Justifier l'inversibilité de P puis écrire la relation existant entre les matrices A , T , P et P^{-1} .

• 1 pt : $\text{rg}(P) = \text{rg} \left(\begin{pmatrix} -1 & 1 & 1 \\ 0 & -2 & -2 \\ 0 & 0 & -2 \end{pmatrix} \right)$

- 1 pt : la réduite obtenue est inversible (triangulaire supérieure + coefficients diagonaux non nuls)
- 1 pt : Formule de changement de base : $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(f) = P_{\mathcal{B},(u_1,u_2,e_1)} \text{Mat}_{(u_1,u_2,e_1)}(f) P_{(u_1,u_2,e_1),\mathcal{B}}$
- 1 pt : On reconnaît $A = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(f)$, $T = \text{Mat}_{(u_1,u_2,e_1)}(f)$ et $P = P_{\mathcal{B},(u_1,u_2,e_1)}$

7. On note $(E_{1,1}, E_{1,2}, E_{1,3}, E_{2,1}, E_{2,2}, E_{2,3}, E_{3,1}, E_{3,2}, E_{3,3})$ la base canonique de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ et on rappelle que pour tout $(i, j) \in \llbracket 1, 3 \rrbracket^2$, la matrice $E_{i,j}$ n'a que des coefficients nuls sauf celui situé à l'intersection de la $i^{\text{ème}}$ ligne et de la $j^{\text{ème}}$ colonne qui vaut 1.

a) Montrer que l'ensemble E des matrices M qui commutent avec T , c'est-à-dire des matrices vérifiant l'égalité $MT = TM$, est le sous-espace vectoriel de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ engendré par la famille $(E_{1,1} + E_{3,3}, E_{1,2}, E_{1,3}, E_{2,2}, E_{2,3})$. Vérifier que la dimension de E est égale à 5.

- 1 pt : écriture système associé à l'équation matricielle $MT = TM$
- 1 pt : résolution système
- 1 pt : $E = \text{Vect}(\mathcal{F})$ où $\mathcal{F} = (E_{1,1} + E_{3,3}, E_{1,2}, E_{1,3}, E_{2,2}, E_{2,3})$
- 1 pt : \mathcal{F} est libre
- 1 pt : \mathcal{F} est une base de E donc $\dim(E) = \text{Card}(\mathcal{F}) = 5$

b) Soit N une matrice quelconque de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$. Établir l'équivalence :

$$NA = AN \iff (P^{-1}NP)T = T(P^{-1}NP)$$

- 1 pt : Utilisation de $A = PTP^{-1}$
- 1 pt : multiplication à gauche par P^{-1} et à droite par P

c) En déduire que l'ensemble F des matrices qui commutent avec A est le sous-espace vectoriel de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ engendré par la famille $(P(E_{1,1} + E_{3,3})P^{-1}, P E_{1,2} P^{-1}, P E_{1,3} P^{-1}, P E_{2,2} P^{-1}, P E_{2,3} P^{-1})$.

- 1 pt : $N \in F \iff (P^{-1}NP)T = T(P^{-1}NP) \iff (P^{-1}NP) \in E$
- 1 pt : $N \in F \iff \exists(\lambda_1, \dots, \lambda_5) \in \mathbb{R}^5, P^{-1}NP = \lambda_1 \cdot (E_{1,1} + E_{3,3}) + \lambda_2 \cdot E_{1,2} + \lambda_3 \cdot E_{1,3} + \lambda_4 \cdot E_{2,2} + \lambda_5 \cdot E_{2,3}$
- 1 pt : $N \in F \iff N \in \text{Vect}(P(E_{1,1} + E_{3,3})P^{-1}, P E_{1,2} P^{-1}, P E_{1,3} P^{-1}, P E_{2,2} P^{-1}, P E_{2,3} P^{-1})$

Exercice 2 /23

Dans tout cet exercice, f désigne la fonction définie sur $]0, +\infty[$ par :

$$\forall x \in]0, +\infty[, f(x) = x - \ln(x)$$

Partie I : Étude de la fonction f

1. Dresser le tableau de variations de f en précisant ses limites en 0 et en $+\infty$.

- 1 pt : f dérivable sur $]0, +\infty[$ et $f'(x) = \frac{x-1}{x}$
- 1 pt : $\lim_{x \rightarrow 0} f(x) = +\infty$
- 1 pt : $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = +\infty$

2. Montrer que l'équation $f(x) = 2$, d'inconnue $x \in]0, +\infty[$, admet exactement deux solutions, que l'on note a et b , telles que $0 < a < 1 < b$.

- 2 pts : théorème de la bijection sur $]0, 1[$
- 1 pt : théorème de la bijection sur $]1, +\infty[$
- 1 pt : $f(1) \neq 2$

3. Montrer : $b \in [2, 4]$. On donne : $\ln(2) \simeq 0,7$.

- 1 pt : $f(2) \leq 2$
- 1 pt : $f(4) \geq 2$
- 1 pt : restriction de f à $]1, +\infty[$ strictement croissante sur $]1, +\infty[$

Partie II : Étude d'une fonction définie par une intégrale

On note Φ la fonction donnée par :

$$\Phi(x) = \int_x^{2x} \frac{1}{f(t)} dt$$

4. Montrer que Φ est bien définie et dérivable sur $]0, +\infty[$, et que l'on a :

$$\forall x \in]0, +\infty[, \Phi'(x) = \frac{\ln(2) - \ln(x)}{(x - \ln(x))(2x - \ln(2x))}$$

- 1 pt : $\frac{1}{f}$ admet une primitive G de classe \mathcal{C}^1 sur $]0, +\infty[$
- 1 pt : $\Phi(x) = G(2x) - G(x)$
- 1 pt : Φ de classe \mathcal{C}^1 sur $]0, +\infty[$ (par composition)
- 1 pt : $\Phi'(x) = \frac{\ln(2) - \ln(x)}{(x - \ln(x))(2x - \ln(2x))}$

5. En déduire les variations de Φ sur $]0, +\infty[$.

- 1 pt : $f(x) > 0$ et $f(2x) > 0$
- 1 pt : $\Phi'(x) > 0 \Leftrightarrow \ln(2) - \ln(x) > 0 \Leftrightarrow x < 2$

6. Montrer : $\forall x \in]0, +\infty[, 0 \leq \Phi(x) \leq x$.

- 1 pt : $0 \leq \frac{1}{f(t)} \leq 1$ par décroissance de la fonction inverse sur $]0, +\infty[$
- 1 pt : croissance de l'intégrale, les bornes étant dans l'ordre croissant
- 1 pt : $0 \leq \Phi(x) \leq x$

7. a) Montrer que Φ est prolongeable par continuité en 0.

On note encore Φ la fonction ainsi prolongée. Préciser alors $\Phi(0)$.

- 1 pt : théorème d'encadrement

b) Montrer : $\lim_{x \rightarrow 0} \Phi'(x) = 0$.

On admet que la fonction Φ est alors dérivable en 0 et que $\Phi'(0) = 0$.

- 1 pt

8. On donne $\Phi(2) \simeq 1,1$ et on admet que $\lim_{x \rightarrow +\infty} \Phi(x) = \ln(2) \simeq 0,7$.

Tracer l'allure de la courbe représentative de la fonction Φ ainsi que la tangente à la courbe au point d'abscisse 0.

- 4 pts : 1 pt tangente en 0, 1 pt tangente en 2, 1 pt cohérence courbe Φ , 1 pt propriété

Problème /78

Le but du problème est l'étude du coefficient de corrélation linéaire de deux variables aléatoires qu'on aborde d'abord dans un cas particulier (**Partie I**), puis de façon générale (**Partie II**).

Partie I

1. Calculs préliminaires

a) On considère deux nombres entiers naturels q et n tels que $n \geq q$. En raisonnant par récurrence sur n , établir la formule suivante :

$$\sum_{k=q}^n \binom{k}{q} = \binom{n+1}{q+1}$$

• 1 pt : initialisation

• 2 pts : hérédité

b) En faisant $q = 1, 2, 3$, en déduire une expression factorisée des quatre sommes suivantes :

$$\sum_{k=1}^n k \quad ; \quad \sum_{k=2}^n k(k-1) \quad ; \quad \sum_{k=1}^n k^2 \quad \text{et} \quad \sum_{k=3}^n k(k-1)(k-2)$$

• 1 pt : $\sum_{k=1}^n k = \frac{n(n+1)}{2}$

• 1 pt : $\sum_{k=1}^n k(k-1) = \frac{(n-1)n(n+1)}{3}$

• 1 pt : $\sum_{k=1}^n k^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$

• 1 pt : $\sum_{k=1}^n k(k-1)(k-2) = \frac{(n-1)n(n+1)(n+2)}{4}$

On considère dans toute la suite de cette partie un nombre entier $n \geq 2$ et une urne contenant n jetons numérotés de 1 à n .

On extrait de cette urne successivement et sans remise 2 jetons et on désigne alors par :

- N_1 la variable aléatoire indiquant le numéro du premier jeton tiré,
- N_2 la variable aléatoire indiquant le numéro du second jeton tiré,
- X la variable aléatoire indiquant le plus petit des numéros des 2 jetons tirés,
- Y la variable aléatoire indiquant le plus grand des numéros des 2 jetons tirés.

On note $\mathbb{E}(N_1)$ et $\mathbb{V}(N_1)$, $\mathbb{E}(N_2)$ et $\mathbb{V}(N_2)$, $\mathbb{E}(X)$ et $\mathbb{V}(X)$, $\mathbb{E}(Y)$ et $\mathbb{V}(Y)$ les espérances et variances des quatre variables aléatoires N_1 , N_2 , X , Y .

2. Lois conjointe et marginales des variables aléatoires N_1 et N_2 .

a) Déterminer les probabilités $\mathbb{P}([N_1 = i])$ pour tout $1 \leq i \leq n$, et $\mathbb{P}_{[N_1=i]}([N_2 = j])$ pour tout $1 \leq j \leq n$, $j \neq i$.

En déduire : $\forall j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\mathbb{P}([N_2 = j]) = \frac{1}{n}$. Puis comparer les lois de N_1 et N_2 .

• **2 pts :**

× **1 pt : description expérience**

× **1 pt : description v.a.r.**

• **1 pt :** $\mathbb{P}_{[N_1=i]}([N_2 = j]) = \frac{1}{n-1}$ si $i \neq j$

• **3 pts :** $\mathbb{P}([N_2 = j]) = \frac{1}{n}$

× **1 pt : FPT sur** $([N_1 = i])_{i \in \llbracket 1, n \rrbracket}$

× **1 pt :** $\forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\mathbb{P}([N = i]) \neq 0$

× **1 pt : fin calcul**

• **1 pt :** N_1 et N_2 ont même loi

0 si $N_2(\Omega)$ n'est pas justifié

b) Calculer les espérances $\mathbb{E}(N_1)$ et $\mathbb{E}(N_2)$, les variances $\mathbb{V}(N_1)$ et $\mathbb{V}(N_2)$.

• **1 pt :** $\mathbb{E}(N_1) = \mathbb{E}(N_2) = \frac{n+1}{2}$

• **1 pt :** $\mathbb{V}(N_1) = \mathbb{V}(N_2) = \frac{n^2-1}{12}$

c) Montrer, pour tout $1 \leq i \leq n$ et $1 \leq j \leq n$:

$$\mathbb{P}([N_1 = i] \cap [N_2 = j]) = \begin{cases} \frac{1}{n(n-1)} & \text{si } i \neq j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

et en déduire :

$$\mathbb{E}(N_1 N_2) = \frac{(n+1)(3n+2)}{12}$$

En déduire la covariance et le coefficient de corrélation linéaire de N_1 et N_2 .

• **2 pts :** $\mathbb{P}([N_1 = i] \cap [N_2 = j]) = \begin{cases} \frac{1}{n(n-1)} & \text{si } i \neq j \\ 0 & \text{si } i = j \end{cases}$

× **1 pt : cas** $i = j$

× **1 pt : cas** $i \neq j$

• **1 pt :** $N_1 N_2$ admet une espérance car v.a.r. finie

- **5 pts** : $\mathbb{E}(N_1 N_2) = \frac{(n+1)(3n+2)}{12}$
- × **1 pt** : **théorème de transfert**
- × **1 pt** : $\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}([N_1 = i] \cap [N_2 = j]) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n j \mathbb{P}([N_1 = i] \cap [N_2 = j])$
- × **1 pt** : $\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n j \mathbb{P}([N_1 = i] \cap [N_2 = j]) = \frac{n(n+1)}{2} - i$
- × **2 pts** : **fin calcul**
- **1 pt** : $\text{Cov}(N_1, N_2) = -\frac{n+1}{12}$
- **1 pt** : $\rho(N_1, N_2) = \frac{\text{Cov}(N_1, N_2)}{\sigma(N_1) \sigma(N_2)}$
- **1 pt** : $\rho(N_1, N_2) = -\frac{1}{n-1}$

d) Exprimer enfin sous forme factorisée la variance $\mathbb{V}(N_1 + N_2)$.

- **1 pt** : $N_1 + N_2$ **admet une variance**
- **1 pt** : $\mathbb{V}(N_1 + N_2) = \mathbb{V}(N_1) + 2 \text{Cov}(N_1, N_2) + \mathbb{V}(N_2)$
- **1 pt** : $\mathbb{V}(N_1 + N_2) = \frac{(n+1)(n-2)}{6}$

3. Lois conjointe, marginales et conditionnelles des variables aléatoires X et Y

a) Montrer, pour tout $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$ tel que $1 \leq i < j \leq n$: $\mathbb{P}([X = i] \cap [Y = j]) = \frac{2}{n(n-1)}$.

Que valent ces probabilités sinon ?

- **2 pts** : **cas** $i < j$
- × **1 pt** : $[X = i] \cap [Y = j] = ([N_1 = i] \cap [N_2 = j]) \cup ([N_1 = j] \cap [N_2 = i])$
- × **1 pt** : $\mathbb{P}([X = i] \cap [Y = j]) = \frac{2}{n(n-1)}$

0 si incompatibilité non citée

Démonstration par dénombrement possible.

- **1 pt** : **cas** $i \geq j$ ($[X = i] \cap [Y = j] = \emptyset$)

b) En déduire les probabilités $\mathbb{P}([Y = j])$ pour $2 \leq j \leq n$ et $\mathbb{P}([X = i])$ pour $1 \leq i \leq n-1$.
(On vérifiera que les formules donnant $\mathbb{P}([Y = j])$ et $\mathbb{P}([X = i])$ restent valables si $j = 1$ ou $i = n$).

- **4 pts** : **loi de Y**
- × **1 pt** : $Y(\Omega) = \llbracket 2, n \rrbracket$
- × **1 pt** : **FPT sur** $([X = i])_{i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket}$
- × **1 pt** : $\sum_{i=1}^{n-1} \mathbb{P}([X = i] \cap [Y = j]) = \sum_{i=1}^{j-1} \mathbb{P}([X = i] \cap [Y = j])$
- × **1 pt** : $\mathbb{P}([Y = j]) = 2 \frac{j-1}{n(n-1)}$
- **1 pt** : **toujours vérifié pour** $j = 1$
- **2 pts** : **loi de X**
- × **1 pt** : $X(\Omega) = \llbracket 1, n-1 \rrbracket$
- × **1 pt** : $\mathbb{P}([X = i]) = 2 \frac{n-i}{n(n-1)}$
- **1 pt** : **toujours vérifié pour** $i = n$

c) Déterminer les probabilités $\mathbb{P}_{[Y=j]}([X=i])$ et $\mathbb{P}_{[X=i]}([Y=j])$ pour $1 \leq i < j \leq n$, puis reconnaître la loi de X conditionnellement à $[Y=j]$ et la loi de Y conditionnellement à $[X=i]$.

• **1 pt** : $\mathbb{P}_{[Y=j]}([X=i]) = \frac{1}{j-1}$

• **1 pt** : $\mathbb{P}_{[X=i]}([Y=j]) = \frac{1}{n-i}$

• **2 pts** : la loi de X conditionnellement à $[Y=j]$ est la loi $\mathcal{U}(\llbracket 1, j-1 \rrbracket)$

× **1 pt** : si $i \geq j$, $\mathbb{P}_{[Y=j]}([X=i]) = 0$

× **1 pt** : conclusion

• **1 pt** : la loi de Y conditionnellement à $[X=i]$ est la loi $\mathcal{U}(\llbracket i+1, n \rrbracket)$

d) Comparer les lois des variables aléatoires $n+1-X$ et Y .

En déduire que $\mathbb{E}(n+1-X) = \mathbb{E}(Y)$ et $\mathbb{V}(n+1-X) = \mathbb{V}(Y)$, puis en déduire les expressions de $\mathbb{E}(X)$ en fonction de $\mathbb{E}(Y)$ et de $\mathbb{V}(X)$ en fonction de $\mathbb{V}(Y)$.

• **3 pts** : loi de $n+1-X$

× **1 pt** : $(n+1-X)(\Omega) \subset \llbracket 2, n \rrbracket$

× **2 pts** : $\mathbb{P}([n+1-X=j]) = 2 \frac{j-1}{n(n-1)}$ (dont **1 pt** pour $n+1-j \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$)

• **1 pt** : $n+1-X$ et Y ont même loi

• **1 pt** : $n+1-X$ et Y admettent une espérance car v.a.r. finies

• **1 pt** : $\mathbb{E}(X) = n+1 - \mathbb{E}(Y)$

• **1 pt** : $\mathbb{V}(X) = \mathbb{V}(Y)$

4. Espérances et variances des variables aléatoires X et Y

a) Exprimer les espérances $\mathbb{E}(Y)$ et $\mathbb{E}(X)$ en fonction de n .

• **2 pts** : $\mathbb{E}(Y) = \frac{2(n+1)}{3}$

• **1 pt** : $\mathbb{E}(X) = \frac{n+1}{3}$

b) Exprimer sous forme factorisée $\mathbb{E}(Y(Y-2))$, puis $\mathbb{E}(Y^2)$, $\mathbb{V}(Y)$ et $\mathbb{V}(X)$ en fonction de n .

• **1 pt** : Y^2 et $Y(Y-2)$ admettent une espérance

• **2 pts** : $\mathbb{E}(Y(Y-2)) = \frac{(n+1)(n+2)}{2}$

• **1 pt** : $\mathbb{E}(Y^2) = \frac{(n+1)(3n+2)}{6}$

• **1 pt** : $\mathbb{V}(Y) = \mathbb{V}(X) = \frac{n+1)(n-2)}{18}$

5. Covariance et coefficient de corrélation linéaire des variables aléatoires X et Y

a) Vérifier : $X + Y = N_1 + N_2$.

En déduire sous forme factorisée la variance de $X + Y$ et la covariance de X et Y .

• 1 pt : $X + Y = N_1 + N_2$

• 1 pt : $\mathbb{V}(X + Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{18}$

• 1 pt : $\text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{2} (\mathbb{V}(X + Y) - \mathbb{V}(X) - \mathbb{V}(Y))$

• 1 pt : $\text{Cov}(X, Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{36}$

b) En déduire le coefficient de corrélation de X et Y .

On remarquera que le coefficient de corrélation linéaire de X et Y est indépendant de n .

• 1 pt : $\rho(X, Y) = \frac{1}{2}$

Partie II

On considère deux variables aléatoires X et Y définies sur un même espace probabilisé et admettant des espérances $\mathbb{E}(X)$ et $\mathbb{E}(Y)$ et des variances $\mathbb{V}(X)$ et $\mathbb{V}(Y)$ et on suppose $\mathbb{V}(X) > 0$ (on rappelle que $\mathbb{V}(X) = 0$ si et seulement si, avec une probabilité égale à 1, X est constante). La covariance des deux variables aléatoires X et Y (que celles-ci soient discrètes ou à densité) est alors le nombre réel défini par :

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y))) \quad \text{ou encore} \quad \text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$$

6. Covariance des variables aléatoires X et Y

a) Exprimer $\text{Cov}(\lambda X + Y, \lambda X + Y)$ en fonction de $\mathbb{V}(\lambda X + Y)$ et en déduire la formule suivante pour tout nombre réel λ :

$$\mathbb{V}(\lambda X + Y) = \lambda^2 \mathbb{V}(X) + 2\lambda \text{Cov}(X, Y) + \mathbb{V}(Y)$$

• 1 pt : $\lambda X + Y$ admet une variance

• 1 pt : $\mathbb{V}(\lambda X + Y) = \mathbb{V}(\lambda X) + 2 \text{Cov}(\lambda X, Y) + \mathbb{V}(Y)$

• 1 pt : $\mathbb{V}(\lambda X) + 2 \text{Cov}(\lambda X, Y) + \mathbb{V}(Y) = \lambda^2 \mathbb{V}(X) + 2\lambda \text{Cov}(X, Y) + \mathbb{V}(Y)$

b) En déduire : $(\text{Cov}(X, Y))^2 \leq \mathbb{V}(X)\mathbb{V}(Y)$.

A quelle condition nécessaire et suffisante a-t-on l'égalité : $(\text{Cov}(X, Y))^2 = \mathbb{V}(X)\mathbb{V}(Y)$?

• 1 pt : introduction de $P : \lambda \mapsto \mathbb{V}(X)\lambda^2 + 2 \text{Cov}(X, Y)\lambda + \mathbb{V}(Y)$

• 1 pt : $P(\lambda) \geq 0$

• 1 pt : $\Delta \leq 0$

• 2 pts : cas d'égalité (\Rightarrow) (si égalité dans Cauchy-Schwarz, alors Y transformée affine de X p.s.)

× 1 pt : existence d'une unique racine de P (λ_0)

× 1 pt : $\mathbb{V}(\lambda_0 X + Y) = 0 \Rightarrow \lambda_0 X + Y$ v.a.r. presque sûrement constante

• 1 pt : cas d'égalité (\Leftarrow) (si Y transformée affine de X p.s., alors on a égalité dans Cauchy-Schwarz)

7. Coefficient de corrélation linéaire des variables aléatoires X et Y

On suppose dans cette question les variances $\mathbb{V}(X)$ et $\mathbb{V}(Y)$ de X et Y strictement positives.

a) Exprimer le coefficient de corrélation linéaire ρ des variables aléatoires X et Y en fonction de $\text{Cov}(X, Y)$ et des écarts-types $\sigma(X)$ et $\sigma(Y)$ des variables aléatoires X et Y et montrer que ρ appartient à $[-1, +1]$.

Préciser de plus à quelle condition nécessaire et suffisante ρ est égal à -1 ou $+1$.

- **2 pts** : $|\rho(X, Y)| \leq 1$

- **1 pt** : cas où $\rho(X, Y) \in \{-1, 1\}$

b) Donner la valeur de ρ lorsque les variables aléatoires X et Y sont indépendantes.

- **1 pt** : $\rho(X, Y) = 0$