

ESCP 1997

Option Economique
Mathématiques III

EXERCICE I

On note $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ l'ensemble des matrices carrées d'ordre 3 à coefficients réels, u l'application identique de l'espace vectoriel \mathbb{R}^3 dans lui-même et I la matrice identité de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ représentant u dans la base canonique de \mathbb{R}^3 .

On considère la matrice

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

et on note f l'endomorphisme de \mathbb{R}^3 représenté par A dans la base canonique de \mathbb{R}^3

1. Déterminer les valeurs propres de f . L'endomorphisme f est-il diagonalisable ?
2. Etant donné un couple (a, b) de réels, déterminer les valeurs propres de l'endomorphisme $af + bu$ de \mathbb{R}^3 . Pour quelles valeurs de (a, b) cet endomorphisme est-il diagonalisable ?
3. Quelles relations le couple (a, b) doit-il vérifier pour que l'endomorphisme $af + bu$ soit inversible? Montrer que l'inverse de $af + bu$, quand il existe, est de la forme $\lambda f + \mu u$ où λ et μ sont des réels dont on donnera l'expression en fonction de a et b .

On considère maintenant l'ensemble \mathcal{E} des matrices T de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ qui commutent avec A c'est à dire qui vérifient $AT = TA$.

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

5. Pour une matrice T de la forme $T = \begin{pmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{pmatrix}$, calculer $AT - TA$. En déduire une base de \mathcal{E} et sa dimension.

6. Soit Φ l'application de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ dans lui-même qui fait correspondre à la matrice T la matrice $AT - TA$. Montrer que Φ est un endomorphisme de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$. Donner une base du noyau et une base de l'image de Φ

EXERCICE II

Dans tout l'exercice λ désignera un réel strictement positif et f_λ sera la fonction définie sur \mathbb{R} par : $f_\lambda = e^{-\lambda x^2}$, pour tout réel x .

Le but de l'exercice est l'étude de la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par $u_0 = 0$ et $u_{n+1} = f_\lambda(u_n)$ pour tout $n \in \mathbb{N}$

1. a) Montrer que l'équation $f_\lambda(x) = x$, d'inconnue x , admet une seule racine dans \mathbb{R} et que cette racine appartient à $]0, 1[$. On note ℓ_λ cette racine.

- b) Montrer que, si $\lambda > \frac{e}{2}$, alors $\ell_\lambda > \frac{1}{\sqrt{2\lambda}}$

2. On suppose dans cette question que $\lambda \leq \frac{1}{2}$.

- a) Montrer que $\max_{x \in [0,1]} |f'_\lambda(x)| < 1$

- b) Montrer que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ admet pour limite ℓ_λ .
-

On revient au cas général, c'est à dire $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$.

3. On pose $g_\lambda = f_\lambda \circ f_\lambda$.

- a) Montrer que g_λ est strictement croissante sur $]0, +\infty[$.
- b) Montrer que les deux suites $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ et $(u_{2n+1})_{n \in \mathbb{N}}$ sont monotones et convergentes.

4. a) Montrer que les racines éventuelles de l'équation $g_\lambda(x) = x$ appartiennent à $]0, 1[$. Vérifier que ℓ_λ est une racine de cette dernière équation.

b) Soit $x \in]0, 1[$. Montrer que $g_\lambda(x) = x$ si et seulement si $\ln(-\ln(x)) + 2\lambda x^2 - \ln(\lambda) = 0$

c) Pour tout $x \in]0, 1[$, on pose $h_\lambda(x) = \ln(-\ln(x)) + 2\lambda x^2 - \ln(\lambda)$

Montrer que la fonction h_λ est dérivable sur $]0, 1[$ et que $h'_\lambda(x)$ a le signe opposé de celui de $1 + 4\lambda x^2 \ln(x)$

d) Pour tout $x \in]0, 1[$, on pose $k_\lambda(x) = 1 + 4\lambda x^2 \ln(x)$. Dresser le tableau de variation de la fonction k_λ .

e) On se place désormais dans le cas où $\lambda > \frac{e}{2}$

- Montrer que, dans ce cas, $k_\lambda(\ell_\lambda) < 0$
- Dresser le tableau de variation de la fonction h_λ et en déduire que l'équation $h_\lambda(x) = x$ admet trois racines $\mu_\lambda, \ell_\lambda, \nu_\lambda$ vérifiant $0 < \mu_\lambda < \ell_\lambda < \nu_\lambda < 1$
- Montrer que les suites $(u_{2n})_{n \in \mathbb{N}}$ et $(u_{2n+1})_{n \in \mathbb{N}}$ convergent vers μ_λ et ν_λ respectivement.

EXERCICE III

On note \mathbb{N} l'ensemble des entiers naturels. Soit a et b deux réels tels que $0 < a < 1$ et $0 < b < 1$.

On effectue une suite d'expériences aléatoires consistant à jeter simultanément deux pièces de monnaie notées A et B . On suppose que ces expériences sont indépendantes et qu'à chaque expérience les résultats des deux pièces sont indépendants. On suppose que, lors d'une expérience, la probabilité que la pièce A donne pile est a , et que la probabilité que la pièce B donne pile est b .

1. a) Soit Z la variable aléatoire égale au rang du premier face pour la pièce A .

les lancers étant indépendants, $Z \hookrightarrow \mathcal{G}(1 - a)$

Et comme l'événement

"la pièce A donne n fois pile et, à la $(n + 1)^{i\text{ème}}$ expérience, face pour la première fois" est $(Z = n + 1)$

alors $\mu_n = a^n(1 - a)$ et de même pour $\nu_n = b^n(1 - b)$

Conclusion : $\mu_n = a^n(1 - a)$ et $\nu_n = b^n(1 - b)$ pour tout $n \in \mathbb{N}$.

b) Les valeurs de μ_n sont positives et

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^N \mu_n &= \sum_{n=0}^M a^n(1 - a) \\ &\rightarrow (1 - a) \frac{1}{1 - a} = 1 \end{aligned}$$

car $|a| < 1$ donc $\sum_{n=0}^{+\infty} \mu_n = 1$ et de même pour ν .

Conclusion : $(\mu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(\nu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définissent des lois de probabilité sur \mathbb{N}

2. On considère deux variables aléatoires X et Y , définies sur un même espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$, à valeurs dans \mathbb{N} , indépendantes et dont les lois de probabilité sont respectivement μ et ν . (La variable aléatoire X représente le nombre d'expériences qu'il faut réaliser avant que la pièce A donne face pour la première fois et la variable aléatoire Y représente le nombre d'expériences qu'il faut réaliser avant que la pièce B donne face pour la première fois).

- a) On a $X = Z - 1$ donc X a une espérance et $E(X) = E(Z - 1) = E(Z) - 1 = \frac{1}{1-a} - 1 = \frac{a}{1-a}$ et $V(X) = V(Z) = \frac{a}{(1-a)^2}$
- b) $(X \geq k)$ est l'événement "le premier face est après k " ou encore, "il n'y a que des Piles jusqu'au $k^{\text{ième}}$ "

$$\begin{aligned} P(X \geq k) &= P\left(\bigcap_{i=1}^k P_i\right) \\ &= a^k \end{aligned}$$

(en fait, dans cette interprétation, on inclus l'événement "n'avoir que des piles" pour lequel X n'est pas défini, mais qui est de probabilité nulle)

- c) On s'intéresse au nombre d'expériences qu'il faut réaliser avant que l'une au moins des pièces donne face pour la première fois. Pour cela on note M la variable aléatoire définie par $M = \min(X, Y)$.

On a $(M \geq k) =$ "les deux sont supérieurs à k " donc

$$\begin{aligned} P(M \geq k) &= P(X \geq k \cap Y \geq k) \\ &= P(X \geq k) P(Y \geq k) \\ &= (ab)^k \end{aligned}$$

Comme $(M \geq k) = (M = k) \cup (M > k)$ alors

$$\begin{aligned} P(M = k) &= P(M \geq k) - P(M > k) \\ &= P(M \geq k) - P(M \geq k + 1) \text{ car } M \text{ entier} \\ &= (ab)^k - (ab)^{k+1} \\ &= (ab)^k (1 - ab) \end{aligned}$$

- d) On a $(Y \geq X) = \bigcup_{k=0}^{+\infty} (X = k \cap Y \geq k)$ donc (disjoints)

$$\begin{aligned} P(Y \geq X) &= \sum_{k=0}^{+\infty} P(X = k) P(Y \geq k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} a^k (1 - a) b^k \\ &= (1 - a) \sum_{k=0}^{+\infty} (ab)^k \\ &= \frac{1 - a}{1 - ab} \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{P(Y \geq X) = \frac{1 - a}{1 - ab}}$

3. On note $U = X + Y$.

a) On a $U(\Omega) = \mathbb{N}$ et pour tout $n \in \mathbb{N} : (U = n) = \bigcup_{k=0}^n (X = k \cap Y = n - k)$ avec k et $n - k \geq 0$ donc

$$\begin{aligned}
 P(U = n) &= \sum_{k=0}^n P(X = k) P(Y = n - k) \\
 &= \sum_{k=0}^n a^k (1 - a) b^{n-k} (1 - b) \\
 &= (1 - a) b^n (1 - b) \sum_{k=0}^n \left(\frac{a}{b}\right)^k \text{ et si } a \neq b \\
 &= (1 - a) b^n (1 - b) \frac{1 - \left(\frac{a}{b}\right)^{n+1}}{1 - \frac{a}{b}} \\
 &= (1 - a) b^n (1 - b) \frac{b^{n+1} - a^{n+1}}{b^{n+1} - a^{n+1}}
 \end{aligned}$$

Conclusion : $P(U = n) = (1 - a)(1 - b) \frac{b^{n+1} - a^{n+1}}{b - a}$ si $a \neq b$

Conclusion : $P(U = n) = (n + 1) a^n (1 - a)^2$ si $a = b$

b) Pour tout couple (j, k) d'entiers naturels,

$P_{U=j}(Y = k)$ se calcule en se ramenant à ce que l'on connaît : le couple (X, Y)

$$\begin{aligned}
 P_{U=j}(Y = k) &= \frac{P(Y = k \cap U = j)}{P(U = j)} \\
 &= \frac{P(Y = k \cap X = j - k)}{P(U = j)} \\
 &= 0 \text{ si } j < k \\
 &= \frac{b^k (1 - b) a^{j-k} (1 - a)}{(1 - a)(1 - b) \frac{b^{j+1} - a^{j+1}}{b - a}} \text{ si } a \neq b \\
 &= \frac{b^k a^{j-k} (b - a)}{b^{j+1} - a^{j+1}}
 \end{aligned}$$

Conclusion : si $a \neq b : P_{U=j}(Y = k) = \frac{b^k a^{j-k} (b - a)}{b^{j+1} - a^{j+1}}$ si $j \geq k$ et 0 sinon

si $a = b :$

$$\begin{aligned}
 P_{U=j}(Y = k) &= \frac{a^k (1 - a) a^{j-k} (1 - a)}{a^j (1 - a)^2 (j + 1)} \text{ si } a \neq b \\
 &= \frac{1}{j + 1}
 \end{aligned}$$

Conclusion : si $a = b : P_{U=j}(Y = k) = \frac{1}{j + 1}$ si $j \geq k$ et 0 sinon

donc Y suit une loi uniforme sur $[[0, j]]$ quand $X + Y = k$ étonnant, non ?

4. On suppose désormais que $a = b$. On note $V = Y - X$.

a) On exprime $(M = k \text{ et } V = r)$ en fonction de X et de Y :

- si $r \geq 0$ alors quand $(Y - X = r)$ on a $Y \geq X$ donc $\min(Y, X) = X$
donc $(M = k \text{ et } V = r) = (X = k \cap Y - X = r) = (X = k \cap Y = r + k)$
et $P(M = k \text{ et } V = r) = a^k (1 - a) a^{r+k} (1 - a)$

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(M = k \cap V = r) = a^{2k+r} (1 - a)^2}$$

- si $r < 0$ alors quand $(Y - X = r)$ on a $Y < X$ donc $\min(Y, X) = Y$
donc $(M = k \text{ et } V = r) = (Y = k \cap Y - X = r) = (Y = k \cap X = k - r)$
et $P(M = k \text{ et } V = r) = a^k (1 - a) a^{k-r} (1 - a)$ (on a $k - r \geq 0$)

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(M = k \cap V = r) = a^{2k-r} (1 - a)^2}$$

b) La loi de V est donc loi marginale.

- si $r < 0$

$$\begin{aligned} P(V = r) &= \sum_{k=0}^{+\infty} P(M = k \cap V = r) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} a^{2k-r} (1 - a)^2 \\ &= \frac{(1 - a)^2}{a^r} \sum_{k=0}^{+\infty} (a^2)^k \\ &= \frac{(1 - a)^2}{a^r} \frac{1}{1 - a^2} \\ &= \frac{1 - a}{a^r (1 + a)} \end{aligned}$$

- et si $r \geq 0$

$$\begin{aligned} P(V = r) &= \sum_{k=0}^{+\infty} P(M = k \cap V = r) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} a^{2k+r} (1 - a)^2 \\ &= a^r \frac{1 - a}{1 + a} \end{aligned}$$

On teste pour $r \geq 0$:

$$\begin{aligned} P(V = r) P(M = k) &= a^r \frac{1 - a}{1 + a} a^{2k} (1 - a^2) \\ &= a^{2k+r} (1 - a)^2 \\ &= P(M = k \cap V = r) \end{aligned}$$

et pour $r < 0$:

$$\begin{aligned} P(V = r) P(M = k) &= a^{-r} \frac{1 - a}{1 + a} a^{2k} (1 - a^2) \\ &= a^{2k-r} (1 - a)^2 \\ &= P(M = k \cap V = r) \end{aligned}$$

Conclusion : si $a = b$, les variables $M = \min(X, Y)$ et $V = X - Y$ sont indépendantes
l'écart entre les deux est indépendant de la valeur du plus petit des deux !