

Révision Option économique

Exercice 1 (EDHEC 2005)

On note $J_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$, $J_2 = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$, $J_3 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$, et $J_4 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$, et on rappelle que la famille (J_1, J_2, J_3, J_4) est une base de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$.

Soit f l'application qui, à toute matrice $M = \begin{pmatrix} a & c \\ b & d \end{pmatrix}$ de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$, associe $f(M) = M + (a + d)I$ où I désigne la matrice $\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$

1. Montrer que f est un endomorphisme de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$.
2. (a) Exprimer $f(J_1)$, $f(J_2)$, $f(J_3)$, et $f(J_4)$ comme combinaisons linéaires de J_1, J_2, J_3 et J_4 .

(b) Vérifier que la matrice A de f dans la base (J_1, J_2, J_3, J_4) est $A = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$

(c) Justifier que f est diagonalisable.

3. (a) Montrer que $(J_1 - J_4, J_2, J_3, I)$ est une base de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$
- (b) Écrire la matrice D de f dans cette base.
- (c) En déduire l'existence d'une matrice P inversible telle que $A = P D P^{-1}$
4. (a) Déterminer la matrice P^{-1} .
- (b) Montrer que, pour tout n de \mathbb{N} , $A^n = P D^n P^{-1}$
- (c) En déduire explicitement la matrice A^n .

Exercice 3 ((EDHEC 2005))

Dans cet exercice, a désigne un réel strictement positif.

1. On considère la fonction f sur \mathbb{R} par : $f(t) = \begin{cases} a(1-t)^{a-1} & \text{si } t \in [0, 1[\\ 0 & \text{si } t \notin [0, 1[\end{cases}$

(a) Pour tout x de $[0, 1[$, calculer $\int_0^x f(t) dt$

(b) En déduire que $\int_0^1 f(t) dt$ est une intégrale convergente et donner sa valeur.

(c) Montrer que f peut être considérée comme une fonction densité de probabilité.

On considère maintenant une variable aléatoire X admettant f comme densité et on note F sa fonction de répartition.

2. Expliciter $F(x)$ pour tout réel x .

On se propose de déterminer l'espérance $E(X)$ et la variance $V(X)$ de la variable aléatoire X . Pour ce faire, on pose $Y = -\ln(1 - X)$ et on admet que Y est une variable aléatoire à densité. On note alors G sa fonction de répartition.

3. (a) Pour tout réel x positif, exprimer $G(x)$ en fonction de x
- (b) En déduire que Y suit la loi exponentielle de paramètre a .

4. (a) Pour tout réel $\lambda > 0$, donner la valeur de $\int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx$.

- (b) En déduire que la variable aléatoire e^{-Y} possède une espérance et donner sa valeur en fonction de a .
- (c) Exprimer X en fonction de Y , puis en déduire que X possède une espérance dont on donnera l'expression en fonction de a .
- (d) Montrer que la variable aléatoire e^{-2Y} possède une espérance et que $E(e^{-2Y}) = \frac{a}{a+2}$
En déduire la variance de e^{-Y} puis la variance de X .

Problème (EDHEC 2005)

Un mobile se déplace sur les points à coordonnées entières d'un axe d'origine O

Au départ, le mobile est à l'origine.

Le mobile se déplace selon la règle suivante : s'il est sur le point d'abscisse k à l'instant n , alors, à l'instant $(n+1)$ il sera sur le point d'abscisse $(k+1)$ avec la probabilité p ($0 < p < 1$) ou sur le point d'abscisse 0 avec la probabilité $1-p$.

Pour tout n de \mathbb{N} , on note X_n l'abscisse de ce point à l'instant n et l'on a donc $X_0 = 0$.

On admet que, pour tout n de \mathbb{N} X_n est définie sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

Par ailleurs, on note T l'instant auquel le mobile se trouve pour la première fois à l'origine (sans compter son positionnement au départ).

Par exemple, si les abscisses successives du mobile après son départ sont $0, 0, 1, 2, 0, 0, 1$, alors on a $T = 1$. Si les abscisses successives sont : $1, 2, 3, 0, 0, 1$, alors on a $T = 4$.

On admet que T est une variable aléatoire définie sur (Ω, \mathcal{A}, P)

- (a) Pour tout k de \mathbb{N}^* , exprimer l'événement $(T = k)$ en fonction d'événements mettant en jeu certaines des variables X_i .

(b) Donner la loi de X_1 .

(c) En déduire $P(T = k)$ pour tout k de \mathbb{N}^* , puis reconnaître la loi de T .
- (a) Montrer par récurrence que, pour tout entier naturel n , $X_n(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket$

(b) Pour tout n de \mathbb{N}^* , utiliser le système complet d'événements $(X_{n-1} = k)_{0 \leq k \leq n-1}$ pour montrer que : $P(X_n = 0) = 1 - p$
- (a) Établir que : $\forall n \in \mathbb{N}, \forall k \in \{1, 2, \dots, n+1\}, P(X_{n+1} = k) = pP(X_n = k-1)$

(b) En déduire que : $\forall n \in \mathbb{N}^*, \forall k \in \{0, 1, 2, \dots, n-1\}, P(X_n = k) = p^k(1-p)$.
En déduire également la valeur de $P(X_n = n)$. Donner une explication probabiliste de ce dernier résultat.

(c) Vérifier que $\sum_{k=0}^n P(X_n = k) = 1$.
- (a) Montrer que : $\forall n \geq 2, \sum_{k=1}^{n-1} k p^{k-1} = \frac{(n-1)p^n - n p^{n-1} + 1}{(1-p)^2}$

(b) En déduire que $E(X_n) = \frac{p(1-p^n)}{1-p}$.
- (a) Montrer, en utilisant la question 3a), que : $\forall n \in \mathbb{N}, E(X_{n+1}^2) = p(E(X_n^2) + 2E(X_n) + 1)$.

(b) Pour tout entier naturel n , on pose $u_n = E(X_n^2) + (2n-1)\frac{p^{n+1}}{1-p}$
Montrer que $u_{n+1} = p u_n + \frac{p(1+p)}{1-p}$

(c) En déduire l'expression de u_n , puis celle de $E(X_n^2)$ en fonction de p et n .

(d) Montrer enfin que : $V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1 - (2n+1)p^n(1-p) - p^{2n+1})$

PROBLÈME (ESCP 2005)

Partie I

Dans cette partie, $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite de réels strictement positifs, décroissante et de limite nulle.

Pour tout entier naturel n , on pose : $u_n = \sum_{k=0}^{2n} (-1)^k a_k$, $v_n = \sum_{k=0}^{2n+1} (-1)^k a_k$, $s_n = \sum_{k=0}^n (-1)^k a_k$.

- Montrer que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante, et que la suite $(v_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante.
 - Montrer que, pour tout n de \mathbb{N} , $v_n \leq u_n$. En déduire que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ admet une limite s , et que la suite $(v_n)_{n \in \mathbb{N}}$ admet la même limite s .
 - En déduire que la suite $(s_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge vers s .
- Montrer que la série de terme général $(-1)^n a_n$, est convergente.
- Montrer que la série de terme général $\frac{(-1)^k}{k+1}$ est convergente. On note $\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(-1)^k}{k+1}$ sa somme.
- établir, pour tout réel t positif et pour tout n de \mathbb{N}^\times , l'égalité : $\sum_{k=0}^{n-1} (-1)^k t^k = \frac{1}{1+t} - (-1)^n \frac{t^n}{1+t}$.
 - En déduire que pour tout n de \mathbb{N}^\times : $\sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k+1} = \ln(2) - (-1)^n \int_0^1 \frac{t^n}{1+t} dt$
 - En déduire la valeur de la somme $\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(-1)^k}{k+1}$.

Partie II

Deux amis, Pierre et Paul jouent au jeu suivant : ils possèdent une machine qui, à chaque sollicitation, leur donne aléatoirement un entier naturel n ; chaque sollicitation constitue une manche de ce jeu et :

- ★ si cet entier n est impair, Paul donne n Euros à Pierre : on considère que Pierre gagne et que son gain est égal à $+n$;
- ★ si cet entier n est pair, Pierre donne n Euros à Paul : on considère que Pierre perd et que son gain est égal à $-n$;
- ★ si $n=0$, on considère que Pierre perd, et que son gain est égal à 0 .

On considère un espace probabilisé $(\Omega; A; P)$ qui modélise le jeu.

Soit X la variable aléatoire correspondant au nombre obtenu lors d'une sollicitation.

- On suppose, jusqu'à la fin de la question 5, que la loi de probabilité de X est définie par

$$P(X=0) = 0, \quad \text{et pour tout } n > 1 : P(X=n) = \frac{\alpha}{n(n+1)}$$

où α est un réel strictement positif.

- Déterminer deux réels a et b tels que, pour tout n de \mathbb{N}^\times : $\frac{1}{n(n+1)} = \frac{a}{n} + \frac{b}{n+1}$.
 - En déduire la valeur de α .
- Calculer la probabilité que Pierre gagne une manche quelconque.
 - Calculer l'espérance du gain de Pierre pour une manche.
- Pierre et Paul effectuent deux manches consécutives. On suppose que les résultats de ces deux manches sont indépendants. On note Y le gain cumulé de Pierre à l'issue de ces deux manches. Calculer $P(Y=0)$, $P(Y=2)$ et $P(Y=-2)$.

- Montrer que l'intégrale $\int_0^1 \frac{\ln(x)}{1-x^2} dx$ est convergente.

- (b) établir, pour tout réel x de $]0; 1[$ et pour tout n de \mathbb{N}^\times , l'égalité :

$$\frac{\ln(x)}{1-x^2} = \sum_{k=0}^n x^{2k} \ln(x) + \frac{x^{2n+2} \ln(x)}{1-x^2}$$

- (c) Montrer que pour tout entier naturel k , l'intégrale $\int_0^1 x^{2k} \ln(x) dx$ converge.
Exprimer en fonction de k la valeur de cette intégrale.

- (d) Montrer que la fonction $x \mapsto \frac{x^2 \ln(x)}{1-x^2}$, définie sur $]0; 1[$, est prolongeable par continuité en 0 et en 1.

En déduire qu'elle est bornée sur $[0; 1]$. Calculer $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{x^{2n+2} \ln(x)}{1-x^2} dx$.

- (e) En déduire l'égalité : $\int_0^1 \frac{\ln(x)}{1-x^2} dx = -\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{(2k+1)^2}$.

On admet que : $\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k^2} = \frac{\pi^2}{6}$. Calculer la valeur de $\int_0^1 \frac{\ln(x)}{1-x^2} dx$.

5. (a) Déterminer trois réels a , b et c tels que pour tout n de \mathbb{N}^\times , on ait l'égalité suivante :

$$\frac{1}{n(n+1)^2(n+2)} = \frac{a}{n} + \frac{b}{(n+1)^2} + \frac{c}{n+2}$$

- (b) Calculer $P(Y = 1)$.

6. On suppose dans cette question que X suit une loi de Poisson de paramètre λ , ($\lambda > 0$).

- (a) Calculer, en fonction de λ , la probabilité que Pierre gagne une manche.
(b) Comparer la probabilité que Pierre gagne une manche à celle qu'il perde une manche.
(c) Calculer l'espérance du gain de Pierre pour une manche.