

On se propose, dans la suite, d'étudier un exemple montrant que la réciproque de cette propriété est fausse.

Pour ce faire, on considère une suite $(Z_n)_{n \geq 1}$ de variables aléatoires définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , indépendantes, et suivant toutes la loi de Poisson de paramètre λ (avec $\lambda > 1$).

Pour tout entier naturel n non nul, on pose $Y_n = \prod_{k=1}^n Z_k$.

- 2) a) Pour tout entier naturel n non nul, déterminer $P(Y_n \neq 0)$.
 - b) Soit ε un réel strictement positif. Comparer les événements $(Y_n > \varepsilon)$ et $(Y_n \neq 0)$.
 - c) En déduire que la suite (Y_n) converge en probabilité vers la variable certaine égale à 0.
- 3) a) Montrer que, si la suite (Y_n) convergeait en moyenne vers une variable aléatoire Y , alors on aurait $P(Y=0) = 1$.
 - b) Calculer l'espérance de Y_n .
 - c) Établir que $E(|Y_n - Y|) \geq E(Y_n) - E(Y)$, puis déterminer $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(|Y_n - Y|)$.
- 4) Conclure.

Exercice 2

On désigne par α un entier strictement supérieur à 1 et on pose, pour tout entier naturel n non nul :

$$u_n(\alpha) = \int_0^{+\infty} \frac{dt}{(1+t^\alpha)^n}.$$

Dans la suite de l'exercice, on écrira u_n au lieu de $u_n(\alpha)$.

- 1) a) Vérifier que, pour tout n de \mathbb{N}^* , le réel u_n est bien défini et que $u_n > 0$.
 - b) Étudier les variations de la suite $(u_n)_{n \geq 1}$ et en conclure qu'elle converge.
- 2) a) Montrer, grâce à une intégration par parties, que : $\forall n \in \mathbb{N}^*, u_n = n\alpha(u_n - u_{n+1})$.
 - b) En déduire que, pour tout entier n supérieur ou égal à 2, on a : $u_n = u_1 \prod_{k=1}^{n-1} (1 - \frac{1}{k\alpha})$.
- 3) Montrer, en considérant $\ln(u_n)$, que $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = 0$.
- 4) Pour tout n de \mathbb{N}^* , on pose $S_n = \sum_{k=1}^n u_k$.
 - a) Montrer que : $\forall n \in \mathbb{N}^*, S_n = \frac{n\alpha}{\alpha - 1} u_{n+1}$.
 - b) En déduire que : $\forall n \geq 2, \ln(S_n) = \ln(u_1) + \sum_{k=2}^n \left[\ln(1 - \frac{1}{k\alpha}) - \ln(1 - \frac{1}{k}) \right]$.
 - c) À l'aide d'un développement limité d'ordre 1 en $\frac{1}{k}$, donner un équivalent, lorsque k est au voisinage de $+\infty$, de $\ln(1 - \frac{1}{k\alpha}) - \ln(1 - \frac{1}{k})$.
 - d) Conclure quant à la nature de la série de terme général u_n .
- 5) Dans cette question, on suppose que $\alpha = 2$.
Compléter la déclaration de fonction récursive, ci-dessous écrite en Pascal, afin qu'elle retourne la valeur de u_n :

```

Function u(n : integer) : real ;
Begin
If (n = 1) then u := -----
else u := ----- ;
end ;

```

Exercice 3

On note E l'espace vectoriel constitué des polynômes à coefficients réels, de degré inférieur ou égal à $2n+1$.

Pour tout k de $\{0, 1, \dots, 2n+1\}$, on admet que l'expression $X^{2n+1} \times \frac{1}{X^k}$ désigne le polynôme X^{2n+1-k} .

On désigne par Id l'endomorphisme identique de E et on note f l'application qui à toute fonction P de E associe la fonction $f(P)$ définie par : $f(P) = X^{2n+1}P\left(\frac{1}{X}\right)$.

1) Montrer que f est un endomorphisme de E .

2) a) Vérifier que $f \circ f = Id$.

b) En déduire les deux valeurs propres possibles de f .

3) Soit $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$ un polynôme quelconque de $\text{Ker}(f-Id)$.

a) Montrer que les a_k ($0 \leq k \leq 2n+1$) sont solutions du système : $\forall k \in \{0, 1, \dots, n\}, a_k = a_{2n+1-k}$.

b) En déduire une base de $\text{Ker}(f-Id)$.

4) Déterminer de la même façon une base de $\text{Ker}(f+Id)$.

5) On considère l'application φ de $E \times E$ dans \mathbb{R} qui, à tout couple (P, Q) de polynômes de E associe

le réel $\varphi(P, Q) = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k b_k$, où l'on a noté $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$ et $Q = \sum_{k=0}^{2n+1} b_k X^k$.

a) Montrer que φ est un produit scalaire défini sur E .

b) Établir alors que f est un endomorphisme symétrique

c) En déduire que $\text{Ker}(f+Id)$ et $\text{Ker}(f-Id)$ sont supplémentaires orthogonaux dans E .

Problème

Partie 1 : préliminaire

Dans cette partie, x désigne un réel élément de $[0, 1[$.

1) a) Pour tout n de \mathbb{N}^* et pour tout t de $[0, x]$, simplifier la somme $\sum_{p=1}^n t^{p-1}$.

b) En déduire que : $\sum_{p=1}^n \frac{x^p}{p} = -\ln(1-x) - \int_0^x \frac{t^n}{1-t} dt$.

c) Montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^x \frac{t^n}{1-t} dt = 0$.

d) Établir alors que la série de terme général $\frac{x^p}{p}$ est convergente et que $\sum_{p=1}^{+\infty} \frac{x^p}{p} = -\ln(1-x)$.

2) a) Après avoir vérifié que, pour tout entier naturel n non nul, on a $\frac{1}{n(n+1)} = \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1}$, montrer

que la série de terme général $\frac{x^{n+1}}{n(n+1)}$ est convergente.

b) Utiliser la première question pour établir que : $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x^{n+1}}{n(n+1)} = x + (1-x)\ln(1-x)$.

Partie 2

On considère une variable aléatoire X de densité f , nulle sur $]-\infty, 0[$, continue sur $[0, +\infty[$ et strictement positive sur $[0, +\infty[$. On note alors F la fonction de répartition de X .

1) Justifier que, pour tout réel x , on a : $1 - F(x) > 0$.

On définit alors la fonction g par :

$$g(x) = \begin{cases} -f(x) \ln(1 - F(x)) & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}.$$

2) Montrer que g peut être considérée comme la densité d'une variable aléatoire Y .

3) Étude d'un cas particulier.

a) Montrer qu'une variable aléatoire X suivant une loi exponentielle vérifie les conditions imposées dans cette partie.

b) On suppose ici que X suit la loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$. Reconnaitre alors la loi de Y puis donner son espérance et sa variance.

Partie 3

Dans cette partie, on considère une suite de variables aléatoires $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ toutes définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , mutuellement indépendantes, ayant toutes la même loi que X (c'est-à-dire de densité f , nulle sur $]-\infty, 0[$, continue sur $[0, +\infty[$, strictement positive sur $[0, +\infty[$, et de fonction de répartition notée F).

On se propose, à partir de cette suite, de construire une variable aléatoire Z ayant comme densité la fonction g , nulle sur $]-\infty, 0[$, et définie pour tout réel x positif par : $g(x) = -f(x) \ln(1 - F(x))$.

Pour ce faire, on considère la suite $(u_n)_{n \geq 1}$ de nombre réels positifs, définie par $u_n = \frac{1}{n(n+1)}$.

1) Montrer que $\sum_{n=1}^{+\infty} u_n = 1$.

On considère dès lors une variable aléatoire N , définie elle aussi sur (Ω, \mathcal{A}, P) , indépendante des variables X_i , et dont la loi est donnée par : $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(N = n) = \frac{1}{n(n+1)}$.

On pose alors $Z = \text{Sup}(X_0, X_1, \dots, X_N)$, ce qui signifie que :

$\forall \omega \in \Omega, Z(\omega) = \text{Max}(X_0(\omega), X_1(\omega), \dots, X_{N(\omega)}(\omega))$.

2) a) Montrer que Z est une variable aléatoire, elle aussi définie sur (Ω, \mathcal{A}, P) , et que sa fonction de répartition F_Z est donnée par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, F_Z(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(F(x))^{n+1}}{n(n+1)}.$$

b) Utiliser le préliminaire pour en déduire, à l'aide de la fonction F , une expression explicite de F_Z sur $[0, +\infty[$.

c) Vérifier que Z est une variable aléatoire à densité et qu'elle admet bien la fonction g comme fonction densité.