

Sujet S8 - Exercice

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires définies sur le même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ , indépendantes et suivant toute la loi exponentielle de paramètre 1.

On définit la suite de variables aléatoires  $(Y_n)_{n \geq 1}$  par la relation :

$$Y_1 = X_1, \quad \text{et } \forall n \in \mathbb{N}^*, Y_{n+1} = Y_n + \frac{1}{n+1} X_{n+1}.$$

1) Question de cours : Définition et propriétés du produit de convolution de 2 densités.

2) Reconnaître la loi de  $\frac{1}{n} X_n$ .

3) Montrer que  $Y_2$  possède une densité  $f_2$  définie sur  $\mathbb{R}$  par la relation :

$$f_2(x) = \begin{cases} 2 \exp(-x)(1 - \exp(-x)) & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

4) Exprimer  $Y_n$  en fonction de  $X_1, X_2, \dots, X_n$ .

Les variables aléatoires  $Y_n$  et  $\frac{1}{n+1} X_{n+1}$  sont-elles indépendantes ?

5) Montrer que pour tout  $n \geq 1$ ,  $Y_n$  possède une densité  $f_n$  définie sur  $\mathbb{R}$  par la relation :

$$f_n(x) = \begin{cases} n \exp(-x)(1 - \exp(-x))^{n-1} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

(on pourra raisonner par récurrence sur  $n$ ).

• En déduire que  $Y_n$  et  $Z_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  ont la même loi.

6) Calculer  $E(Y_n)$  et en donner un équivalent lorsque  $n$  tend vers l'infini (on pourra utiliser une comparaison série-intégrale).

Sujet S8 - Exercice sans préparation

Soit  $f$  un endomorphisme d'un espace vectoriel  $E$  de dimension finie  $n \geq 1$  tel que :

$$(f - \text{Id})^3 \circ (f - 2\text{Id}) = 0 \quad \text{et} \quad (f - \text{Id})^2 \circ (f - 2\text{Id}) \neq 0.$$

Etudier la diagonalisabilité de  $f$ .

Q1)  $X$  et  $Y$  sont deux variables aléatoires à densité sur  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, P)$ .

•  $f_x$  (resp.  $f_y$ ) est une densité de  $X$  (resp.  $Y$ ).

•  $X$  et  $Y$  sont indépendantes

si la fonction  $h: x \mapsto \int_{-\infty}^{+\infty} f_x(x-t) f_y(t) dt$  (ou  $x \mapsto \int_{-\infty}^{+\infty} f_x(x-t) f_y(t) dt$ ) est

définie et continue sauf peut-être au nombre fini de points,  $X+Y$  est une variable aléatoire à densité de densité  $h$ .

Réponse que... Si  $f_x$  ou  $f_y$  est bornée,  $X+Y$  est une variable aléatoire à densité et  $h$  en est une densité définie sur  $\mathbb{R}$ .

Q2) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ .  $X_n \in \mathcal{E}(1)$  donc  $X_n \hookrightarrow P(1, 1)$ .

Alors  $\frac{1}{n} X_n \hookrightarrow P(\frac{1}{n}, 1)$  donc  $\frac{1}{n} X_n \hookrightarrow \mathcal{E}(n)$ .

Q3) Posons  $\forall x \in \mathbb{R}, f_1(x) = \begin{cases} e^{-x} & \text{si } x \in [0, +\infty[ \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$  et  $\varphi(x) = \begin{cases} 2e^{-2x} & \text{si } x \in [0, +\infty[ \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$

$$X_2 = X_1 + \frac{1}{2} X_2 = X_1 + \frac{1}{2} X_2$$

•  $X_1$  et  $\frac{1}{2} X_2$  sont deux variables aléatoires à densité indépendantes car  $X_1$  et  $X_2$  sont indépendantes

•  $f_1$  (resp.  $\varphi$ ) est une densité de  $X_1$  (resp.  $X_2$ ).

•  $\forall x \in \mathbb{R}, 0 \leq f_1(x) \leq 1$  donc  $f_1$  est bornée sur  $\mathbb{R}$ .

Alors  $X_2 = X_1 + \frac{1}{2} X_2$  est une variable aléatoire à densité et  $h: x \mapsto \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x-t) \varphi(t) dt$

est une densité définie sur  $\mathbb{R}$ . Soit  $x \in \mathbb{R}$ .

$$h(x) = \int_0^{+\infty} f_1(x-t) 2e^{-2t} dt = \int_0^x f_1(u) 2e^{-2(x-u)} du = \begin{cases} 0 & \text{si } x \in ]-\infty, 0[ \\ \int_0^x e^{-u} 2e^{-2(x-u)} du & \text{si } x \in [0, +\infty[ \end{cases}$$

"u=x-t"  $\leftarrow$  un peu rapide mais changement de variable simple...

donc  $\forall x \in ]-\infty, 0[, h(x) = 0$ .

$$\forall x \in [0, +\infty[, h(x) = 2e^{-2x} \int_0^x e^{-u} du = 2e^{-2x} (e^{-u} - 1) = 2e^{-x} (1 - e^{-x})$$

Notons que l'on a encore  $\forall x \in \mathbb{R}, h(x) = \begin{cases} 2e^{-x} (1 - e^{-x}) & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$

Alors  $\gamma_2$  est une variable aléatoire à densité et la fonction  $f_2$  définie par

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_2(x) = \begin{cases} 2e^{-x}(1-e^{-x}) & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{si } x \in ]-\infty, 0] \end{cases} \text{ est une densité.}$$

Q4 Soit  $n \in \mathbb{Z}, +\infty[$ .

$$\gamma_n = \sum_{k=1}^{n-1} (\gamma_{k+1} - \gamma_k) + \gamma_1 = \sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{k+1} X_{k+1} + X_1 = \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} X_k + X_1 = \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} X_k.$$

$$\text{de plus } \gamma_1 = X_1 = \sum_{k=2}^1 \frac{1}{k} X_k.$$

$$\text{Alors } \forall n \in \mathbb{N}^*, \gamma_n = \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} X_k.$$

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ .  $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$  sont indépendantes.

Donc  $\frac{1}{1} X_1, \frac{1}{2} X_2, \dots, \frac{1}{n} X_n, \frac{1}{n+1} X_{n+1}$  sont indépendantes.

Alors  $\sum_{k=2}^n \frac{1}{k} X_k$  et  $\frac{1}{n+1} X_{n+1}$  sont indépendantes.

Finalement  $\gamma_n$  et  $\frac{1}{n+1} X_{n+1}$  sont indépendantes et ceci pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ .

Q5 Montrons cette propriété par récurrence sur  $n$ .

- Elle est vraie pour  $n=1$  car  $\gamma_1$  suit la loi exponentielle de paramètre 1 et  $\forall x \in \mathbb{R}, f_1(x) = \begin{cases} e^{-x} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$ .

Noter qu'elle est même vraie pour  $n=2$  d'après Q4.

- Supposons la propriété vraie pour  $n$  dans  $\mathbb{N}^*$  et montrons la pour  $n+1$ .

1) par hypothèse de récurrence  $\gamma_n$  est une variable aléatoire à

densité et la fonction  $f_n$  définie par  $\forall x \in \mathbb{R}, f_n(x) = \begin{cases} n e^{-x} (1-e^{-x})^{n-1} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$  est une densité.

2..  $\frac{1}{n+1} X_{n+1} \subset \mathcal{E}(n+1)$  dec  $\frac{1}{n+1} X_{n+1}$  et une variable aléatoire à densité et la fonction  $\psi$  définie par  $\forall x \in \mathbb{R}, \psi(x) = \begin{cases} (n+1)e^{-(n+1)x} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$  en a une densité.

3.-  $Y_n$  et  $\frac{1}{n+1} X_{n+1}$  sont indépendantes.

4..  $\forall x \in \mathbb{R}, 0 \leq \psi(x) \leq n+1$  donc  $\psi$  est bornée.

Alors  $Y_{n+1} = Y_n + \frac{1}{n+1} X_{n+1}$  est une variable aléatoire à densité et dont on a

pour densité la fonction  $\tilde{h}$  définie sur  $\mathbb{R}$  par :  $\forall x \in \mathbb{R}, \tilde{h}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_n(x-t) \psi(t) dt$ .

Soit  $x \in \mathbb{R}, \tilde{h}(x) = \int_0^{+\infty} f_n(x-t) (n+1) e^{-(n+1)t} dt$   
 $0$  si  $x \in ]-\infty, 0]$

$$\tilde{h}(x) = \int_{-\infty}^x f_n(u) (n+1) e^{-(n+1)(x-u)} du = \begin{cases} \int_0^x f_n(u) (n+1) e^{-(n+1)(x-u)} du & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$u = x - t \dots$  changement de variable simple ...

Alors  $\forall x \in ]-\infty, 0], \tilde{h}(x) = 0$ . Soit  $x \in ]0, +\infty[$ .

$$\tilde{h}(x) = \int_0^x f_n(u) (n+1) e^{-(n+1)(x-u)} du = (n+1) e^{-(n+1)x} \int_0^x n e^{-u} (1 - e^{-u})^{n-1} e^{(n+1)u} du.$$

$$\tilde{h}(x) = (n+1) e^{-(n+1)x} \int_0^x n e^{nu} (1 - e^{-u})^{n-1} du = (n+1) e^{-(n+1)x} \int_0^x n e^u (e^u)^{n-1} (1 - e^{-u})^{n-1} du$$

$$\tilde{h}(x) = (n+1) e^{-(n+1)x} \int_0^x n e^u (e^u - 1)^{n-1} du = (n+1) e^{-(n+1)x} [(e^u - 1)^n]_0^x$$

$$\tilde{h}(x) = (n+1) e^{-(n+1)x} (e^x - 1)^n = (n+1) e^{-x} (e^{-x}(e^x - 1))^n = (n+1) e^{-x} (1 - e^{-x})^n.$$

$$\text{Donc } \forall x \in \mathbb{R}, \tilde{h}(x) = \begin{cases} (n+1) e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Ainsi  $Y_{n+1}$  est une variable aléatoire à densité et la fonction  $f_{n+1}$  définie par

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_{n+1}(x) = \begin{cases} (n+1) e^{-x} (1 - e^{-x})^{(n+1)-1} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

ceci achève la récurrence. la propriété est donc vraie pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ .

Pour tout  $n$  dans  $\mathbb{N}^*$ ,  $Y_n$  est une variable aléatoire à densité et la fonction  $f_n$  définie

$$\text{pour } \forall x \in \mathbb{R}, f_n(x) = \begin{cases} n e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \text{ est une densité.}$$

Remarque. Notons  $F_n$  la fonction de répartition de  $Z_n$ , d'où pour tout  $x \in \mathbb{N}^*$ , soit  $x \in \mathbb{N}^*$ .

$$\forall x \in ]-\infty, 0], F_n(x) = \int_{-\infty}^x f_n(t) dt = 0.$$

$$\forall x \in ]0, +\infty[, F_n(x) = \int_{-\infty}^x f_n(t) dt = \int_0^x n e^{-t} (1 - e^{-t})^{n-1} dt = \left[ (1 - e^{-t})^n \right]_0^x = (1 - e^{-x})^n.$$

$$\underline{\underline{\forall x \in \mathbb{R}, F_n(x) = \begin{cases} (1 - e^{-x})^n & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \text{ ou } x \in \mathbb{Z}^+ \text{ ou } x \in \mathbb{Z}^+ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}}}$$
 et ceci pour tout  $n$  dans  $\mathbb{N}^*$

Soit  $x \in \mathbb{N}^*$ , soit  $x \in \mathbb{R}$ . Posons  $A_x = Z_n^{-1}(]0, x])$ . Soit  $\omega \in \Omega$ .

$$\omega \in A_x \Leftrightarrow Z_n(\omega) \leq x \Leftrightarrow \max(x_1(\omega), x_2(\omega), \dots, x_n(\omega)) \leq x \Leftrightarrow \forall k \in \{1, n\}, x_k(\omega) \leq x.$$

$$\omega \in A_x \Leftrightarrow \forall k \in \{1, n\}, \omega \in X_k^{-1}(]0, x]). \text{ Alors } A_x = \bigcap_{k=1}^n X_k^{-1}(]0, x]).$$

$X_1, X_2, \dots, X_n$  sont des variables aléatoires sur  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  donc  $\forall k \in \{1, n\}, X_k^{-1}(]0, x]) \in \mathcal{F}$ .

comme  $\mathcal{F}$  est stable par intersection finie :  $A_x = \bigcap_{k=1}^n X_k^{-1}(]0, x]) \in \mathcal{F}$ .

$$\text{de plus } P(A_x) = P\left(\bigcap_{k=1}^n X_k^{-1}(]0, x])\right) = P\left(\bigcap_{k=1}^n \{X_k \leq x\}\right) = \prod_{k=1}^n P(X_k \leq x) \text{ car } X_1, X_2, \dots, X_n \text{ sont}$$

indépendantes.

$\forall x \in \mathbb{R}, Z_n^{-1}(]0, x]) = A_x \in \mathcal{F}$  donc  $Z_n$  est une variable aléatoire réelle sur  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ .

Notons  $F_{Z_n}$  sa fonction de répartition.  $\forall x \in \mathbb{R}, F_{Z_n}(x) = P(Z_n^{-1}(]0, x])) = P(A_x) = \prod_{k=1}^n P(X_k \leq x)$ .

$$\forall k \in \{1, n\}, X_k \in \mathcal{E}(1). \text{ donc } \forall k \in \{1, n\}, \forall x \in \mathbb{R}, P(X_k \leq x) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\text{Alors } \forall x \in \mathbb{R}, F_{Z_n}(x) = \begin{cases} (1 - e^{-x})^n & \text{si } x \in ]0, +\infty[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \text{ Alors } F_{Z_n} = F_n.$$

Ainsi, pour tout  $n$  dans  $\mathbb{N}^*$ ,  $Y_n$  et  $Z_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  ont même loi.

Q6) Pour tout  $k$  dans  $\mathbb{N}^*$ ,  $E(X_k)$  existe et vaut 1.

Alors pour tout  $n$  dans  $\mathbb{N}^*$ ,  $E(Y_n)$  existe et vaut  $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} E(X_k)$  donc  $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$

$\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $E(Y_n)$  existe et vaut  $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$ .

$\forall k \in \mathbb{N}^*$ ,  $\forall t \in [k, k+1]$ ,  $\frac{1}{k+1} \leq \frac{1}{t} \leq \frac{1}{k}$ . En intégrant il vient :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, \frac{1}{k+1} \leq \int_k^{k+1} \frac{dt}{t} \leq \frac{1}{k} \quad (\text{car } k \leq k+1).$$

Alors  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $\sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{k+1} \leq \int_1^n \frac{dt}{t} \leq \sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{k} \leq \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = E(Y_n)$ .

Donc  $\sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \leq \int_1^n \frac{dt}{t} = [\ln t]_1^n = \ln n \leq E(Y_n)$  pour tout  $n$  dans  $\mathbb{N}$ .

$E(Y_n) - 1 \leq \ln n \leq E(Y_n)$  pour tout  $n$  dans  $\mathbb{N}$ . De plus  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $\ln n > 0$ .

Donc  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $1 \leq \frac{E(Y_n)}{\ln n} \leq 1 + \frac{1}{\ln n}$  et  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 + \frac{1}{\ln n}\right) = 1$ .

Ainsi par encadrement :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{E(Y_n)}{\ln n} = 1$ . Alors  $E(Y_n) \sim \ln n$ .

Remarque... cela figure dans le problème d'ECRICON 2011 partie I.

Question 8 HEC 2010 F 1

Soit  $f$  un endomorphisme d'une espace vectoriel de dimension  $n$  supérieur ou égal à 1.

On suppose que  $(f - \text{Id}_E)^3 \circ (f - 2 \text{Id}_E) = 0_{\mathcal{L}(E)}$  et  $(f - \text{Id}_E)^2 \circ (f - 2 \text{Id}_E) \neq 0_{\mathcal{L}(E)}$ .

Étudier la diagonalisabilité de  $f$ .

$$\text{P} \text{ car } \text{P} = (X-1)^3(X-2) \text{ et } \text{Q} = (X-1)^2(X-2).$$

$\text{P}(f) = 0_{\mathcal{L}(E)}$  et  $\text{Q}(f) \neq 0_{\mathcal{L}(E)}$ . Par un polynôme annulateur de  $f$  dont les zéros sont 1 et 2. Ainsi  $\text{Sp}(f) \subset \{1, 2\}$ . Supposons que  $f$  est diagonalisable. Existe une base  $\mathcal{B} = (e_1, e_2, \dots, e_n)$  de  $E$  constituée de vecteurs propres respectivement associées aux valeurs propre  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ .

$$\forall i \in \{1, n\}, f(e_i) = \lambda_i e_i \text{ et } \lambda_i \in \{1, 2\}.$$

Alors  $\forall i \in \{1, n\}, \text{Q}(f)(e_i) = \text{Q}(\lambda_i) e_i$ . Or  $\forall i \in \{1, n\}, \text{Q}(\lambda_i) = 0$  car les racines de  $\text{Q}$  sont 1 et 2.

Or  $\forall i \in \{1, n\}, \text{Q}(f)(e_i) = 0_E = 0_{\mathcal{L}(E)}(e_i)$ .  $\text{Q}(f)$  et  $0_{\mathcal{L}(E)}$  sont deux endomorphismes de  $E$  qui coïncident sur la base  $\mathcal{B}$  de  $E$  donc  $\text{Q}(f) = 0_{\mathcal{L}(E)}$ .

Alors  $(f - \text{Id}_E)^2 \circ (f - 2 \text{Id}_E) = 0_{\mathcal{L}(E)}$ . Ceci contredit l'hypothèse.

$f$  n'est pas diagonalisable.