

Corrigé type de l'examen de "Probabilités"

Exercice 01 (12 points)

1. La densité du couple (T, Z) est:

$$f_{T,Z}(t,z) = |J| f_{X,Y}(H(t,z), G(t,z)),$$

où J est le jacobien (0,5)

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial H(t,z)}{\partial t} & \frac{\partial H(t,z)}{\partial z} \\ \frac{\partial G(t,z)}{\partial t} & \frac{\partial G(t,z)}{\partial z} \end{vmatrix}$$

On a : $\left. \begin{matrix} T = XY \\ \text{et } Z = X/Y \end{matrix} \right\} \Rightarrow \begin{matrix} X = \sqrt{TZ} = H(T,Z) \\ Y = \sqrt{\frac{T}{Z}} = G(T,Z) \end{matrix}$

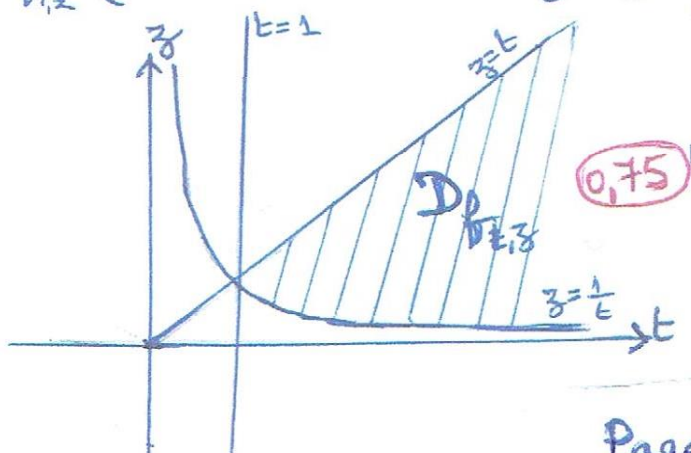
Donc $J = \begin{vmatrix} \frac{\sqrt{z}}{2\sqrt{t}} & \frac{\sqrt{t}}{2\sqrt{z}} \\ \frac{1}{2\sqrt{tz}} & \frac{-\sqrt{t}}{2z\sqrt{z}} \end{vmatrix} = -\frac{1}{2z}$ (0,5)

et : $f_{T,Z}(t,z) = \left| \frac{-1}{2z} \right| f_X(\sqrt{tz}) f_Y\left(\sqrt{\frac{t}{z}}\right)$
car X et Y sont indépendantes.

Donc : $f_{T,Z}(t,z) = \frac{9}{2z t^4}$ (0,5)

où le domaine de définition est

$$D_{f_{T,Z}} = \left\{ (t,z) \in \mathbb{R}^2 : t \geq 1 \text{ et } \frac{1}{t} \leq z \leq t \right\}$$
 (0,5)



2. Les densités marginales de T et Z :

$f_T(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{T,Z}(t,z) dz$ (0,25)
 $= \int_{1/t}^t \frac{9}{2z t^4} dz = \frac{9}{2t^4} \int_{1/t}^t \frac{1}{z} dz$ (0,25)

Donc : $f_T(t) = \frac{9 \ln t}{t^4}$, $t \geq 1$ (0,5)

$f_Z(z) = \int_{\inf(\frac{1}{z}, z)}^{+\infty} f_{T,Z}(t,z) dt$

On a deux cas : car $z \in]0, +\infty[$:

• Cas 1 : $z \in]0, 1[$:

$f_Z(z) = \int_{1/z}^{+\infty} \frac{9}{2z t^4} dt = \frac{9}{2z} \int_{1/z}^{+\infty} \frac{1}{t^4} dt$

Donc : $f_Z(z) = \frac{3}{2} z^2$ (0,75)

• Cas 2 : $z \in [1, +\infty[$:

$f_Z(z) = \int_z^{+\infty} \frac{9}{2z t^4} dt = \frac{3}{2z^4}$ (0,75)

Donc : $f_Z(z) = \begin{cases} \frac{3}{2} z^2 & \text{si } z \in]0, 1[\\ \frac{3}{2z^4} & \text{si } z \in [1, +\infty[\end{cases}$

3. La covariance entre T et Z est :

$\text{cov}(T, Z) = E(TZ) - E(T)E(Z)$ (0,25)

où : $E(T) = \int_1^{+\infty} t f_T(t) dt = \int_1^{+\infty} \frac{9 \ln t}{t^3} dt = \frac{9}{4}$ (0,75)

$$E(Z) = \int_0^1 \frac{3}{2} z^3 dz + \int_1^{+\infty} \frac{3}{2z^3} dz = \frac{9}{8} \quad (1)$$

$$\text{et } E(TZ) = \int_1^{+\infty} \int_{1/t}^t t z \left(\frac{9}{2z^4} \right) dz dt \quad (0,25)$$

$$= \frac{9}{2} \int_1^{+\infty} \frac{1}{t^3} \left(\int_{1/t}^t 1 dz \right) dt = 3 \quad (0,5)$$

$$\text{Donc : } \text{cov}(T, Z) = 3 - \frac{9}{4} \times \frac{9}{8} = \frac{15}{32} \quad (0,5)$$

4. Les densités conditionnelles de $T|Z$ et $Z|T$

$$\text{On a : } f_{T|Z}(t|z) = \frac{f_{T,Z}(t,z)}{f_Z(z)} \quad (0,25)$$

Donc :

$$f_{T|Z}(t|z) = \begin{cases} \frac{3}{z^3 t^4} & \text{si } z \in]0,1[\\ \frac{3z^3}{t^4} & \text{si } z \in [1, +\infty[\end{cases} \quad (0,25)$$

$$f_{Z|T}(z|t) = \frac{f_{T,Z}(t,z)}{f_T(t)} = \frac{1}{2z \ln t} ; t > 1 \quad (0,5)$$

Donc l'espérance conditionnelle

$$E(Z|T=t) = \int_{1/t}^t z f_{Z|T}(z|t) dz \quad (0,5)$$

$$= \int_{1/t}^t \frac{z}{2z \ln t} dz = \frac{t^2 - 1}{2t \ln t} ; t > 1 \quad (0,75)$$

5. La densité de $V = \sqrt{T}$ est :

$$f_V(v) = 2v f_T(v^2) \quad (0,5)$$

$$= 2v \frac{9}{(v^2)^4} \ln(v^2) \quad (0,25)$$

$$\text{Donc : } f_V(v) = \frac{36 \ln v}{v^7} ; v \geq 1 \quad (0,5)$$

Exercice 2 (06 points)

$$1. \text{ On a : } X_n = \left(\prod_{k=1}^n U_k \right)^{1/n} = e^{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \ln(U_k)} \quad (0,25)$$

et d'après la loi forte des grands nombres on a

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \ln(U_k) \xrightarrow{\text{p.s.}} E(\ln(U)) \quad (0,5)$$

$$\text{où } E(\ln(U)) = \int_0^1 \ln u du = -1 \quad (0,5)$$

Puisque la fonction exponentielle est continue sur \mathbb{R} , on a :

$$X_n = e^{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \ln(U_k)} \xrightarrow{\text{p.s.}} e^{-1} \quad (0,5)$$

c'est-à-dire que la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge presque sûrement

et sa limite est e^{-1} . (0,25)

$$\text{On a si } X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X$$

$$\text{Alors } X_n \xrightarrow{P} e^{-1} \quad (0,5)$$

2. La suite $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge dans \mathbb{L}^P vers 0 ssi :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} E(|Y_n|^P) = 0 \quad (0,5)$$

$$\text{On a : } E(|Y_n|^P) = \int_0^1 y^P f_{Y_n}(y) dy \quad (0,25)$$

$$\text{où : } f_{Y_n}(y) = F'_{Y_n}(y) = (P(Y_n \leq y))'$$

$$\begin{aligned} \text{Or : } P(Y_n \leq y) &= P(\min(U_k) \leq y) \\ &= 1 - P(\min(U_k) > y) \end{aligned}$$

et comme les variables U_k ($k=1,2,\dots,n$)

sont indépendantes, on a :

$$P(Y_n \leq y) = 1 - \prod_{k=1}^n P(U_k > y) \quad (0,25)$$
$$= 1 - \prod_{k=1}^n [1 - P(U_k \leq y)],$$

et comme les variables U_k ($k=1,2,\dots,n$)
ont la même loi :

$$P(Y_n \leq y) = 1 - (1-y)^n; y \in [0,1]. \quad (0,5)$$

Donc :

$$f_{Y_n}(y) = n(1-y)^{n-1} \quad (0,25)$$

$$\text{et } E(Y_n | P) = n \int_0^1 y^p (1-y)^{n-1} dy$$
$$(0,5) \leq n \int_0^1 y (1-y)^{n-1} dy \quad (p \geq 1)$$

L'intégration par parties donne

$$n \int_0^1 y (1-y)^{n-1} dy = \int_0^1 (1-y)^n dy = \frac{1}{n+1} \quad (0,5)$$

c'est-à-dire : $E(Y_n | P) \leq \frac{1}{n+1} \quad (0,25)$

$$\text{Donc } \lim_{n \rightarrow +\infty} E(Y_n | P) = 0, \quad (0,25)$$

$$\text{car } \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n+1} = 0.$$

$$\text{Enfin : } Y_n \xrightarrow{M^P} 0.$$

Exercice 03 : (02 points)

$$\text{On a : } \int_{-\infty}^{+\infty} |\phi_X(t)| dt = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-2|t|} dt$$
$$= \int_{-\infty}^0 e^{2t} dt + \int_0^{+\infty} e^{-2t} dt$$
$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = 1 < +\infty. \quad (0,75)$$

Donc, ϕ_X est intégrable

et la densité de probabilité
de X est :

$$f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \phi_X(t) dt \quad (0,5)$$
$$= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} e^{-2|t|} dt$$
$$= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^0 e^{(2-ix)t} dt + \frac{1}{2\pi} \int_0^{+\infty} e^{-(2+ix)t} dt \quad (0,25)$$
$$= \frac{1}{2\pi} \left[\frac{1}{2-ix} + \frac{1}{2+ix} \right]$$
$$= \frac{2}{\pi(4+x^2)}; \forall x \in \mathbb{R}. \quad (0,5)$$

Enseignant : BENKHELIFA.