

PROBABILITÉS ET STATISTIQUES

Les candidats sont priés de respecter les notations de l'énoncé et la numérotation des questions.

DÉFINITIONS - NOTATIONS - RAPPELS

1° On note : $\mathbb{N}^* = \mathbb{N} - \{0\}$, $\bar{\mathbb{N}} = \mathbb{N} \cup \{+\infty\}$, $\bar{\mathbb{N}}^* = \mathbb{N}^* \cup \{+\infty\}$, $\bar{\mathbb{R}} = \mathbb{R} \cup \{+\infty, -\infty\}$. L'adjectif « réel » (resp^t numérique) se rapportera à un élément de \mathbb{R} (resp^t $\bar{\mathbb{R}}$). $\mathbb{R}^{\mathbb{N}}$ (resp^t $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$) est l'ensemble des suites réelles indexées sur \mathbb{N} (resp^t \mathbb{N}^*). Si $x \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$, on note \underline{x}_n le n -uple (x_1, \dots, x_n) .

2° Si $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite numérique, on note $\overline{\lim} a_n$ (resp^t $\underline{\lim} a_n$) la *limite supérieure* (resp^t *inférieure*) de la suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

• Tous les objets définis ci-dessous le seront sur un espace probabilisé (E, \mathcal{E}, μ) quelconque.

3° α étant une mesure positive sur (E, \mathcal{E}) et f une fonction numérique positive (i.e. $f \geq 0$) sur E , \mathcal{E} -mesurable, $f \cdot \alpha$ désigne la *mesure de densité f par rapport à α* ($\forall A \in \mathcal{E}, (f \cdot \alpha)(A) = \int_A f d\alpha$).

4° v.a. (resp^t v.a.r., v.a.n.) est l'abréviation de *variable aléatoire*, i.e. application mesurable de (E, \mathcal{E}) dans un autre espace mesurable (resp^t v.a. réelle, v.a. numérique). Y étant une v.a., on note μ_Y sa *loi*, i.e. la mesure image de μ par Y .

a. Si U est une v.a.n. μ -intégrable, on note $E_\mu U = \int U d\mu$ (ou, s'il n'y a pas ambiguïté, EU).

b. De même, si \mathcal{F} est une sous-tribu de \mathcal{E} , $E_\mu^{\mathcal{F}} U$ est l'espérance conditionnelle de U relativement à \mathcal{F} pour la probabilité μ . Lorsqu'il n'y aura pas ambiguïté, on la notera $E^{\mathcal{F}} U$ et on notera de manière identique un représentant et sa classe μ -p.s..

5° Si $A, B \in \mathcal{E}$, on note $A \subset B$ μ -p.s. le fait que $\mu(\mathbf{1}_A \leq \mathbf{1}_B) = 1$ et $A = B$ μ -p.s. le fait que $\mu(\mathbf{1}_A = \mathbf{1}_B) = 1$.

($\mathbf{1}_A$ désigne la *fonction indicatrice* de la partie A .)

— Les définitions suivantes s'adaptent immédiatement au cas où l'ensemble d'indice est \mathbb{N}^* au lieu de \mathbb{N} .

6° Si $U = (U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite de v.a.r., on note $(U_n \rightarrow)$ l'ensemble des éléments e de E tels que la suite réelle $(U_n(e))_{n \in \mathbb{N}}$ soit *convergente dans \mathbb{R}* .

7° Soient $(\mathcal{E}_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite croissante ($\mathcal{E}_n \subset \mathcal{E}_{n+1} \forall n \in \mathbb{N}$) de sous-tribus de \mathcal{E} et $U = (U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a.r. ;

a. La suite U est dite $(\mathcal{E}_n)_{n \in \mathbb{N}}$ -adaptée si U_n est \mathcal{E}_n -mesurable pour tout $n \in \mathbb{N}$.

b. U est une sous-martingale (resp^t martingale) si elle est adaptée, si, $\forall n \in \mathbb{N}$, U_n est μ -intégrable et si :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad E_{\mu}^{C_{n-1}} (U_n - U_{n-1}) \geq 0 \text{ (resp^t } = 0).$$

(Si besoin, on précisera les éléments de référence; exemple : U est une μ -sous-martingale relativement à $(\mathcal{E}_n)_{n \in \mathbb{N}}$.)

c. Une martingale $U = (U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est dite bornée dans $L^1(\mu)$ si $\sup_{n \in \mathbb{N}} E_{\mu} |U_n| < +\infty$.

Dans tout le problème, on utilisera (sans les démontrer), les résultats suivants :

TH1 | Si $U = (U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une martingale bornée dans $L^1(\mu)$, on a : $\mu(U_n \rightarrow) = 1$.

TH2 | Soit $U = (U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une sous-martingale. S'il existe $c > 0$ tel que : $\forall n \in \mathbb{N}^* |U_n - U_{n-1}| \leq c$, alors :

$$(U_n \rightarrow) = \left(\sum_{n=1}^{\infty} E_{\mu}^{C_{n-1}} [(U_n - U_{n-1}) + (U_n - U_{n-1})^2] < +\infty \right) \mu\text{-p.s.}$$

Soit $(U_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de v.a.r. indépendantes définies sur l'espace de probabilité (Ω, \mathcal{B}, P) de loi respective $N(0, \sigma_n^2)$, $n \in \mathbb{N}^*$, où $\sigma_n > 0$, et $N(m, \sigma^2)$ désigne la loi gaussienne sur \mathbb{R} de moyenne m et variance σ^2 . Soient θ et $\tilde{\theta}$ deux réels distincts. On définit les deux suites de v.a.r. $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ et $\tilde{X} = (\tilde{X}_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ par les équations :

$$\left\{ \begin{array}{l} X_n = \theta X_{n-1} + U_n \\ \tilde{X}_n = \tilde{\theta} \tilde{X}_{n-1} + U_n \\ X_1 = \tilde{X}_1 = U_1 \end{array} \right. \quad \forall n \geq 2.$$

On posera par la suite : $X_0 = \tilde{X}_0 = 0$ et, $\forall n \in \mathbb{N}^*$:

$$\underline{X}_n = (X_1, \dots, X_n) \quad , \quad \underline{\tilde{X}}_n = (\tilde{X}_1, \dots, \tilde{X}_n).$$

1. a. α . Démontrer que, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, la loi de \underline{X}_n (resp^t $\underline{\tilde{X}}_n$) est une mesure de densité (notée) \underline{Q}_n (resp^t $\underline{\tilde{Q}}_n$) par rapport à la mesure de Lebesgue λ_n de \mathbb{R}^n , et que \underline{Q}_n et $\underline{\tilde{Q}}_n$ peuvent être choisies strictement positives sur tout \mathbb{R}^n . (On ne demande pas une expression analytique de \underline{Q}_n et $\underline{\tilde{Q}}_n$.) \underline{Q}_n et $\underline{\tilde{Q}}_n$ seront ainsi choisies par la suite.

Soit, pour $n \in \mathbb{N}^*$, $\underline{V}_n = \frac{X_{n-1}}{\sigma_n}$ et $\underline{V}_n = (V_1, \dots, V_n)$.

1. a. β . À quel type de loi obéit la v.a. \underline{V}_n à valeurs dans \mathbb{R}^n ? Quel est le vecteur moyenne de \underline{V}_n ?

1. a. γ . On note Λ la matrice de covariance de \underline{V}_n et C une matrice orthogonale telle que $C \Lambda C^* = D$ soit diagonale (C^* est la transposée de C).

On note R la matrice diagonale $n \times n$ définie par :

$$R_{ii} \left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{\sqrt{D_{ii}}} \quad \text{si } D_{ii} > 0 \\ 0 \quad \quad \quad \text{sinon} \end{array} \right.$$

Soit $\Phi = RC\underline{V}_n$. Préciser la loi de Φ .

1. a. δ . Si $\| \cdot \|$ désigne la norme euclidienne usuelle dans \mathbb{R}^n et $\langle \cdot, \cdot \rangle$ le produit scalaire associé, démontrer que :

$$\| \underline{V}_n \|^2 \geq \langle D\Phi, \Phi \rangle$$

et en déduire que :

$$E e^{-\| \underline{V}_n \|^2} \leq \prod_{i: D_{ii} > 0} \frac{1}{\sqrt{1 + 2 D_{ii}}}$$

1. a. ϵ . Établir alors l'inégalité :

$$E \| \underline{V}_n \|^2 \leq \frac{1}{[E e^{-\| \underline{V}_n \|^2}]^2}$$

1. a. ζ . Démontrer les équivalences :

$$P \left[\sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{X_{n-1}}{\sigma_n} \right)^2 < +\infty \right] = 1 \Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} E \left(\frac{X_{n-1}}{\sigma_n} \right)^2 < +\infty$$

$$P \left[\sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{X_{n-1}}{\sigma_n} \right)^2 = +\infty \right] = 1 \Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} E \left(\frac{X_{n-1}}{\sigma_n} \right)^2 = +\infty$$

1. b. \bullet On note encore X (resp^t \tilde{X}) l'application : $\omega \rightsquigarrow (X_n(\omega))_{n \in \mathbb{N}^*}$ (respectivement : $\omega \rightsquigarrow (\tilde{X}_n(\omega))_{n \in \mathbb{N}^*}$) de Ω dans $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$.

$\forall j \in \mathbb{N}^*$, π_j est la j -ème projection de $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$ sur \mathbb{R} : $\pi_j(x) = x_j$, pour tout élément $x = (x_j)_{j \in \mathbb{N}^*}$ de $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$.

$\mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ étant la tribu borélienne de \mathbb{R} , on définit alors, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, la famille \mathcal{C}_n de parties de $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$:

$\mathcal{C}_n = \left\{ \bigcap_{j=1}^n \pi_j^{-1}(A_j) \mid A_j \in \mathcal{B}_{\mathbb{R}}, j = 1, \dots, n \right\}$ et $\mathcal{C}_{\infty} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} \mathcal{C}_n$. Pour tout $n \in \overline{\mathbb{N}^*}$, \mathcal{B}_n est alors la tribu sur $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$ engendrée par \mathcal{C}_n .

1. b. α . Vérifier que $\forall n \in \mathbb{N}^* : \mathcal{B}_n \subset \mathcal{B}_{n+1} \subset \mathcal{B}_{\infty}$.

1. b. β . Démontrer que X (resp^t \tilde{X}) est une v.a. définie sur (Ω, \mathcal{B}, P) à valeurs dans $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}, \mathcal{B}_{\infty})$.

1. b. γ . Si Q_n (resp^t \tilde{Q}_n) est la fonction positive définie sur $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$ par, $\forall x \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}^*} : Q_n(x) = \underline{Q}_n(x_n)$ (resp^t $\tilde{Q}_n(x) = \tilde{Q}_n(x_n)$), où $n \in \mathbb{N}^*$, vérifier que Q_n et \tilde{Q}_n sont \mathcal{B}_n -mesurables.

\bullet μ (resp^t $\tilde{\mu}$) est la loi de X (resp^t \tilde{X}), c'est-à-dire la probabilité image de P par X (resp^t \tilde{X}).

Si α et β sont deux probabilités sur $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}, \mathcal{B}_{\infty})$, on définit les trois relations :

$$\alpha \ll \beta \Leftrightarrow (A \in \mathcal{B}_{\infty} \text{ et } \beta(A) = 0 \Rightarrow \alpha(A) = 0)$$

$$\alpha \sim \beta \Leftrightarrow (\alpha \ll \beta \text{ et } \beta \ll \alpha)$$

$$\alpha \perp \beta \Leftrightarrow (\exists A \in \mathcal{B}_{\infty} \text{ tel que } \alpha(A) = 1 \text{ et } \beta(A) = 0).$$

Le but de ce problème est d'établir un critère explicite déterminant dans quel cas l'une de ces relations est satisfaite entre μ et $\tilde{\mu}$.

— On définit les probabilités sur $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}, \mathcal{B}_\infty)$: $\nu = \frac{1}{2}(\mu + \tilde{\mu})$, $\mu_n = \mu|_{\mathcal{B}_n}$, $\tilde{\mu}_n = \tilde{\mu}|_{\mathcal{B}_n}$,
 $\nu_n = \frac{1}{2}(\mu_n + \tilde{\mu}_n)$ où, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\mu|_{\mathcal{B}_n}$ (resp^t $\tilde{\mu}|_{\mathcal{B}_n}$) est la restriction de μ (resp^t $\tilde{\mu}$) à \mathcal{B}_n .

— On définit, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, les v.a. définies sur $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}, \mathcal{B}_\infty)$ par :

$$Z_n = \frac{\tilde{Q}_n}{Q_n} \quad Y_n = \frac{2Q_n}{Q_n + \tilde{Q}_n} \quad \tilde{Y}_n = \frac{2\tilde{Q}_n}{Q_n + \tilde{Q}_n}$$

et $Z_\infty = \overline{\lim} Z_n \quad Y_\infty = \overline{\lim} Y_n \quad \tilde{Y}_\infty = \overline{\lim} \tilde{Y}_n.$

2. a. α . Si $A_j \in \mathcal{B}_R \quad \forall j = 1, \dots, n$, justifier la formule :

$$\tilde{\mu}_n \left(\bigcap_{j=1}^n \pi_j^{-1}(A_j) \right) = \int_{A_1 \times \dots \times A_n} \tilde{Q}_n d\lambda_n$$

et exprimer la probabilité $\tilde{\mu}_n$ à l'aide de Z_n et μ_n ($n \in \mathbb{N}^*$).

2. a. β . Démontrer que $Z = (Z_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une μ -martingale $(\mathcal{B}_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ -adaptée et bornée dans $L^1(\mu)$. Que dire de la convergence μ -p.s. de la suite Z . (Utiliser TH 1) ? Que vaut $\mu(Z_\infty = +\infty)$?

2. a. γ . Exprimer la probabilité μ_n (resp^t $\tilde{\mu}_n$) à l'aide de Y_n (resp^t \tilde{Y}_n) et ν_n .

2. a. δ . Démontrer que $Y = (Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ (resp^t $\tilde{Y} = (\tilde{Y}_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$) est une ν -martingale $(\mathcal{B}_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ -adaptée et en déduire la convergence de la suite Y (resp^t \tilde{Y}) ν -p.s. et dans $L^1(\nu)$. Établir alors que : $\tilde{Y}_\infty = Z_\infty \cdot Y_\infty$ ν -p.s.

2. b. α . Vérifier que $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\forall A \in \mathcal{B}_n$: $\mu(A) = \int_A Y_\infty d\nu$, puis en déduire que $\mu = Y_\infty \cdot \nu$. Écrire le résultat analogue pour $\tilde{\mu}$ sans le démontrer.

2. b. β . Vérifier que, $\forall A \in \mathcal{B}_\infty$:

$$(F 1) \quad \tilde{\mu}(A) = \int_A \frac{\tilde{Y}_\infty}{Y_\infty} \mathbf{1}_{(Y_\infty \neq 0)} d\mu + \int_A \tilde{Y}_\infty \mathbf{1}_{(Y_\infty = 0)} d\nu.$$

2. b. γ . En déduire la formule D.L. :

$$(D.L.) \quad \forall A \in \mathcal{B}_\infty, \quad \tilde{\mu}(A) = \int_A Z_\infty d\mu + \tilde{\mu}[A \cap (Z_\infty = +\infty)].$$

2. b. δ . Démontrer brièvement la formule :

$$\int \varphi d\tilde{\mu} = \int \varphi Z_\infty d\mu + \int \mathbf{1}_{(Z_\infty = +\infty)} \varphi d\tilde{\mu}$$

pour toute v.a.n. φ définie sur $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}, \mathcal{B}_\infty)$ positive ou bornée.

2. b. ϵ . Démontrer à l'aide de (D.L.) les équivalences suivantes :

$$(F 2) \quad \tilde{\mu} \ll \mu \Leftrightarrow E_\mu Z_\infty = 1 \quad \Leftrightarrow \tilde{\mu}(Z_\infty < +\infty) = 1$$

$$(F 3) \quad \tilde{\mu} \perp \mu \Leftrightarrow E_\mu Z_\infty = 0 \quad \Leftrightarrow \tilde{\mu}(Z_\infty < +\infty) = 0$$

3. ● On pose, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$: $\alpha_n = \frac{Z_n}{Z_{n-1}}$ avec $Z_0 = 1$.

β_0 est la tribu triviale $\{\emptyset, \mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}\}$. On se propose d'établir les équivalences suivantes :

$$(F4) \quad \tilde{\mu} \ll \mu \Leftrightarrow \tilde{\mu} \left[\sum_{n=1}^{\infty} (1 - E_{\mu}^{\beta_{n-1}} \sqrt{\alpha_n}) < +\infty \right] = 1$$

$$(F5) \quad \tilde{\mu} \perp \mu \Leftrightarrow \tilde{\mu} \left[\sum_{n=1}^{\infty} (1 - E_{\mu}^{\beta_{n-1}} \sqrt{\alpha_n}) = +\infty \right] = 1$$

3. a. α Démontrer que, $\tilde{\mu}$ -p.s. :

$$(Z_{\infty} < +\infty) = (0 < Z_{\infty} < +\infty) = (Z_n \rightarrow)$$

— Soit u la fonction réelle définie sur \mathbb{R} par :

$$u(x) = \begin{cases} x & \text{si } |x| \leq 1 \\ \text{signe}(x) & \text{si } |x| > 1 \end{cases}$$

3. a. β Vérifier que $\tilde{\mu}$ -p.s. $(Z_{\infty} < \infty) = \left(\sum_{k=1}^n u(\text{Log } \alpha_k) \rightarrow \right)$.

3. b. α Démontrer que si ψ est une v.a.r. β_n -mesurable positive ou bornée définie sur $\mathbb{R}^{\mathbb{N}^*}$, on a :

$$E_{\mu}^{\beta_{n-1}}(\psi) = E_{\mu}^{\beta_{n-1}}(\psi \alpha_n) \quad \tilde{\mu}\text{-p.s.}$$

3. b. β En déduire $E_{\mu}^{\beta_{n-1}}(\alpha_n) \tilde{\mu}$ -p.s.

3. b. γ Soit, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $W_n = \sum_{k=1}^n u(\text{Log } \alpha_k)$.

Démontrer que $W = (W_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une $\tilde{\mu}$ -sous-martingale $(\beta_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ -adaptée. (On admettra l'inégalité : $xu(\text{Log } x) \geq x - 1 \quad \forall x > 0$.)

3. b. δ Établir (F4) et (F5) en utilisant la propriété TH2 et la double inégalité (que l'on ne demande pas de démontrer) : il existe A, B tels que $0 < A < B < +\infty$ et, $\forall x > 0$:

$$A(1 - \sqrt{x})^2 \leq xu(\text{Log } x) + xu^2(\text{Log } x) + 1 - x \leq B(1 - \sqrt{x})^2.$$

4. a. α Calculer explicitement α_n .

4. a. β Utiliser alors 3.b. α pour donner une expression analytique de $E_{\mu}^{\beta_{n-1}}(\sqrt{\alpha_n}) \tilde{\mu}$ -p.s..

4. b. α . En déduire alors les équivalences :

$$\mu \ll \tilde{\mu} \Leftrightarrow P \left[\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\tilde{X}_{n-1}^2}{\sigma_n^2} < +\infty \right] = 1$$

$$\mu \perp \tilde{\mu} \Leftrightarrow P \left[\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\tilde{X}_{n-1}^2}{\sigma_n^2} = +\infty \right] = 1$$

4. b. β . Démontrer que l'on a l'alternative :

$$\mu \sim \tilde{\mu} \quad \text{ou} \quad \mu \perp \tilde{\mu} \quad (\text{utiliser 1. a. } \zeta).$$

4. b. γ . En particulier, si $\tilde{\theta} = 0$, $\tilde{X} = (U_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$.

Caractériser alors l'alternative en terme de la suite $(\sigma_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$.