

## Examen de rattrapage de septembre 2012

*Deux heures. Sans document, ni calculatrice, ni téléphone, etc.*

*Chaque question numérotée vaut le même nombre de points. Chaque réponse doit être justifiée.*

**1** Soit  $T$  une application  $(\Omega, \mathcal{A}) \rightarrow (\Omega, \mathcal{A})$  d'un espace mesurable dans lui-même. Les ensembles de parties  $\mathcal{I} = \{A \in \mathcal{A}, T^{-1}(A) = A\}$  et  $\mathcal{J} = \{A \in \mathcal{A}, T(A) = A\}$  sont-ils toujours des tribus de  $\Omega$  ?

**2** Soient  $X : (E, \mathcal{E}) \rightarrow (F, \mathcal{F})$  et  $Y : (F, \mathcal{F}) \rightarrow (G, \mathcal{G})$  deux applications mesurables entre espaces mesurables. Montrer que  $Y \circ X$  est mesurable, et donner un exemple tel que  $Y \circ X$  soit mesurable sans que  $X$  et  $Y$  soient toutes deux mesurables.

**3** Soit  $\Omega = [0, 1]^2$  muni de la mesure de Lebesgue. Construire un exemple de couple  $(X, Y)$  de variables aléatoires réelles indépendantes sur  $\Omega$ . Les variables  $X$  et  $Y$  peuvent-elles avoir même loi ?

**4** Montrer qu'une variable aléatoire  $X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  possédant une densité  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  est symétrique (au sens que  $X$  et  $-X$  ont même loi) si et seulement si l'on peut choisir  $f$  paire (au sens que  $f(x) = f(-x)$ ).

**5** Soient  $X$  de loi gaussienne  $N(0, 1)$  et  $a > 0$ . Montrer que

$$Y = \begin{cases} X & \text{si } |X| \leq a \\ -X & \text{si } |X| > a \end{cases}$$

aussi est gaussien de loi  $N(0, 1)$ .

**6** Soit  $(X, Y)$  un vecteur gaussien bidimensionnel tel que les variances  $\sigma_X^2$  et  $\sigma_Y^2$  soient non nulles. On note  $\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \in [-1, 1]$  le coefficient de corrélation de  $X$  et  $Y$ . À quelle condition sur  $\rho$  le couple  $(X, Y)$  admet-il une densité ? Dans ce cas, quelle est cette densité en fonction de  $\mu_X = E(X)$ ,  $\mu_Y = E(Y)$ ,  $\sigma_X$ ,  $\sigma_Y$  et  $\rho$  ?

**7** Soit pour tout entier  $n$  une variable aléatoire  $X_n$  de loi  $N(\mu_n, \sigma_n^2)$ . Supposons que la suite  $(X_n)$  converge en loi vers  $X$ . Montrer que les suites  $(\mu_n)$  et  $(\sigma_n^2)$  elles-mêmes ont des limites  $\mu \in \mathbb{R}$  et  $\sigma^2 \geq 0$  et que  $X$  est de loi  $N(\mu, \sigma^2)$ .

**8** Soit  $f : ]0, 1[ \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction intégrable qui possède une limite  $f(1^-) \in \mathbb{R}_*$  à gauche en 1. Montrer que, quand  $n$  tend vers  $+\infty$ , on a  $\int_0^1 x^n f(x) dx \sim \frac{f(1^-)}{n}$ .

**9** Soient  $X, X_1, X_2, \dots$  des variables aléatoires réelles de  $\mathcal{L}^2$  telles que  $X_n$  tende vers  $X$  dans  $\mathcal{L}^2$ . Montrer que  $E(X_n^2)$  tend vers  $E(X^2)$ ; on pourra utiliser l'identité  $x^2 - y^2 = 2x(x - y) - (x - y)^2$  et l'inégalité de Cauchy-Schwarz.

**10** Soient  $f \in \mathcal{L}^1([0, 1])$  et  $(U_n)$  une suite de variable aléatoires indépendantes et uniformément distribuées dans  $[0, 1]$ . Quelle est la limite presque sûre quand  $n \rightarrow +\infty$  de  $\frac{1}{n} \sum_{1 \leq k \leq n} f(U_k)$  ? Que dit le théorème central limite sur la vitesse de convergence en fonction de  $n$  ?

## Corrigé

**1**  $\mathcal{I}$  est une tribu :  $T^{-1}(\emptyset) = \emptyset$  donc  $\emptyset \in \mathcal{I}$  ; si  $A \in \mathcal{I}$ ,  $T^{-1}(\mathbb{C}A) = \mathbb{C}T^{-1}(A) = \mathbb{C}A$  donc  $\mathbb{C}A \in \mathcal{I}$  ; et si  $A_n \in \mathcal{I}$ ,  $T^{-1}(\cup_n A_n) = \cup_n T^{-1}(A_n) = \cup_n A_n$  donc  $\cup_n A_n \in \mathcal{I}$ .

En revanche,  $\mathcal{J}$  n'en est pas toujours une : si  $\Omega = \{0, 1\}$  et  $T : x \mapsto 0$ ,  $\Omega \notin \mathcal{J}$  donc  $\mathcal{J}$  n'est pas une tribu.

**2** Si  $C \in \mathcal{G}$ ,  $Y^{-1}(C) \in \mathcal{F}$  donc  $(Y \circ X)^{-1}(C) = X^{-1}(Y^{-1}(C)) \in \mathcal{E}$ .

En revanche, Si  $X : E \rightarrow F$  est non mesurable et si  $Y = 0 : F \rightarrow G = \mathbb{R}$ ,  $Y \circ X = 0 = \mathbb{1}_\emptyset$  est mesurable bien que  $X$  ne le soit pas.

**3** Soient  $X$  et  $Y$  de la forme  $X(x_1, x_2) = \xi(x_1)$  et  $Y(x_1, x_2) = \eta(x_2)$ . Alors elles sont indépendantes, puisque quelles que soient deux fonctions mesurables positives  $f, g$  sur  $\mathbb{R}$ ,  $E(f \circ X g \circ \eta) = E(f \circ X)E(g \circ Y)$  d'après le théorème de Fubini. Si de plus  $\xi = \eta$ ,  $P_X = P_Y$ .

**4** Supposons que  $P_X$  admet une densité paire  $f$ . Pour tout borélien  $B$ , D'après la formule du changement de variable ( $x \mapsto -x$ ) on a

$$P(-X \in B) = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_B(-x) f(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_B(x) f(x) dx = P(X \in B).$$

Réciproquement, si  $P_X = P_{-X}$ , pour tout borélien  $B$  on a

$$\int \mathbb{1}_B(x) (f(x) - f(-x)) dx = (P_X - P_{-X})(B) = 0,$$

donc  $f$  est paire  $dx$ -presque partout.

**5** Notons  $\gamma(x) = (2\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2}$  la densité de  $X$ . Pour tout fonction borélienne positive  $f$ ,

$$\begin{aligned} E(f(Y)) &= \int f \circ Y dP \\ &= \int_{|X| \leq a} f \circ X dP + \int_{|X| > a} f \circ (-X) dP \\ &= \int_{|X| \leq a} f(x) \gamma(x) dx + \int_{|X| > a} f(-x) \gamma(x) dx \\ &= \int_{|X| \leq a} f(x) \gamma(x) dx + \int_{|X| > a} f(x) \gamma(x) dx \quad \text{car } f \text{ est paire} \\ &= \int f(x) \gamma(x) dx, \end{aligned}$$

donc  $\gamma$  est aussi la densité de  $Y$ .

**6** La matrice de dispersion de  $(X, Y)$  est

$$D = \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & \rho\sigma_X\sigma_Y \\ \rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_Y^2 \end{pmatrix}.$$

Le couple  $(X, Y)$  admet une densité si et seulement si le déterminant de  $D$ , qui vaut  $\sigma_X^2\sigma_Y^2(1 - \rho^2)$ , est non nul, soit  $|\rho| \neq 1$ , auquel cas cette densité vaut

$$\begin{aligned} &\frac{1}{2\pi\sqrt{\det D}} \exp \left\{ -\frac{1}{2}(x - \mu)' \cdot D^{-1}(x - \mu) \right\} \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1 - \rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1 - \rho^2)} \left[ \left( \frac{x - \mu_X}{\sigma_X} \right)^2 - \frac{2\rho(x - \mu_X)(y - \mu_Y)}{\sigma_X\sigma_Y} \left( \frac{y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right)^2 \right] \right\}. \end{aligned}$$

**7** La fonction caractéristique

$$\varphi_{X_n}(u) = \exp\left(i\mu_n u - \frac{1}{2}\sigma_n^2 u^2\right)$$

de  $X_n$  tend p.s. vers la fonction caractéristique  $\varphi_X(u)$  de  $X$ . Les moyennes  $m_n$  et variances  $\sigma_n^2$  peuvent être récupérées en calculant les quantités

$$m_n = u^{-1} \text{Arg } \varphi_{X_n}(u) \quad \text{et} \quad \sigma_n^2 = -2u^{-2} \log |\varphi_{X_n}(u)|$$

(pour tout  $u \neq 0$ ), qui convergent presque sûrement respectivement vers

$$m = u^{-1} \text{Arg } \varphi_X(u) \quad \text{et} \quad \sigma^2 = -2u^{-2} \log |\varphi_X(u)|.$$

On en déduit que  $\varphi_{X_n}$  converge p.s. vers

$$\exp\left(i\mu u - \frac{1}{2}\sigma^2 u^2\right)$$

et que donc la loi de  $X$  est  $N(\mu, \sigma^2)$ .

**8** Cette question avait été posée à l'examen de janvier 2011. Comme  $f$  a une limite finie quand  $x$  tend vers 1, il existe deux réels  $\alpha \in [0, 1[$  et  $M > 0$  tels que  $|f(x)| \leq M$  sur  $[\alpha, 1]$ .

Notons  $f_n(x) = nx^n f(x)$ . Quand  $n$  tend vers  $+\infty$ , la suite  $(f_n)$  tend simplement vers 0 sur  $[0, \alpha]$ . En outre, comme  $nx^n$  tend vers 0, on a  $|f_n(x)| \leq |f(x)|$  sur  $[0, \alpha]$  à partir d'un certain rang. Donc, d'après le théorème de convergence dominée,  $\int_0^\alpha nx^n f(x) dx \rightarrow 0$ .

Par ailleurs on a

$$\int_\alpha^1 nx^n f(x) dx = \int_{\alpha^n}^1 y^{1/n} f(y^{1/n}) dy.$$

Or la suite des fonctions  $y^{1/n} f(y^{1/n}) \mathbb{1}_{[\alpha^n, 1]}$  tend simplement vers la fonction constante  $f(1^-)$  et elle est majorée en valeur absolue par la fonction constante  $M$ , qui est intégrable sur  $[0, 1]$ . Donc, d'après le théorème de convergence dominée,

$$\int_\alpha^1 nx^n f(x) dx \rightarrow \int_0^1 f(1^-) dy = f(1^-).$$

Finalement,  $nI_n \rightarrow f(1^-)$ , et, si  $f(1^-) \neq 0$ ,

$$\int_0^1 x^n f(x) dx \sim \frac{f(1^-)}{n}.$$

**9** On suppose que  $\int (X_n - X)^2$  tend vers 0 et l'on veut montrer que  $\int (X_n^2 - X^2)$  tend vers 0. L'identité  $x^2 - y^2 = 2x(x - y) - (x - y)^2$  appliquée au cas où  $x = |X|$  et  $y = |X_n|$  montre que

$$\int (X_n^2 - X^2) = 2 \int |X|(|X| - |X_n|) - \int (|X| - |X_n|)^2.$$

D'après l'inégalité de Cauchy-Schwarz, le premier terme est majoré par

$$2\sqrt{\int X^2} \sqrt{\int (X - X_n)^2} \rightarrow 0,$$

et d'après l'inégalité triangulaire le second est majoré par

$$\int |X - X_n|^2 \rightarrow 0.$$

**10** D'après la loi forte des grands nombres,  $\frac{1}{n} \sum_{1 \leq k \leq n} f(U_k)$  tend presque sûrement vers  $E(f(U_1)) = \int_{[0,1]} f(u) du$ . D'après le théorème central limite, la vitesse de convergence est en  $1/\sqrt{n}$ .