

Statistique

Corrigé du partiel du 18 mars 2003

Questionnaire à choix multiples (6 points)

1. [1] Si X et Y sont indépendants, et de moyennes nulles, $\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[Y] = 0$, $\text{var}(XY)$ vaut
- $(\text{var}(X) + \text{var}(Y))^2 - \text{var}(X + Y)$ $\text{var}(X + Y) - \text{var}(X)\text{var}(Y)$
 $\text{var}(X)\mathbb{E}[Y^2] + \text{var}(Y)\mathbb{E}[X^2]$ $\text{var}(X)\text{var}(Y)$
2. [2] Soit $f(x, y) = e^{-y} \mathbb{1}_{0 < x < y < \infty}$ et $A = \{x + y < 1\}$. Alors $\int_A f(x, y) dx dy$ vaut
- $1 - e^{-1}$ $1 - 2e^{-1/2} + e^{-1}$ $2e^{-1/2} - e^{-1}$ e^{-1}
3. [1] Si X et Y sont deux variables aléatoires non indépendantes, on a la relation
- $\text{var}(X|Y) \leq \text{var}(X)$ $\text{var}(X|Y) \geq \text{var}(X)$
 $\text{var}(X|Y) = \text{var}(X)$ aucune de ces relations
4. [1] Si X et Y sont des variables aléatoires telles que $\text{var}(X) = \text{var}(Y) = 7$, $\text{cov}(X, Y) = 1$, $\text{cov}(2X - 5Y, 5X + 2Y)$ vaut
- 0 20 -21/7 14/7 28/7
5. [1] Si X_1, \dots, X_n sont des variables aléatoires iid de même fonction de répartition F , la fonction de répartition de $\max(X_1, \dots, X_n)$ est
- $1 - (1 - F)^n$ F^n $nF^{n-1}F'$ $n\{1 - F\}^{n-1}F'$

EXERCICE 1 (8+2 points)

1. On a

[1/2 point]

$$\begin{aligned} \int_0^\infty \int_0^\infty f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 &= \int_0^\infty e^{-x_1} \int_0^\infty e^{-x_2(1+\lambda e^{-x_1})} dx_2 dx_1 \\ &= \int_0^\infty \frac{e^{-x_1}}{1+\lambda e^{-x_1}} dx_1. \end{aligned}$$

Si $\lambda > -1$, $1 + \lambda e^{-x_1} > 1 + \lambda$ implique que

[1 point]

$$\int_0^\infty \frac{e^{-x_1}}{1+\lambda e^{-x_1}} dx_1 < \int_0^\infty \frac{e^{-x_1}}{1+\lambda} dx_1 < \infty$$

et, si $\lambda < 1$, le terme $1 + \lambda e^{-x_1}$ est négatif pour certaines valeurs de x_1 , donc $\exp\{-x_2(1 + \lambda e^{-x_1})\}$ n'est pas intégrable. Pour $\lambda = 1$, l'intégrale en x_2 est définie et, en posant $z_1 = \exp -x_1$,

[1 point]

$$\int_0^\infty \frac{e^{-x_1}}{1+\lambda e^{-x_1}} dx_1 = \int_0^1 \frac{1}{1+\lambda z_1} dz_1$$

n'est pas intégrable.

[1 point]

2. Il vient, si $\lambda \neq 0$,

[1/2 point]

$$\int_0^\infty \frac{e^{-x_1}}{1+\lambda e^{-x_1}} dx_1 = \int_0^1 \frac{1}{1+\lambda z_1} dz_1 = \frac{\log\{1+\lambda\}}{\lambda} = \frac{1}{\kappa}$$

et, si $\lambda = 0$,

[1/2 point]

$$\int_0^\infty \int_0^\infty e^{-x_1-x_2} dx_1 dx_2 = \left(\int_0^\infty e^{-x} dx \right)^2 = 1$$

Donc, si $\lambda > 0$, $1 + \lambda > 1$ et $\log\{1 + \lambda\} > 0$ et, si $\lambda < 0$, $1 + \lambda < 1$ et $\log\{1 + \lambda\} < 0$.

[1 point]

3. La loi conditionnelle de X_2 sachant $X_1 = x_1$ a comme densité

[1 point]

$$f(x_2|x_1) = \frac{f(x_1, x_2)}{f(x_1)} \propto \exp\{-x_2 - \lambda e^{-x_1} x_2\} = \exp\{-x_2(1 + \lambda e^{-x_1})\}$$

donc on reconnaît la forme fonctionnelle d'une loi exponentielle

$$\mathcal{E}xp(1 + \lambda e^{-x_1}) .$$

Par conséquent,

[1 point]

$$\mathbb{E}[X_2|X_1] = \frac{1}{1 + \lambda e^{-X_1}} \quad \text{et} \quad \text{var}(X_2|X_1) = (1 + \lambda e^{-X_1})^{-2} .$$

4. Comme X_1 a comme loi marginale la loi de densité sur \mathbb{R}_+

[1 point]

$$\kappa \frac{e^{-x_1}}{1 + \lambda e^{-x_1}}$$

et que

$$\mathbb{E}[X_2] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_2|X_1]] ,$$

[1/2 point]

il vient

[1 point]

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_2] &= \int_0^\infty (1 + \lambda e^{-x_1})^{-1} \kappa \frac{e^{-x_1}}{1 + \lambda e^{-x_1}} dx_1 \\ &= \kappa \int_0^\infty \frac{e^{-x_1}}{(1 + \lambda e^{-x_1})^2} dx_1 \\ &= \kappa \int_0^1 \frac{1}{(1 + \lambda z_1)^2} dz_1 \\ &= \frac{\kappa}{\lambda} \left\{ 1 - \frac{1}{1 + \lambda} \right\} \\ &= \kappa / (1 + \lambda) \end{aligned}$$

EXERCICE 2 (10+2 points)

1. L'ensemble

$$\begin{aligned} \mathcal{A} &= \{(x_1, x_2); 0 \leq x_1 \leq 1, 0 \leq x_2 \leq 1 - x_1\} \\ &\cup \{(x_1, x_2); 1 \leq x_1 \leq 2, 0 \leq x_2 \leq x_1 - 1\} \end{aligned}$$

est constitué de deux triangles symétriques reliant $(0, 0)$, $(1, 0)$ et $(0, 1)$,
et $(1, 0)$, $(2, 0)$ et $(2, 1)$, respectivement. Donc X_1 varie entre 0 et 2 et
 X_2 entre 0 et 1.

[1 point]

[1 point]

2. La surface de \mathcal{A} est 1 et la densité du vecteur (X_1, X_2) est donc l'indicatrice de \mathcal{A} , $\mathbb{I}_{\mathcal{A}}$. [1/2 point]

3. Les symétries de \mathcal{A} font que $\mathbb{E}[X_1] = 1$ et que $\mathbb{E}[X_1|X_2 = x_2] = 1$ pour tout x_2 , par conséquent [1/2 point]

$$\text{cov}(X_1, X_2) = \mathbb{E}[X_2(X_1 - 1)] = \mathbb{E}[X_2\mathbb{E}[X_1 - 1|X_2]] = 0.$$

[1 + 1 point si calcul]
[1 point]

4. Comme X_1 sachant $X_2 = x_2$ appartient à $[0, 1 - x_2] \cup [1 + x_2, 2]$, la loi de X_1 sachant $X_2 = x_2$ est uniforme sur cet ensemble et a comme densité $1/(1 - x_2 + 2 - 1 - x_2) = 1/(2 - 2x_2)$, donc [1/2 point]

$$\begin{aligned} 1 + \text{var}(X_1|X_2 = x_2) &= \frac{1}{2 - 2x_2} \int_0^{1-x_2} x_1^2 dx_1 + \frac{1}{2 - 2x_2} \int_{1+x_2}^2 x_1^2 dx_1 \\ &= \frac{1}{6(1 - x_2)} \left\{ (1 - x_2)^3 + 8 - (1 + x_2)^3 \right\} \\ &= \frac{4 - 3x_2 - x_2^3}{3(1 - x_2)} = \frac{4 + x_2 + x_2^2}{3} \end{aligned}$$

[1/2 point]

Ainsi

$$\text{var}(X_1|X_2 = x_2) = \frac{1 + x_2 + x_2^2}{3}$$

et on vérifie que pour le cas limite $x_2 = 1$, $\text{var}(X_1|X_2 = 1)$ vaut bien 1. Donc X_1 et X_2 ne sont pas indépendants. [1/2 point]

5. Comme $dz_2/dx_2 = \beta x_2^{\beta-1}$ et [1/2 point]

$$dz_1/dx_1 = \begin{cases} \alpha x_1^{\alpha-1} & \text{si } x_1 \leq 1 \\ \alpha(2 - x_1)^{\alpha-1} & \text{si } x_1 \geq 1 \end{cases}$$

[1/2 point]

la densité de (X_1, X_2) est donnée par la formule du Jacobien:

[1 point]

$$\alpha\beta \left(x_1^{\alpha-1} \mathbb{I}_{[0,1]}(x_1) \mathbb{I}_{\mathcal{A}}(x_1^\alpha, x_2^\beta) + (2 - x_1)^{\alpha-1} \mathbb{I}_{[1,2]}(x_1) \mathbb{I}_{\mathcal{A}}(2 - (2 - x_1)^\alpha, x_2^\beta) \right) x_2^{\beta-1}.$$

Comme α et β sont plus petits que 1, les transformations de Z_i à X_i sont contractantes vers les coins $(0, 0)$ et $(2, 0)$, et donc, si (Z_1, Z_2) est dans \mathcal{A} , (X_1, X_2) est également dans \mathcal{A} . [1 point]