

**Éléments de correction TD 8**  
MOMENTS, VARIANCE ET COVARIANCE

---

**Exercice 1. Loi exponentielle.**

Soit  $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$ . Calculer l'espérance, la variance et la médiane de  $X$ .

**Exercice 2. Moments de la Gaussienne.**

Soit  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Calculer  $m_n := \mathbb{E}[X^n]$  pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ .

**Exercice 3.**

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires indépendantes, où  $\text{Var}(X) = 1$  et  $\text{Var}(Y) = 2$ .  
Calculer  $\text{Var}(Z)$ , où  $Z = 2X - Y - 5$ .

**Exercice 4.**

Soit  $(X, Y)$  un vecteur aléatoire continu, de densité

$$f(x, y) = kx \mathbb{1}_{[0,1]^2}(x, y),$$

où  $k$  est une constante. Calculer  $\text{Cov}(X, Y)$ .

**Exercice 5.**

Soit  $(X, Y)$  un vecteur aléatoire continu, de densité

$$f(x, y) = \frac{k}{\sqrt{xy}} \mathbb{1}_D(x, y),$$

où  $D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2, 0 < x \leq y \leq 1\}$  et  $k$  une constante positive à déterminer.

1. Les variables  $X$  et  $Y$  sont-elles indépendantes ?
2. Déterminer les densités de  $X$  et  $Y$ .
3. Calculer  $\mathbb{E}[X]$  et  $\mathbb{E}[Y]$ .
4. Calculer  $\text{Cov}(X, Y)$ .

**Correction exercice 5 :**

1. Les variables  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes car le support de  $(X, Y)$ , c'est à dire le domaine  $D$ , n'est pas rectangulaire mais triangulaire (si  $X$  et  $Y$  étaient indépendantes, le support de  $(X, Y)$  serait égal au produit ensembliste des supports de  $X$  et de  $Y$  et serait donc un rectangle).
2. Commençons par déterminer la valeur de  $k$  pour que  $f$  soit une densité. Après calcul, on trouve

$$\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = 2k.$$

Cette intégrale doit être égale à 1. On en déduit que

$$k = \frac{1}{2}.$$

La densité de  $X$  est donnée par

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy \\ &= \mathbf{1}_{x \in [0,1]} \frac{1}{\sqrt{x}} \int_x^1 \frac{1}{2\sqrt{y}} dy \\ &= \left( \frac{1}{\sqrt{x}} - 1 \right) \mathbf{1}_{x \in [0,1]}. \end{aligned}$$

Et de même,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx \\ &= \mathbf{1}_{y \in [0,1]} \frac{1}{\sqrt{y}} \int_0^y \frac{1}{2\sqrt{x}} dx \\ &= \mathbf{1}_{y \in [0,1]}. \end{aligned}$$

On remarque que  $Y$  est de loi uniforme sur  $[0, 1]$ .

3. On a

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \int_{\mathbb{R}} x f_X(x) dx \\ &= \int_0^1 \sqrt{x} dx - \int_0^1 x dx \\ &= [2/3 x^{3/2}]_0^1 - [1/2 x^2]_0^1 \\ &= 2/3 - 1/2 \\ &= 1/6. \end{aligned}$$

Et comme  $Y$  est de loi uniforme sur  $[0, 1]$ , on a

$$\mathbb{E}[Y] = 1/2.$$

4. Commençons par calculer  $\mathbb{E}[XY]$  :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[XY] &= \int_{\mathbb{R}^2} xyf(x,y)dx dy \\
 &= \frac{1}{2} \int_0^1 \sqrt{x} \left( \int_0^x \sqrt{y} dy \right) dx \\
 &= \frac{1}{2} \int_0^1 \sqrt{x} [2/3y^{3/2}]_0^x dx \\
 &= \frac{1}{2} \int_0^1 \sqrt{x} \times 2/3x^{3/2} dx \\
 &= \frac{1}{3} \int_0^1 x^2 dx \\
 &= \frac{1}{3} [1/3x^3]_0^1 \\
 &= \frac{1}{9}.
 \end{aligned}$$

Puis

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = 1/9 - 1/6 \times 1/2 = 1/36.$$

### Exercice 6.

Donner un exemple de deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$  telles que  $\text{Cov}(X, Y) = 0$  mais  $X$  et  $Y$  ne soient pas indépendantes.

**Correction exercice 6 :** Considérer  $U$  et  $S$  deux variables aléatoires indépendantes telles que  $U \sim \mathcal{U}([-1, 1])$  et  $S$  soit uniforme sur  $\{-1, 1\}$ . On pose  $X = U$  et  $Y = SU$ . On peut vérifier que  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes (par exemple  $\mathbb{P}[X \in [-1/2, 1/2] \cap Y \in [-1/2, 1/2]] = \mathbb{P}[U \in [-1/2, 1/2]] \neq \mathbb{P}[X \in [-1/2, 1/2]]\mathbb{P}[Y \in [-1/2, 1/2]]$ ) mais que pourtant

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[SU^2] - \mathbb{E}[U]\mathbb{E}[SU] = \mathbb{E}[S]\mathbb{E}[U^2] - \mathbb{E}[S]\mathbb{E}[U]^2 = 0.$$

car  $S$  et  $U$  sont indépendantes et que  $\mathbb{E}[S] = \mathbb{E}[U] = 0$ .

### Exercice 7.

Soit  $X$  une variable aléatoire réelle de carré intégrable. Montrer que

$$\text{Var}(X) = \inf_{a \in \mathbb{R}} \mathbb{E}[(X - a)^2].$$

**Correction exercice 7 :** On a pour tout  $a \in \mathbb{R}$ ,

$$\mathbb{E}[(X - a)^2] = \mathbb{E}[X^2] - 2a\mathbb{E}[X] + a^2.$$

Considérons la fonction

$$f : a \mapsto \mathbb{E}[X^2] - 2a\mathbb{E}[X] + a^2.$$

Il s'agit d'un polynôme du second degré. En étudiant la fonction, on vérifie facilement que  $f$  admet un unique minimum atteint en  $a = \mathbb{E}[X]$ .

Donc

$$\inf_{a \in \mathbb{R}} \mathbb{E}[(X - a)^2] = \inf_{a \in \mathbb{R}} f(a) = f(\mathbb{E}[X]) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \text{Var}(X).$$

**Exercice 8. Moments et fonction de survie.**

Soit  $X$  une variable aléatoire réelle positive. Montrer que pour tout  $p \geq 1$ ,

$$\mathbb{E}[X^p] = \int_0^\infty p t^{p-1} \mathbb{P}[X > t] dt.$$

Indication : commencer par montrer que

$$\mathbb{E}[X^p] = \int_{\mathbb{R}_+} \int_{\mathbb{R}_+} p t^{p-1} \mathbf{1}_{t < x} dt d\mathbb{P}_X(x).$$

**Correction exercice 8 :** L'astuce est decrire  $x^p = \int_{\mathbb{R}_+} p t^{p-1} \mathbf{1}_{t < x} dt$  puis d'utiliser le théorème de Fubini.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X^p] &= \int_{\mathbb{R}_+} x^p d\mathbb{P}_X(x) \\ &= \int_{\mathbb{R}_+} \left( \int_0^x p t^{p-1} dt \right) d\mathbb{P}_X(x) \\ &= \int_{\mathbb{R}_+} \left( \int_{\mathbb{R}_+} p t^{p-1} \mathbf{1}_{t < x} dt \right) d\mathbb{P}_X(x) \\ &= \int_{\mathbb{R}_+} p t^{p-1} \left( \int_{\mathbb{R}_+} \mathbf{1}_{t < x} d\mathbb{P}_X(x) \right) dt && \text{par le théorème de Fubini} \\ &= \int_{\mathbb{R}_+} p t^{p-1} \mathbb{P}_X([t, +\infty]) dt \\ &= \int_0^\infty p t^{p-1} \mathbb{P}[X > t] dt. \end{aligned}$$

**Exercice 9. Loi faible des grands nombres.**

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires i.i.d (indépendantes et identiquement distribuées) de carré intégrable.

1. Calculer  $\mathbb{E} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right]$  et  $\text{Var} \left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right)$ .
2. En utilisant l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev, en déduire que pour tout  $\varepsilon > 0$ ,

$$\mathbb{P} \left[ \left| \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} - \mathbb{E}[X_1] \right| \geq \varepsilon \right] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Remarque : on dit que la suite de variable aléatoires  $\left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right)_{n \in \mathbb{N}^*}$  converge en probabilité vers  $\mathbb{E}[X_1]$ .

### Correction exercice 9 :

1. Par linéarité :

$$\mathbb{E} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} [X_i] = \mathbb{E} [X_1],$$

car les  $X_i$  ont tous la même loi donc ont même espérance.

Ensuite, par indépendances des  $X_i$ ,

$$\text{Var} \left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var} (X_i) = \frac{1}{n} \text{Var} (X_1),$$

car les  $X_i$  ont tous la même loi donc ont même variance.

2. Par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev appliquée à  $\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$ , on en déduit que

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left[ \left| \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} - \mathbb{E} [X_1] \right| \geq \varepsilon \right] &= \mathbb{P} \left[ \left| \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} - \mathbb{E} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right] \right| \geq \varepsilon \right] \\ &\leq \frac{\text{Var} \left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right)}{\varepsilon^2} \\ &= \frac{\text{Var} (X_1)}{n \varepsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0. \end{aligned}$$