

**SY01 Test 2**  
 Semestre Printemps 09-10  
 Durée : 30mn  
 DOCUMENTS ET TÉLÉPHONE PORTABLE INTERDITS  
 CALCULATRICE AUTORISÉE

**NOM :**  
**PRENOM :**  
**Groupe ou Horaire de TD :**

**Le barème tiendra compte de la rédaction. Justifiez clairement vos réponses.**

Exercice 1. Soit  $X$  une variable aléatoire réelle définie sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . Supposons que  $X$  soit p.s. positive, c'est à dire  $\mathbb{P}(X \geq 0) = 1$ . Supposons que  $X$  ait pour espérance  $m < +\infty$  et pour variance  $\sigma^2 \in ]0, +\infty[$ .

Nous allons appliquer à  $X$  un résultat qui porte le nom d'inégalité de Markov et un de ses corollaires. **INÉGALITÉ DE MARKOV.**  $\forall a > 0, \mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{m}{a}$ .

**COROLLAIRE.** Pour toute fonction  $h : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$ , telle que  $h$  soit croissante et  $\mathbb{E}(h(X)) < +\infty$ , et pour tout  $a > 0$  tel que  $h(a) > 0$ , on a

$$\mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{\mathbb{E}(h(X))}{h(a)}. \quad (1)$$

1. Démontrer l'inégalité de Markov.

*Indication : interpréter le membre de gauche de (1) comme l'espérance d'une v.a. bien choisie.*

2. Après avoir énoncé l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev, montrer qu'elle est un cas particulier du corollaire de l'inégalité de Markov.
3. Considérons le cas particulier d'une variable aléatoire  $Y$  de densité exponentielle  $\mathcal{E}(2)$ , c'est à dire de densité  $f_Y(y) = 2 \exp(-2y) \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(y)$  et de la fonction  $h(x) = \exp(x)$ ,  $\forall x \in \mathbb{R}_+$ , où  $\mathbb{1}_B$  désigne la fonction indicatrice sur le borélien  $B$ .

En appliquant le corollaire à la variable aléatoire  $X = |Y - \mathbb{E}(Y)|$ , déterminer le plus petit réel positif  $a$  tel que  $\mathbb{P}(X > a) \leq 0.1$ .

**Correction.**

1. Remarquons que  $\mathbb{P}(X \geq a) = \mathbb{E}(\mathbb{1}_{X \geq a})$ . Comme  $a > 0$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{1}_{X \geq a} = \mathbb{1}_{\frac{X}{a} \geq 1} &\leq \frac{X}{a} \text{ p.s.} \\ \implies \mathbb{E}(\mathbb{1}_{X \geq a}) &\leq \frac{\mathbb{E}(X)}{a} \text{ l'ordre est conservé en passant à l'espérance} \end{aligned}$$

2. Voir cours pour l'inégalité de B-T. Inégalité de B-T est un cas particulier du corollaire avec  $Y = |X - \mathbb{E}(X)|$  et  $h(x) = x^2$ .
3. En appliquant le corollaire, nous obtenons

$$\mathbb{P}(|Y - \mathbb{E}(Y)| > a) = \mathbb{P}(|Y - \mathbb{E}(Y)| \geq a) \leq \frac{\mathbb{E}(\exp(|Y - \mathbb{E}(Y)|))}{\exp(a)}$$

Nous cherchons à déterminer le plus petit  $a > 0$  tel que

$$\begin{aligned} \frac{\mathbb{E}(\exp(|Y - \mathbb{E}(Y)|))}{\exp(a)} &\leq 0.1 \\ \iff \\ 10 \times \mathbb{E}(\exp(|Y - \mathbb{E}(Y)|)) &\leq \exp(a) \end{aligned}$$

Il reste à calculer  $\mathbb{E}(\exp(|Y - \mathbb{E}(Y)|))$ . Comme  $Y \sim \mathcal{E}(2)$ , donc  $\mathbb{E}(Y) = \frac{1}{2}$ .

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\exp(|Y - \frac{1}{2}|)) &= \int_0^{\frac{1}{2}} 2 \exp(-2y - y + \frac{1}{2}) dy + \int_{\frac{1}{2}}^{+\infty} 2 \exp(-2y + y - \frac{1}{2}) dy \\ &= [-\frac{2}{3} \exp(-3y)]_0^{\frac{1}{2}} \exp(\frac{1}{2}) + [-2 \exp(-y)]_{\frac{1}{2}}^{+\infty} \exp(-\frac{1}{2}) \\ &= \frac{2}{3} (\exp(\frac{1}{2}) - \exp(-1)) + 2 \exp(-1) \\ &= \frac{1}{3} \exp(-1) + \frac{2}{3} \exp(\frac{1}{2}). \end{aligned}$$

$$a \geq \ln(10(\frac{1}{3} \exp(-1) + \frac{2}{3} \exp(\frac{1}{2}))) \iff a \geq 2.502$$

REMARQUE Etant donné que nous connaissons la fonction de répartition de  $Y$ , à savoir  $F_Y(a) = 1 - \exp(-2a) \iff \mathbb{P}(Y > a) = \exp(-2a)$ , la plus petite constante  $a$  telle que  $\exp(-2a) \leq 0.1 \iff a \geq 1.15$  est bien meilleure que celle obtenue en ayant utilisé une inégalité supplémentaire. Mais le but de cette question était de savoir manipuler une inégalité de type Markov.

Exercice 2. Soit  $Y$  une variable aléatoire de loi exponentielle  $\mathcal{E}(\alpha)$ , avec  $\alpha > 2$  dont la densité est  $\alpha \exp(-\alpha x) \mathbb{I}_{x>0}$ . Définissons la variable aléatoire réelle  $X = \exp(Y)$ .

1. Déterminer la fonction génératrice des moments de  $Y$  (on précisera son domaine de définition).
2. Déterminer la fonction de répartition de  $Y$ .
3. Déterminer la densité de probabilité de  $X$ .
4. Déterminer l'espérance et la variance de  $X$ .

**Correction.**

1. Si elle existe, la fonction génératrice de  $Y$ , notée  $M_Y(t)$  est définie par

$$\begin{aligned} M_Y(t) &= \mathbb{E}(\exp(tY)) \\ &= \alpha \int_{y>0} \exp(ty - \alpha y) dy \text{ existe pour } t < \alpha \\ &= \frac{\alpha}{\alpha - t} \end{aligned}$$

(3)

2. Notons  $F_Y$  la fonction de répartition de  $Y$ ; elle est définie pour tout  $y \in \mathbb{R}$  par :

$$F_Y(y) = \mathbb{P}(Y \leq y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y \leq 0 \\ 1 - \exp(-\alpha y) & \text{si } y > 0 \end{cases}$$

3. Deux démarches possibles :

A) Fonction de répartition  $F_X$  de  $X$ ; remarquons tout d'abord que  $F_X(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \mathbb{P}(Y \leq \ln(x)) = 0$  si  $x \leq 1$ .

$$\begin{aligned} \forall x > 1, F_X(x) &= \mathbb{P}(Y \leq \ln(x)) \\ &= 1 - \exp(-\alpha \ln(x)) = 1 - x^{-\alpha} \end{aligned}$$

$F_X$  est dérivable pour tout  $x > 1$  de dérivée la densité de  $X$ , soit  $f_X(x) = \alpha x^{-\alpha-1} \mathbb{I}_{x>1}$ .

B) Quelque soit  $\phi$  une fonction borélienne t.q.  $\mathbb{E}(\phi(X))$  existe, alors

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\phi(X)) &= \mathbb{E}(\phi(\exp(Y))) \\ &= \int_0^{+\infty} \phi(\exp(y)) \alpha \exp(-\alpha y) dy \\ &= \int \phi(x) \alpha x^{-\alpha-1} \mathbb{I}_{x>1} dx, \end{aligned}$$

avec le changement de variable  $x = \exp(y)$  et donc  $\frac{dx}{x} = dy$ .

- 4.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \mathbb{E}(\exp(Y)) = M_Y(1) = \frac{\alpha}{\alpha - 1} \\ \mathbb{E}(X^2) &= \mathbb{E}(\exp(2Y)) = M_Y(2) = \frac{\alpha}{\alpha - 2} \\ V(X) &= \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2 = \frac{\alpha}{\alpha - 2} - \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1}\right)^2 = \frac{\alpha}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)} \end{aligned}$$

Exercice 3. Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires réelles indépendantes. Définissons les fonctions réelles  $f_X$  et  $f_Y$  par

$$f_X(x) = c \exp(-x) \mathbb{I}_{[0,3]}(x), \quad f_Y(y) = \frac{1}{3} \mathbb{I}_{[0,3]}(y), \quad \text{avec } c \in \mathbb{R},$$

où  $\mathbb{I}_B$  désigne la fonction indicatrice sur le borélien  $B$ .

1. Déterminer la constante  $c$  telle que  $f_X$  soit une densité de probabilité.
2. Supposons que  $X$  admette  $f_X$  pour densité et que  $Y$  admette  $f_Y$  pour densité. Déterminer, en le justifiant, la densité de la variable aléatoire  $Z = X + Y$ .

**Correction.**

1.  $c$  est une constante positive t.q.  $c \int_0^3 \exp(-x) dx = 1 \iff c = (1 - \exp(-3))^{-1}$ .
2.  $X$  et  $Y$  étant indépendantes, la densité de  $X + Y$ , notée  $f$  est égale au produit de convolution de  $f_X$  et  $f_Y$ , c'est à dire

$$\begin{aligned} f(z) &= \int f_X(z-y) f_Y(y) dy \\ &= \frac{c}{3} \int \exp(-z+y) \mathbb{I}_{[z-3, z]}(y) \frac{1}{3} \mathbb{I}_{[0,3]}(y) dy \end{aligned}$$

Remarquons que

$$[z-3, z] \cap [0, 3] = \emptyset \text{ si } z \in ]-\infty, 0[ \cup ]6, +\infty[ ,$$

$$[z-3, z] \cap [0, 3] = [0, z] \text{ si } z \in [0, 3[ ,$$

$$[z-3, z] \cap [0, 3] = [z-3, 3] \text{ si } z \in [3, 6[$$

$$f(z) = \frac{c}{3} (1 - \exp(-z)) \mathbb{I}_{z \in [0,3]} + \frac{c}{3} (\exp(-(z-3)) - \exp(-3)) \mathbb{I}_{z \in [3,6]}$$