



**Question 1**

Soit  $a \in \mathbb{R}$  et soit  $f(x)$  une fonction définie par

$$f(x) = \begin{cases} a(x^2 + 4x + 4) & \text{si } -2 \leq x \leq 0; \\ a(x^2 - 4x + 4) & \text{si } 0 < x \leq 2; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

- (a) Montrez qu'un choix approprié de  $a$  fait de  $f$  une fonction de densité de probabilité. Rappelez au passage les éléments qui caractérisent une fonction de densité de probabilité.

Pour que  $f(x)$  soit une fonction de densité de probabilité, on doit pouvoir trouver  $a \in \mathbb{R}$  tel que :

1.  $f(x) \geq 0 \forall x \in \mathbb{R}$ ;
2.  $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1$ .

Remarquons d'abord que la condition 1 sera satisfaite si et seulement si  $a \geq 0$ . En effet, il suffit de réécrire la fonction de densité comme nous l'avons fait ci-dessous et d'observer que  $(x + 2)^2$  et  $(x - 2)^2$  sont des quantités positives quelle que soit la valeur de  $x \in \mathbb{R}$ .

$$f(x) = \begin{cases} a(x + 2)^2 & \text{si } -2 \leq x \leq 0; \\ a(x - 2)^2 & \text{si } 0 < x \leq 2; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

La condition 2 sera satisfaite

$$\begin{aligned} \Leftrightarrow 1 &= \int_{\mathbb{R}} f(x) dx \\ \Leftrightarrow 1 &= \int_{-2}^0 a(x + 2)^2 dx + \int_0^2 a(x - 2)^2 dx \\ \Leftrightarrow 1 &= a \left[ \frac{(x + 2)^3}{3} \right]_{-2}^0 + a \left[ \frac{(x - 2)^3}{3} \right]_0^2 \\ \Leftrightarrow 1 &= a \left( \frac{8}{3} + \frac{8}{3} \right) \\ \Leftrightarrow a &= \frac{3}{16}. \end{aligned}$$

(b) Montrez que la fonction  $f$  vérifie  $f(x) = f(-x)$  pour tout  $a, x \in \mathbb{R}$ .

Par symétrie, il suffit de montrer que l'identité est vérifiée pour les  $x \geq 0$ . C'est évident pour  $x > 2$ , car à ce moment  $-x < 2$  et la fonction est nulle à ces endroits. Pour  $x \in [0, 2]$ ,  $f(x) = \frac{3}{16}(x-2)^2$ . On a alors que  $f(-x) = \frac{3}{16}(-x-2)^2 = \frac{3}{16}(-1)^2(x+2)^2 = \frac{3}{16}(x+2)^2 = f(x)$ .

(c) Soit  $X$  une v.a. dont la fonction de densité est

$$f(x) = \begin{cases} a(x^2 + 4x + 4) & \text{si } -2 \leq x \leq 0; \\ a(x^2 - 4x + 4) & \text{si } 0 < x \leq 2; \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$

où  $a$  est la valeur obtenue à la sous-question (a). Calculez  $\mathbb{E}(X)$ .

**Première solution :** Nous allons utiliser la propriété démontrée en (b).

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \int_{x \in \mathbb{R}} x f(x) \, dx \\ &= \int_{-2}^0 x f(x) \, dx + \int_0^2 x f(x) \, dx \\ &= \int_{-2}^0 x f(-x) \, dx + \int_0^2 x f(x) \, dx && \text{(d'après (b))} \\ &= \int_2^0 (-u) f(u) \, d(-u) + \int_0^2 x f(x) \, dx && \text{(en posant } u = -x) \\ &= \int_2^0 u f(u) \, du + \int_0^2 x f(x) \, dx \\ &= - \int_0^2 u f(u) \, du + \int_0^2 x f(x) \, dx && \text{(propriété de l'intégrale)} \\ &= 0. \end{aligned}$$

**Deuxième solution :**

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \int_{x \in \mathbb{R}} x f(x) \, dx \\ &= \int_{-2}^0 x \left( \frac{3}{16}(x^2 + 4x + 4) \right) \, dx + \int_0^2 x \left( \frac{3}{16}(x^2 - 4x + 4) \right) \, dx \\ &= \frac{3}{16} \left[ \frac{x^4}{4} + \frac{4x^3}{3} + 2x^2 \right]_{-2}^0 + \frac{3}{16} \left[ \frac{x^4}{4} - \frac{4x^3}{3} + 2x^2 \right]_0^2 \\ &= \frac{3}{16} \left( -4 + \frac{32}{3} - 8 + 4 - \frac{32}{3} + 8 \right) \\ &= 0. \end{aligned}$$

En terminant, remarquons que peu importe la valeur de  $a$  obtenue en (a), l'intégrale à évaluer pour déterminer l'espérance donnera toujours 0, précisément pour la raison évoquée en (b), où on montre que la fonction  $f$  est paire.

## Question 2

- (a) On lance un dé régulier dont les faces sont numérotées de 1 à 6. On définit la v.a.  $X$  comme étant le nombre de lancers nécessaires jusqu'à l'obtention d'un cinq ou d'un six. Calculez  $\mathbb{P}(X = 2)$ .

La probabilité de succès à chacune des épreuves est de  $\frac{1}{3}$ . Pour que  $X = 2$ , il faut un échec à la première épreuve et un succès à la seconde. La probabilité que cet événement survienne correspond à  $\frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{9} \approx 0,222$ .

- (b) On lance un dé régulier dont les faces sont numérotées de 1 à 6. On définit la v.a.  $X$  comme étant le nombre de lancers nécessaires jusqu'à l'obtention d'un cinq ou d'un six. Calculez l'espérance de  $X$ .

La probabilité de succès à chacune des épreuves est de  $\frac{1}{3}$ . La variable  $X$  compte le nombre d'épreuves nécessaires pour obtenir un premier succès. Ainsi,

$$X \sim \text{géométrique} \left( \frac{1}{3} \right).$$

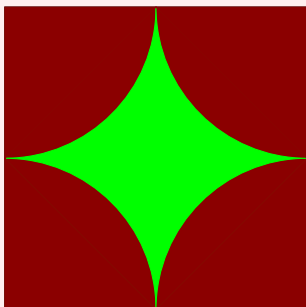
Son espérance est donc 3.

- (c) Une v.a.  $X$  est telle que  $X \sim$  exponentielle (3). Calculez  $\mathbb{P}(X > 1)$ .

Il suffit de calculer

$$\int_1^{\infty} 3 e^{-3x} dx = [-e^{-3x}]_1^{\infty} = -\lim_{x \rightarrow \infty} e^{-3x} + e^{-3} = e^{-3} \approx 0,050.$$

- (d) Vous choisissez un point uniformément dans un carré dont les côtés mesurent 2 cm. Quelle est la probabilité que le point choisi se trouve à une distance d'au moins 1 cm de tous les sommets du carré ?



Il suffit de calculer le rapport de l'aire de la région en vert avec l'aire du carré de côté 2 cm. L'aire de la région en rouge est la même que celle d'un cercle de rayon 1 cm. Ainsi, la probabilité cherchée est :

$$\frac{2^2 - \pi \cdot 1^2}{4} = \frac{4 - \pi}{4} = 1 - \frac{\pi}{4} \approx 0,215.$$

- (e) Quelle est la probabilité qu'une série 4 de 7 se termine en exactement 5 parties si les deux équipes qui s'affrontent ont la même probabilité de gagner un match ? Rappelons qu'une série 4 de 7 se termine dès qu'une équipe obtient une quatrième victoire.

Appelons  $A$  et  $B$  les équipes qui s'affrontent. Définissons les événements  $G_A$  et  $G_B$  de manière à ce qu'ils désignent les situations où la série est remportée en 5 parties par les équipes  $A$  et  $B$  respectivement. Ce sont bien sûr des événements incompatibles, de telle sorte que la probabilité cherchée correspond à  $\mathbb{P}(G_A) + \mathbb{P}(G_B)$ . Puisque chaque équipe a la même probabilité de remporter une partie, elles ont la même probabilité de remporter la série. On peut donc se limiter à calculer  $2\mathbb{P}(G_A)$ .

Désignons maintenant par  $X$  le nombre de parties nécessaires pour que l'équipe  $A$  remporte 4

victoires. Nous avons que  $X \sim$  binomiale négative  $(4, \frac{1}{2})$ . Ainsi,

$$2\mathbb{P}(G_A) = 2\mathbb{P}(X = 5) = 2 \binom{4}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^5 = \frac{1}{4} = 0,25.$$

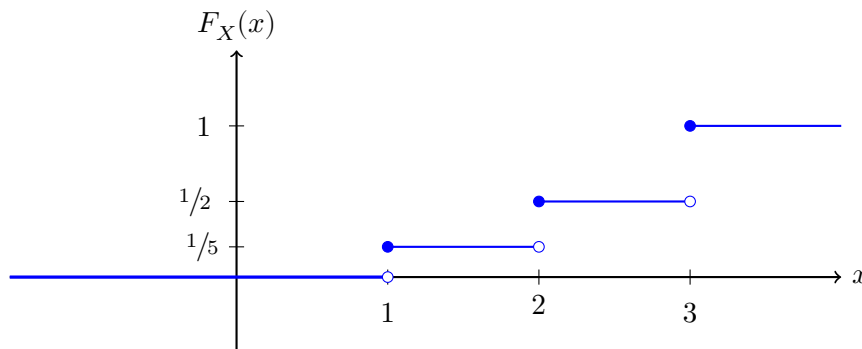
- (f) La probabilité que le cours de l'action d'une entreprise termine la journée en hausse est de 0,52. Quelle est la probabilité qu'au cours d'une semaine de cinq jours l'action de l'entreprise termine en hausse exactement trois fois ?

Définissons  $X$  la v.a. correspondant au nombre de journées où le cours de l'action de l'entreprise a terminé en hausse au cours de la semaine de cinq jours. Ainsi,  $X \sim$  binomiale  $(5; 0,52)$ . On veut calculer  $\mathbb{P}(X = 3)$ . Nous avons que

$$\mathbb{P}(X = 3) = \binom{5}{3} (0,52)^3 (0,48)^2 \approx 0,324.$$

### Question 3

Pour toutes les sous-questions, on supposera que  $X$  est une v.a. dont la fonction de répartition est représentée ci-dessous.



- (a) Que vaut  $\mathbb{P}(X \leq 3/2)$  ?

Comme le graphique de la fonction de répartition est une fonction en escalier,  $X$  est une v.a. discrète. Le seul saut qui survient lorsque  $X \leq 3/2$  se produit en  $X = 1$ . Ainsi,

$$\mathbb{P}(X \leq 3/2) = \mathbb{P}(X = 1) = F(1) - F(1^-) = \frac{1}{5} - 0 = \frac{1}{5} = 0,2.$$

- (b) Que vaut  $\mathbb{P}(X = 2)$  ?

$$\mathbb{P}(X = 2) = F(2) - F(2^-) = \frac{1}{2} - \frac{1}{5} = \frac{3}{10} = 0,3.$$

- (c) Que vaut  $\mathbb{P}(1 < X < 2)$  ?

Puisqu'il n'y a aucun saut dans l'intervalle ouvert  $]1, 2[$ , la probabilité cherchée est 0.

- (d) Si  $p_X(x)$  désigne la fonction de masse de  $X$ , pour quelle(s) valeur(s) de  $x \in \mathbb{R}$  la fonction  $p_X(x)$  atteint-elle un maximum ?

Le graphique de la fonction de répartition d'une v.a. nous permet de déterminer sa fonction de masse en déterminant d'abord les endroits où il y a des sauts, puis en mesurant l'amplitude de ces sauts. On en déduit ainsi que

$$p_X(x) = \begin{cases} 1/5 & \text{si } X = 1; \\ 3/10 & \text{si } X = 2; \\ 1/2 & \text{si } X = 3; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Puisque  $0 < 1/5 < 3/10 < 1/2$ , on en déduit que la valeur maximale de  $p_X(x)$  est atteinte en  $x = 3$ .

(e) Calculez  $\mathbb{E}(X)$ .

Nous avons que

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x \in \mathbb{R}} xp_X(x) = 1 \cdot 1/5 + 2 \cdot 3/10 + 3 \cdot 1/2 = 23/10 = 2,3.$$

#### Question 4

Soit  $X$  une v.a. telle que  $X \sim$  exponentielle ( $\lambda$ ).

(a) Calculez  $\mathbb{P}(\{X = 2\} \cup \{X = 2024\})$ .

Puisque les événements  $\{X = 2\}$  et  $\{X = 2024\}$  sont incompatibles,

$$\mathbb{P}(\{X = 2\} \cup \{X = 2024\}) = \mathbb{P}(\{X = 2\}) + \mathbb{P}(\{X = 2024\}) = 0 + 0 = 0.$$

En effet, les deux probabilités  $\mathbb{P}(\{X = 2\})$  et  $\mathbb{P}(\{X = 2024\})$  sont nulles puisque  $X$  est une v.a. continue.

(b) Exprimez  $\mathbb{P}(1 < X \leq 2)$  en fonction de  $\lambda$ .

$\mathbb{P}(1 < X \leq 2) = F(2) - F(1)$ , où  $F$  est la fonction de répartition de  $X$ . Pour  $x > 0$ , nous avons que

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt \\ &= [-e^{-\lambda t}]_{t=0}^x \\ &= -e^{-\lambda x} - (-e^{-\lambda \cdot 0}) \\ &= 1 - e^{-\lambda x}. \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(1 < X \leq 2) &= F(2) - F(1) \\ &= 1 - e^{-2\lambda} - (1 - e^{-\lambda}) \\ &= e^{-\lambda} - e^{-2\lambda}. \end{aligned}$$

On peut bien sûr se limiter à calculer  $\int_1^2 \lambda e^{-\lambda t} dt$ .

(c) Une variable aléatoire continue  $Y$  est telle que  $\mathbb{P}(1 < Y \leq 2) = \frac{1}{4}$ . Est-il possible que

$$Y \sim \text{exponentielle}(\lambda)$$

pour une certain  $\lambda > 0$ ? Si oui, trouvez une telle valeur de  $\lambda$ . Dans le cas contraire, justifiez pourquoi il n'existe aucune valeur de  $\lambda > 0$  telle que  $Y \sim \text{exponentielle}(\lambda)$ .

D'après le travail fait en (b), ce sera possible si on peut trouver  $\lambda > 0$  tel que  $e^{-\lambda} - e^{-2\lambda} = \frac{1}{4}$ . Pour résoudre cette équation, il suffit de faire le changement de variable  $u = e^{-\lambda}$ . On a alors que  $u^2 = (e^{-\lambda})^2 = e^{-2\lambda}$ . L'équation devient alors

$$u - u^2 = \frac{1}{4}.$$

La seule solution de cette équation polynomiale du second degré est  $u = \frac{1}{2}$ . Comme  $u = e^{-\lambda}$ , on en déduit que  $\ln 2^{-1} = -\lambda$ , d'où  $\lambda = \ln 2$ .

**Remarque :** Si on tente de généraliser le problème à une probabilité  $p \in [0, 1]$  plutôt que d'imposer la valeur de  $\frac{1}{4}$ , on trouve que

$$u = \frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{1 - 4p}}{2}.$$

Pour que ces solutions aient du sens, il faut que  $1 - 4p \geq 0$ , car on ne peut prendre la racine carrée d'un nombre négatif dans ce contexte. On en déduit que  $p \leq \frac{1}{4}$ . Le cas où  $p = 0$  est problématique, car il mène à  $u = 0$ . Comme  $u = e^{-\lambda}$  et que l'exponentielle ne s'annule jamais, on doit exclure cette possibilité. Notons finalement que pour les  $p \in ]0, \frac{1}{4}[$  il y aura deux solutions distinctes, à savoir

$$\lambda = -\ln \left( \frac{1 \pm \sqrt{1 - 4p}}{2} \right).$$

La connaissance de la quantité  $\mathbb{P}(1 < Y \leq 2)$  n'est donc pas suffisante pour déterminer le paramètre d'une distribution exponentielle, sauf dans le cas où  $p = \frac{1}{4}$ .