Soutien de Probabilités appliquées

Durée 1h00 - Tous documents autorisés

Les exercices sont de difficulté croissante. On prendra soin de rédiger et justifier ses réponses.

Abréviations utilisées dans ce sujet (vous pouvez aussi les utiliser) :

— v.a. : Variable Aléatoire

— div. : divise

— i.e. : $id\ est\ (latin) \rightarrow c'est-à-dire$

Questions de cours (8 points)

1. On suppose un dé équilibré à 6 faces. Soit X la v.a. telle que X=0 si le résultat du dé est inférieur ou égal à 2 et X=1 sinon. Quelle est la loi de X? Donner son espérance.

Réponse

Soit C l'évènement "Le résultat du dé est inférieur ou égal à 2", alors $X = \mathbb{1}_C$, donc X suit une loi de Bernoulli de paramètre $\mathbb{P}(C)$:

$$X \sim Bernoulli(\mathbb{P}(C))$$

Et:

 $\mathbb{P}(C) = \mathbb{P}(\text{"Le résultat du dé est 1"}) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{1}{3}$

L'espérance de X est :

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{P}(C) = \frac{1}{3}$$

2. On fait n lancés du dé précédemment introduit. Quelle est la loi de N, le nombre de lancés ayant un résultat supérieur à 2 parmi les n lancés? Donner son espérance.

On répète ici une expérience de Bernoulli de paramètre $1 - \mathbb{P}(C)$ n fois et on compte le nombre de réussites N. Ainsi N suit la loi binomiale de paramètres n et $1 - \mathbb{P}(C)$:

$$N \sim B(n, 1 - \mathbb{P}(C))$$

L'espérance de N est :

$$\mathbb{E}[N] = n(1 - \mathbb{P}(C)) = \frac{2n}{3}$$

3. Quelle est la loi du nombre de lancés L avant d'obtenir un résultat supérieur à 2? Donner son espérance.

Réponse

On répète ici une expérience de Bernoulli de paramètre $1 - \mathbb{P}(C)$ jusqu'à la première réussite (le nombres d'expériences est noté L). Ainsi L suit la loi géométrique de paramètre $1 - \mathbb{P}(C)$:

$$N \sim Geom(1 - \mathbb{P}(C))$$

L'espérance de L est :

$$\mathbb{E}[L] = \frac{1}{1 - \mathbb{P}(C)} = \frac{3}{2}$$

4. Soit U une v.a. uniforme dans (0,1) et Y une v.a. telle que Y=U si le résultat du dé est inférieur ou égal à 2 et Y=2U sinon. Calculer l'espérance de Y.

Réponse

On applique ici la formule de l'espérance totale :

$$\begin{split} \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|C]] \\ \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[Y|C \text{ vrai}] \, \mathbb{P}(C \text{ vrai}) + \mathbb{E}[Y|C \text{ faux}] \, \mathbb{P}(C \text{ faux}) \\ \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[U] \, \mathbb{P}(C \text{ vrai}) + \mathbb{E}[2U] \, \mathbb{P}(C \text{ faux}) \\ \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[U] \, \mathbb{P}(C \text{ vrai}) + 2\mathbb{E}[U] \, \mathbb{P}(C \text{ faux}) \\ \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[U] \, (\mathbb{P}(C \text{ vrai}) + 2\mathbb{P}(C \text{ faux})) \\ \mathbb{E}[Y] &= \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3} + 2\frac{2}{3}\right) \\ \mathbb{E}[Y] &= \frac{5}{6} \end{split}$$

5. Soit D la v.a. du résultat du dé. Soit :

$$Z = \sum_{k \text{ div. } D} k$$

i.e. Z est la somme des diviseurs de D. Donnez une modélisation de Z grâce au concept de variable étagée. Calculez l'espérance de Z. (Ne cherchez pas une formule pour la probabilité des diviseurs, donnez directement la probabilité en la calculant à la main)

On peut modéliser Z comme étant :

$$Z = \sum_{k=1}^{6} k \mathbb{1}_{k \text{ div.} D}$$

Et d'après la formule de l'espérance d'une v.a. étagée, on a :

$$\mathbb{E}[Z] = \sum_{k=1}^{6} k \mathbb{P}(k \text{ div.} D)$$

Or:

$$\mathbb{P}(1 \text{ div.}D) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{6} D = i\right) = 1$$

$$\mathbb{P}(2 \text{ div.}D) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{3} D = 2i\right) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$$

$$\mathbb{P}(3 \text{ div.}D) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{2} D = 3i\right) = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}$$

$$\mathbb{P}(4 \text{ div.}D) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{1} D = 4i\right) = \frac{1}{6}$$

$$\mathbb{P}(5 \text{ div.}D) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{1} D = 5i\right) = \frac{1}{6}$$

$$\mathbb{P}(6 \text{ div.}D) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{1} D = 6i\right) = \frac{1}{6}$$

Donc:

$$\mathbb{E}[Z] = 1 + 2\frac{1}{2} + 3\frac{1}{3} + 4\frac{1}{6} + 5\frac{1}{6} + 6\frac{1}{6}$$

$$\mathbb{E}[Z] = 4 + \frac{3}{2}$$

$$\mathbb{E}[Z] = \frac{11}{2}$$

Exercice (12 points)

Soit U une v.a. de loi uniforme sur (0,1), $\alpha > 0$ et A un événement de probabilité p, 0 . On suppose que l'événement <math>A est indépendant de la variable U.

On parie sur la réalisation de A. Si A se réalise, le gain est $X = \alpha U^2$. Sinon le gain est X = -U (on perd U). On dit que le pari est favorable si l'espérance de gain est positive.

1. Déterminer la fonction de répartition de la loi de la variable X.

Réponse

On a $X=\alpha U^2$ si A est vrai et X=-U sinon, on en déduit $X\in[-1,\alpha]$ donc, $\forall t<-1,F_X(t)=0$ et $\forall t>\alpha,F_X(t)=1$.

Ensuite, $\forall t \in [-1, \alpha]$:

$$F_X(t) = \mathbb{P}(X \le t) = \mathbb{P}(X \le t|A) \,\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(X \le t|\overline{A}) \,\mathbb{P}(\overline{A})$$

$$F_X(t) = \mathbb{P}(\alpha U^2 \le t) \,\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(-U \le t) \,\mathbb{P}(\overline{A})$$

$$F_X(t) = \mathbb{P}(\alpha U^2 \le t) \,p + \mathbb{P}(-U \le t) \,(1-p)$$

Calculons $\mathbb{P}(\alpha U^2 \leq t)$ et $\mathbb{P}(-U \leq t)$. On a $\alpha U^2 \in [0, \alpha]$, donc :

$$\begin{cases} \mathbb{P}(\alpha U^2 \le t) = 0 &, t < 0 \\ \mathbb{P}(\alpha U^2 \le t) = 1 &, t > \alpha \\ \mathbb{P}(\alpha U^2 \le t) = \mathbb{P}\left(U \le \sqrt{\frac{t}{\alpha}}\right) = \sqrt{\frac{t}{\alpha}} &, t \in [0, \alpha] \end{cases}$$

On a $-U \in [-1, 0]$, donc :

$$\begin{cases} \mathbb{P}(-U \le t) = 0 & , t < -1 \\ \mathbb{P}(-U \le t) = 1 & , t > 0 \\ \mathbb{P}(-U \le t) = \mathbb{P}(U \ge -t) = 1 - (-t) = 1 + t & , t \in [-1, 0[$$

Finalement:

$$\begin{cases} F_X(t) = 0 & , t < -1 \\ F_X(t) = (1+t)(1-p) & , t \in [-1,0[\\ F_X(t) = p\sqrt{\frac{t}{\alpha}} + (1-p) & , t \in]0,\alpha] \\ F_X(t) = 1 & , t > \alpha \end{cases}$$

(On peut exclure le cas t=0 car $\forall x, \mathbb{P}(X=x)=0$ pour faciliter la question de la continuité, c.f. question suivante où on pourra conclure sur la valeur de la fonction de répartition ici)

2. La v.a. X admet-elle une densité? Justifier.

Pour que la v.a. X admette une fonction de densité il est nécessaire et suffisant qu'elle soit continue et dérivable presque partout. F_X est continue par morceaux, et sur chaque morceau F_X est dérivable, ainsi, F_X est dérivable presque partout. Vérifions la continuité de F_X sur les points de ruptures $(-1, 0 \text{ et } \alpha)$.

Continuité en -1:

$$\lim_{t \to -1^{-}} F_X(t) = \lim_{t \to -1^{-}} 0 = 0$$
$$\lim_{t \to -1^{+}} F_X(t) = \lim_{t \to -1^{+}} (1+t)(1-p) = 0$$

Donc F_X est continue en -1.

Continuité en 0 :

$$\lim_{t \to 0^{-}} F_X(t) = \lim_{t \to 0^{-}} (1+t)(1-p) = 1-p$$

$$\lim_{t \to 0^{+}} F_X(t) = \lim_{t \to 0^{+}} p\sqrt{\frac{t}{\alpha}} + (1-p) = 1-p$$

Donc F_X est continue en 0 et on peut poser $F_X(0) = 1 - p$. Continuité en α :

$$\lim_{t \to \alpha^{-}} F_X(t) = \lim_{t \to \alpha^{-}} p \sqrt{\frac{t}{\alpha}} + (1 - p) = 1$$
$$\lim_{t \to \alpha^{+}} F_X(t) = \lim_{t \to \alpha^{+}} 1 = 1$$

Donc F_X est continue en α .

 F_X est continue sur \mathbb{R} et dérivable presque partout, donc F_X admet une densité que l'on notera f_X .

3. Calculer la densité de X.

Réponse

$$\begin{split} f_X(t) &= \frac{d}{dt} F_X(t) \\ \begin{cases} f_X(t) &= 0 &, t \in]-\infty, -1[\cup]\alpha, +\infty[\\ f_X(t) &= 1-p &, t \in]-1, 0[\\ f_X(t) &= \frac{1}{2\alpha} \frac{p}{\sqrt{\frac{t}{\alpha}}} &, t \in]0, \alpha[\end{cases} \end{split}$$

4. Justifier que X peut s'écrire de la manière suivante :

$$X = \alpha U^2 \mathbb{1}_A - U \mathbb{1}_{\overline{A}}$$

6

Si A se réalise, on a $X=\alpha U^2,$ si A ne se réalise pas (donc si \overline{A} se réalise), on a X=-U. Donc :

$$X = \alpha U^2 \mathbb{1}_A - U \mathbb{1}_{\overline{A}}$$

5. Calculer $\mathbb{E}[X]$. Sous quelle condition portant sur α le pari est-il favorable? Dans les questions suivantes, on suppose que $\alpha = 1$.

Réponse

Le pari est favorable si $\mathbb{E}[X]$ est positif. Calculons $\mathbb{E}[X]$:

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\mathbb{R}} t f_X(t) dt$$

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-1}^0 t (1-p) dt + \int_0^\alpha t \frac{1}{2\alpha} \frac{p}{\sqrt{\frac{t}{\alpha}}} dt$$

$$\mathbb{E}[X] = (1-p) \int_{-1}^0 t dt + \frac{p\sqrt{\alpha}}{2\alpha} \int_0^\alpha t \ t^{-\frac{1}{2}} dt$$

$$\mathbb{E}[X] = (1-p) \left[\frac{t^2}{2} \right]_{-1}^0 + \frac{p\sqrt{\alpha}}{2\alpha} \int_0^\alpha t^{\frac{1}{2}} dt$$

$$\mathbb{E}[X] = -\frac{1-p}{2} + \frac{p\sqrt{\alpha}}{2\alpha} \left[\frac{2}{3} t^{\frac{3}{2}} \right]_0^\alpha$$

$$\mathbb{E}[X] = -\frac{1-p}{2} + \frac{p\alpha}{3}$$

Et:

$$\begin{split} \mathbb{E}[X] &> 0 \\ \iff &-\frac{1-p}{2} + \frac{p\alpha}{3} > 0 \\ \iff &\alpha > \frac{3}{2} \frac{1-p}{p} \end{split}$$

6. Calculer $\mathbb{E}[X^2]$.

Réponse $\text{Ici } \alpha = 1$ $\mathbb{E} \left[X^2 \right] = \int_{\mathbb{R}} t^2 f_X(t) dt$ $\mathbb{E} \left[X^2 \right] = \int_{-1}^0 t^2 (1-p) dt + \int_0^1 t^2 \, \frac{p}{2} t^{-\frac{1}{2}} dt$ $\mathbb{E} \left[X^2 \right] = (1-p) \left[\frac{t^3}{3} \right]_{-1}^0 + \frac{p}{2} \int_0^1 t^{\frac{3}{2}} dt$ $\mathbb{E} \left[X^2 \right] = \frac{1-p}{3} + \frac{p}{2} \left[\frac{2}{5} t^{\frac{5}{2}} \right]_0^1$ $\mathbb{E} \left[X^2 \right] = \frac{1-p}{3} + \frac{p}{5}$

7. Calculer Var[X]. Pour quelle valeur de p la variance est-elle maximale?

$$Var(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$$

$$Var(X) = \frac{1-p}{3} + \frac{p}{5} - \left(-\frac{1-p}{2} + \frac{p}{3}\right)^2$$

$$Var(X) = \frac{1-p}{3} + \frac{p}{5} - \left(\frac{1-2p+p^2}{4} - 2\frac{p-p^2}{6} + \frac{p^2}{9}\right)$$

$$Var(X) = \left(-\frac{1}{4} - \frac{1}{3} - \frac{1}{9}\right)p^2 + \left(-\frac{1}{3} + \frac{1}{5} + \frac{1}{2} + \frac{1}{3}\right)p + \frac{1}{3} - \frac{1}{4}$$

$$Var(X) = -\frac{25}{36}p^2 + \frac{7}{10}p + \frac{1}{12}$$

Le coefficient devant le monôme de degré 2 est négatif, donc la dérivée s'annule bien pour un maximum. Calculons la dérivée de la variance par rapport à p:

$$\frac{d}{dp}\operatorname{Var}(X) = -\frac{25}{18}p + \frac{7}{10}$$

Et:

$$\frac{d}{dp} \text{Var}(X) = 0$$

$$\iff -\frac{25}{18}p + \frac{7}{10} = 0$$

$$\iff \frac{25}{18}p = \frac{7}{10}$$

$$\iff p = \frac{63}{125}$$