

SY01/P03 - Corrigé du MÉDIAN - Partie 1

Exercice 1. Dans cet exercice les questions sont indépendantes.

- 1 Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes de lois uniforme sur $\{0, 1, 2\}$ et $B(2, p)$ respectivement.

En utilisant le produit de convolution calculer $P(X + Y = 2)$.

Réponse :

$$\begin{aligned} P(X + Y = 2) &= \sum_{k=0}^2 P(X = 2 - k, Y = k) = \sum_{k=0}^2 P(X = 2 - k)P(Y = k) \\ &= \frac{1}{3} \sum_{k=0}^2 C_2^k p^k (1 - p)^{2-k} = \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

- 2 Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes, Y de loi $U(0, 1)$ et la densité de X est donnée par

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{8\pi}} \exp\left(-\frac{(x-1)^2}{8}\right), \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Déterminer

- a $E[X + Y]$.

Réponse : Clairement X suit la loi $N(1, 4)$ donc $E[X + Y] = E[X] + E[Y] = 1.5$

- b $E[XY]$.

Réponse : Par indépendance $E[XY] = E[X]E[Y] = 0.5$

- c $E[X^2]$.

Réponse : $E[X^2] = \text{Var}(X) + (E[X])^2 = 5$.

- d $E[X - Y^2]$.

Réponse : $E[X - Y^2] = E[X] - E[Y^2] = 2/3$.

- 3 Soit Y une v.a. de loi $B(p)$ indépendante des v.a. X_i pour $i = 1, 2$ de densité f_i et d'espérance μ_i .

On note $X = YX_1 + (1 - Y)X_2$.

- (a) Exprimer la fonction de répartition de X en fonction de p , f_1 et f_2 .

Réponse : $P(X \leq x) = P(YX_1 + (1 - Y)X_2 \leq x | Y = 0)P(Y = 0) + P(YX_1 + (1 - Y)X_2 \leq x | Y = 1)P(Y = 1) = (1 - p)P(X_2 \leq x) + pP(X_1 \leq x)$, où dans la dernière égalité nous avons utilisé l'indépendance.

- (b) Exprimer $E[X]$ en fonction de p , μ_1 et μ_2 .

Réponse : De la question précédente on a que la densité de X est donnée par $f(x) = pf_1(x) + (1 - p)f_2(x)$. D'où $E[X] = p\mu_1 + (1 - p)\mu_2$.

- 4 Enoncer et démontrer la formule de Bienaymé-Tchebichev pour une variable aléatoire admettant une densité.

Réponse : Voir cours Chapitre 3.

- 5 Enoncer le théorème de la limite centrale.

Réponse : Voir Cours ou Poly Chapitre 4.

SY01/P03 -Corrigé du MÉDIAN - Partie 2

Exercice 2. Soient X et Y deux v.a.r. entières indépendantes, X suivant une loi $B(p)$ et Y suivant une loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$.
Soit Z la variable aléatoire telle que :

$$Z = \begin{cases} 0 & \text{si } X = 0, \\ Y & \text{si } X = 1. \end{cases}$$

1. Exprimer Z en fonction de X et Y .

Réponse : $Z = Y1_{\{X=1\}}$, par exemple ou bien $Z = YX$.

2. Déterminer la loi de Z .

Réponse : $Z(\Omega) = \mathbb{N}$ et donc pour $k \in \mathbb{N}$,

$$P(Z = k) = P(Z = k, X = 0) + P(Z = k, X = 1) = \begin{cases} (1-p) + p \exp(-\lambda) & \text{si } k = 0, \\ p \exp(-\lambda) \frac{\lambda^k}{k!} & \text{si } k \geq 1. \end{cases}$$

3. Calculer $E[Z]$ et $Var(Z)$.

Réponse : $E[Z] = E[Y]P(X = 1) = \lambda p$ et $E(Z^2) = E[Y^2]P(X = 1) = p(\lambda^2 + \lambda)$,
d'où $Var(Z) = \lambda^2 p(1-p) + \lambda p$.

4. Déterminer la fonction génératrice de Z .

Réponse : $g_Z(u) = \sum_{k=0}^{\infty} u^k P(Z = k) = (1-p) + p \exp(-\lambda) + p \exp(-\lambda) \left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(u\lambda)^k}{k!} - 1 \right)$
d'où

$$g_Z(u) = (1-p) + p \exp(-\lambda) + p \exp(-\lambda) (\exp(u\lambda) - 1) = (1-p) + p \exp(-\lambda(1-u)).$$

5. Retrouver $E[Z]$ et $Var(Z)$ à l'aide de la question précédente.

Réponse : $g'_Z(1) = E[Z] = p\lambda$

et $Var(Z) = g_Z''(1) + (g'_Z(1))^2 - (g'_Z(1))^2 = \lambda^2 p(1-p) + \lambda p$.

6. Calculer $P(X = 1|Z = 0)$.

Réponse : $P(X = 1|Z = 0) = \frac{P(X=1, Z=0)}{P(Z=0)} = \frac{P(X=1)P(Y=0)}{P(Z=0)} = \frac{p \exp(-\lambda)}{(1-p) + p \exp(-\lambda)}$.

CHANGER DE FEUILLE

Exercice 3. A un carrefour un signal lumineux est vert pendant une minute puis rouge pendant 0.5 mn et ainsi de suite.

A un instant aléatoire non lié au fonctionnement du signal, une voiture s'approche du carrefour.

Remarque : on peut considérer une succession "feu vert - feu rouge" sur l'intervalle $[0, 1.5]$, en minutes.

1. Avec quelle probabilité la voiture passe le carrefour sans s'arrêter ?

Réponse : Arrivant au hasard et de manière uniforme dans l'intervalle de temps $[0;1.5]$, la probabilité de passer sans s'arrêter est égale à $1/1,5$, soit $2/3$.

2. Soit X le temps d'attente lorsque la voiture arrive au feu rouge. Quelle est la densité de X , son espérance ?

Réponse : Si l'on arrive au feu rouge, le temps d'attente X est une variable aléatoire à valeurs dans $[0;0,5]$ de loi uniforme, sa densité est définie par f_X où :

$$f_X(x) = \frac{1}{1,5 - 0} 1_{[0;0,5]}(x) = 2 1_{[0;0,5]}(x), \quad x \in \mathbb{R}.$$

On a alors $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = 1/4$.

3. Soit T le temps d'attente au carrefour, donner sa fonction de répartition et la représentation graphique de celle-ci.

Réponse : Soient V l'événement "arriver au vert" et $R = \bar{V}$. On a par le théorème des probabilités totales :

$$P(T \leq t) = P(T \leq t|V)P(V) + P(T \leq t|R)P(R) = \frac{2}{3}P(0 \leq t) + \frac{1}{3}P(X \leq t)$$

$$= \begin{cases} 0 & \text{si } t < 0, \\ 2/3 + 2t/3 & \text{si } t \in [0, 0.5], \\ 1 & \text{si } t > 0.5. \end{cases}$$

4. Soient Y une v.a. de loi $B(1/3)$ et X une v.a. de loi $U(0, 0.5)$ indépendantes. Quelle est la loi de XY ? En déduire le temps moyen d'attente au carrefour.

Réponse : On constate que par le théorème des probabilités totales :

$$P(XY \leq x) = P(0 \leq x|Y = 0)P(Y = 0) + P(X \leq x|Y = 1)P(Y = 1) = P(T \leq x).$$

On a donc que XY et T ont même loi, puisqu'elles ont la même fonction de répartition ; elles ont donc la même espérance donnée par :

$$E[T] = E[XY] = E[X]E[Y] = 1/4 \times 1/3 = 1/12.$$