

Corrigé du contrôle no 3, sujet A

Documents et calculatrices interdits. La plus grande importance a été accordée lors de la correction à la justification des réponses. Les exercices sont indépendants.

Exercice 1. Puisque $\mathbb{P}(X = 1) + \mathbb{P}(X = 2) + \mathbb{P}(X = 3) = 1$, nous avons $\mathbb{P}(X = 3) = 1/4$. Nous calculons donc

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \frac{1}{2} \times 1 + \frac{1}{4} \times 2 + \frac{1}{4} \times 3 \\ &= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{3}{4} \\ &= \frac{7}{4}.\end{aligned}$$

Exercice 2.

- (1) Nous notons X_1 le sexe du premier enfant ($X_1 = G$ avec probabilité $1/2$, $X_1 = F$ avec probabilité $1/2$) et X_2 le sexe du deuxième enfant. Nous calculons

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 = X_2 = G | G \in \{X_1, X_2\}) &= \frac{\mathbb{P}(\{X_1 = X_2 = G\} \cap \{G \in \{X_1, X_2\}\})}{\mathbb{P}(G \in \{X_1, X_2\})} \\ &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = X_2 = G)}{\mathbb{P}(G \in \{X_1, X_2\})} \\ &= \frac{(1/4)}{1 - \mathbb{P}(G \notin \{X_1, X_2\})} \\ &= \frac{(1/4)}{1 - (1/4)} = \frac{1}{3}.\end{aligned}$$

- (2) Nous notons I l'indice de l'enfant choisi au hasard ($\mathbb{P}(I = 1) = \mathbb{P}(I = 2) = 1/2$). Nous calculons

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 = X_2 = G | X_I = G) &= \frac{\mathbb{P}(\{X_1 = X_2 = G\} \cap \{X_I = G\})}{\mathbb{P}(X_I = G)} \\ &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = X_2 = G)}{\mathbb{P}(\{I = 1, X_1 = G\} \cup \{I = 2, X_2 = G\})} \\ \text{(réunion d'événements disjoints)} &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = X_2 = G)}{\mathbb{P}(I = 1, X_1 = G) + \mathbb{P}(I = 2, X_2 = G)} \\ \text{(événements indépendants)} &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = X_2 = G)}{\mathbb{P}(I = 1)\mathbb{P}(X_1 = G) + \mathbb{P}(I = 2)\mathbb{P}(X_2 = G)} \\ &= \frac{(1/4)}{(1/2)(1/2) + (1/2)(1/2)} \\ &= \frac{1}{2}.\end{aligned}$$

Exercice 3. Nous notons X_1, X_2, X_3 les résultats des lancers de dé.

- (1) Nous calculons (en utilisant l'indépendance)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1, X_2, X_3 \leq 3) &= \mathbb{P}(X_1 \leq 3)\mathbb{P}(X_2 \leq 3)\mathbb{P}(X_3 \leq 3) \\ &= \left(\frac{3}{6}\right)^3 = \frac{1}{8}.\end{aligned}$$

(2) Nous calculons (en utilisant l'indépendance)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}((X_1, X_2, X_3) \neq (6, 6, 6)) &= 1 - \mathbb{P}((X_1, X_2, X_3) = (6, 6, 6)) \\ &= 1 - \left(\frac{1}{6}\right)^3 \\ &= \frac{215}{216}.\end{aligned}$$

Exercice 4. Nous notons D l'événement « l'expert détecte un trésor » et T l'événement « le coffre contient un trésor ». D'après l'énoncé, nous avons

$$\mathbb{P}(T) = 1/200; \mathbb{P}(D|T) = 0,8; \mathbb{P}(D|T^c) = 0,02.$$

Nous calculons (en utilisant la formule de Bayes et la formule des probabilités totales)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(T|D) &= \frac{\mathbb{P}(D|T)\mathbb{P}(T)}{\mathbb{P}(D)} \\ &= \frac{\mathbb{P}(D|T)\mathbb{P}(T)}{\mathbb{P}(D|T)\mathbb{P}(T) + \mathbb{P}(D|T^c)\mathbb{P}(T^c)} \\ &= \frac{(0,8/200)}{0,8/200 + 0,02 \times 199/200} \\ &= \frac{4 \cdot 10^{-3}}{4 \cdot 10^{-3} + 2 \cdot 10^{-2} - 1 \cdot 10^{-4}} \\ &= \frac{4 \cdot 10^{-3}}{4 \cdot 10^{-3} + 20 \cdot 10^{-3} - 0,1 \cdot 10^{-3}} \\ &= \frac{4}{23,9}.\end{aligned}$$

Exercice 5.

(1) La variable X_1 est à valeurs dans \mathbb{N} . Nous calculons, pour tout n dans \mathbb{N} ,

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 = n) &= \sum_{k \geq n} \mathbb{P}(X = k, X_1 = n) \\ &= \sum_{k \geq n} \mathbb{P}(X_1 = n | X = k) \mathbb{P}(X = k) \\ &= \sum_{k \geq n} C_k^n p^n (1-p)^{k-n} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= \left(\frac{p}{1-p}\right)^n \sum_{k \geq n} (1-p)^k \frac{1}{n!(n-k)!} \lambda^k e^{-\lambda} \\ (\text{changement d'indice}) &= \left(\frac{p}{1-p}\right)^n \frac{1}{n!} (1-p)^n \lambda^n \sum_{i \geq 0} (1-p)^i \lambda^i \frac{e^{-\lambda}}{i!} \\ &= \frac{p^n \lambda^n e^{-\lambda}}{n!}.\end{aligned}$$

Donc X_1 est de loi $\mathcal{P}(p\lambda)$.

- (2) De même que ci-dessus, nous pouvons montrer que $X_2 \sim \mathcal{P}((1-p)\lambda)$. Nous avons $\mathbb{E}(X_1) = p\lambda$, $\mathbb{E}(X_2) = (1-p)\lambda$. Nous calculons

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(X_1 X_2) &= \sum_{k \geq 0} \sum_{n \geq k} k(n-k) \mathbb{P}(X_1 = k, X_2 = n-k) \\
&= \sum_{k \geq 0} \sum_{n \geq k} k(n-k) \mathbb{P}(X_1 = k, X = n) \\
&= \sum_{k \geq 1} \sum_{n \geq k+1} k(n-k) C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \\
&= \sum_{k \geq 1} \sum_{n \geq k+1} \frac{1}{(k-1)!(n-k-1)!} p^k (1-p)^{n-k} \lambda^n e^{-\lambda} \\
(\text{changement d'indice}) &= \sum_{k \geq 1} \frac{p^k}{(k-1)!} (1-p) \lambda^{k+1} \sum_{i \geq 0} \frac{(1-p)^i \lambda^i e^{-\lambda}}{i!} \\
&= \sum_{k \geq 1} \frac{p^k}{(k-1)!} (1-p) \lambda^{k+1} e^{-\lambda} \\
&= \lambda^2 p (1-p) \sum_{k \geq 1} \frac{p^{k-1}}{(k-1)!} \lambda^{k-1} e^{-\lambda} \\
&= \lambda^2 p (1-p).
\end{aligned}$$

Donc $\text{Cov}(X_1, X_2) = 0$.

- (3) Pour tout k dans \mathbb{N} et $n \geq k$, nous avons

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(X_1 = k, X_2 = n-k) &= \mathbb{P}(X_1 = k, X = n) \\
&= C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \\
&= \frac{p^k (1-p)^{n-k} \lambda^n e^{-\lambda}}{k!(n-k)!}, \\
\mathbb{P}(X_1 = k) \mathbb{P}(X_2 = n-k) &= \frac{(p\lambda)^k e^{-p\lambda}}{k!} \times \frac{(p\lambda)^{n-k} e^{-(1-p)\lambda}}{(n-k)!} \\
&= \mathbb{P}(X_1 = k, X_2 = n-k).
\end{aligned}$$

Donc X_1 et X_2 sont indépendants.