

Devoir libre n°11

Correction

Exercice : 1

Notons $E = A \cap B$, $A' = A \setminus E$, $B' = B \setminus E$ et $F = \Omega \setminus (A \cup B)$. On a alors partitionné Ω en quatre parties disjointes. De

$$A = A' \cup E, B = B' \cup E \text{ et } F = \Omega \setminus (A' \cup B' \cup E)$$

il vient :

$$\begin{aligned} p(A \cap B) - p(A)p(B) &= p(E) - [p(E) + p(A')] [p(E) + p(B')] \\ &= p(E) [1 - p(E) - p(A') - p(B')] - p(A')p(B') \\ &= p(E)p(F) - p(A')p(B') \end{aligned}$$

Notant alors $x = p(E)$, $y = p(F)$, $z = p(A')$ et $t = p(B')$, on est ramené à prouver que

$$\forall (x, y, z, t) \in (\mathbb{R}^+)^4, \quad x + y + z + t = 1 \implies |xy - zt| \leq \frac{1}{4}$$

et à caractériser le cas d'égalité.

Notons que, x et y étant deux réels positifs de somme inférieure à 1, le produit xy est nécessairement inférieur ou égal à $\frac{1}{4}$. En effet si $(x, y) \in \{x \geq 0, y \geq 0, x + y \leq 1\}$, alors $0 \leq xy \leq x(1-x)$ et la fonction $x \mapsto x(1-x)$ atteint son maximum en $\frac{1}{2}$ et vaut $\frac{1}{4}$.

Le raisonnement étant le même pour zt , xy et zt sont deux nombres compris entre 0 et $\frac{1}{4}$. Leur différence est donc comprise entre $-\frac{1}{4}$ et $\frac{1}{4}$, ce qui démontre l'inégalité.

Les cas d'égalité correspondent aux cas où l'un des deux produits vaut $\frac{1}{4}$ et l'autre 0, soit :

- $p(E) = p(F) = \frac{1}{2}$, et donc $p(A') = p(B') = 0$, auquel cas A et B sont (presque sûrement) confondus et de probabilité $\frac{1}{2}$.
- $p(A') = p(B') = \frac{1}{2}$, et donc $p(E) = p(F) = 0$, auquel cas A et B sont (presque sûrement) disjoints, et tous deux de probabilité $\frac{1}{2}$.

Remarquons pour finir que le minimum de la quantité étudiée est évidemment 0, et correspond au cas où A et B sont indépendants.

Exercice : 2

1. D_1 est l'événement « choisir le dé D_1 », c'est donc l'événement « obtenir pile », on en déduit :

$$P(D_1) = \frac{1}{3}.$$

D_2 est l'événement « choisir le dé D_2 », c'est donc l'événement « obtenir face », on en déduit :

$$P(D_2) = \frac{2}{3}.$$

On choisit un dé parmi le dé 1 et le dé 2 et on ne choisit qu'un seul dé, on en déduit que (D_1, D_2) est un système complet d'événements.

2. Soient n un entier naturel non nul et R_n l'événement « on a obtenu une face rouge au n -ème lancer ».

(a) Si D_1 lieu, on utilise un dé avec 6 faces dont 4 rouges, on en déduit :

$$P_{D_1}(R_n) = \frac{4}{6}.$$

(b) Si D_2 lieu, on utilise un dé avec 6 faces dont 2 rouges, on en déduit :

$$P_{D_2}(R_n) = \frac{2}{6}.$$

3. (D_1, D_2) étant un système complet d'événement et $P(D_1) \times P(D_2) \neq 0$, on peut affirmer, d'après la formule des probabilités totales que :

$$\begin{aligned} P(R_1) &= P_{D_1}(R_1) \times P(D_1) + P_{D_2}(R_1) \times P(D_2) \\ &= \frac{4}{6} \times \frac{1}{3} + \frac{2}{6} \times \frac{2}{3} = \frac{4}{9}. \end{aligned}$$

4. Une fois le dé choisi, les lancers deviennent indépendants, on en déduit :

$$P_{D_1}(R_1 \cap R_2) = P_{D_1}(R_1) \times P_{D_1}(R_2).$$

De même, on a $P_{D_2}(R_1 \cap R_2) = P_{D_2}(R_1) \times P_{D_2}(R_2)$. En utilisant de nouveau la formule des probabilités totales avec le système complet d'événement (D_1, D_2) , on a :

$$\begin{aligned} P(R_1 \cap R_2) &= P_{D_1}(R_1 \cap R_2) \times P(D_1) + P_{D_2}(R_1 \cap R_2) \times P(D_2) \\ &= P_{D_1}(R_1) \times P_{D_1}(R_2) \times \frac{1}{3} + P_{D_2}(R_1) \times P_{D_2}(R_2) \times \frac{2}{3} \\ &= \left(\frac{4}{6}\right)^2 \times \frac{1}{3} + \left(\frac{2}{6}\right)^2 \times \frac{2}{3} = \frac{2}{9}. \end{aligned}$$

5. (a) Soit n un entier naturel non nul. Une fois le dé choisi, les lancers deviennent indépendants, on en déduit :

$$\left\{ \begin{array}{l} P_{D_1}(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) = P_{D_1}(R_1) \times P_{D_1}(R_2) \times \dots \times P_{D_1}(R_n) \\ \quad = \frac{4}{6} \times \frac{4}{6} \times \dots \times \frac{4}{6} \\ \quad = \left(\frac{4}{6}\right)^n \\ P_{D_2}(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) = P_{D_2}(R_1) \times P_{D_2}(R_2) \times \dots \times P_{D_2}(R_n) \\ \quad = \frac{2}{6} \times \frac{2}{6} \times \dots \times \frac{2}{6} \\ \quad = \left(\frac{2}{6}\right)^n \end{array} \right.$$

En utilisant de nouveau la formule des probabilités totales avec le système complet d'événement (D_1, D_2) , on a :

$$\begin{aligned} P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) &= P_{D_1}(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) \times P(D_1) + P_{D_2}(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) \times P(D_2) \\ &= \left(\frac{4}{6}\right)^n \times \frac{1}{3} + \left(\frac{2}{6}\right)^n \times \frac{2}{3} \\ &= \frac{2^n}{3^{n+1}} + \frac{2}{3^{n+1}} \\ &= \frac{2^n + 2}{3^{n+1}} \end{aligned}$$

(b) Comme $P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) \neq 0$, on a :

$$\begin{aligned} P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(R_{n+1}) &= \frac{P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n \cap R_{n+1})}{P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n)} \\ &= \frac{2^{n+1} + 2}{3^{n+2}} \\ &= \frac{2^{n+1} + 2}{3^{n+1}} \\ &= \frac{(2^{n+1} + 2) \times (3^{n+1})}{3^{n+2} \times (2^n + 2)} \\ &= \frac{2^n + 1}{3 \times (2^{n-1} + 1)} \end{aligned}$$

6. (a) $P(R_1 \cap R_2) \neq 0$ et $P(D_1) \neq 0$. D'après la formule de Bayes, on a donc :

$$\begin{aligned} P_{R_1 \cap R_2}(D_1) &= \frac{P_{D_1}(R_1 \cap R_2) \times P(D_1)}{P(R_1 \cap R_2)} \\ &= \frac{\left(\frac{4}{6}\right)^2 \times \frac{1}{3}}{\frac{2}{9}} = \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

(b) Soit n un entier naturel non nul. $P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) \neq 0$ et $P(D_1) \neq 0$. D'après la formule de Bayes, on a donc :

$$\begin{aligned} P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(D_1) &= \frac{P_{D_1}(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n) \times P(D_1)}{P(R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n)} \\ &= \frac{\left(\frac{4}{6}\right)^n \times \frac{1}{3}}{\frac{2^n + 2}{3^{n+1}}} \\ &= \frac{2^n \times 3^{n+1}}{3^n \times 3 \times (2^n + 2)} \\ &= \frac{2^n}{2^n + 2} \end{aligned}$$

7. Soit n un entier naturel non nul. On a vu que :

$$P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(D_1) = \frac{2^n}{2^n + 2}.$$

On a vu aussi que :

$$P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(R_{n+1}) = \frac{2^n + 1}{3 \times (2^{n-1} + 1)}.$$

On a :

$$\begin{aligned} P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(D_1) \geq P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(R_{n+1}) &\Leftrightarrow \frac{2^n}{2^n + 2} \geq \frac{2^n + 1}{3 \times (2^{n-1} + 1)} \\ &\Leftrightarrow 3 \times (2^{n-1} + 1) \times 2^n \geq (2^n + 1)(2^n + 2) \\ &\Leftrightarrow 3 \times (2^n + 2) \times 2^{n-1} \geq (2^n + 1)(2^n + 2) \\ &\Leftrightarrow 3 \times 2^{n-1} \geq 2^n + 1 \\ &\Leftrightarrow 3 \times 2^{n-1} \geq 2 \times 2^{n-1} + 1 \\ &\Leftrightarrow 2^{n-1} \geq 1 \end{aligned}$$

Or n est supérieur à 1 donc $2^{n-1} \geq 1$. Par les équivalences précédentes, on peut donc affirmer que :

$$P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(D_1) \geq P_{R_1 \cap R_2 \cap \dots \cap R_n}(R_{n+1}).$$

●●●●●●●●