

Correction Partie 1

L3 - Proba (1)
2018/2019

Exercice 2:

1) On suppose que le tirage des trois flacons se fait simultanément.

on note $E = \{e_1, \dots, e_{18}\}$ l'ensemble des 18 flacons de sang numérotés

$$\Omega = \{ (e_{i_1}, e_{i_2}, e_{i_3}) / 1 \leq i_1 < i_2 < i_3 \leq 18 \}$$

(Rem: si on tient compte de l'ordre on a alors

$$\tilde{\Omega} = \{ (e_{i_1}, e_{i_2}, e_{i_3}) / i_1 \neq i_2 \neq i_3 \text{ et } (i_1, i_2, i_3) \in \llbracket 1, 18 \rrbracket^3 \}$$

Ω est fini donc on peut prendre $\mathcal{L} = \mathcal{P}(\Omega)$.

Enfin les tirages sont équiprobables donc P est la loi probabilité uniforme sur Ω .

nb: $\text{Card}(\Omega) = C_{18}^3$ nb de parties à 3 éléments dans un ensemble à 18 éléments.

2) a) Il n'y a que les groupes O et A qui ont au moins 3 flacons

donc $P(\text{"3 flacons du même groupe"}) = P(\text{"3 flacons O"}) + P(\text{"3 flacons A"})$

$$= \frac{C_4^3}{C_{18}^3} + \frac{C_4^3}{C_{18}^3}$$

b) $P(\text{"Au moins 1 flacon A"}) = 1 - P(\text{"aucun flacon A"}) = 1 - \frac{C_{14}^3}{C_{18}^3}$

car il y a 14 flacons qui ne sont pas du groupe A.

$$\begin{aligned}
 c) P(\text{"3 groupes \neq"}) &= P(\text{"groupes D, A et B"}) + P(\text{"groupes O, A et B"}) \\
 &+ P(\text{"groupes O, B et A"}) + P(\text{"groupes A, B et A"}) \\
 &= \frac{11 \times 4 \times 2}{C_{18}^3} + \frac{11 \times 4 \times 1}{C_{18}^3} + \frac{11 \times 2 \times 1}{C_{18}^3} + \frac{4 \times 2 \times 1}{C_{18}^3}
 \end{aligned}$$

Exercice 3

1) première méthode: $X(\Omega) = \{0, 1\}$ $Y(\Omega) = [0, m]$

donc $(X+Y)(\Omega) = [0, m+1]$

soit $k \in [0, m+1]$

$$\begin{aligned}
 P(X+Y=k) &= P(X=0, Y=k) + P(X=1, Y=k-1) \\
 &= \begin{cases} P(X=0)P(Y=0) = (1-p)^{m+1} & \text{si } \underline{k=0} \\ P(X=1)P(Y=m) = p^{m+1} & \text{si } \underline{k=m+1} \end{cases} \\
 &\quad \text{par indépendance de X et Y.}
 \end{aligned}$$

si $k \in [1, m]$

$$\begin{aligned}
 P(X+Y=k) &= P(X=0)P(Y=k) + P(X=1)P(Y=k-1) \\
 &= (1-p) C_m^k p^k (1-p)^{m-k} + p C_m^{k-1} p^{k-1} (1-p)^{m+1-k} \\
 &= (C_m^k + C_m^{k-1}) p^k (1-p)^{m+1-k} \\
 &= C_{m+1}^k p^k (1-p)^{m+1-k} \quad \text{d'après la formule du triangle de Pascal.}
 \end{aligned}$$

donc $X+Y \sim \mathcal{B}(m+1, p)$

2^{me} méthode:

(3)

Y a même loi que $\sum_{i=1}^m X_i$ avec X_1, \dots, X_m i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$.
 X et Y sont indépendantes donc X, X_1, \dots, X_m indépendantes.

$X+Y = \sum_{i=1}^m X_i + X$ somme de $m+1$ v.a. i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$, donc

$$X+Y \sim \mathcal{B}(m+1, p).$$

2) $Z(\Omega) = \llbracket 0, m \rrbracket$.

Soit $k \in \llbracket 0, m \rrbracket$.

$$\begin{aligned} \text{si } k \neq 0, \quad P(Z=k) &= P(XY=k) = P(X=1, Y=k) \\ &= P(X=1)P(Y=k) \text{ par indépendance} \\ &= p \binom{m}{k} p^k (1-p)^{m-k} \\ &= \binom{m}{k} p^{k+1} (1-p)^{m-k} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{et } P(Z=0) &= P(X=0 \text{ ou } Y=0) = P(X=0) \cup \{Y=0, X \neq 0\} \\ &= P(X=0) + P(Y=0, X \neq 0) \\ &= (1-p) + P(Y=0)P(X \neq 0) = (1-p) + (1-p)^m p \end{aligned}$$

3) $\mathbb{E}[Z]$ et $\text{Var}(Z)$ bien définies.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z] &= \mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] \text{ par indépendance} \\ &= p \times m p = m p^2. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z^2] &= \mathbb{E}[X^2 Y^2] = \mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y^2] \\ &= p \times (\text{Var}(Y) + \mathbb{E}[Y]^2) = p \times (m p (1-p) + (m p)^2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Z) &= E[Z^2] - E[Z]^2 = mp^2(1-p) + m^2p^3 - m^2p^4 \\ &= mp^2(1-p) + m^2p^3(1-p) \\ &= mp^2(1-p)(1+mp) \end{aligned}$$

(9)

$$\begin{aligned} 4) P(T=0, Z=0) &= P(X+Y=0, XY=0) = P(X=0, Y=0) \\ &= (1-p)^{m+3} \text{ par indépendance} \end{aligned}$$

$$5) P(T=0, Z=0) = P(T=0) \neq 0 \text{ si } \underline{p \neq 1}.$$

$$\text{ou } P(Z=0) < 1 \text{ si } p \neq 0$$

Donc $P(T=0, Z=0) \neq P(T=0)P(Z=0)$ et ainsi T et Z ne sont pas indépendants.

Si $p=0$, $X=0=Y$ constantes donc indépendants.

Si $p=1$, $X=m$, $Y=0$ — — — — —

Exercice 1:

$$1) \sum_{k=1}^K P(X_B = k) = C \sum_{k=1}^K \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} = C \left(1 - \frac{1}{K+1} \right)$$

avec télescopique.

$$\text{Donc } \sum_{k=1}^{+\infty} P(X_B = k) = C \lim_{K \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{1}{K+1} \right) = C$$

i.e. C=1. Avec C=1, on a également $P(X_B = k) > 0 \forall k \in \mathbb{N}^*$.

2) $E[X_A]$ existe car X_A v.a. positive.

$$E[X_A] = \sum_{k=1}^{+\infty} k e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \sum_{k=0}^{+\infty} (k+1) e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$= \sum_{k'=0}^{+\infty} k' e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'}}{k'!} + \sum_{k'=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'}}{(k'!)} = \lambda + 1.$$

$$= \lambda \sum_{k''=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k''}}{k''!} = \lambda$$

$$E[X_\lambda^2] = \sum_{k=1}^{+\infty} k^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \sum_{k'=0}^{+\infty} (k'+1)^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'}}{k'!} = \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k'=0}^{+\infty} \frac{\lambda^{k'}}{k'!} e^{\lambda}$$

$$= \sum_{k'=0}^{+\infty} (k')^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'}}{(k'!)} + 2 \sum_{k'=0}^{+\infty} k' e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'}}{(k'!)} + \sum_{k'=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'}}{(k'!)} = 1$$

$$= \lambda \sum_{k'=1}^{+\infty} k' e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k'-1}}{(k'-1)!} = 2\lambda \quad (\text{calcul précédent})$$

$$= E[X_\lambda] = \lambda + 1$$

$$= \lambda(\lambda+1) + 2\lambda + 1$$

$$\text{Var}(X_\lambda^2) = \lambda^2 + 3\lambda + 1 - (\lambda+1)^2 = \lambda$$

X_B v.o. positive donc $E[X_B]$ existe.

$$E[X_B] = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k}{k(k+1)} = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k+1} = +\infty$$

Termes général série divergente.

3/a) $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$.

$k \in \mathbb{N}^*$,

$$P(X=k) = P(X=k | \text{université A}) P(\text{université A}) + P(X=k | \text{université B}) P(\text{université B})$$

d'après la formule des probabilités totales.

$$P(X=k) = P(X_A=k) \frac{1}{2} + P(X_B=k) \frac{1}{2}$$

$$= \frac{1}{2} \left[e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} + \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right]$$

$$b) P(\text{Université A} | X=k) = \frac{P(\text{Université A et } X=k)}{P(X=k)}$$

$$= \frac{P(X=k | \text{Université A}) P(\text{Université A})}{P(X=k)}$$

$$= \frac{\frac{1}{2} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!}}{\frac{1}{2} \left[e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} + \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right]}$$

#

6