

## Correction DM 05 Probas

### EXERCICE 1

$p$ : proba d'être contaminé  
 $N$ : VA qui compte le nb de clients contaminés

1) on veut déterminer la loi de  $N$

$N \sim \mathcal{B}(n, p)$        $n$ : nb de clients rencontrés  
                                  $p$ : proba d'être contaminé

preuve: on nomme  $X_i$ , la variable aléatoire qui vaut:  
1 si la  $i$ ème personne est contaminée  
0 sinon

par hypothèse

- $X_i \sim \mathcal{B}(p)$
- $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  sont indépendantes
- $N = \sum_{i=1}^n X_i$  donc  $N$  est la somme de  $n$  VA de Bernoulli, donc  $N \sim \mathcal{B}(n, p)$

2)  $C$ : "le commercial est contaminé à la fin de la journée"

$$\text{soit } k \leq n, \quad P(N=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

D'après la loi des proba totales:

$$P(\bar{C}) = \sum_{k=0}^n P(\bar{C} | N=k) P(N=k)$$

car  $\{N=k, k \in [0, n]\}$  forme un SCE (système complet d'événements)

$$P(\bar{C}) = \sum_{k=0}^n \left(\frac{1}{3}\right)^k \times \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$\text{car } P(\bar{C} | N=k) = \underbrace{\frac{1}{3} \times \dots \times \frac{1}{3}}_{k \text{ fois (nb de personnes contaminées)}} = \left(\frac{1}{3}\right)^k$$

$$P(\bar{C}) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \left(\frac{p}{3}\right)^k (1-p)^{n-k} = \left(\frac{p}{3} + (1-p)\right)^n$$

$$\underline{P(\bar{C}) = \left(1 - \frac{2}{3}p\right)^n}$$

autre solution:

on note  $Y_i$  la VA qui vaut 1 si la  $i$ ème personne contamine le commercial, 0 sinon

$$P(Y_i = 1) = \frac{2}{3}p$$

$$\begin{aligned} \text{alors } P(Y_1 = 0, Y_2 = 0, \dots, Y_n = 0) &= \prod_{i=1}^n P(Y_i = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{2}{3}p\right) \\ &= \left(1 - \frac{2}{3}p\right)^n \end{aligned}$$

$$\text{problème: } P_{Y_1=1}(Y_2=1) = 0$$

(si la 1ère personne a contaminé le commercial, la 2ème personne ne le fait pas)

$$\begin{aligned} \text{par la formule des probas composées,} \\ P(Y_1=0 \cap Y_2=0 \cap \dots \cap Y_n=0) &= P(Y_1=0) \times P_{Y_1=0}(Y_2=0) \\ &\quad \times \dots \times P_{Y_1=\dots=Y_{n-1}} = 0 \end{aligned}$$

$$\text{or } P(Y_1=0) = 1 - P(Y_1=1) = 1 - p \times \frac{2}{3}$$

$$P_{Y_1=0}(Y_2=0) = 1 - P_{Y_1=0}(Y_2=1) = 1 - p \times \frac{2}{3} \text{ etc}$$

on a le même résultat

## EXERCICE 2

$$U \sim U_{[1, n]}$$

$$V \sim U_{[1, n]}$$

1) ces variables ne sont pas indépendantes car  $P(m=n, M=1) = 0 \neq P(m=n)P(M=1)$

2)  $m$  est à valeur dans  $[1, n]$

soit  $a \in [1, n]$

$$\begin{aligned} P(m=a) &= P(U=a, V=a) + P(U=a, V>a) \\ &\quad + P(U>a, V=a) \end{aligned}$$

$$P(m=a) = P(U=a, V=a) + 2 \sum_{b>a}^n P(U=a, V=b)$$

car  $U$  et  $V$  suivent la même loi

$$\begin{aligned} \text{or } P(U=a, V=a) &= P(U=a) P(V=a) \text{ par indépendance} \\ &= \frac{1}{n} \times \frac{1}{n} = \frac{1}{n^2} \end{aligned}$$

$$\text{et } \sum_{b>a}^n P(U=a, V=b) = \frac{n-a}{n^2}$$

$$P(m=a) = \frac{1}{n^2} + \frac{2(n-a)}{n^2} = \frac{2n-2a+1}{n^2}$$

$$\begin{aligned} E(m) &= \sum_{a=1}^n a P(m=a) \\ &= \sum_{a=1}^n a \times \frac{2n-2a+1}{n^2} \\ &= \sum_{a=1}^n a \frac{(2n+1)}{n^2} - \sum_{a=1}^n \frac{2a^2}{n^2} \\ &= \frac{n(n+1)}{2} \times \frac{(2n+1)}{n^2} - \frac{2}{n^2} \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \\ E(m) &= \frac{(n+1)(2n+1)}{6n} \end{aligned}$$

$$3) U+V = m+M$$

$$\text{donc } E(U+V) = E(m+M)$$

$$E(M) = E(U) + E(V) - E(m) \text{ par linéarité de l'espérance}$$

$$\text{or } E(U) = \sum_{k=1}^n k P(U=k) = \frac{n+1}{2}$$

$$\text{donc } E(M) = n+1 - \frac{(n+1)(2n+1)}{6}$$

$$E(M) = n+1 \left( \frac{4n-1}{6n} \right)^6$$

4)  $(m, M)$  est à valeurs dans  $\llbracket 1, n \rrbracket^2$   
 $(a, b) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$

$$P(m=a, M=b) = \begin{cases} 0 & \text{si } a > b \\ \frac{1}{n^2} & \text{si } a = b \text{ car } P(m=a, M=b) \\ & = P(U=a, V=a) \\ \frac{2}{n^2} & \text{sinon car } P(m=a, M=b) \\ & = P(U=a, V=b) + \\ & P(U=b, V=a) \end{cases}$$

### EXERCICE 3

$$1) Y_i(\Omega) \subset \{0, 1\}$$

$$\begin{aligned} P(X_i = 1) &= P(X_i = 1, X_{i+1} = 1) \\ &= P(X_i = 1) P(X_{i+1} = 1) \\ &= p^2 \end{aligned}$$

$$\text{donc } P(Y_i = 0) = 1 - p^2 \text{ donc } Y_i \sim \mathcal{B}(p^2)$$

$$\begin{aligned} 2) E(Y_i) &= p^2 \\ V(Y_i) &= p^2(1 - p^2) \end{aligned} \quad \left. \vphantom{\begin{aligned} E(Y_i) \\ V(Y_i) \end{aligned}} \right\} \text{résultats de cours}$$

$$\begin{aligned} \text{si } i \neq j \\ \text{Cov}(Y_i, Y_j) &= E(Y_i Y_j) - E(Y_i)E(Y_j) \\ &= E(X_i X_{i+1} X_j X_{j+1}) - E(X_i)E(Y_j) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{si } i = j+1, \text{ Cov}(Y_i, Y_j) &= E(X_i^2 X_{i+1} X_{i-1}) - p^4 \\ &= E(X_i X_{i+1} X_{i-1}) - p^4 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{si } X \sim \mathcal{B}(p), X^2 = X &= E(X_i)E(X_{i+1})E(X_{i-1}) - p^4 \\ &= p^3 - p^4 \\ &= \underline{p^3(1-p)} \end{aligned}$$

$$\text{si } i+1 = j, \text{ on trouve le même résultat} \\ \text{Cov}(Y_i, Y_j) = \underline{p^3(1-p)}$$

$$\text{sinon, } \text{Cov}(Y_i, Y_j) = E(X_i)E(X_{i+1})E(X_j)E(X_{j+1}) - p^4 \\ = \underline{0}$$

3) on calcule l'espérance de  $F_n$

$$\begin{aligned} E(F_n) &= \frac{1}{n} E(S_n) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(Y_i) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p^2 \\ &= p^2 \end{aligned}$$

par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev

$$P(|F_n - p^2| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(F_n)}{\varepsilon^2}$$

$$\approx V(F_n) = V\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i\right)$$

$$= \frac{1}{n^2} V\left(\sum_{i=1}^n Y_i\right)$$

$$= \frac{1}{n^2} \left( \sum_{i=1}^n V(Y_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{cov}(Y_i, Y_j) \right)$$

$$= \frac{1}{n^2} \left( \sum_{i=1}^n p^2(1-p^2) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \text{cov}(Y_i, Y_{i+1}) \right)$$

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

$$\xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

donc par encadrement  $P(|F_n - p^2| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$

#### EXERCICE 4

on note  $Y$  l'une choisie

$$Y \sim U_{[1, N]}, \quad P(Y=i) = \frac{1}{N}$$

$(Y=1, \dots, Y=N)$  forme un SCE

on note  $X$  la boule choisie à valeur dans  $[1, N]$

la loi de  $X$  conditionnée à l'événement  $Y=i$  est uniforme sur  $[1, i]$

(par formule des probabilités totales

$$\text{soit } k \in [1, N] \quad P(X=k) = \sum_{i=1}^N P((X=k) \cap (Y=i))$$

$$= \sum_{i=k}^N P(X=k) \cdot P(Y=i)$$

= 0 si  $k > i$

$$P(X=k) = \frac{1}{N} \sum_{i=k}^N \frac{1}{i}$$

## EXERCICES

$$p, q \in [0, 1] \text{ tq } p+q=1$$

$$X(\Omega) = [0, n]$$

$$Y(\Omega) = [1, n]$$

$$1) \forall i, j \in [0, n]$$

$$\begin{aligned} \text{si } j=0 \quad P(X=0) &= \sum_{k=1}^n P(X=0, Y=k) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{q^n}{n} = \underline{q^n} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{sinon } P(X=j) &= \sum_{k=1}^n P(X=j, Y=k) \\ &= P(X=j, Y=j) \\ &= \binom{n}{j} p^j q^{n-j} \end{aligned}$$

$$\text{or } q = 1 - p$$

$$P(X=j) = \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j}$$

$$X \sim \mathcal{B}(n, p)$$

$$\begin{aligned} \forall k \in [1, n] \quad P(Y=k) &= \sum_{j=0}^n P(X=j, Y=k) \\ &= P(X=0, Y=k) + \sum_{j=1}^n P(X=j, Y=k) \\ &= \underline{\frac{q^n}{n} + \binom{n}{k} p^k q^{n-k}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Y) &= \sum_{k=1}^n k P(Y=k) \\ &= \sum_{k=1}^n k \frac{q^n}{n} + k \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \\ &= \frac{n+1}{2} q^n + \sum_{k=1}^n n \binom{n-1}{k-1} p^k q^{n-k} \\ &= \frac{n+1}{2} q^n + n \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1+1} q^{(n-1)-(k-1)} \\ &= \frac{n+1}{2} q^n + np \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} p^j q^{(n-1)-j} \\ &= \frac{n+1}{2} q^n + np(p+q)^{n-1} \\ &= \underline{\frac{n+1}{2} q^n + np} \end{aligned}$$

$k \binom{n}{k} = n \binom{n-1}{k-1}$   
lemme des chefs

$$2) n_j = 1 \text{ et } k = 2$$

$$P(X=j, Y=k) = 0 \neq P(X=j)P(Y=k)$$

donc  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes

$$3) P(Y=k | X=j) = \frac{P(X=j \cap Y=k)}{P(X=j)}$$

$$\underline{n_j = 0} : P(Y=k | X=0) = \frac{q^n}{q^n} = \underline{\underline{\frac{1}{n}}}$$

$$\underline{n_j \neq 0} : \begin{array}{l} \rightarrow k \neq j \quad P(Y=k | X=j) = \underline{\underline{0}} \\ \rightarrow k = j \quad P(Y=k | X=j) = \underline{\underline{1}} \end{array}$$