

## T.D. IV - Variables aléatoires discrètes

### I - Lois usuelles finies

**Solution de l'exercice 1.** Soit  $\omega \in \Omega$ .

Comme  $Y_n(\omega)$  est un produit de réels valant soit 0 soit 1, alors  $Y_n(\omega) \in \{0, 1\}$ . Ainsi,  $Y_n$  suit une loi de Bernoulli.

De plus,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Y_n = 1) &= \mathbf{P}\left(\prod_{i=1}^n X_i = 1\right) \\ &= \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i = 1\}\right) \\ &= \prod_{i=1}^n \mathbf{P}(X_i = 1), \text{ car les v.a. sont indépendantes} \\ &= p^n. \end{aligned}$$

Finalement,  $Y_n \hookrightarrow \mathcal{B}(p^n)$ . □

**Solution de l'exercice 2.** Remarquons que  $N$  peut prendre les valeurs  $0, 1, \dots, n$ , soit

$$N(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket.$$

De plus,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(N = 0) &= \mathbf{P}(\forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, X_i = 1) \\ &= \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i = 1\}\right) \\ &= \prod_{i=1}^n \mathbf{P}(X_i = 1), \text{ car les v.a. sont indépendantes} \\ &= \frac{1}{n!} \\ \mathbf{P}(N = k) &= \mathbf{P}(\forall i \in \llbracket 1, k-1 \rrbracket, X_i = 1 \text{ ET } X_k = 0) \\ &= \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^{k-1} \{X_i = 1\} \cap \{X_k = 0\}\right) \\ &= \left(\prod_{i=1}^{k-1} \mathbf{P}(X_i = 1)\right) \times \mathbf{P}(X_k = 0), \text{ car les v.a. sont indépendantes} \\ &= \frac{1}{(k-1)!} \left(1 - \frac{1}{k}\right) \\ &= \frac{k-1}{k!}. \end{aligned}$$

□

### II - Variables aléatoires finies

**Solution de l'exercice 3.**

1. En notant  $\alpha$  le coefficient de proportionnalité, pour tout  $i \in \llbracket 1, 4 \rrbracket$ ,

$$\mathbf{P}(X = i) = \alpha i.$$

Or,  $\sum_{i=1}^4 \mathbf{P}(X = i) = 1$ . Ainsi,

$$\alpha(1 + 2 + 3 + 4) = 1$$

$$\alpha = \frac{1}{10}.$$

Finalement,

$$\forall i \in \llbracket 1, 4 \rrbracket, \mathbf{P}(X = i) = \frac{i}{10}.$$

2. D'après la définition de l'espérance,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[X] &= \sum_{i=1}^4 i \mathbf{P}(X = i) \\ &= \sum_{i=1}^4 i \times \frac{i}{10} \\ &= \frac{1}{10} \sum_{i=1}^4 i^2 \\ &= \frac{1}{10} \times \frac{4(4+1)(2 \times 4 + 1)}{6} \\ &= \frac{4 \times 5 \times 9}{10 \times 6} = 3. \end{aligned}$$

D'après le théorème de transfert,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[X^2] &= \sum_{i=1}^4 i^2 \mathbf{P}(X = i) \\ &= \sum_{i=1}^4 \frac{i^3}{10} \\ &= \frac{1}{10} \times \left( \frac{4(4+1)}{2} \right)^2 \\ &= \frac{4^2 \times 5^2}{10 \times 4} \\ &= 10. \end{aligned}$$

Ainsi, d'après la formule de Koenig-Huygens,

$$\mathbf{V}(X) = \mathbf{E}[X^2] - \mathbf{E}[X]^2 = 10 - 3^2 = 1.$$

3. D'après le théorème de transfert,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}\left[\frac{1}{X}\right] &= \sum_{i=1}^4 \frac{1}{i} \mathbf{P}(X = i) \\ &= \sum_{i=1}^4 \frac{1}{i} \times \frac{i}{10} \\ &= \frac{1}{10} \sum_{i=1}^4 1 = \frac{2}{5}. \end{aligned}$$

□

#### Solution de l'exercice 4.

1. Comme il y a exactement 3 boules noires, la première boule rouge apparaîtra au moins au 4<sup>e</sup> tirage. Ainsi,  $X(\Omega) = \{1, 2, 3, 4\}$ .

\* La probabilité qu'une boule rouge soit tirée lors du premier tirage est égale à

$$\mathbf{P}(X = 1) = \frac{7}{10}.$$

\* En utilisant la formule des probabilités composées et en notant  $N_i$  (resp.  $R_i$ ) l'événement « une boule noire (resp. rouge) est tirée au  $i^{\text{e}}$  tirage »,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = 2) &= \mathbf{P}(N_1 \cap R_2) = \mathbf{P}(N_1) \mathbf{P}_{N_1}(R_2) \\ &= \frac{3}{10} \times \frac{7}{9} = \frac{7}{30}. \end{aligned}$$

\* En utilisant la formule des probabilités composées et les notations précédentes,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = 3) &= \mathbf{P}(N_1 \cap N_2 \cap R_3) = \mathbf{P}(N_1) \mathbf{P}_{N_1}(N_2) \mathbf{P}_{N_1 \cap N_2}(R_3) \\ &= \frac{3}{10} \times \frac{2}{9} \times \frac{7}{8} = \frac{7}{120}. \end{aligned}$$

- \* En utilisant la formule des probabilités composées et les notations précédentes,

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(X = 4) &= \mathbf{P}(N_1 \cap N_2 \cap N_3 \cap R_4) \\ &= \mathbf{P}(N_1) \mathbf{P}_{N_1}(N_2) \mathbf{P}_{N_1 \cap N_2}(N_3) \mathbf{P}_{N_1 \cap N_2 \cap N_3}(R_4) \\ &= \frac{3}{10} \times \frac{2}{9} \times \frac{1}{8} \times \frac{7}{7} = \frac{1}{120}.\end{aligned}$$

On peut résumer la loi de  $X$  dans le tableau suivant :

$$\mathbf{P}([X = k]) \quad \left| \begin{array}{c|c|c|c|c} k & 1 & 2 & 3 & 4 \\ \hline & \frac{7}{10} & \frac{7}{30} & \frac{7}{120} & \frac{1}{120} \end{array} \right|$$

2. D'après la définition de l'espérance,

$$\begin{aligned}\mathbf{E}[X] &= \sum_{i=1}^4 i \mathbf{P}(X = i) \\ &= \frac{7}{10} + 2 \frac{7}{30} + 3 \frac{7}{120} + 4 \frac{1}{120} = \frac{11}{8}.\end{aligned}$$

D'après le théorème de transfert,

$$\begin{aligned}\mathbf{E}[X^2] &= \sum_{i=1}^4 i^2 \mathbf{P}(X = i) \\ &= \frac{7}{10} + 2^2 \frac{7}{30} + 3^2 \frac{7}{120} + 4^2 \frac{1}{120} = \frac{55}{24}.\end{aligned}$$

Ainsi, d'après la formule de Kœnig-Huygens,

$$\mathbf{V}(X) = \mathbf{E}[X^2] - \mathbf{E}[X]^2 = \frac{55}{24} - \left(\frac{11}{8}\right)^2 = \frac{77}{192}.$$

□

### Solution de l'exercice 5.

1. Le nombre de tirages possibles est  $(2n)!$ . La position de la première boule impaire est comprise entre 1 et  $(n+1)$ , soit  $(n+1)$  possibilités. Il y a enfin  $n!$  façons de disposer les boules paires. Au final,

$$\frac{(n+1) \times n!}{(2n)!} = \frac{(n+1)!}{(2n)!}.$$

2. Le nombre de positions des boules impaires est  $\binom{2n}{n}$ . Leur ordre est ensuite fixé. Il y a ensuite  $n!$  manières de disposer les boules paires. Ainsi,

$$\frac{\binom{2n}{n} n!}{(2n)!} = \frac{1}{n!}.$$

3. D'une part,  $X(\Omega) = \llbracket n, 2n \rrbracket$ . Ensuite, sur  $\{X = k\}$ , il y a  $\binom{k-1}{n-1}$  manières de choisir les positions des boules impaires (la dernière étant en position  $k$ ). Ensuite, il y a  $n!$  façons de disposer les boules impaires et  $n!$  de disposer les paires. Ainsi,

$$\begin{aligned}\mathbf{E}[X] &= \sum_{k=n}^{2n} k \frac{(n!)^2 \binom{k-1}{n-1}}{(2n)!} \\ &= \frac{n(n!)^2}{(2n)!} \sum_{k=n}^{2n} \binom{k}{n} \\ &= \frac{n(n!)^2}{(2n)!} \binom{2n+1}{n+1} \\ &= \frac{n(2n+1)}{n+1}.\end{aligned}$$

□

### Solution de l'exercice 6.

1. D'après la formule du triangle de Pascal,  $\binom{k}{p} = \binom{k+1}{p+1} - \binom{k}{p+1}$ . Ainsi,

$$\begin{aligned}\sum_{k=p}^q \binom{k}{p} &= \sum_{k=p}^q \left[ \binom{k+1}{p+1} - \binom{k}{p+1} \right] \\ &= \binom{q+1}{p+1} - \binom{p}{p+1} = \binom{q+1}{p+1}.\end{aligned}$$

2. Comme il y a exactement  $b$  boules blanches dans l'urne, il faut effectuer au moins  $b$  tirages pour pouvoir extraire toutes les boules blanches de l'urne. Ainsi,  $X(\omega) = \llbracket b, n+b \rrbracket$ .

Un tirage consiste en une succession de  $n+b$  boules où  $n$  sont noires et  $b$  sont blanches. Ainsi, un tirage est uniquement déterminé par la

position des  $b$  boules blanches parmi ces  $n + b$  boules, soit un nombre de tirages égal à :

$$\binom{n+b}{b}.$$

Soit  $k \in \llbracket b, n+b \rrbracket$ . Si  $X = k$ , alors une boule blanche a été tirée au  $k^{\text{e}}$  tirage et les  $b - 1$  autres boules blanches ont été tirées lors des  $k - 1$  tirages précédents. Les boules rouges sont alors réparties sur les autres tirages. Le nombre de tirages où la dernière boule blanche tirée l'est lors du  $k^{\text{e}}$  tirage est donc égal à :

$$\binom{k-1}{b-1}.$$

Finalement,

$$\mathbf{P}(X = k) = \frac{\binom{k-1}{b-1}}{\binom{n+b}{b}}.$$

**Remarque.** En utilisant la première question,

$$\sum_{k=b}^{n+b} \binom{k-1}{b-1} = \sum_{k=b-1}^{n+b-1} \binom{k}{b-1} = \binom{n+b}{b}.$$

Ainsi,  $\sum_{k=b}^{n+b} p_b = 1$ .

En utilisant la formule du capitaine, la première question, ainsi que la définition de l'espérance,

$$\sum_{k=b}^{n+b} k \binom{k-1}{b-1} = b \sum_{k=b}^{n+b} \binom{k}{b} = b \binom{n+b+1}{b+1}.$$

Ainsi,  $\mathbf{E}[X] = \frac{b(n+b+1)}{b+1}$ .

Concernant la variance, en utilisant deux fois la formule du capitaine,

$$\begin{aligned} \binom{n+b}{b} \mathbf{E}[X^2] &= \sum_{k=b}^{n+b} k^2 \binom{k-1}{b-1} \\ &= b \sum_{k=b}^{n+b} k \binom{k}{b} \\ &= b(b+1) \sum_{k=b}^{n+b} \binom{k+1}{b+1} - b \sum_{k=b}^{n+b} \binom{k}{b} \\ &= b(b+1) \binom{n+b+2}{b+2} - b \binom{n+b+1}{b+1} \\ &= \binom{n+b+1}{b+1} b \frac{n(b+1) + b(b+2)}{b+2} \\ \mathbf{E}[X^2] &= \frac{n+b+1}{(b+1)(b+2)} [n(b+1) + b(b+2)] \\ \mathbf{V}(X) &= \frac{bn(n+b+1)}{(b+1)^2(b+2)}. \end{aligned}$$

□

### III - Lois usuelles infinies

#### Solution de l'exercice 7.

**1.** Les tirages étant effectués avec remise, à chaque tirage, la probabilité d'obtenir une boule rouge est égale à  $\frac{7}{10}$ .

Ainsi, l'expérience est une suite d'expériences de Bernoulli de probabilité de succès égale à  $\frac{7}{10}$ . Comme  $X$  est égale au rang du premier succès, alors

$$X \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{7}{10}\right).$$

**2.** En utilisant les propriétés des lois géométriques,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[X] &= \frac{1}{\frac{7}{10}} = \frac{10}{7} \\ \mathbf{V}(X) &= \frac{1 - \frac{7}{10}}{\left(\frac{7}{10}\right)^2} = \frac{3}{10} \times \frac{10^2}{7^2} = \frac{30}{49}. \end{aligned}$$

□

**Solution de l'exercice 8.**

1. Ici,  $\Omega = \llbracket 1, 6 \rrbracket^2$ . Ainsi, on explicite les événements :

$$\mathbf{P}(S = 2) = \mathbf{P}(\{(1, 1)\}) = \frac{1}{36}$$

$$\mathbf{P}(S = 3) = \mathbf{P}(\{(1, 2), (2, 1)\}) = \frac{2}{36} = \frac{1}{18}$$

$$\mathbf{P}(S = 4) = \mathbf{P}(\{(1, 3), (2, 2), (3, 1)\}) = \frac{3}{36} = \frac{1}{12}$$

$$\mathbf{P}(S = 5) = \mathbf{P}(\{(1, 4), (2, 3), (3, 2), (4, 1)\}) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}$$

$$\mathbf{P}(S = 6) = \mathbf{P}(\{(1, 5), (2, 4), (3, 3), (4, 2), (5, 1)\}) = \frac{5}{36}$$

$$\mathbf{P}(S = 7) = \mathbf{P}(\{(1, 6), (2, 5), (3, 4), (4, 3), (5, 2), (6, 1)\}) = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}$$

$$\mathbf{P}(S = 8) = \mathbf{P}(\{(2, 6), (3, 5), (4, 4), (5, 3), (6, 2)\}) = \frac{5}{36}$$

$$\mathbf{P}(S = 9) = \mathbf{P}(\{(3, 6), (4, 5), (5, 4), (6, 3)\}) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}$$

$$\mathbf{P}(S = 10) = \mathbf{P}(\{(4, 6), (5, 5), (6, 4)\}) = \frac{3}{36} = \frac{1}{12}$$

$$\mathbf{P}(S = 11) = \mathbf{P}(\{(5, 6), (6, 5)\}) = \frac{2}{36} = \frac{1}{18}$$

$$\mathbf{P}(S = 12) = \mathbf{P}(\{(6, 6)\}) = \frac{1}{36}.$$

2. L'expérience est une suite d'expériences de Bernoulli dont la probabilité de succès est égale à  $\frac{1}{6}$ . Comme  $T$  est l'instant de premier succès, alors

$$T \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{1}{6}\right).$$

D'après les résultats sur les lois géométriques,

$$\mathbf{E}[T] = \frac{1}{\frac{1}{6}} = 6,$$

$$\mathbf{V}(T) = \frac{1 - \frac{1}{6}}{\left(\frac{1}{6}\right)^2} = \frac{5}{6} \times 6^2 = 30.$$

□

**Solution de l'exercice 9.**

1. On utilise une somme télescopique :

$$\sum_{k=0}^n \mathbf{P}(Y = k) = \sum_{k=0}^n \left( e^{-k} - e^{-(k+1)} \right) = e^{-0} - e^{-(n+1)}.$$

Ainsi,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n \mathbf{P}(Y = k) = 1.$$

2. Comme  $Y(\Omega) = \mathbb{N}$ , alors  $\mathbb{Z}(\Omega) = \mathbb{N}^*$ .

D'après les définitions, pour tout  $k \geq 1$ ,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Z = k) &= \mathbf{P}(Y + 1 = k) = \mathbf{P}(Y = k - 1) \\ &= e^{-(k-1)} - e^{-(k-1+1)} = e^{-k+1} - e^{-k} \\ &= e^{-(k-1)} (1 - e^{-1}) = (1 - e^{-1}) (e^{-1})^{k+1}. \end{aligned}$$

Ainsi,  $Z \hookrightarrow \mathcal{G}(1 - e^{-1})$ .

En utilisant les résultats sur les lois géométriques,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[Z] &= \frac{1}{1 - e^{-1}} = \frac{e}{e - 1}, \\ \mathbf{V}(Z) &= \frac{e^{-1}}{(1 - e^{-1})^2} = \frac{e}{(e - 1)^2}. \end{aligned}$$

3. En utilisant la linéarité de l'espérance,

$$\mathbf{E}[Y] = \mathbf{E}[Z - 1] = \mathbf{E}[Z] - 1 = \frac{e}{e - 1} - 1 = \frac{1}{e - 1}.$$

En utilisant les propriétés de la variance,

$$\mathbf{V}(Y) = \mathbf{V}(Z - 1) = \mathbf{V}(Z) = \frac{e}{(e - 1)^2}.$$

4. Comme  $M$  est de taille 2, la matrice  $M$  est inversible si et seulement si  $1 \times Y - 1 \times 0 \neq 0$ . Ainsi, la probabilité que  $M$  soit inversible vaut

$$\mathbf{P}(Y \neq 0) = 1 - \mathbf{P}(Y = 0) = 1 - (1 - e^{-1}) = e^{-1}.$$

□

**Solution de l'exercice 10.**

1. Comme  $X$  est à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned} [X > n-1] &= \bigcup_{k=n}^{+\infty} [X = k] \\ &= [X = n] \cup \left( \bigcup_{k=n+1}^{+\infty} [X = k] \right) \\ &= [X = n] \cup [X > n]. \end{aligned}$$

2. En utilisant la question précédente, les événements étant disjoints,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X > n-1) &= \mathbf{P}(X = n) + \mathbf{P}(X > n) \\ u_{n-1} &= \mathbf{P}(X = n) + u_n \\ u_{n-1} - u_n &= \mathbf{P}(X = n). \end{aligned}$$

3. En utilisant la définition des probabilités conditionnelles,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{[X > n-1]}([X > n]) &= \frac{\mathbf{P}([X > n] \cap [X > n-1])}{\mathbf{P}([X > n-1])} \\ &= \frac{\mathbf{P}([X > n])}{\mathbf{P}([X > n-1])} \\ &= \frac{\mathbf{P}([X > n-1]) - \mathbf{P}([X = n])}{\mathbf{P}([X > n-1])}, \text{ d'après la question 3.} \\ &= 1 - \mathbf{P}_{[X > n-1]}([X = n]). \end{aligned}$$

4. En utilisant l'hypothèse et la question précédente,

$$\mathbf{P}_{[X > n-1]}([X > n]) = 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3}.$$

Ainsi, d'après la définition des probabilités conditionnelles,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{[X > n-1]}([X > n]) &= \frac{1}{3} \\ \frac{\mathbf{P}([X > n] \cap [X > n-1])}{\mathbf{P}([X > n-1])} &= \frac{1}{3} \\ \frac{\mathbf{P}([X > n])}{\mathbf{P}([X > n-1])} &= \frac{1}{3} \\ \frac{u_n}{u_{n-1}} &= \frac{1}{3} \\ u_n &= \frac{1}{3} u_{n-1}. \end{aligned}$$

5. Comme la suite  $(u_n)$  est une suite géométrique,

$$u_n = \left(\frac{1}{3}\right)^n u_0 = \left(\frac{1}{3}\right)^n \mathbf{P}(X > 0) = \left(\frac{1}{3}\right)^n.$$

6. En utilisant la question 2.,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = n) &= u_{n-1} - u_n = \left(\frac{1}{3}\right)^{n-1} - \left(\frac{1}{3}\right)^n \\ &= \left(\frac{1}{3}\right)^{n-1} \left(1 - \frac{1}{3}\right) = \frac{2}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^{n-1}. \end{aligned}$$

Ainsi,  $X \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{2}{3}\right)$ .

7. En utilisant la somme des termes d'une suite géométrique,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X \leq n) &= \sum_{k=1}^n \mathbf{P}(X = k) = \sum_{k=1}^n \frac{2}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^{k-1} \\ &= \frac{2}{3} \times \frac{1 - \left(\frac{1}{3}\right)^n}{1 - \frac{1}{3}} = 1 - \left(\frac{1}{3}\right)^n. \end{aligned}$$

□

**Solution de l'exercice 11.**

1. L'événement  $\{U_p = i\}$  est modélisé par une expérience de Bernoulli de probabilité de succès égale à  $\frac{1}{n}$ . La variable aléatoire  $X_{i,m}$  suit une loi binomiale de paramètres  $m$  et  $1/n$ .

2. En utilisant un système complet d'événements,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(Y_i = j) &= \sum_{m=0}^{+\infty} \mathbf{P}(Y_i = j, N = m) \\
 &= \sum_{m=0}^{+\infty} \mathbf{P}(X_{i,m} = j, N = m) \\
 &= \sum_{m=j}^{+\infty} \binom{m}{j} \left(\frac{1}{n}\right)^j \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{m-j} e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!} \\
 &= e^{\lambda/n} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^j \frac{1}{j!}.
 \end{aligned}$$

Ainsi,  $Y_i$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda/n$ .  $\square$

### Solution de l'exercice 12.

1. Comme  $X$  est le nombre de succès dans une expérience de Bernoulli de probabilité de succès égale à  $\frac{1}{12}$ , alors

$$X \hookrightarrow \mathcal{B}(60, 1/12).$$

2. Comme  $\mathbf{E}[X] = 60 \times \frac{1}{12} = 5$ , alors  $\mathbf{E}[Z] = 5$  et  $Z$  suite une loi de Poisson de paramètre 5.

En utilisant la table précédente,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(Z \leq 3) &= \mathbf{P}(Z = 0) + \mathbf{P}(Z = 1) + \mathbf{P}(Z = 2) + \mathbf{P}(Z = 3) \\
 &\simeq 0,006 + 0,034 + 0,084 + 0,140 \\
 &\simeq 0,264.
 \end{aligned}$$

En utilisant les propriétés des probabilités,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(X \geq 4) &= 1 - \mathbf{P}(X < 4) = 1 - \mathbf{P}(X \leq 3) \\
 &\simeq 1 - 0,264 \\
 &\simeq 0,736.
 \end{aligned}$$

$\square$

## IV - Variables aléatoires infinies

### Solution de l'exercice 13.

1. Le premier saut est réalisé avec probabilité 1 donc il est nécessairement réussi. Le numéro du premier saut raté est donc supérieur ou égal à 2 et le numéro du dernier saut réussi est donc supérieur ou égal à 1. Ainsi,  $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$ .

Soit  $n \geq 1$ . Si  $X(\omega) = n$ , alors les  $n$  premiers sauts ont été réussis et le  $(n+1)^{\text{e}}$  a échoué. Ainsi,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(X = n) &= 1 \times \frac{1}{2} \times \cdots \times \frac{1}{n} \left(1 - \frac{1}{n+1}\right) \\
 &= \frac{1}{n!} \frac{n+1-1}{n+1} \\
 &= \frac{n}{(n+1)!}.
 \end{aligned}$$

Ainsi, en utilisant une somme télescopique,

$$\begin{aligned}
 \sum_{n=1}^N \mathbf{P}(X = n) &= \sum_{n=1}^N \left( \frac{1}{n!} - \frac{1}{(n+1)!} \right) \\
 &= \frac{1}{1!} - \frac{1}{(N+1)!}.
 \end{aligned}$$

Finalement,

$$\lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^N \mathbf{P}(X = n) = 1.$$

2. En utilisant la loi obtenue précédemment et la définition de l'espérance,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{E}[X] &= \sum_{n=1}^{+\infty} n \mathbf{P}(X = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n^2}{(n+1)!} \\
 &= \sum_{\ell=2}^{+\infty} \frac{(\ell-1)^2}{\ell!} \\
 &= \sum_{\ell=1}^{+\infty} \frac{(\ell-1)^2}{\ell!}.
 \end{aligned}$$

Rappelons que si  $Y \hookrightarrow \mathcal{P}(1)$ , alors

$$\begin{aligned}\mathbf{E}[Y] &= 1, \\ \mathbf{V}(Y) &= 1 \\ \mathbf{E}[(Y - \mathbf{E}[Y])^2] &= 1 \\ \mathbf{E}[(Y - 1)^2] &= 1 \\ \sum_{\ell=0}^{+\infty} (\ell - 1)^2 \frac{e^{-1}}{\ell!} &= 1 \\ \sum_{\ell=0}^{+\infty} \frac{(\ell - 1)^2}{\ell!} &= e.\end{aligned}$$

Ainsi,

$$\begin{aligned}\mathbf{E}[X] &= \sum_{\ell=0}^{+\infty} \frac{(\ell - 1)^2}{\ell!} - \frac{(0 - 1)^2}{0!} \\ &= e - 1.\end{aligned}$$

□

### Solution de l'exercice 14.

1. On remarque que

$$\frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} = \frac{k+1-k}{k(k+1)} = \frac{1}{k(k+1)}.$$

2. En utilisant une somme télescopique,

$$\begin{aligned}\sum_{k=1}^N \mathbf{P}(X = k) &= \sum_{k=1}^N \frac{1}{k(k+1)} = \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right) \\ &= \frac{1}{1} - \frac{1}{N+1}.\end{aligned}$$

$$\text{Ainsi, } \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{k=1}^N \mathbf{P}(X = k) = 1.$$

3. D'après les définitions,

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(X = 0) + \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbf{P}(X = k) &= 1 \\ \mathbf{P}(X = 0) + 1 &= 1 \\ \mathbf{P}(X = 0) &= 0.\end{aligned}$$

4. En utilisant les propriétés des probabilités,

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(X > n) &= \sum_{k=n+1}^{+\infty} \mathbf{P}(X = k) \\ &= \sum_{k=n+1}^{+\infty} \left( \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right).\end{aligned}$$

En utilisant une somme télescopique,

$$\sum_{k=n+1}^N \left( \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right) = \frac{1}{n+1} - \frac{1}{N+1}.$$

$$\text{Ainsi, } \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{k=n+1}^N \left( \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right) = \frac{1}{n+1} \text{ et}$$

$$\mathbf{P}(X > n) = \frac{1}{n+1}.$$

□

## V - Fonctions de répartition

### Solution de l'exercice 15.

1. Soit  $\omega \in \Omega$ . Alors,

$$\begin{aligned}\max\{X(\omega), Y(\omega)\} &\leq x \\ \Leftrightarrow X(\omega) &\leq x \text{ et } Y(\omega) \leq x.\end{aligned}$$



Ainsi,

$$[\max \{X, Y\} \leq x] = [X \leq x] \cap [Y \leq x].$$

2. Soit  $x \in \mathbb{R}$ . Comme  $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned} F(x) &= \mathbf{P}(X \leq x) = \sum_{k=1}^{\lfloor x \rfloor} \mathbf{P}(X = k) \\ &= \sum_{k=1}^{\lfloor x \rfloor} p(1-p)^{k-1} = p \sum_{\ell=0}^{\lfloor x \rfloor - 1} (1-p)^\ell = p \frac{1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}}{1 - (1-p)} = 1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}. \end{aligned}$$

3. Soit  $x \in \mathbb{R}$ . D'après la définition et la question précédente,

$$\begin{aligned} F_Z(x) &= \mathbf{P}(Z \leq x) \\ &= \mathbf{P}(\max X, Y \leq x) \\ &= \mathbf{P}([X \leq x] \cap [Y \leq x]) \\ &= \mathbf{P}([X \leq x]) \times \mathbf{P}([Y \leq x]), \text{ par indépendance} \\ &= F(x)G(x). \end{aligned}$$

4. En utilisant les calculs précédents,

$$F_Z(x) = \left(1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}\right) \left(1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}\right) = \left(1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}\right)^2.$$

Ainsi, comme  $Z(\Omega) = \mathbb{N}^*$ , pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Z = k) &= \mathbf{P}(Z \leq k) - \mathbf{P}(Z \leq k-1) \\ &= \left(1 - (1-p)^k\right)^2 - \left(1 - (1-p)^{k-1}\right)^2. \end{aligned}$$

5. Soit  $x \in \mathbb{R}$ . Remarquons que

$$[\min \{X, Y\} > x] = [X > x] \cap [Y > x].$$

Ainsi, en utilisant l'événement complémentaire,

$$\begin{aligned} F_W(x) &= \mathbf{P}(\min \{X, Y\} \leq x) \\ &= 1 - \mathbf{P}(\min X, Y > x) \\ &= 1 - \mathbf{P}([X > x] \cap [Y > x]) \\ &= 1 - \mathbf{P}(X > x) \times \mathbf{P}(Y > x) \\ &= 1 - (1 - \mathbf{P}(X \leq x)) \times (1 - \mathbf{P}(Y \leq x)) \\ &= 1 - (1 - F(x))(1 - G(x)). \end{aligned}$$

6. En utilisant les questions précédentes,

$$\begin{aligned} F_W(x) &= 1 - \left(1 - \left(1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}\right)\right) \times \left(1 - \left(1 - (1-p)^{\lfloor x \rfloor}\right)\right) \\ &= 1 - (1-p)^{2\lfloor x \rfloor}. \end{aligned}$$

Comme  $W(\Omega) = \mathbb{N}^*$ , pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(W = k) &= \mathbf{P}(W \leq k) - \mathbf{P}(W \leq k-1) \\ &= 1 - (1-p)^{2k} - \left(1 - (1-p)^{2(k-1)}\right) \\ &= [(1-p)^2]^{k-1} (1 - (1-p)^2). \end{aligned}$$

Ainsi,  $W \hookrightarrow \mathcal{G}(1 - (1-p)^2)$ . □

### Solution de l'exercice 16.

1. D'après la définition,  $F(x) = \mathbf{P}([X \leq x])$ . Comme une probabilité est à valeurs dans  $[0, 1]$ , alors  $F(x) \in [0, 1]$ .

2. Soit  $x \leq y$ .

Soit  $\omega \in \Omega$ . Si  $X(\omega) \leq x$ , alors  $X(\omega) \leq y$ . Ainsi,

$$\begin{aligned} [X \leq x] &\subset [X \leq y] \\ \mathbf{P}(X \leq x) &\leq \mathbf{P}(X \leq y) \\ F(x) &\leq F(y). \end{aligned}$$

Ainsi,  $F$  est croissante.

3. Soit  $x < x_1$ . Alors,  $[X \leq x] = \emptyset$  et  $F(x) = 0$ . Ainsi,  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ .

Soit  $x \geq x_p$ . Alors,  $[X \geq x_p] = 1$  et  $F(x) = 1$ . Ainsi,  $\lim_{x \rightarrow x_1} F(x) = 1$ .

4. D'après le raisonnement de la partie précédente,  $F$  est constante, donc continue, sur  $] -\infty, x_1[$  et sur  $]x_p, +\infty[$ .

Soit  $x \in [x_i, x_{i+1}[$ . Alors,

$$\begin{aligned} [X \leq x] &= \bigcup_{i=1}^i [X = x_i] = [X \leq x_i] \\ \mathbf{P}(X \leq x) &= \mathbf{P}(X \leq x_i) \\ F(x) &= F(x_i). \end{aligned}$$

Ainsi,  $F$  est constante donc continue sur  $[x_i, x_{i+1}[$ .

Ainsi,

$$F(x_i^+) - F(x_i^-) = F(x_i) - F(x_{i-1}) = \sum_{k=1}^i \mathbf{P}(X = x_k) - \sum_{k=1}^{i-1} \mathbf{P}(X = x_k) = \mathbf{P}(X = x_i).$$

Ainsi,  $F$  est continue sauf en tout point où  $\mathbf{P}(X = x_i) \neq 0$ .  $\square$

## VI - Lois jointes

### Solution de l'exercice 17.

1. Comme la somme des probabilités vaut 1, alors

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8} + p + \frac{1}{8} + \frac{1}{8} &= 1 \\ 1 + p &= 1 \\ p &= 0. \end{aligned}$$

2. On complète le tableau précédent :

| $x \backslash y$    | 1             | 2             | 3             | 4             | $\mathbf{P}(X = x)$ |
|---------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------------|
| 0                   | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{8}$ | $\frac{1}{8}$ | 0             | $\frac{3}{4}$       |
| 1                   | 0             | 0             | $\frac{1}{8}$ | $\frac{1}{8}$ | $\frac{1}{4}$       |
| $\mathbf{P}(Y = x)$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{8}$ | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{8}$ |                     |

Comme  $X \hookrightarrow \mathcal{B}(1/4)$ , alors

$$\mathbf{E}[X] = \frac{1}{4}.$$

De plus, d'après la loi de  $Y$  obtenue ci-dessus,

$$\mathbf{E}[Y] = 1 \times \frac{1}{2} + 2 \times \frac{1}{8} + 3 \times \frac{1}{4} + 4 \times \frac{1}{8} = 2.$$

3. En utilisant le tableau précédent,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{[X=1]}([Y = 1]) &= \frac{\mathbf{P}([X = 1, Y = 1])}{\mathbf{P}([X = 1])} = \frac{0}{\frac{1}{4}} = 0, \\ \mathbf{P}_{[X=1]}([Y = 2]) &= \frac{\mathbf{P}([X = 1, Y = 2])}{\mathbf{P}([X = 1])} = \frac{0}{\frac{1}{4}} = 0, \\ \mathbf{P}_{[X=1]}([Y = 3]) &= \frac{\mathbf{P}([X = 1, Y = 3])}{\mathbf{P}([X = 1])} = \frac{\frac{1}{8}}{\frac{1}{4}} = \frac{1}{2}, \\ \mathbf{P}_{[X=1]}([Y = 4]) &= \frac{\mathbf{P}([X = 1, Y = 4])}{\mathbf{P}([X = 1])} = \frac{\frac{1}{8}}{\frac{1}{4}} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

On peut donc résumer la loi de  $Y$  sachant  $[X = 1]$  dans le tableau suivant :

| $k$                           | 3             | 4             |
|-------------------------------|---------------|---------------|
| $\mathbf{P}_{[X=1]}([Y = k])$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ |

4. On remarque que

$$\begin{aligned} \mathbf{P}([X = 1] \cap [Y = 1]) &= 0 \\ \mathbf{P}(X = 1) \times \mathbf{P}(Y = 1) &= \frac{3}{4} \times \frac{1}{2} \neq 0. \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\mathbf{P}([X = 1] \cap [Y = 1]) \neq \mathbf{P}(X = 1) \times \mathbf{P}(Y = 1)$$

et les variables aléatoires  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes.

5. D'après les propriétés des probabilités,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}([X = 0] \cup [Y = 1]) &= \mathbf{P}(X = 0) + \mathbf{P}(Y = 1) - \mathbf{P}([X = 0] \cap [Y = 1]) \\ &= \frac{3}{4} + \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

6. En utilisant la définition,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[XY] &= 0 \times 1 \times \frac{1}{2} + 0 \times 2 \times \frac{1}{8} + 0 \times 3 \times \frac{1}{8} + 0 \times 4 \times 0 + \dots \\ &\quad \dots + 1 \times 1 \times 0 + 1 \times 2 \times 0 + 1 \times 3 \times \frac{1}{8} + 1 \times 4 \times \frac{1}{8} \\ &= \frac{7}{8}. \end{aligned}$$

Ainsi, en utilisant la question 1.,

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbf{E}[XY] - \mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y] \\ &= \frac{7}{8} - \frac{1}{4} \times 2 = \frac{3}{8}.\end{aligned}$$

7. Comme  $X \hookrightarrow \mathcal{B}(1/4)$ , alors

$$\mathbf{V}(X) = \frac{1}{4} \left(1 - \frac{1}{4}\right) = \frac{3}{16}.$$

D'après le théorème de transfert,

$$\mathbf{E}[Y^2] = 1^2 \times \frac{1}{2} + 2^2 \times \frac{1}{8} + 3^2 \times \frac{1}{4} + 4^2 \times \frac{1}{8} = \frac{21}{4}.$$

D'après la formule de Koenig-Huygens,

$$\mathbf{V}(Y) = \mathbf{E}[Y^2] - \mathbf{E}[Y]^2 = \frac{21}{4} - 2^2 = \frac{5}{4}.$$

Finalement,

$$\begin{aligned}\rho(X, Y) &= \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\mathbf{V}(X) \mathbf{V}(Y)}} \\ &= \frac{\frac{3}{8}}{\sqrt{\frac{3}{16} \times \frac{5}{4}}} = \sqrt{\frac{3}{5}}.\end{aligned}$$

8. En utilisant la linéarité de la covariance par rapport à son premier argument,

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X + Y, X) &= \text{Cov}(X, X) + \text{Cov}(Y, X) = \mathbf{V}(X) + \text{Cov}(X, Y) \\ &= \frac{3}{16} + \frac{3}{8} = \frac{9}{16}.\end{aligned}$$

En utilisant la symétrie de la covariance,

$$\text{Cov}(X, X + Y) = \text{Cov}(X + Y, X) = \frac{9}{16}.$$

En utilisant la linéarité de la covariance par rapport à son premier argument,

$$\text{Cov}(2X, X) = 2\text{Cov}(X, X) = 2\mathbf{V}(X) = 2 \times \frac{3}{16} = \frac{3}{8}.$$

En utilisant la variance d'une somme,

$$\mathbf{V}(X + Y) = \mathbf{V}(X) + \mathbf{V}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y) = \frac{3}{16} + \frac{5}{4} + 2 \times \frac{3}{8} = \frac{35}{16}.$$

□

### Solution de l'exercice 18.

1. En fonction des valeurs obtenus pour chacun des lancers, les valeurs obtenues par le couple  $(X, Y)$  sont

$$\{(i, j), 1 \leq i \leq j \leq 6\}.$$

2. Si  $X = 1$ , la plus grande valeur renvoyée est 1, donc les deux dés ont renvoyé la valeur 1. Ainsi,

$$[X = 1] = \{(1, 1)\}.$$

En utilisant l'équiprobabilité des lancers,

$$\mathbf{P}(X = 1) = \frac{1}{36}.$$

3. Si  $Y = 1$ , alors un des deux dés a renvoyé 1 :

$$[Y = 1] = \{(1, 1), (1, i), (j, 1), 2 \leq i, j \leq 6\}.$$

Comme  $|[Y = 1]| = 11$ , en utilisant l'équiprobabilité,

$$\mathbf{P}([Y = 1]) = \frac{11}{36}.$$

4. Si le plus petit et le plus grand des résultats obtenus vaut 1, alors les deux lancers ont renvoyé 1. Ainsi,

$$[X = 1] \cap [Y = 1] = \{(1, 1)\}.$$

D'où,

$$\mathbf{P}([X = 1] \cap [Y = 1]) = \frac{1}{36}.$$

5. Comme  $\mathbf{P}([X = 1] \cap [Y = 1]) \neq \mathbf{P}(X = 1)\mathbf{P}(Y = 1)$ , alors  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes.  $\square$

**Solution de l'exercice 19.** Comme  $R$  compte le nombre de changements entre deux lancers successifs, alors

$$R = 1 + \sum_{j=1}^{n-1} I_j.$$

De plus,  $I_j$  vaut soit 0 soit 1, donc  $I_j$  suit une loi de Bernoulli. Elle vaut 1 si deux lancers successifs donnent des valeurs différentes, soit

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(I_j = 1) &= \mathbf{P}(\{PF, FP\}) = \mathbf{P}(\{PF\}) + \mathbf{P}(\{FP\}) \\ &= p(1-p) + (1-p)p = 2p(1-p). \end{aligned}$$

Ainsi,  $I_j \sim \mathcal{B}(2p(1-p))$  et  $\mathbf{E}[I_j] = 2p(1-p)$ .

D'après la linéarité de l'espérance,

$$\mathbf{E}[R] = 1 + \sum_{j=1}^{n-1} \mathbf{E}[I_j] = 1 + 2(n-1)p(1-p).$$

Soit  $1 \leq j < k \leq n-1$ .

- \* Si  $k \geq j+2$ , alors  $I_j$  dépend des  $j$  et  $(j+1)^{\text{e}}$  lancers alors que  $I_k$  dépend des  $k^{\text{e}}$  et  $(k+1)^{\text{e}}$  lancers. Comme  $k > j+2$ , alors tous ces lancers sont indépendants donc  $I_j$  et  $I_k$  sont indépendantes. Ainsi,

$$\text{Cov}(I_j, I_k) = 0.$$

- \* Si  $k = j+1$ , alors  $I_j I_k = I_j I_{j+1}$  prend les valeurs 0 et 1 donc suit une loi de Bernoulli. De plus,  $I_j I_{j+1}$  vaut 1 si  $I_j$  et  $I_{j+1}$  valent 1 c'est-à-dire si les  $j$ ,  $(j+1)$  et  $(j+2)^{\text{es}}$  lancers sont tous distincts.

Ainsi,

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[I_j I_k] &= \mathbf{P}(I_j I_k = 1) \\ &= \mathbf{P}(I_j I_{j+1} = 1) \\ &= \mathbf{P}(\{PFP\} \sqcup \{FPF\}) \\ &= p^2(1-p) + (1-p)^2 p \\ &= p(1-p). \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} \text{Cov}(I_j, I_{j+1}) &= \mathbf{E}[I_j I_{j+1}] - \mathbf{E}[I_j] \mathbf{E}[I_{j+1}] \\ &= p(1-p) - (2p(1-p))^2 \\ &= p(1-p)(1-4p(1-p)). \end{aligned}$$

Finalement, en utilisant la formule sur la variance d'une somme,

$$\begin{aligned} \mathbf{V}(R) &= \sum_{j=1}^{n-1} \mathbf{V}(I_j) + 2 \sum_{1 \leq j < k \leq n-1} \text{Cov}(I_j, I_k) \\ &= \sum_{j=1}^{n-1} \mathbf{V}(I_j) + 2 \sum_{1 \leq i \leq n-2} \text{Cov}(I_j, I_{j+1}) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n-1, k \geq i-2} \underbrace{\text{Cov}(I_j, I_k)}_{=0} \\ &= (n-1)2p(1-p)(1-2p(1-p)) + 2(n-2)p(1-p)(1-4p(1-p)) \\ &= 2p(1-p)[n-1-2(n-1)p(1-p) + n-2-4(n-2)p(1-p)] \\ &= 2p(1-p)[2n-3-2p(1-p)(n-1+2n-4)] \\ &= 2p(1-p)[2n-3-2p(1-p)(3n-5)]. \end{aligned}$$

$\square$