

Correction du TP29

Variables aléatoires discrètes - EMLyon 2018, voie E

Partie I : Étude d'une première variable aléatoire

1. (a) Notons, pour tout $i \in \mathbb{N}$, P_i l'événement "Obtenir pile au i -ème lancer", et $F_i = \overline{P_i}$. On a alors

$$\begin{aligned}(X = 0) &= P_1 \cap P_2 \\(X = 1) &= (P_1 \cap F_2 \cap P_3) \cup (F_1 \cap P_2 \cap P_3) \\(X = 2) &= (P_1 \cap F_2 \cap F_3 \cap P_4) \cup (F_1 \cap P_2 \cap F_3 \cap P_4) \cup (F_1 \cap F_2 \cap P_3 \cap P_4).\end{aligned}$$

En effet, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $(X = n)$ signifie que l'on a obtenu n Faces et 2 Piles, le second au $(n + 2)$ -ème lancer et le premier à l'un des $(n + 1)$ rangs précédents.

On obtient donc

$$P(X = 0) = \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{4}{9}, \quad P(X = 1) = 2 \times \frac{1}{3} \times \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{8}{27} \quad \text{et} \quad P(X = 2) = 3 \times \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{4}{27}.$$

- (b) Comme observé à la question précédente, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $(X = n)$ signifie que l'on a obtenu n Faces et 2 Piles, le second au $(n + 2)$ -ème lancer, le premier à l'un des $(n + 1)$ rangs précédents. Formellement :

$$(X = n) = \left[\bigcup_{i=1}^{n+1} \left(P_i \cap \left(\bigcap_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{n+1} F_j \right) \right) \right] \cap P_{n+2}.$$

Par incompatibilité et par indépendance des lancers, il vient :

$$P(X = n) = \left(\sum_{i=1}^{n+1} \frac{2}{3} \times \left(\frac{1}{3}\right)^n \right) \times \frac{2}{3} = \sum_{i=1}^{n+1} \frac{4}{3^{n+2}} = (n + 1) \frac{4}{3^{n+2}}.$$

Ainsi, $\forall n \in \mathbb{N}$, $P(X = n) = (n + 1) \frac{4}{3^{n+2}}$.

Partie II : Étude d'une expérience en deux étapes

2. (a) U prend clairement des valeurs entières positives et, pour chaque entier n , il existe une suite de tirages amenant à n Faces et 2 Piles suivi d'un tirage de la boule numérotée n . Autrement dit, $U(\Omega) = \mathbb{N}$.
- (b) Soit $n \in \mathbb{N}$. Sachant $(X = n)$, l'urne est composée de $(n + 1)$ boules indiscernables au toucher numérotées de 0 à n et U prend la valeur du numéro de la boule tirée. Donc $U \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 0, n \rrbracket)$.
- (c) Soit $k \in \mathbb{N}$. On commence par observer que $(U = k) \cap (X = n) = \emptyset$ si $n < k$ car on ne peut pas tirer une boule numérotée k dans une urne contenant des boules numérotées de 0 à n si $k > n$. Ainsi en appliquant la formule des probabilités totales relativement au système complet d'événements $(X = n)_{n \in \mathbb{N}}$, on obtient :

$$\begin{aligned}P(U = k) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P((X = n) \cap (U = k)) = \sum_{n=k}^{+\infty} P((U = k) \cap (X = n)) \\&= \sum_{n=k}^{+\infty} P_{(U=k)}(X = n) P(X = n) \stackrel{2.(b)}{=} \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{1}{n + 1} P(X = n),\end{aligned}$$

ce qui établit la première égalité.

En injectant le résultat trouvé en 1.(b), il vient :

$$\begin{aligned}P(U = k) &= \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{1}{n + 1} \times (n + 1) \frac{4}{3^{n+2}} = 4 \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{1}{3^{n+2}} = 4 \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{1}{3^{n+k+2}} = \frac{4}{3^{k+2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{1}{3^n} \\&= \frac{4}{3^{k+2}} \times \frac{1}{1 - 1/3} = \frac{4}{3^{k+2}} \times \frac{3}{2}.\end{aligned}$$

Ainsi, $\forall k \in \mathbb{N}$, $P(U = k) = \frac{2}{3^{k+1}}$.

- (d) U admet une espérance si et seulement si la série $\sum_{k \geq 0} kP(U = k)$ converge absolument. Les valeurs prises par U étant positives, ceci équivaut à la convergence de la série. Or,

$$\sum_{k \geq 0} kP(U = k) = \sum_{k \geq 0} k \frac{2}{3^{k+1}} = \sum_{k \geq 1} k \frac{2}{3^{k+1}} = \frac{2}{9} \sum_{k \geq 1} k \frac{1}{3^{k-1}} = \frac{2}{9} \sum_{k \geq 1} k \left(\frac{1}{3}\right)^{k-1}.$$

On reconnaît le terme général d'une série géométrique dérivée d'ordre 1 de raison $\frac{1}{3}$. La série converge donc et alors

$$E(U) = \sum_{k=0}^{+\infty} kP(U = k) = \sum_{k=0}^{+\infty} k \frac{2}{3^{k+1}} = \sum_{k=1}^{+\infty} k \frac{2}{3^{k+1}} = \frac{2}{9} \sum_{k=1}^{+\infty} k \frac{1}{3^{k-1}} = \frac{2}{9} \times \frac{1}{(1-1/3)^2} = \frac{2}{9} \times \frac{9}{4} = \frac{1}{2}.$$

Ainsi, $E(U) = \frac{1}{2}$.

Pour déterminer la variance, on commence par étudier l'espérance de $U(U-1)$. On a

$$\sum_{k \geq 0} k(k-1)P(U = k) = \sum_{k \geq 2} k(k-1) \frac{2}{3^{k+1}} = \frac{2}{27} \sum_{k \geq 2} k(k-1) \left(\frac{1}{3}\right)^{k-2}.$$

On reconnaît une série géométrique dérivée d'ordre 2 de raison $\frac{1}{3}$, il s'agit donc d'une série convergente, et plus précisément absolument convergente puisque ses termes sont positifs. Il suit donc du théorème de transfert que $U(U-1)$ admet une espérance et

$$\begin{aligned} E(U(U-1)) &= \sum_{k=0}^{+\infty} k(k-1)P(U = k) = \frac{2}{27} \sum_{k=2}^{+\infty} k(k-1) \left(\frac{1}{3}\right)^{k-2} \\ &= \frac{2}{27} \times \frac{2}{(1-1/3)^3} = \frac{2}{27} \times \frac{2 \times 27}{8} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Mais alors $U^2 = U^2 - U + U = U(U-1) + U$ admet une espérance comme somme de variables aléatoires admettant une espérance et

$$E(U^2) = E(U(U-1)) + E(U) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = 1.$$

Il suit alors de la formule de Koenig-Huygens que : $V(U) = E(U^2) - E(U)^2 = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{3}{4}$.

3. (a) V prend clairement des valeurs entières positives ou nulles et, pour tout $n \in \mathbb{N}$, il existe un tirage amenant à n Faces et 2 Piles suivi d'un tirage de la boule 0, auquel cas ($V = n$) est réalisé. Ainsi, $V(\Omega) = \mathbb{N}$.
- (b) Soit $n \in \mathbb{N}$. Sachant ($X = n$), V prend ses valeurs entre 0 et n et, pour tout $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$, on a

$$P_{(X=n)}(V = k) = P_{(X=n)}(X - U = k) = P_{(X=n)}(U = n - k) = \frac{1}{n+1}.$$

Ainsi, sachant ($X = n$), $V \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 0, n \rrbracket)$

- (c) En reprenant les calculs effectués en 3.(b), on observe que la loi de V est la même que celle de U . Autrement dit, $\forall k \in \mathbb{N}$, $P(V = k) = \frac{2}{3^{k+1}}$.

4. Soient $i, j \in \mathbb{N}$. On a

$$(U = i, V = j) = (U = i, X - U = j) = (U = i, X = i + j).$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} P(U = i, V = j) &= P(U = i, X = i + j) = P_{(X=i+j)}(U = i) \times P(X = i + j) \\ &= \frac{1}{i+j+1} \times (i+j+1) \frac{4}{3^{i+j+2}} = \frac{4}{3^{i+j+2}} = \frac{2}{3^{i+1}} \times \frac{2}{3^{j+1}} \\ &= P(U = i)P(V = j). \end{aligned}$$

Ainsi, U et V sont indépendantes.

Partie III : Étude d'un jeu

5. Simulation informatique

- (a) On propose la fonction suivante :

```

1. fonction x = simule_X()
2.     nPile = 0
3.     nFace = 0
4.     while (nPile<2)
5.         if (rand()<2/3)
6.             nPile = nPile +1
7.         else
8.             nFace = nFace +1
9.         end
10.    end
11.    x = nFace
12. endfunction

```

- (b) La fonction proposée dans l'énoncé calcule la fréquence, sur 10 000 simulations, des victoires de A.
(c) On observe que pour $p \approx 0,8$, on obtient une fréquence de victoires de A approximativement égale à 50%. Ainsi le jeu est équilibré pour $p \approx 0,8$.

6. Étude de la variable aléatoire Y

- (a) Z compte le rang du premier succès ("obtenir Pile") dans une suite indéfinie de répétitions d'expériences de Bernoulli indépendantes (lancer la pièce), de même paramètre (p , la probabilité de faire Pile). Ainsi, $Z \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$.
(b) Y étant le nombre de Faces obtenus jusqu'au premier Pile, on a la relation $Y = Z - 1$. Il s'ensuit que Y admet une espérance et une variance et que

$$E(Y) = E(Z - 1) = E(Z) - 1 = \frac{1}{p} - 1 = \frac{1-p}{p}$$

et

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

- (c) Posons $q = 1 - p$. On a, pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$\begin{aligned} P(Y \geq n) &= P(Z - 1 \geq n) = P(Z \geq n + 1) = \sum_{k=n+1}^{+\infty} P(Z = k) = \sum_{k=n+1}^{+\infty} pq^{k-1} \\ &= pq^n \sum_{k=n+1}^{+\infty} q^{k-(n+1)} = pq^n \sum_{k=0}^{+\infty} q^k = pq^n \times \frac{1}{1-q} = q^n. \end{aligned}$$

Ainsi, $\forall n \in \mathbb{N}$, $P(Y \geq n) = (1-p)^n$.

7. (a) Avec la formule des probabilités totales relativement au système complet d'évènements $(X = n)_{n \in \mathbb{N}}$,

$$\begin{aligned} P(X \leq Y) &= P\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} (X = n) \cap (X \leq Y)\right) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} P((X = n) \cap (X \leq Y)) \quad (\text{car les événements sont incompatibles}), \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} P((X = n) \cap (Y \geq n)) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n)P(Y \geq n) \quad (\text{car } X \text{ et } Y \text{ sont indépendantes}). \end{aligned}$$

$$\text{Ainsi, } P(X \leq Y) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n)P(Y \geq n).$$

(b) En injectant les résultats établis en 1.(b) et 6.(c) dans la formule trouvée en 7.(a), on a :

$$\begin{aligned} P(X \leq Y) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n)P(Y \geq n) = \sum_{n=0}^{+\infty} (n+1) \frac{4}{3^{n+2}} q^n = \frac{4}{9} \sum_{n=0}^{+\infty} (n+1) \left(\frac{q}{3}\right)^n \\ &= \frac{4}{9} \sum_{n=1}^{+\infty} n \left(\frac{q}{3}\right)^{n-1} = \frac{4}{9} \times \frac{1}{(1-q/3)^2} = \frac{4}{9} \times \left(\frac{3}{3-q}\right)^2 = \frac{4}{(3-q)^2} = \frac{4}{(2+p)^2}. \end{aligned}$$

Ainsi, $P(X \leq Y) = \frac{4}{(2+p)^2}$.

(c) Le jeu est équilibré quand $P(X \leq Y) = \frac{1}{2}$, c'est-à-dire quand $\frac{4}{(2+p)^2} = \frac{1}{2}$. Or

$$\begin{aligned} \frac{4}{(2+p)^2} = \frac{1}{2} &\Leftrightarrow 8 = (2+p)^2 \\ &\Leftrightarrow p^2 + 4p - 4 = 0 \\ &\Leftrightarrow p \text{ est racine de } X^2 + 4X - 4 \\ &\Leftrightarrow p \in \left\{ -2 - 2\sqrt{2}, -2 + 2\sqrt{2} \right\}. \end{aligned}$$

Mais $-2 - 2\sqrt{2} < 0$ et $-2 + 2\sqrt{2} > 0$ et p est nécessairement positif. Ainsi, le jeu est équitable pour $p = 2\sqrt{2} - 2$.

Remarque : On a $\sqrt{2} \approx 1,41$ donc $2\sqrt{2} - 2 \approx 0,82$, ce qui est cohérent avec la réponse déterminée numériquement à la question 5.(c).