

## Devoir Maison n°9 - Une urne (Éricome 2019)

Une urne contient initialement une boule blanche et une boule noire. On effectue une succession de tirages d'une boule dans cette urne en procédant ainsi :

- Si une boule blanche est tirée, elle est remise dans l'urne et on ajoute une boule noire dans l'urne.
- Si une boule noire est tirée, elle est remise dans l'urne et on ajoute une boule blanche dans l'urne.

Pour tout  $k \in \mathbb{N}$ , on définit la variable aléatoire  $X_k$  représentant le nombre de boules blanches présentes dans l'urne après le  $k$ -ième tirage, c'est-à-dire juste avant d'effectuer le  $(k + 1)$ -ième tirage. On a en particulier  $X_0 = 1$ .

### Partie A - Analyse

1. Déterminer la loi de  $X_1$ . Donner son espérance et sa variance.

Initialement, il y a une boule blanche et une boule noire. Il y a deux possibilités : soit on tire la boule blanche (avec probabilité  $\frac{1}{2}$ ) et dans ce cas il reste 1 boule ensuite. Soit on tire la boule noire (avec probabilité  $\frac{1}{2}$ ) et on ajoute une boule blanche. Ainsi,  $X_1(\Omega) = \{1, 2\}$  et :

$$\mathbb{P}(X_1 = 1) = \mathbb{P}(X_1 = 2) = \frac{1}{2}$$

Ainsi,  $E(X_1) = \frac{1}{2}(1 + 2) = \frac{3}{2}$

Par ailleurs,  $X_1 - 1$  suit une loi de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{2}$  et donc  $V(X_1 - 1) = V(X_1) = \frac{1}{2} \times (1 - \frac{1}{2}) = \frac{1}{4}$

2. Justifier soigneusement que la loi de  $X_2$  est donnée par :

$$\mathbb{P}(X_2 = 1) = \frac{1}{6}, \quad \mathbb{P}(X_2 = 2) = \frac{2}{3}, \quad \mathbb{P}(X_2 = 3) = \frac{1}{6}$$

Notons pour tout  $k \in \mathbb{N}$ ,  $B_k$  l'événement «on tire une boule blanche au  $k$ -ième tirage» et  $N_k$  son complémentaire.

$$\mathbb{P}(X_2 = 1) = \mathbb{P}(B_1 \cap B_2) = \mathbb{P}(B_1)\mathbb{P}_{B_1}(B_2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6}$$

$$\mathbb{P}(X_2 = 3) = \mathbb{P}(N_1 \cap N_2) = \mathbb{P}(N_1)\mathbb{P}_{N_1}(N_2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{6}$$

Puisque la somme des probabilités des événements  $X_2 = 1, X_2 = 2, X_2 = 3$  est 1 (système complet d'événements) :

$$\mathbb{P}(X_2 = 2) = 1 - \mathbb{P}(X_2 = 1) - \mathbb{P}(X_2 = 3) = 1 - \frac{1}{6} - \frac{1}{6} = \frac{2}{3}$$

3. Préciser, pour tout  $k \in \mathbb{N}$ , l'univers-image  $X_k(\Omega)$  de la variable  $X_k$ .

Étant donné qu'on part d'une boule blanche et qu'on en ajoute une ou zéro à chaque étape, au bout de  $k$  étapes il y a au plus  $k + 1$  boules blanches dans l'urne. Ainsi :  $X_k(\Omega) = \{1; k + 1\}$

4. (a) Soit  $k \in \mathbb{N}, i \in \mathbb{N}^*$  et  $j \in X_k(\Omega)$ . Déterminer la valeur de  $\mathbb{P}_{(X_k=j)}(X_{k+1} = i)$ .

On distinguera différents cas selon les valeurs relatives de  $i$  et  $j$

D'après l'énoncé, à chaque étape le nombre de boules peut rester identique ou augmenter d'un. Ainsi, si  $i \notin \{j; j + 1\}$ ,

$$\mathbb{P}_{(X_k=j)}(X_{k+1} = i) = 0$$

Étudions maintenant les cas  $i = j$  et  $i = j + 1$  :

—  $\mathbb{P}_{(X_k=j)}(X_{k+1} = j) = \mathbb{P}_{(X_k=j)}(B_{k+1}) = \frac{j}{k+2}$  puisque après  $k$  tirages il y a  $k + 2$  boules dans l'urne et que par hypothèse  $j$  d'entre elles sont blanches

—  $\mathbb{P}_{(X_k=j)}(X_{k+1} = j + 1) = \frac{k+2-j}{k+2}$  par le même argument.

- (b) En déduire :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad \forall i \in \mathbb{N}^*, \quad \mathbb{P}(X_{k+1} = i) = \frac{i}{k+2}\mathbb{P}(X_k = i) + \frac{3+k-i}{k+2}\mathbb{P}(X_k = i-1) \quad (*)$$

Soit  $k \in \mathbb{N}$ , soit  $i \in \mathbb{N}^*$ . D'après la loi des probabilités totales dans le système complet d'événements associé à  $X_k$ ,

$$\mathbb{P}(X_{k+1} = i) = \sum_{j=1}^{k+1} \mathbb{P}(X_k = j)\mathbb{P}_{(X_k=j)}(X_{k+1} = i)$$

Or, d'après la question précédente,  $\mathbb{P}_{(X_k=j)}(X_{k+1} = i) = 0$  sauf si  $j = i$  ou  $j = i - 1$ . On en déduit :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_{k+1} = i) &= \mathbb{P}(X_k = i)\mathbb{P}_{(X_k=i)}(X_{k+1} = i) + \mathbb{P}(X_k = i-1)\mathbb{P}_{(X_k=i-1)}(X_{k+1} = i) \\ &= \frac{i}{k+2}\mathbb{P}(X_k = i) + \frac{k+2-(i-1)}{k+2}\mathbb{P}(X_k = i-1) \\ &= \frac{i}{k+2}\mathbb{P}(X_k = i) + \frac{3+k-i}{k+2}\mathbb{P}(X_k = i-1) \end{aligned}$$

5. À l'aide de la formule  $(\star)$ , déterminer la loi de  $X_3$ .

Prenons  $k = 2$ .  $X_3(\Omega) = \{1; 2; 3; 4\}$ . D'après la formule  $(\star)$  :

$$- \mathbb{P}(X_3 = 1) = \frac{1}{4}\mathbb{P}(X_2 = 1) + \frac{4}{4}\mathbb{P}(X_2 = 0) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{6} + 0 = \frac{1}{24}$$

$$- \mathbb{P}(X_3 = 2) = \frac{2}{4}\mathbb{P}(X_2 = 2) + \frac{3}{4}\mathbb{P}(X_2 = 1) = \frac{2}{4} \times \frac{2}{3} + \frac{3}{4} \times \frac{1}{6} = \frac{8+3}{24} = \frac{11}{24}$$

$$- \mathbb{P}(X_3 = 3) = \frac{3}{4}\mathbb{P}(X_2 = 3) + \frac{2}{4}\mathbb{P}(X_2 = 2) = \frac{3}{4} \times \frac{1}{6} + \frac{2}{4} \times \frac{2}{3} = \frac{11}{24}$$

$$- \mathbb{P}(X_3 = 4) = \frac{4}{4} \times \mathbb{P}(X_2 = 4) + \frac{1}{4} \times \mathbb{P}(X_3 = 3) = 0 + \frac{1}{4} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{24}$$

6. Montrer que, pour tout  $k \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(X_k = 1) = \frac{1}{(k+1)!}$ .

Montrons-le par récurrence.

— Initialisation : pour  $k = 0$ ,  $\mathbb{P}(X_0 = 1) = 1 = \frac{1}{1!}$

— Hérédité : soit  $k \in \mathbb{N}$  tel que  $\mathbb{P}(X_k = 1) = \frac{1}{(k+1)!}$ . Alors, d'après la relation  $(\star)$ ,

$$\mathbb{P}(X_{k+1} = 1) = \frac{1}{k+2}\mathbb{P}(X_k = 1) + \frac{k+2}{k+2}\mathbb{P}(X_k = 0) = \frac{1}{k+2} \times \frac{1}{(k+1)!} + 0 = \frac{1}{(k+2)!}$$

La récurrence est donc établie.

7. Déterminer, pour tout  $k \in \mathbb{N}$ , la valeur de  $\mathbb{P}(X_k = k+1)$ .

On a aussi  $\mathbb{P}(X_k = k+1) = \frac{1}{(k+1)!}$ . Deux manières de le justifier :

— avec la même récurrence qu'à la question précédente, puisque de même que  $\mathbb{P}(X_k = 0) = 0$ , on a également  $\mathbb{P}(X_k = k+2) = 0$

— par un argument plus concret, le protocole étant symétrique (entre les boules noires et blanches : les règles sont les mêmes et la situation initiale aussi). Ainsi, la loi de  $X_k$  doit être symétrique : il y a la même probabilité d'avoir une seule boule blanche ou une seule boule noire, c'est-à-dire  $k+1$  boules blanches.

8. Pour tout  $k \in \mathbb{N}$ , on pose  $a_k = (k+1)! \times \mathbb{P}(X_k = 2)$  et  $b_k = a_k + k + 2$ .

(a) Exprimer  $a_{k+1}$  en fonction de  $a_k$  et de  $k$ .

Soit  $k \in \mathbb{N}$ . D'après  $(\star)$ ,

$$\begin{aligned} a_{k+1} &= (k+2)! \mathbb{P}(X_{k+1} = 2) = (k+2)! \left( \frac{2}{k+2} \mathbb{P}(X_k = 2) + \frac{k+1}{k+2} \mathbb{P}(X_k = 1) \right) \\ &= 2(k+1)! \mathbb{P}(X_k = 2) + (k+1)! \frac{k+1}{(k+1)!} \\ &= 2a_k + k + 1 \end{aligned}$$

(b) Montrer que la suite  $(b_k)_{k \in \mathbb{N}}$  est géométrique.

Soit  $k \in \mathbb{N}$ .

$$\begin{aligned} b_{k+1} &= a_{k+1} + k + 1 + 2 \\ &= 2a_k + k + 1 + k + 3 \\ &= 2(a_k + k + 2) \\ &= 2b_k \end{aligned}$$

Ainsi,  $(b_k)$  est géométrique de raison 2

(c) En déduire alors que :  $\forall k \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(X_k = 2) = \frac{2^{k+1} - k - 2}{(k+1)!}$ .

Puisque  $(b_k)$  est une suite géométrique de raison 2 et de premier terme  $b_0 = 1! \mathbb{P}(X_0 = 2) + 0 + 2 = 2$ , alors pour tout  $k \in \mathbb{N}$ ,  $b_k = 2^{k+1}$

Ainsi,  $\mathbb{P}(X_k = 2) = \frac{a_k}{(k+1)!} = \frac{b_k - k - 2}{(k+1)!} = \frac{2^{k+1} - k - 2}{(k+1)!}$

9. (a) À l'aide de la formule  $(\star)$ , montrer :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad E(X_{k+1}) = \frac{k+1}{k+2} E(X_k) + 1$$

Soit  $k \in \mathbb{N}$ . Par définition,  $E(X_{k+1}) = \sum_{i=1}^{k+2} i\mathbb{P}(X_{k+1} = i)$ . Utilisons  $(*)$  :

$$\begin{aligned}
 E(X_{k+1}) &= \sum_{i=1}^{k+2} i \times \left( \frac{i}{k+2} \mathbb{P}(X_k = i) + \frac{3+k-i}{k+2} \mathbb{P}(X_k = i-1) \right) \\
 &= \frac{1}{k+2} \left( \sum_{i=1}^{k+2} i^2 \mathbb{P}(X_k = i) + \sum_{j=0}^{k+1} (j+1)(2+k-j) \mathbb{P}(X_k = j) \right) \text{ en posant } j = i-1 \text{ dans la deuxième somme} \\
 &= \frac{1}{k+2} \sum_{i=1}^{k+1} (i^2 + (i+1)(2+k-i)) \mathbb{P}(X_k = i) \text{ car } \mathbb{P}(X_k = 0) = \mathbb{P}(X_k = k+2) = 0 \\
 &= \frac{1}{k+2} \sum_{i=1}^{k+1} (i^2 - i^2 + 2i + ki + 2 + k - i) \mathbb{P}(X_k = i) \\
 &= \frac{1}{k+2} \sum_{i=1}^{k+1} (k+1)i \mathbb{P}(X_k = i) + (k+2) \mathbb{P}(X_k = i) \\
 &= \frac{k+1}{k+2} \sum_{i=1}^{k+1} i \mathbb{P}(X_k = i) + \sum_{i=1}^{k+1} \mathbb{P}(X_k = i) \\
 &= \frac{k+1}{k+2} E(X_k) + 1 \text{ car } (X_k = 1, \dots, X_k = k+1) \text{ forme un s.c.e}
 \end{aligned}$$

(b) Dédurre de ce qui précède que :  $\forall k \in \mathbb{N}, E(X_k) = \frac{k+2}{2}$ .

Montrons par récurrence que pour tout entier  $k$ ,  $E(X_k) = \frac{k+2}{2}$

— Initialisation : pour  $k = 0$ , on sait que  $X_0 = 1$  (v.a. certaine) donc  $E(X_0) = 1 = \frac{0+2}{2}$

— Hérédité : soit  $k \in \mathbb{N}$  un entier. Supposons  $E(X_k) = \frac{k+2}{2}$ . Alors,

$$\begin{aligned}
 E(X_{k+1}) &= \frac{k+1}{k+2} E(X_k) + 1 \\
 &= \frac{k+1}{k+2} \times \frac{k+2}{2} + 1 \text{ par hypothèse de récurrence} \\
 &= \frac{k+1}{2} + 1 \\
 &= \frac{(k+1) + 2}{2}
 \end{aligned}$$

Et la récurrence est établie.

(c) Soit  $Y_k$  la variable aléatoire représentant le nombre de boules noires présentes dans l'urne après le  $k$ -ième tirage. Justifier que  $X_k$  et  $Y_k$  ont même espérance, puis retrouver le résultat précédent.

C'est un raisonnement que l'on a déjà fait précédemment : le nombre initial de boules noires et blanches est identique et les règles de modification sont symétriques, donc  $X_k$  et  $Y_k$  suivent la même loi, et en particulier ont la même espérance  $m$ . Par ailleurs, pour tout  $k$ ,  $X_k + Y_k = k+2$  (nombre de boules total dans l'urne) donc  $E(X_k + Y_k) = m + m = k+2$ . Ainsi,

$$m = \frac{k+2}{2}$$

## Partie B - Simulations

Rappel : ceci est un devoir maison. Pensez à recopier les codes et les exécuter dans Python (avec Pyzo, par exemple) sur votre ordinateur pour vérifier (après avoir réfléchi) que vos réponses sont cohérentes !

i. (a) Que renvoie la fonction Python suivante pour un entier  $k$  non nul ?

```
import random as rd

def mystere(k):
    n=1
    b=1
```

```

for i in range(k):
    r = rd.randint(1,b+n)
    if r <= b:
        n=n+1
    else:
        b=b+1
return b

```

Cette fonction simule notre expérience : on réalise  $k$  étapes (paramètre de la fonction). À chaque étape, on tire un entier au hasard parmi les nombres de 1 à  $b + n$ . Il y a  $b$  nombres entre 1 et  $b$  qui représentent les boules blanches, et les autres représentent des boules noires. Lorsqu'on tire une couleur, on ajoute une boule de l'autre couleur. La fonction **renvoie finalement le nombre de boules blanches après  $k$  étapes**. Ainsi, la fonction mystère renvoie **une valeur simulée de  $X_k \in X_k(\Omega) = \llbracket 1; k + 1 \rrbracket$**

- (b) Écrire une fonction Python `loi_empirique` d'arguments  $k$  et  $N$  (deux entiers strictement positifs). Cette fonction doit effectuer  $N$  simulations de  $k$  tirages successifs dans l'urne, et retourner une matrice ligne  $L$  de taille  $k + 1$  dont le  $i$ -ème coefficient contient la fréquence d'apparition de l'événement ( $X_k = i$ ), pour  $i \in \llbracket 1, k + 1 \rrbracket$ .

On pourra utiliser la fonction `mystere` de la question précédente.

La matrice  $L$  contient alors une estimation de la loi de la variable aléatoire  $X_k$ .

```

def loi_empirique(k,N):
    L = [0 for i in range(k+1)]
    for i in range(N):
        b = mystere(k)
        L[b-1] = L[b-1]+(1/N) #attention au décalage d'indices
    return L

```

En effet, on réalise  $N$  simulations de la même expérience, donc chacune contribue  $1/N$  à la fréquence d'apparition de chaque valeur. Attention :  $X_k(\Omega) = \llbracket 1; k + 1 \rrbracket$  mais la liste Python est indexée de 0 à  $k$

- (c) Recopier et compléter la fonction Python `loi_theorique` suivante, d'argument strictement positif  $n$  qui calcule la matrice de taille  $(n, n + 1)$  dont le coefficient  $(k, i)$  est  $\mathbb{P}(X_k = i)$ , puis retourne le vecteur :

$$(\mathbb{P}(X_n = 1), \mathbb{P}(X_n = 2), \dots, \mathbb{P}(X_n = n + 1))$$

```

import numpy as np

def loi_theorique(n):
    M=np.zeros((n+1,n+1))
    M[1,1] = 0.5
    M[1,2] = 0.5
    for k in range(2,n+1):
        M[k,1] = M[k-1,1]/(k+1)
        for i in range(2,k+2):
            M[k,i] = i/(k+1)*M[k-1,i]+(2+k-i)/(k+1)*M[k,i-1]
    return M[n-1,:]

```

Note : la commande Python `A [i, :]` extrait de la matrice  $A$  la  $(i+1)$ -ème ligne.

$$M[k, 1] = \mathbb{P}(X_k = 1) = \frac{1}{(k+1)!} = \frac{1}{k+1} \times \frac{1}{k!} = \frac{1}{k+1} \times M[k-1; 1]$$

$$\text{Par ailleurs pour } k \in \mathbb{N}^*, i \in \mathbb{N}^*, M[k, i] = \mathbb{P}(X_k = i) = \frac{i}{k+1} M[k-1, i] + \frac{2+k-i}{k+1} M[k-1, i-1]$$

Puisqu'on remplit la matrice dans l'ordre croissant de  $k$ , la ligne précédente est déjà remplie donc  $M[k-1, i]$  et  $M[k-1, i-1]$  contiennent les bonnes valeurs.

- (d) Une étudiante propose comme loi de  $X_5$  le résultat suivant :

$k$	1	2	3	4	5	6
$\mathbb{P}(X_5 = k)$	0.001368	0.079365	0.419434	0.418999	0.079454	0.00138

A-t-elle utilisé la fonction `loi_empirique` ou la fonction `loi_theorique`?

C'est la fonction `loi_empirique`. Les deux contiennent des valeurs similaires mais on voit ici par exemple que  $\mathbb{P}(X_5 = 1) \neq \mathbb{P}(X_5 = 6)$  alors que les deux devraient valoir  $\frac{1}{6!}$ . Même si les deux valeurs sont proches, le fait qu'elles soient différentes montrent qu'elles ne résultent pas du même calcul. De même pour  $\mathbb{P}(X_5 = 5) \neq \mathbb{P}(X_5 = 2)$  et  $\mathbb{P}(X_5 = 3) \neq \mathbb{P}(X_5 = 4)$