

Éléments de réflexion | Pistes de recherche

Les éléments développés ci-après ne sont souvent que des indications pour aboutir à la solution, qui détaillent la plupart du temps un cheminement à suivre pour montrer le résultat demandé. La plupart des calculs sont laissés aux lecteurs... La mise en forme de certains calculs est faite de sorte à économiser de l'espace et donc du papier, mais il conviendrait de ne pas les écrire en ligne notamment comme cela l'est parfois.

Je m'entraîne à rédiger

EX. 1 | Réf. 4385

$(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$ désigne un espace probabilisé.

Soit X une variable aléatoire réelle discrète définie sur Ω telle que $X(\Omega) = \mathbb{N}$.

On suppose que la loi de X est donnée par la relation : $\forall n \in \mathbb{N}, 3\mathbb{P}([X = n + 2]) = 4\mathbb{P}([X = n + 1]) - \mathbb{P}([X = n])$

- Démontrer qu'il existe $(\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2$ tel que : $\forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{P}([X = n]) = \alpha + \beta \times \left(\frac{1}{3}\right)^n$.
- Déterminer (α, β) et expliciter alors la loi de X .
- Déterminer la loi de la variable aléatoire $Y = X + 1$.
- En déduire que X admet une espérance et une variance et en donner leurs valeurs.

EX. 1 | Éléments de correction | Réf. 4385

- On définit la suite $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ par : $\forall n \in \mathbb{N}, p_n = \mathbb{P}([X = n])$.

La suite $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est donc une suite récurrente linéaire d'ordre 2.

L'équation caractéristique associée à cette dernière est l'équation $3r^2 - 4r + r = 0$ d'inconnue r , qui admet deux solutions $r_1 = 1$ et $r_2 = \frac{1}{3}$.

Par suite, il existe $(\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2$ tel que : $\forall n \in \mathbb{N}, p_n = \alpha(1)^2 + \beta \times \left(\frac{1}{3}\right)^n$

Finalement : $\exists (\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2, \mathbb{P}([X = n]) = \alpha + \beta \times \left(\frac{1}{3}\right)^n$.

- Puisque X est une variable aléatoire discrète, on doit avoir :

$$\begin{cases} \forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{P}([X = n]) \geq 0 \\ \text{La série numérique } \sum \mathbb{P}([X = n]) \text{ est convergente et a pour somme } 1 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \text{Soit alors } N \in \mathbb{N}. \text{ On a : } \sum_{n=0}^N \mathbb{P}([X = n]) &= \sum_{n=0}^N \left(\alpha + \beta \times \left(\frac{1}{3}\right)^n \right) \\ &= \sum_{n=0}^N \alpha + \beta \times \sum_{n=0}^N \left(\frac{1}{3}\right)^n \\ &= \alpha(N+1) + \beta \times \frac{1 - \left(\frac{1}{3}\right)^{N+1}}{1 - \frac{1}{3}} \end{aligned}$$

$$\text{Puisque } \left|\frac{1}{3}\right| < 1, \text{ on en déduit que } \beta \times \frac{1 - \left(\frac{1}{3}\right)^{N+1}}{1 - \frac{1}{3}} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \beta \times \frac{3}{2}.$$

Par ailleurs, $\alpha(N+1) \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \pm\infty$ selon le signe de α .

Par conséquent, la suite des sommes partielles $\left(\sum_{n=0}^N \mathbb{P}([X = n]) \right)_{N \in \mathbb{N}}$ admet une limite finie si, et seulement si, $\alpha = 0$.

Cette limite est alors égale à $\beta \times \frac{3}{2}$.

Sous l'hypothèse $\alpha = 0$, la somme de la série numérique $\sum \mathbb{P}([X = n])$ est donc égale à $\beta \times \frac{3}{2}$. Par suite, on doit avoir $\beta = \frac{2}{3}$ puisque la somme de la série numérique $\sum \mathbb{P}([X = n])$ est égale à 1.

On en déduit donc que : $\forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{P}([X = n]) = \frac{2}{3} \times \left(\frac{1}{3}\right)^n$

3. Support de Y : puisque $X(\Omega) = \mathbb{N}$, il vient que $Y(\Omega) = \mathbb{N}^*$ étant donné que $Y = X + 1$.

Loi de Y : soit $k \in \mathbb{N}^*$. On a donc :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([Y = k]) &= \mathbb{P}([X + 1 = k]) \\ &= \mathbb{P}([X = k - 1]) \\ &= \frac{2}{3} \times \left(\frac{1}{3}\right)^{k-1} \\ &= \left(1 - \frac{2}{3}\right)^{k-1} \times \frac{2}{3} \end{aligned}$$

Reconnaissance de la loi de Y : puisque $Y(\Omega) = \mathbb{N}^*$, on en déduit alors que Y suit une loi géométrique de paramètre $\frac{2}{3}$.

4. Y étant une variable aléatoire qui suit une loi géométrique, elle admet une espérance et une variance qui sont telles que :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y) &= \frac{1}{\frac{2}{3}} & \text{et} & & \mathbb{V}(Y) &= \frac{1 - \frac{2}{3}}{\left(\frac{2}{3}\right)^2} \\ &= \frac{3}{2} & & & &= \frac{3}{4} \end{aligned}$$

Puisque $X = Y - 1$ et que Y admet une espérance, par linéarité de l'espérance, X admet une espérance et on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \mathbb{E}(Y - 1) \\ &= \mathbb{E}(Y) - 1 \\ &= \frac{3}{2} - 1 \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

De même, Y admettant une variance, X admet une variance et on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{V}(X) &= \mathbb{V}(Y - 1) \\ &= \mathbb{V}(Y) \\ &= \frac{3}{4} \end{aligned}$$

Mobiliser l'ensemble de ses connaissances

EX. 2 | Réf. 4383

On considère la matrice M définie par : $M = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$.

Une urne contient une boule rouge et deux boules blanches. On effectue dans cette urne une succession de tirages d'une boule selon le protocole suivant :

- si la boule tirée est rouge, elle est remise dans l'urne.
- si la boule tirée est blanche, elle n'est pas remise dans l'urne.

Pour tout entier i supérieur ou égal à 1, on note B_i (respectivement R_i) l'événement « on obtient une boule blanche (respectivement rouge) lors du i^{e} tirage ».

Pour tout entier n supérieur ou égal à 1, on note X_n le nombre de boules blanches contenues dans l'urne à l'issue du n^{e} tirage et on pose $X_0 = 2$.

On note enfin T_1 le numéro du tirage où l'on extrait pour la première fois une boule blanche, et T_2 le numéro du tirage où l'on extrait la dernière boule blanche.

On admet qu'il existe un espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), P)$ permettant de modéliser cette expérience, et que X_n, T_1 et T_2 sont des variables aléatoires définies sur cet espace, et où $\mathcal{P}(\Omega)$ est l'ensemble des parties de Ω , c'est à dire l'ensemble des événements.

On considère les quatre matrices colonnes suivantes :

$$U_n = \begin{pmatrix} \mathbb{P}([X_n = 0]) \\ \mathbb{P}([X_n = 1]) \\ \mathbb{P}([X_n = 2]) \end{pmatrix} \quad V_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad V_2 = \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad V_3 = \begin{pmatrix} 3 \\ -4 \\ 1 \end{pmatrix}$$

1. a. Déterminer pour tout entier naturel n , l'ensemble des valeurs prises par la variable aléatoire X_n (on distinguera les trois cas $n = 0$, $n = 1$ et $n \geq 2$).
- b. En utilisant la formule des probabilités totales, montrer que pour tout entier $n \geq 2$, on a l'égalité suivante :

$$U_{n+1} = MU_n$$

Vérifier que l'égalité précédente reste valable pour $n = 0$ et $n = 1$.

- c. Calculer MV_1 , MV_2 et MV_3 .
- d. En déduire par récurrence, pour tout entier naturel n , la relation suivante :

$$U_n = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^n V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^n V_3$$

- e. Donner la loi de probabilité de la variable aléatoire X_n .
2. Calculer $E(X_n)$, espérance de X_n , ainsi que sa limite lorsque n tend vers $+\infty$.
3. Reconnaître la loi de T_1 .
4. Écrire les événements $[T_2 = 2]$ et $[T_2 = 3]$ à l'aide de certains des événements B_i , et en déduire les valeurs des probabilités $\mathbb{P}([T_2 = 2])$ et $\mathbb{P}([T_2 = 3])$.
5. a. Pour tout entier $n \geq 2$, écrire l'événement $[T_2 = n]$ en fonction des événements $[X_{n-1} = 1]$ et $[X_n = 0]$.
- b. En déduire que pour tout entier $n \geq 2$, on a :

$$\mathbb{P}([T_2 = n]) = 2 \left(\left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} - \left(\frac{1}{3}\right)^{n-1} \right)$$

EX. 2 | Éléments de correction | Réf. 4383

1. a.
 - X_0 est la variable aléatoire égale au nombre de boules blanches présentes dans l'urne à l'instant 0, c'est à dire 2. Ainsi $X_0(\Omega) = \{2\}$.
 - X_1 est la variable aléatoire égale au nombre de boules blanches présentes dans l'urne après le premier tirage. Il en reste donc seulement une au minimum si l'on en a tiré une ou deux si c'est la rouge qui a été tirée, et ainsi $X_1(\Omega) = \{1, 2\}$.
 - X_n , pour $n \geq 2$, est la variable aléatoire égale au nombre de boules blanches présentes dans l'urne après le n^{e} tirage. Le nombre de boules blanches à l'issue du n^{e} tirage dépend clairement du nombre de boules blanches présentes à l'issue du $(n-1)^{\text{e}}$ tirage. Ainsi, avant le n^{e} tirage, l'urne contient soit 0, soit 1, soit 2 boules blanches. Par conséquent si l'on tire une rouge, il en restera encore 2, et si on tire une blanche, il en restera soit 0 soit 1. En conclusion $X_n(\Omega) = \{0, 1, 2\}$.

$$\text{b. On a } MU_n = \begin{pmatrix} \mathbb{P}([X_n = 0]) + \frac{1}{2}\mathbb{P}([X_n = 1]) \\ \frac{1}{2}\mathbb{P}([X_n = 1]) + \frac{2}{3}\mathbb{P}([X_n = 2]) \\ \frac{1}{3}\mathbb{P}([X_n = 2]) \end{pmatrix}$$

- L'événement $[X_{n+1} = 0]$ ne peut se produire que si $[X_n = 0]$ ou $[X_n = 1]$, et ainsi :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_{n+1} = 0]) &= \mathbb{P}([X_{n+1}] \cap [X_n = 0]) + \mathbb{P}([X_{n+1}] \cap [X_n = 1]) \\ &= \mathbb{P}([X_n = 0]) \times \mathbb{P}_{[X_n=0]}(X_{n+1} = 0) + \mathbb{P}([X_n = 1]) \mathbb{P}_{[X_n=1]}(X_{n+1} = 0) \\ &= \mathbb{P}([X_n = 0]) \times 1 + \mathbb{P}([X_n = 1]) \times \frac{1}{2} \end{aligned}$$

et on retrouve la première ligne du produit MU_n .

- L'événement $[X_{n+1} = 1]$ ne peut se produire que si $[X_n = 1]$ ou $[X_n = 2]$, et ainsi :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}([X_{n+1} = 1]) &= \mathbb{P}([X_{n+1}] \cap [X_n = 1]) + \mathbb{P}([X_{n+1}] \cap \mathbb{P}([X_n = 2])) \\ &= \mathbb{P}([X_n = 1]) \times \mathbb{P}_{[X_n=1]}(X_{n+1} = 1) + \mathbb{P}([X_n = 2]) \mathbb{P}_{[X_n=2]}(X_{n+1} = 1) \\ &= \mathbb{P}([X_n = 1]) \times \frac{1}{2} + \mathbb{P}([X_n = 2]) \times \frac{2}{3}\end{aligned}$$

et on retrouve la deuxième ligne du produit MU_n .

- L'événement $[X_{n+1} = 2]$ ne peut se produire que si $[X_n = 2]$, et ainsi :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}([X_{n+1} = 2]) &= \mathbb{P}([X_{n+1}] \cap [X_n = 2]) \\ &= \mathbb{P}([X_n = 2]) \times \mathbb{P}_{[X_n=2]}(X_{n+1} = 2) \\ &= \mathbb{P}([X_n = 2]) \times \frac{1}{3}\end{aligned}$$

et on retrouve la dernière ligne du produit MU_n .

Par suite, on a bien $U_{n+1} = \begin{pmatrix} \mathbb{P}([X_{n+1} = 0]) \\ \mathbb{P}([X_{n+1} = 1]) \\ \mathbb{P}([X_{n+1} = 2]) \end{pmatrix} = MU_n$, et cette égalité reste vraie pour $n = 0$ et $n = 1$

compte-tenu du fait que $U_0 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$ et $U_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ \frac{2}{3} \\ \frac{1}{3} \end{pmatrix}$ qui permet bien d'avoir $U_1 = MU_0$ et que $U_2 = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} \\ \frac{2}{3} \\ \frac{1}{3} \end{pmatrix}$

qui donne alors $MU_1 = U_2$, le tout en raisonnant comme précédemment.

c. On trouve $MV_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$, $MV_2 = \begin{pmatrix} -\frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \\ 0 \end{pmatrix}$ et $MV_3 = \begin{pmatrix} 1 \\ -\frac{4}{3} \\ \frac{1}{3} \end{pmatrix}$.

d. Montrons par récurrence sur n la propriété $\mathcal{P}(n)$: « $U_n = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^n V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^n V_3$ ».

- Pour $n = 0$, on a $U_0 = \begin{pmatrix} \mathbb{P}([X_0 = 0]) \\ \mathbb{P}([X_0 = 1]) \\ \mathbb{P}([X_0 = 2]) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$, et :

$$V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^0 V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^0 V_3 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + 4 \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 3 \\ -4 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} = U_0$$

d'où la propriété $\mathcal{P}(0)$ est vraie.

- Supposons que l'on a, pour un $n \in \mathbb{N}$ fixé, la propriété $\mathcal{P}(n)$, c'est à dire que $U_n = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^n V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^n V_3$, et montrons, sous cette hypothèse que l'on a $\mathcal{P}(n+1)$, c'est à dire $U_{n+1} = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^{n+1} V_3$.

D'après ce qui précède $U_{n+1} = MU_n = M \left(U_n = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^n V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^n V_3 \right) = MV_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^n MV_2 +$

$\left(\frac{1}{3}\right)^n MV_3$. Or $MV_2 = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{2} V_2$ et $MV_3 = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 3 \\ -4 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} V_3$, et par suite on en déduit que

$U_{n+1} = V_1 + \left(\frac{1}{2}\right)^n \times \frac{1}{2} V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^n \times \frac{1}{3} V_3 = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^{n+1} V_3$, d'où la propriété $\mathcal{P}(n+1)$.

- La propriété $\mathcal{P}(0)$ étant vraie, et la propriété $\mathcal{P}(n)$ étant héréditaire, elle est donc vraie pour tout entier n .

Par suite, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $U_n = V_1 + 4 \left(\frac{1}{2}\right)^n V_2 + \left(\frac{1}{3}\right)^n V_3$.

e. On en déduit donc que :

$$\begin{cases} \mathbb{P}([X_n = 0]) = 1 - \frac{1}{2^{n-2}} + \frac{1}{3^{n-1}} \\ \mathbb{P}([X_n = 1]) = \frac{1}{2^{n-2}} - \frac{4}{3^n} \\ \mathbb{P}([X_n = 2]) = \frac{1}{3^n} \end{cases} \quad \text{qui donne la loi de } X.$$

2. On a $E(X_n) = 0 \times \mathbb{P}([X_n = 0]) + 1 \times \mathbb{P}([X_n = 1]) + 2 \times \mathbb{P}([X_n = 2]) = \frac{1}{2^{n-2}} - \frac{4}{3^n} + 2 \times \frac{2}{3^n} = \frac{1}{2^{n-2}} - 2 \frac{2}{3^n}$

qui tend vers 0 lorsque n tend vers $+\infty$ puisque $\left|\frac{1}{2}\right| < 1$ et $\left|\frac{1}{3}\right| < 1$.

3. La variable aléatoire T_1 est égale au nombre de tirages nécessaires pour obtenir la première boule blanche. La première boule blanche n'apparaîtra qu'après une succession ininterrompue de tirage de la boule rouge. Ainsi, $T_1(\Omega) = \mathbb{N}^*$ et T_1 suit la loi géométrique de paramètre $\frac{2}{3}$.
4. $[T_2 = 2]$ est l'événement la dernière boule blanche a été tirée lors du 2^e tirage. Ainsi, $[T_2 = 2] = B_1 \cap B_2$.
 $[T_2 = 3]$ est l'événement la dernière boule blanche a été extraite de lors à l'issue du 3^e tirage. Ainsi $[T_2 = 3] = (\overline{B_1} \cap B_2 \cap B_3) \cup (B_1 \cap \overline{B_2} \cap B_3)$. Par suite, $\mathbb{P}([T_2 = 2]) = \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{3}$, et $\mathbb{P}([T_2 = 3]) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{2}{3} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{5}{18}$, en utilisant la formule des probabilités composées.
5. a. Soit $n \geq 2$. On a $[T_2 = n] = [X_{n-1} = 1] \cap [X_n = 0]$ puisque pour extraire la dernière boule blanche au n^{e} tirage, l'urne ne doit contenir qu'une seule boule blanche à l'issue du $(n-1)^{\text{e}}$ tirage, et bien évidemment aucune à l'issue du n^{e} .
- b. On a donc :

$$\mathbb{P}([T_2 = n]) = \mathbb{P}([X_{n-1} = 1] \cap [X_n = 0]) = \mathbb{P}([X_{n-1} = 1]) \times \mathbb{P}_{[X_{n-1}=1]}(X_n = 0) = \left(\frac{1}{2^{n-3}} - \frac{4}{3^{n-1}} \right) \times \frac{1}{2} = 2 \left(\left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} - \frac{2}{3^{n-1}} \right)$$

Pour s'occuper les jours de pluies

EX. 3 | Réf. 4384

Pour tout entier naturel n , on note $\mathbb{R}_n[X]$ l'ensemble des polynômes à coefficients réels de degré au plus n . On considère l'application f , qui à un polynôme P de $\mathbb{R}_n[X]$, associe le polynôme $f(P) = P'' - 4XP'$.

1. **Étude de f** : soit n un entier naturel fixé uniquement dans cette question.

- a. Justifier que f est un endomorphisme de $\mathbb{R}_n[X]$.
- b. Calculer $f(1)$, $f(X)$ puis $f(X^k)$ pour $k \in \llbracket 2; n \rrbracket$.
Établir alors que la matrice A_n de f dans la base canonique de $\mathbb{R}_n[X]$ est triangulaire.
- c. Prouver que f est diagonalisable et que chacun de ses espaces propres est de dimension 1.
- d. Soit P un vecteur propre de f associé à la valeur propre λ .
Établir que $\lambda = -4 \deg(P)$.
En déduire qu'il existe un unique polynôme unitaire H_n de degré n tel que :

$$(\mathcal{E}_n) : f(H_n) = -4nH_n$$

2. **Étude de la suite $(H_n)_{n \in \mathbb{N}}$** :

- a. Établir en dérivant la relation (\mathcal{E}_n) , démontrer que :

$$\forall n \geq 1, f(H'_n) = -4(n-1)H'_n$$

En déduire alors que :

$$\forall n \geq 1, H'_n = nH_{n-1} \quad \text{et} \quad \forall n \geq 2, H_n - XH_{n-1} + \frac{(n-1)H_{n-2}}{4} = 0$$

- b. Pourquoi peut-on affirmer que $H_0 = 1$ et $H_1 = X$?
Calculer alors H_2 et H_3 .
- c. D'après ce qui précède, la suite $u_n = H_n(1)$ satisfait à la relation de récurrence :

$$u_0 = 1, \quad u_1 = 1, \quad \text{et} \quad \forall n \geq 2, u_n = u_{n-1} - \frac{(n-1)u_{n-2}}{4}$$

Écrire un programme en Python calculant u_{2010} .


```
5     suite1=1
6     else :
7     suite1=suite1(n-1)-suite1(n-2)*(n-1)/4
```