

Correction DL 3 : une suite de tirages aléatoires

Une urne contient initialement

- une boule blanche et
- deux boules rouges.

On effectue dans cette urne une succession de tirages d'une boule selon le protocole suivant :

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

Pour tout entier $n \geq 1$, on considère les événements suivants :

- B_n = « on obtient une boule **blanche** lors du $n^{\text{ème}}$ tirage »,
- R_n = « on obtient une boule **rouge** lors du $n^{\text{ème}}$ tirage »,

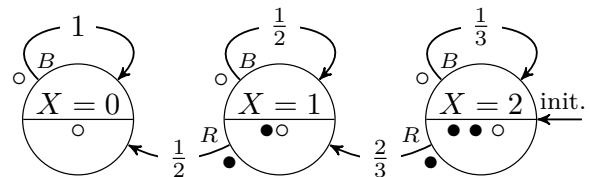
et X_n le nombre de boules rouges contenues dans l'urne à l'issue du $n^{\text{ème}}$ tirage.

Remarque préliminaire : chaîne de Markov

Il y a 3 configurations accessibles au cours de l'expérience : les contenus possibles de l'urne (le nombre de boules rouges : $X = 0, 1$ ou 2).

On parle des **états du système**.

Selon l'issue de chaque tirage, (R ou B) le contenu de l'urne est modifié selon le graphe des transitions à droite.



Ces changements d'états ont lieu, conditionnellement à l'état présent, avec une probabilité décrite sur chaque flèche.

Remarques de rédaction

▸ Décrire une situation Markovienne

Je vous conseille à l'avenir, si vous détectez une situation Markovienne, de la décrire assez précisément pour et de faire sur votre copie le graphe des transitions comme ci-dessus en explicitant

▸ Référer au graphe des transitions (Exemple pour la question 3.)

Sur le graphe des transitions, il y a exactement 2 flèches qui aboutissent à l'état $X = 1$:

- celle qui provient de $[X = 2]$, associée à l'événement R
- celle qui provient de $[X = 1]$, associée à l'événement B

▸ Attention !

La simple invocation de la notion de « chaîne de Markov » n'est pas une solution qui vous exonère d'une rédaction rigoureuse et précise

1. Le début de l'expérience

a) (Justifier que l'on a $X_1(\Omega) = \{1, 2\}$. Donner la probabilité de chaque valeur (la loi de X_1).)

- **Support de X_1** Le contenu initial de l'urne est une boule blanche et deux rouges.

Après le premier tirage, il peut donc rester :

une boule blanche et deux rouges, si on tire la boule blanche alors $X_1 = 2$
 une boule blanche et une rouge, si on tire une boule rouge alors $X_1 = 1$

Ainsi on a $X_1(\Omega) = \{1, 2\}$.

- **Loi de X_1** On a l'égalité d'événements suivante :

$$[X_1 = 2] = B_1 = \text{« on tire la boule blanche parmi les 3 de l'urne. »}$$

$$\text{Ainsi } \mathbb{P}(X_1 = 2) = \frac{1}{3}.$$

- b) (*Justifier que l'on pose $X_0 = 2$.*)

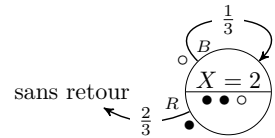
Avant le premier tirage, on a 2 boules rouges dans l'urne.

2. Étude de $\mathbb{P}(X_n = 2)$

- a) (*À quelles conditions sur le $n^{\text{ième}}$ tirage restera-t-il 2 boules rouges à son issue ?*)

Il reste 2 boules rouges dans l'urne à l'issue du $n^{\text{ième}}$ tirage ssi

- avant le $n^{\text{ième}}$ tirage, l'urne contient 2 boules rouges,
- on tire la boule blanche au $n^{\text{ième}}$ tirage.



- b) (*En déduire l'égalité d'événements : $\forall n \geq 1, [X_n = 2] = [X_{n-1} = 2] \cap B_n$.*)

On a donc bien $\forall n \geq 1$, l'égalité d'événements qui redit la conclusion de la question précédente :

$$[X_n = 2] = [X_{n-1} = 2] \cap B_n.$$

- c) (*Quelle est la probabilité conditionnelle $\mathbb{P}_{[X_{n-1}=2]}(B_n)$?*)

On conditionne par l'événement $[X_{n-1} = 2]$.

Sous cette hypothèse, il reste donc 2 boules avant le $n^{\text{ième}}$ tirage.

La probabilité conditionnelle de tirer la boule blanche est donc $\mathbb{P}_{[X_{n-1}=2]}(B_n) = \frac{1}{3}$

- d) (*En déduire que la suite $(\mathbb{P}(X_n = 2))_{n \in \mathbb{N}}$ est géométrique et donner son terme général.*)

Pour $n \geq 1$, on a $\mathbb{P}(X_n = 2) = \mathbb{P}([X_{n-1} = 2] \cap B_n)$

$$= \mathbb{P}_{[X_{n-1}=2]}(B_n) \times \mathbb{P}(X_{n-1} = 2) = \frac{1}{3} \mathbb{P}(X_{n-1} = 2).$$

Cette suite est donc géométrique de raison $\frac{1}{3}$ et de premier terme $\mathbb{P}(X_0 = 2) = 1$, donc

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

3. Étude de $\mathbb{P}(X_n = 1)$

- a) (*Pour $n \in \mathbb{N}^*$, écrire l'événement $[X_n = 1]$ en terme de $[X_{n-1} = 1]$, $[X_{n-1} = 2]$, B_n , R_n .*)

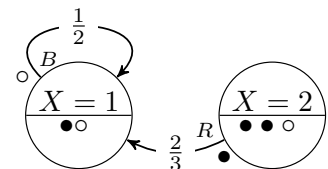
- **Disjonction selon l'issue du $n^{\text{ième}}$ tirage**

- si B_n , alors il restait **une boule rouge** à l'issue du $(n-1)^{\text{ième}}$ tirage.

$$\text{Ainsi } [X_n = 1] \cap B_n = [X_{n-1} = 1] \cap B_n$$

- si R_n , alors il restait **deux boules rouges** à l'issue du $(n-1)^{\text{ième}}$ tirage.

$$\text{Ainsi } [X_n = 1] \cap R_n = [X_{n-1} = 2] \cap R_n$$



- **Expression ensembliste**

On obtient donc la décomposition selon le système complet (B_n, R_n) :

$$\begin{aligned} [X_n = 1] &= ([X_n = 1] \cap B_n) \sqcup ([X_n = 1] \cap R_n) \\ &= ([X_{n-1} = 1] \cap B_n) \sqcup ([X_{n-1} = 2] \cap R_n) \end{aligned}$$

- b) (Par les probabilités totales, déduire pour $n \geq 1$: $\mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{1}{2}\mathbb{P}(X_{n-1} = 1) + \frac{2}{3}\mathbb{P}(X_{n-1} = 2)$.)
On passe aux probabilités, et il vient :

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

Pour $n \in \mathbb{N}$, on note $u_n = \mathbb{P}(X_n = 1)$. On a donc : $u_0 = 0$, et $\forall n \in \mathbb{N}$, $u_{n+1} = \frac{1}{2}u_n + \frac{2}{3^{n+1}}$.

- c) (Montrer que la suite (v_n) définie par : $\forall n \in \mathbb{N}$, $v_n = u_n + \frac{4}{3^n}$, est géométrique.)

$$\text{Pour } n \in \mathbb{N}, \text{ on a : } v_{n+1} = u_{n+1} + \frac{4}{3^{n+1}} = \frac{1}{2}u_n + \frac{2}{3^{n+1}} + \frac{4}{3^{n+1}} = \frac{1}{2}u_n + \frac{2}{3^n}.$$

Ainsi $v_{n+1} = \frac{1}{2}v_n$, et la suite (v_n) est donc géométrique de raison $\frac{1}{2}$.

- d) (En déduire $\forall n \in \mathbb{N}$, l'expression $\mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{4}{2^n} - \frac{4}{3^n}$.)

$$\text{On a donc } \forall n \in \mathbb{N}, v_n = v_0 \times \frac{1}{2^n} = (u_0 + \frac{4}{3^0}) \times \frac{1}{2^n} = \frac{4}{2^n}.$$

$$\text{Ainsi, on a } \mathbb{P}(X_n = 1) = u_n = v_n - \frac{4}{3^n} \text{ soit } \mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{4}{2^n} - \frac{4}{3^n}$$

4. On note T le rang du tirage où l'on tire une boule rouge pour la deuxième fois.

- a) (Montrer que $\forall n \in \mathbb{N}$, on a l'égalité d'événements $[T \leq n] = [X_n = 0]$.)

On a en effet

$$\begin{aligned}[X_n = 0] &= \text{« L'urne ne contient plus de boules rouges après le } n^{\text{ième}} \text{ tirage »} \\ &= \text{« On a tiré la dernière boule rouge } n^{\text{ième}} \text{ tirage ou avant »} = [T \leq n]\end{aligned}$$

- b) (En déduire que $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\mathbb{P}(T = n) = \mathbb{P}(X_n = 0) - \mathbb{P}(X_{n-1} = 0)$.)

$$\begin{aligned}\text{On a l'égalité d'événements : } [T = n] &= [T \leq n] \setminus [T \leq n-1] \\ &= [X_n = 0] \setminus [X_{n-1} = 0]\end{aligned}$$

En passant aux probabilités, il vient bien : $\mathbb{P}(T = n) = \mathbb{P}(X_n = 0) - \mathbb{P}(X_{n-1} = 0)$.

- c) ((Variante) Montrer que $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\mathbb{P}(T = n) = \frac{1}{2}\mathbb{P}(X_{n-1} = 1)$.)

L'événement $[T = n] = \text{« On a tiré la dernière boule rouge } n^{\text{ième}} \text{ tirage »}$
signifie « Il restait exactement une boule rouge avant le $n^{\text{ième}}$ tirage,
et on a tiré celle-ci au $n^{\text{ième}}$ tirage »

$$\text{c'est-à-dire : } [T = n] = [X_{n-1} = 1] \cap R_n$$

$$\begin{aligned}\text{Il vient donc bien : } \mathbb{P}(T = n) &= \mathbb{P}([X_{n-1} = 1] \cap R_n) = \mathbb{P}(X_{n-1} = 1) \times \mathbb{P}_{[X_{n-1}=1]}(R_n) \\ \text{soit } \mathbb{P}(T = n) &= \frac{1}{2}\mathbb{P}(X_{n-1} = 1).\end{aligned}$$

- d) (En déduire l'expression de la probabilité $\forall n \geq 1$, $\mathbb{P}(T = n) = 2 \left[\frac{1}{2^{n-1}} - \frac{1}{3^{n-1}} \right]$.)

$$\text{On a bien : } \forall n \geq 1, \mathbb{P}(T = n) = \frac{1}{2}\mathbb{P}(X_{n-1} = 1) = 2 \left[\frac{1}{2^{n-1}} - \frac{1}{3^{n-1}} \right].$$

- e) (Vérifier que $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(T = n) = 1$.)

$$\text{On calcule les sommes des deux séries convergentes : } \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{2^{n-1}} = 2 \text{ et } \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{3^{n-1}} = \frac{3}{2}.$$

$$\text{Il vient donc bien } \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(T = n) = 2 \times 2 - 2 \times \frac{3}{2} = 1$$

Ainsi, avec probabilité 1, on a $T \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$.

Par conséquent, $\mathbb{P}(T = +\infty) = 0$ et T est une **variable aléatoire bien définie**.

f) ((Bonus) Établir : $\mathbb{E}[T] = \frac{7}{2}$ $\mathbb{E}[T(T-1)] = \frac{23}{2}$ $\text{Var}(T) = \frac{11}{4}$.)

► **Espérance**

On a, sous réserve de convergence absolue :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[T] &= \sum_{n=1}^{+\infty} n \mathbb{P}(T = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} n \times 4 \left(\frac{1}{2^{n-1}} - \frac{1}{3^{n-1}} \right) \\ &= 4 \left[\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n}{2^{n-1}} - \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n}{3^{n-1}} \right] \\ &= 4 \left[\left(\frac{1}{1 - \frac{1}{2}} \right)^2 - \left(\frac{1}{1 - \frac{1}{3}} \right)^2 \right] = 4 \left[4 - \frac{9}{4} \right] = \frac{7}{2}\end{aligned}$$

La série est à termes positifs. La convergence absolue équivaut donc à la convergence simple.

Les séries géométriques dérivées qui apparaissent étant convergentes, il y a bien convergence absolue aussi.

► **Calcul intermédiaire** de $\mathbb{E}[T(T-1)]$

Sous réserve de convergence absolue, on décompose de même, en dégageant l'exposant $n-2$:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[T(T-1)] &= 4 \left[\frac{1}{2} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n(n-1)}{2^{n-2}} - \frac{1}{3} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n(n-1)}{3^{n-2}} \right] \\ &= 4 \left[\frac{1}{2} \left(\frac{1}{1 - \frac{1}{2}} \right)^3 - \frac{1}{3} \left(\frac{1}{1 - \frac{1}{3}} \right)^3 \right] = 4 \left[4 - \frac{9}{8} \right] = \frac{23}{2}\end{aligned}$$

De même, cette série est ► à termes positifs

► convergente.

Il y a donc bien convergence absolue et l'espérance est bien définie.

► **Variance**

Par la formule de Kœnig-Huygens, on a :

$$\begin{aligned}\text{Var}(T) &= \mathbb{E}[T(T-1)] + \mathbb{E}[T] - (\mathbb{E}[T])^2 \\ &= \frac{23}{2} + \frac{7}{2} - \frac{49}{4} \\ &= \frac{11}{4}.\end{aligned}$$