

**EXERCICE 3**  
**Etude d'une marche aléatoire**

**Partie I - Calcul des probabilités**

**Q28.** A l'instant 0, le pion est en  $A$  donc  $p_0 = 1$  et  $q_0 = r_0 = 0$ .

A l'instant 1, la probabilité qu'il reste en  $A$  est  $\frac{1}{2}$  donc  $p_1 = \frac{1}{2}$ . Sinon, il se déplace de manière équiprobable sur l'un des deux autres points donc  $q_1 = r_1 = \frac{1}{4}$ .

**Q29.** Soit  $n \in \mathbb{N}$ .

Pour  $n = 0$ , on a bien  $V_1 = MV_0$ .

On suppose maintenant  $n \in \mathbb{N}^*$ .

$\{A_n, B_n, C_n\}$  est un système complet d'événements de probabilités non nulles donc, d'après la formule des probabilités totales,

$$P(A_{n+1}) = P(A_n)P_{A_n}(A_{n+1}) + P(B_n)P_{B_n}(A_{n+1}) + P(C_n)P_{C_n}(A_{n+1})$$

$P_{A_n}(A_{n+1})$  est la probabilité de rester en  $A$  de l'instant  $n$  à l'instant  $n + 1$  donc  $\frac{1}{2}$ .

$P_{B_n}(A_{n+1})$  est la probabilité de passer de  $B$  à  $A$  donc  $\frac{1}{4}$ . De même,  $P_{C_n}(A_{n+1}) = \frac{1}{4}$ .

Par conséquent,  $P(A_{n+1}) = \frac{1}{2}P(A_n) + \frac{1}{4}P(B_n) + \frac{1}{4}P(C_n)$ .

On raisonne de même pour exprimer  $b_{n+1}$  et  $c_{n+1}$  et on conclut que  $V_{n+1} = MV_n$ .

**Q30.** Pour  $n \in \mathbb{N}$ , on pose  $\mathcal{P}(n)$  : " $V_n = M^n V_0$ ".

$M^0 = I_3$  donc  $\mathcal{P}(0)$  est vraie.

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . On suppose  $\mathcal{P}(n)$  vraie.

D'après la question précédente,  $V_{n+1} = MV_n$  et, d'après l'hypothèse de récurrence,  $V_n = M^n V_0$  donc  $V_{n+1} = MM^n V_0 = M^{n+1} V_0$  :  $\mathcal{P}(n+1)$  est vraie.

Par récurrence, on peut alors conclure que, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $V_n = M^n V_0$ .

$V_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$  donc, en utilisant le résultat admis sur  $M^n$  :

$$\forall n \in \mathbb{N}, p_n = \frac{4^n + 2}{3 \cdot 4^n}, q_n = r_n = \frac{4^n - 1}{3 \cdot 4^n}$$

**Q31.** Quand  $n$  tend vers l'infini,  $4^n + 2 \sim 4^n$  et  $4^n - 1 \sim 4^n$  donc  $\lim_{n \rightarrow +\infty} p_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} q_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} r_n = \frac{1}{3}$ .

Cela signifie que, si on observe la position du pion après un grand nombre d'étapes, il y a autant de chances qu'il soit en  $A$ , en  $B$  ou en  $C$ .

**Partie II - Nombre moyen de passages en  $A$ .**

**Q32.**  $X_1 + \dots + X_n$  est le nombre de passages par le point  $A$  lors des  $n$  premières étapes et  $E(X_1 + \dots + X_n)$  est le nombre moyen de passages par  $A$  lors des  $n$  premières étapes.

**Q33.**  $X_n$  suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p = P(A_n) = \frac{4^n + 2}{3 \cdot 4^n}$  donc  $E(X_n) = \frac{4^n + 2}{3 \cdot 4^n}$ .

**Q34.**  $a_n = E(X_1 + \dots + X_n)$  donc, par linéarité de l'espérance,  $a_n = \sum_{i=1}^n E(X_i)$  et, d'après la question

précédente,

$$\begin{aligned} a_n &= \sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \left( \frac{1}{4} \right)^i \right) \\ &= \frac{n}{3} + \frac{2}{3} \frac{1 - \frac{1}{4^n}}{1 - \frac{1}{4}} \end{aligned}$$

Par conséquent,

$$a_n = \frac{n}{3} + \frac{2}{9} \left( 1 - \frac{1}{4^n} \right)$$

### Partie III - Temps d'attente avant le premier passage en B

**Q35.** Comme le pion est en A à l'instant 0,  $(T_B = 1) = B_1$  d'où  $P(T_B = 1) = \frac{1}{4}$ .

$$\begin{aligned} (T_B = 2) &= \overline{B_1} \cap B_2 \\ &= (A_1 \cap B_2) \cup (C_1 \cap B_2) \end{aligned}$$

Ces deux événements sont incompatibles donc  $P(T_B = 1) = P(A_1 \cap B_2) + P(C_1 \cap B_2)$ .

Par définition d'une probabilité conditionnelle,  $P(A_1 \cap B_2) = P(A_1)P_{A_1}(B_2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$ .

De même  $P(C_1 \cap B_2) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{16}$ .

Finalement,  $P(T_B = 2) = \frac{3}{16}$ .

**Q36.** A l'instant  $n$ , le pion est en A, en B ou en C donc  $\overline{B_n} = A_n \cup C_n$ .

**Q37.**  $\overline{B_1} \cap \overline{B_2} = (A_1 \cup C_1) \cap (A_2 \cup C_2) = (A_1 \cap A_2) \cup (A_1 \cap C_2) \cup (C_1 \cap A_2) \cup (C_1 \cap C_2)$ .

En prenant l'intersection avec  $B_3$  on obtient 4 événements deux à deux incompatibles donc

$P(B_3 \cap \overline{B_1} \cap \overline{B_2}) = P(B_3 \cap A_1 \cap A_2) + P(B_3 \cap A_1 \cap C_2) + P(B_3 \cap C_1 \cap A_2) + P(B_3 \cap C_1 \cap C_2)$ .

$P(B_3 \cap A_1 \cap A_2) = P(A_1 \cap A_2)P_{A_1 \cap A_2}(B_3) = P(A_1 \cap A_2)P_{A_2}(B_3)$  car la position à l'instant 3 ne dépend que la position à l'instant 2. Ainsi  $P(B_3 \cap A_1 \cap A_2) = \frac{1}{4}P(A_1 \cap A_2)$ .

On procède de même avec les 3 autres termes puis on se retrouve avec la somme de 4 probabilités d'événements incompatibles. On utilise la relation du début de cette question pour conclure :

$$P(B_3 \cap \overline{B_1} \cap \overline{B_2}) = \frac{1}{4}P(\overline{B_1} \cap \overline{B_2})$$

Avec la définition d'une probabilité conditionnelle,  $P(B_3 | \overline{B_1} \cap \overline{B_2}) = \frac{1}{4}$

**Q38.** Soit  $k \in \mathbb{N}^*$ .

$(T_B = k) = \left( \bigcap_{i=1}^{k-1} \overline{B_i} \right) \cap B_k$ . Avec la définition d'une probabilité conditionnelle et le résultat admis,

$$P(T_B = k) = \frac{1}{4}P\left(\bigcap_{i=1}^{k-1} \overline{B_i}\right).$$

$\bigcap_{i=1}^{k-1} \overline{B_i} = (T_B \geq k) = (T_B = k) \cup (T_B \geq k+1)$  donc  $P(T_B = k) = \frac{1}{4}(P(T_B = k) + P(T_B \geq k+1)) =$

$\frac{1}{4}(P(T_B = k) + 4P(T_B = k+1))$  d'où  $P(T_B = k+1) = \frac{3}{4}P(T_B = k)$ . De plus  $P(T_B = 1) = \frac{1}{4}$  donc,

pour  $k \geq 1$ ,  $P(T_B = k) = \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1}$ .

$\{T_B = k; k \in \mathbb{N}\}$  est un système complet d'événements donc  $P(T_B = 0) = 1 - \sum_{k=1}^{+\infty} P(T_B = k) = 1 - \frac{1}{4} \frac{1}{1 - \frac{3}{4}}$ .

Par conséquent,  $P(T_B = 0) = 0$ .

**Q39.** Pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $P(T_B = k) = \frac{1}{4} \left(1 - \frac{1}{4}\right)^{k-1}$  donc  $T_B$  suit la loi géométrique de paramètre  $\frac{1}{4}$ .

On en déduit que  $T_B$  admet une espérance et  $E(T_B) = 4$ .