

Samedi 19 Juin 2017

# Probabilités

## Variables Aléatoires Réelles

© Bechata



"THE PROBABILITY OF SOMEONE WATCHING YOU IS PROPORTIONAL TO THE STUPIDITY OF YOUR ACTIONS."

Cet exercice a pour but l'étude d'une marche aléatoire sur les sommets d'un triangle, ce qui fait l'objet de la partie II. Dans la partie I, on aborde des questions préliminaires d'algèbre linéaire.

### Partie I.

On associe à tout triplet  $(x, y, z)$  de nombres réels la matrice  $M(x, y, z)$  définie par :  $M(x, y, z) = \begin{pmatrix} x & y & z \\ z & x & y \\ y & z & x \end{pmatrix}$ .

La matrice  $M(1, 0, 0)$  n'est autre que la matrice identité  $I_3$  et la matrice  $M(0, 1, 0)$  est notée  $J$ .

1. L'espace vectoriel  $E$  des matrices  $M(x, y, z)$ .

(a) Calculer les matrices  $J^2$  et  $J^3$ .

(b) Établir que l'ensemble  $E$  des matrices de la forme  $M(x, y, z)$  où  $(x, y, z)$  décrit  $\mathbb{R}^3$  constitue un sous-espace vectoriel de l'espace  $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$  des matrices carrées d'ordre 3.

(c) Établir que  $(I_3, J, J^2)$  forme une base de  $E$ .

2. Etude des matrices  $M(x, y, y)$ . On pose  $P = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix}$ .

(a) Justifier que  $P$  est inversible, calculer  $P^{-1}$  et vérifier que  $P^{-1}M(x, y, y)P = \begin{pmatrix} x+2y & 0 & 0 \\ 0 & x-y & 0 \\ 0 & 0 & x-y \end{pmatrix}$ .

(b) En déduire la relation suivante pour tout nombre entier naturel  $n$  :

$$[M(x, y, y)]^n = \frac{1}{3}(x + 2y)^n M(1, 1, 1) + \frac{1}{3}(x - y)^n M(2, -1, -1).$$

**Partie II.**

On désigne dans toute cette partie par  $p$  un nombre réel tel que  $0 < p < 1/2$  et on considère la marche aléatoire d'un point  $S$  sur les sommets d'un triangle  $ABC$ .

A l'instant initial  $t = 0$ , le point  $S$  est en  $A$ , et il se déplace ensuite selon les règles suivantes :

- Si  $S$  est à l'instant  $n$  au sommet  $A$  du triangle : il est à l'instant  $n + 1$  au sommet  $B$  avec la probabilité  $p$ , au sommet  $C$  avec la probabilité  $p$ , ou encore au sommet  $A$  avec la probabilité  $1 - 2p$ .
- Si  $S$  est à l'instant  $n$  au sommet  $B$  du triangle : il est à l'instant  $n + 1$  au sommet  $C$  avec la probabilité  $p$ , au sommet  $A$  avec la probabilité  $p$ , ou encore au sommet  $B$  avec la probabilité  $1 - 2p$ .
- Si  $S$  est à l'instant  $n$  au sommet  $C$  du triangle : il est à l'instant  $n + 1$  au sommet  $A$  avec la probabilité  $p$ , au sommet  $B$  avec la probabilité  $p$ , ou encore au sommet  $C$  avec la probabilité  $1 - 2p$ .

Pour tout nombre entier naturel  $n$ , on désigne enfin par :

- $A_n$  l'événement "le point  $S$  est au sommet  $A$  à l'instant  $n$ " et par  $a_n$  sa probabilité.
- $B_n$  l'événement "le point  $S$  est au sommet  $B$  à l'instant  $n$ " et par  $b_n$  sa probabilité.
- $C_n$  l'événement "le point  $S$  est au sommet  $C$  à l'instant  $n$ " et par  $c_n$  sa probabilité.

1. Calcul des probabilités  $a_n, b_n, c_n$ .

(a) Exprimer à l'aide de la formule des probabilités totales les probabilités  $a_{n+1}, b_{n+1}, c_{n+1}$  en fonction des probabilités  $a_n, b_n, c_n$ .

(b) En déduire une matrice  $M$  telle qu'on ait pour tout nombre entier naturel  $n$  : 
$$\begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \\ c_{n+1} \end{pmatrix} = M \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix}$$

(c) Exprimer en fonction de  $p$  les probabilités  $a_n, b_n, c_n$  et leurs limites quand  $n$  tend vers  $+\infty$ .

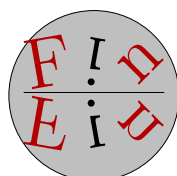
2. Nombres moyens des passages en  $A, B, C$  entre les instants 1 et  $n$ .

On désigne dans cette question par  $X_n$  la variable aléatoire prenant la valeur 1 lorsque  $S$  est au sommet  $A$  à l'instant  $n$ , et prenant la valeur 0 sinon.

Interpréter la variable aléatoire  $X_1 + X_2 + \dots + X_n$  et son espérance  $m_n = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n)$ , puis établir que :

$$m_n = \frac{1}{3} \left[ n + 2(1 - 3p) \frac{1 - (1 - 3p)^n}{3p} \right].$$

Donner un équivalent de  $m_n$  lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$ .



## Corrigé

1. (a) Pour commencer, on a  $J = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ , un calcul direct nous donne  $J^2 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$  et  $J^3 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ .
- (b) Le plus simple est de montrer que  $E = \text{Vect}(I, J, J^2)$  car cela justifie que  $E$  est un espace vectoriel et cela répond partiellement à la question 1.c). On constate que

$$\forall x, y, z \in \mathbb{R}, \quad M(x, y, z) = \begin{pmatrix} x & y & z \\ z & x & y \\ y & z & x \end{pmatrix} = x \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} + y \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} + z \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = xI + yJ + zJ^2$$

donc  $E = \text{Vect}(I, J, J^2)$ .

- (c) D'après la question précédente, la famille  $(I, J, J^2)$  est une famille génératrice de  $E$ . Il suffit de montrer qu'il s'agit d'une famille libre. Soit  $a, b, c$  trois réels tels que

$$\begin{aligned} aI + bJ + cJ^2 &= 0_{\mathfrak{M}_3(\mathbb{R})} \Leftrightarrow a \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} + b \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} + c \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \\ &\Leftrightarrow \begin{pmatrix} a & b & c \\ c & a & b \\ b & c & a \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \Leftrightarrow \begin{cases} a = 0 \\ b = 0 \\ c = 0 \end{cases} \end{aligned}$$

Par conséquent, la famille  $(I, J, J^2)$  est une base de  $E$ .

2. (a) On procède par les opérations élémentaires sur les matrices

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} &: \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & -2 & -1 \\ 0 & -1 & -2 \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \left| \begin{array}{l} L_2 \leftarrow L_2 - L_1 \\ L_3 \leftarrow L_3 - L_1 \end{array} \right. \\ &\Leftrightarrow \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & -2 & -1 \\ 0 & 0 & -3 \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \left| \begin{array}{l} L_3 \leftarrow 2L_3 - L_2 \end{array} \right. \end{aligned}$$

La nouvelle matrice est triangulaire et tous ses coefficients diagonaux sont non nuls donc la matrice  $P$  est inversible et l'on a

$$\begin{aligned} &\begin{pmatrix} 3 & 3 & 0 \\ 0 & -6 & 0 \\ 0 & 0 & -3 \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} 2 & -1 & 2 \\ -2 & 4 & -2 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \left| \begin{array}{l} L_1 \leftarrow 3L_1 + L_3 \\ L_2 \leftarrow 3L_2 - L_3 \end{array} \right. \\ &\Leftrightarrow \begin{pmatrix} 6 & 0 & 0 \\ 0 & -6 & 0 \\ 0 & 0 & -3 \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} 2 & 2 & 2 \\ -2 & 4 & -2 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \left| \begin{array}{l} L_1 \leftarrow 2L_1 + L_2 \end{array} \right. \\ &\Leftrightarrow \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} \end{pmatrix} \left| \begin{array}{l} L_1 \leftarrow \frac{1}{6}L_1 \\ L_2 \leftarrow -\frac{1}{6}L_2 \\ L_3 \leftarrow -\frac{1}{3}L_3 \end{array} \right. \end{aligned}$$

$$\text{donc } P^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} \end{pmatrix}. \text{ Vérification } \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Un calcul direct nous donne

$$P^{-1}M(x, y, y) = \begin{pmatrix} \frac{1}{3}x + \frac{2}{3}y & \frac{1}{3}x + \frac{2}{3}y & \frac{1}{3}x + \frac{2}{3}y \\ \frac{1}{3}x - \frac{1}{3}y & -\frac{2}{3}x + \frac{2}{3}y & \frac{1}{3}x - \frac{1}{3}y \\ \frac{1}{3}x - \frac{1}{3}y & \frac{1}{3}x - \frac{1}{3}y & -\frac{2}{3}x + \frac{2}{3}y \end{pmatrix} \quad P^{-1}M(x, y, z)P = \begin{pmatrix} x+2y & 0 & 0 \\ 0 & x-y & 0 \\ 0 & 0 & x-y \end{pmatrix}$$

(b) En utilisant la fameuse formule  $(PDP^{-1})^n = PD^nP^{-1}$ , l'égalité de la question 2.a) nous donne

$$P^{-1}[M(x, y, y)]^n P = \begin{pmatrix} (x+2y)^n & 0 & 0 \\ 0 & (x-y)^n & 0 \\ 0 & 0 & (x-y)^n \end{pmatrix} \Leftrightarrow [M(x, y, y)]^n = P \begin{pmatrix} (x+2y)^n & 0 & 0 \\ 0 & (x-y)^n & 0 \\ 0 & 0 & (x-y)^n \end{pmatrix} P^{-1}$$

Puis, par un calcul direct, on a

$$P \begin{pmatrix} (x+2y)^n & 0 & 0 \\ 0 & (x-y)^n & 0 \\ 0 & 0 & (x-y)^n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (x+2y)^n & (x-y)^n & (x-y)^n \\ (x+2y)^n & -(x-y)^n & 0 \\ (x+2y)^n & 0 & -(x-y)^n \end{pmatrix}$$

et donc

$$\begin{aligned} [M(x, y, y)]^n &= \begin{pmatrix} \frac{2}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n & -\frac{1}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n & -\frac{1}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n \\ -\frac{1}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n & \frac{2}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n & -\frac{1}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n \\ -\frac{1}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n & -\frac{1}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n & \frac{2}{3}(x-y)^n + \frac{1}{3}(x+2y)^n \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{3}(x+2y)^n \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} + \frac{1}{3}(x-y)^n \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ -1 & 2 & -1 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{3}(x+2y)^n M(1, 1, 1) + \frac{1}{3}(x-y)^n M(2, -1, -1) \end{aligned}$$

## Partie II.

1. (a) On applique la formule des probabilités totales avec le système complet d'évènements  $A_n, B_n, C_n$  et en utilisant la question précédente, on a :

$$\begin{aligned} P(A_{n+1}) &= P(A_n \cap A_{n+1}) + P(B_n \cap A_{n+1}) + P(C_n \cap A_{n+1}) \\ &= P(A_n)P_{(A_n)}(A_{n+1}) + P(B_n)P_{(B_n)}(A_{n+1}) + P(C_n)P_{(C_n)}(A_{n+1}) \\ &= (1-2p)P(A_n) + pP(B_n) + pP(C_n) \\ P(B_{n+1}) &= P(A_n \cap B_{n+1}) + P(B_n \cap B_{n+1}) + P(C_n \cap B_{n+1}) \\ &= P(A_n)P_{(A_n)}(B_{n+1}) + P(B_n)P_{(B_n)}(B_{n+1}) + P(C_n)P_{(C_n)}(B_{n+1}) \\ &= pP(A_n) + (1-2p)P(B_n) + pP(C_n) \\ P(C_{n+1}) &= P(A_n \cap C_{n+1}) + P(B_n \cap C_{n+1}) + P(C_n \cap C_{n+1}) \\ &= P(A_n)P_{(A_n)}(C_{n+1}) + P(B_n)P_{(B_n)}(C_{n+1}) + P(C_n)P_{(C_n)}(C_{n+1}) \\ &= pP(A_n) + pP(B_n) + (1-2p)P(C_n) \end{aligned}$$

ce qui implique les égalités suivantes  $\forall n \in \mathbb{N}$ , 
$$\begin{cases} a_{n+1} = (1-2p)a_n + pb_n + pc_n \\ b_{n+1} = pa_n + (1-2p)b_n + pc_n \\ c_{n+1} = pa_n + pb_n + (1-2p)c_n \end{cases}$$

(b) Il est immédiat que 
$$\begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \\ c_{n+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1-2p & p & p \\ p & 1-2p & p \\ p & p & 1-2p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix} = M(1-2p, p, p) \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix}$$

(c) Il est immédiat que

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix} = [M(1-2p, p, p)]^n \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \\ c_0 \end{pmatrix}$$

Comme le point  $S$  est situé initialement en  $A$  et d'après **II.2.b.**, on a

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix} &= \left[ \frac{1}{3}((1-2p) + 2p)^n M(1, 1, 1) + \frac{1}{3}((1-2p) - p)^n M(2, -1, -1) \right] \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\
 &= \left[ \frac{1}{3}M(1, 1, 1) + \frac{1}{3}(1-3p)^n M(2, -1, -1) \right] \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\
 &= \left[ \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} + \frac{1}{3}(1-3p)^n \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ -1 & 2 & -1 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \right] \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\
 &= \begin{pmatrix} \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^n & \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n & \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n \\ \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n & \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^n & \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n \\ \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n & \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n & \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^n \\ \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n \\ \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

ce qui entraîne les égalités suivantes  $\left\{ \begin{array}{l} a_n = \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^n \\ b_n = \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n \\ c_n = \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(1-3p)^n \end{array} \right.$

2. La variable aléatoire  $X_1 + X_2 + \dots + X_n$  représente le nombre de fois où  $S$  passe par le  $A$  et son espérance  $m_n$  vaut

$$m_n = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = E(X_1) + \dots + E(X_n) = \sum_{k=1}^n E(X_k)$$

Par construction, on a

$$E(X_k) = 0 \times P(X_k = 0) + 1 \times P(X_k = 1) = P(X_k = 1) = P(A_k) = \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^k$$

on a donc

$$\begin{aligned}
 m_n &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(1-3p)^k = \sum_{k=1}^n \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \sum_{k=1}^n (1-3p)^k = \frac{1}{3}n + \frac{2}{3} \sum_{j=0}^{n-1} (1-3p)^{j+1} \\
 &= \frac{1}{3}n + \frac{2}{3}(1-3p) \sum_{j=0}^{n-1} (1-3p)^j = \frac{1}{3}n + \frac{2}{3}(1-3p) \frac{1 - (1-3p)^n}{1 - (1-3p)} \\
 &= \frac{1}{3}n + \frac{2}{3}(1-3p) \frac{1 - (1-3p)^n}{3p} = \frac{1}{3} \left[ n + 2(1-3p) \frac{1 - (1-3p)^n}{3p} \right].
 \end{aligned}$$

Lorsque  $n \rightarrow +\infty$ ,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left[ 2(1-3p) \frac{1 - (1-3p)^n}{3p} \right] = 2(1-3p) \frac{1}{3p}$  et  $\lim_{n \rightarrow +\infty} n = +\infty$  donc

$$m_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{3}n$$