

# 1 EXERCICE

A tout couple  $(a, b)$  de deux réels, on associe la matrice  $M(a, b)$  définie

$$M(a, b) = \begin{pmatrix} a + 2b & -b & -2b \\ 2b & a - b & -4b \\ -b & b & a + 3b \end{pmatrix}$$

On désigne par  $E$  l'ensemble des matrices  $M(a, b)$  où  $a$  et  $b$  décrivent  $\mathbb{R}$ . Ainsi :

$$E = \{M(a, b) / (a, b) \in \mathbb{R}^2\}$$

On note  $I$  la matrice identité  $M(1, 0)$  et  $A$  la matrice suivante :  $\begin{pmatrix} 2 & -1 & -2 \\ 2 & -1 & -4 \\ -1 & 1 & 3 \end{pmatrix}$

1. Comme  $M(a, b) = aI + bA$  on a donc  $E = \text{Vect}(I, A)$ .

Donc  $E$  est un sous-espace vectoriel de l'espace vectoriel  $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ .

2. La famille  $(I, A)$  est libre car  $A$  et  $I$  sont deux vecteurs non proportionnels, et elle est génératrice.

Conclusion :  $(I, A)$  est une base de  $E$  et  $\dim(E) = 2$

3. On vérifie :

$$(A - 2I) \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = 0 \iff \begin{cases} -y - 2z = 0 \\ 2x - 3y - 4z = 0 \\ -x + y + z = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} y = -2z \\ 2x + 2z = 0 \\ -x - z = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} y = -2z \\ x = -z \end{cases}$$

Les solutions ne sont pas toutes nulles donc 2 est valeur propre associée au sous espace propre  $E_2 = \text{Vect}((-1, -2, 1))$

La famille  $((-1, -2, 1))$  est formée d'un seul vecteur non nul, est donc libre. Donc c'est une base de  $E_2$  et

Conclusion :  $\dim(E_2) = 1$

$$(A - I) \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = 0 \iff \begin{cases} x - y - 2z = 0 \\ 2x - 2y - 4z = 0 \\ -x + y + 2z = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} x = y + 2z \\ 0 = 0 \\ 0 = 0 \end{cases}$$

Donc 1 est valeur propre associée au sous espace propre  $E_1 = \text{Vect}((1, 1, 0), (2, 0, 1))$

$((1, 1, 0), (2, 0, 1))$  sont deux vecteurs non proportionnels donc libre.  $((1, 1, 0), (2, 0, 1))$  est donc une base de  $E_1$

Conclusion :  $\dim(E_1) = 2$

Comme la somme des dimensions de ces sous espaces propres est 3, l'ordre de la matrice, il n'y a pas d'autres valeurs propres et  $A$  est diagonalisable.

4. Pour avoir 2 en première colonne de  $D$ , il faut placer un vecteur propre associé à 2 en première position.

et pour avoir 1 sur la diagonale de  $P$ , on donne  $((1, 2, -1))$  comme autre base de  $E_2$ .

La concaténation des bases des sous espaces propres forme une base de  $\mathbb{R}^3$ .

$((1, 2, -1), (1, 1, 0), (2, 0, 1))$  est donc une base de vecteurs propres et d'après la formule de changement de base on a  $D = P^{-1}AP$  avec

$$D = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ et } P = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 2 \\ 2 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

On calcule  $P^{-1}$  par Gauss :

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 2 \\ 2 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{matrix} L_2 - 2L_1 \\ L_3 + L_1 \end{matrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \iff \begin{pmatrix} 1 & 1 & 2 \\ 0 & -1 & -4 \\ 0 & 1 & 3 \end{pmatrix} \begin{matrix} L_1 + L_2 \\ -L_2 \\ L_3 + L_2 \end{matrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -2 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \\ \iff \begin{pmatrix} 1 & 0 & -2 \\ 0 & 1 & 4 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{matrix} L_1 - 2L_3 \\ L_2 + 4L_3 \\ -L_3 \end{matrix} \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 \\ 2 & -1 & 0 \\ -1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \iff \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{matrix} L_1 - 2L_3 \\ L_2 + 4L_3 \\ -L_3 \end{matrix} \begin{pmatrix} 1 & -1 & -2 \\ -2 & 3 & 4 \\ 1 & -1 & -1 \end{pmatrix}$$

(et on pense bien à vérifier que  $P P^{-1} = I$ )

Conclusion :  $P^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & -1 & -2 \\ -2 & 3 & 4 \\ 1 & -1 & -1 \end{pmatrix}$

5. On a  $M(a, b) = aI + bA$  alors  $D(a, b) = P^{-1}(aI + bA)P = aI + bD$  est bien diagonale.

6. Comme  $P$  et  $P^{-1}$  sont inversibles,  $M(a, b)$  est inversible si et seulement si  $D(a, b)$  l'est.

La diagonale de  $D(a, b)$  est  $(a + 2b, a + b, a + b)$

Donc  $D(a, b)$  est inversible si et seulement si  $a + 2b \neq 0$  et  $a + b \neq 0$

Conclusion :  $M(a, b)$  inversible si et seulement si  $a + 2b \neq 0$  et  $a + b \neq 0$

7. On a

$$M(a, b)^2 = I \iff [PD(a, b)P^{-1}]^2 = I \iff PD(a, b)^2 P^{-1} = I \iff D(a, b)^2 = P^{-1}I P = I$$

Conclusion :  $M(a, b)^2 = I \iff D(a, b)^2 = I$

Or  $D(a, b)^2 = \begin{pmatrix} (a+2b)^2 & 0 & 0 \\ 0 & (a+b)^2 & 0 \\ 0 & 0 & (a+b)^2 \end{pmatrix}$  donc  $D(a, b)^2 = I \iff a + 2b = \pm 1$  et  $a + b =$

$\pm 1$

Ce qui donne quatre systèmes :

(1)  $\begin{cases} a + 2b = 1 \\ a + b = 1 \end{cases} \iff L_1 - L_2 \rightarrow L_1 \begin{cases} b = 0 \\ a = 1 \end{cases}$

(2)  $\begin{cases} a + 2b = 1 \\ a + b = -1 \end{cases} \iff \begin{cases} b = 2 \\ a = -3 \end{cases}$

(3)  $\begin{cases} a + 2b = -1 \\ a + b = 1 \end{cases} \iff \begin{cases} b = -2 \\ a = 3 \end{cases}$

(4)  $\begin{cases} a + 2b = -1 \\ a + b = -1 \end{cases} \iff \begin{cases} b = 0 \\ a = -1 \end{cases}$

Conclusion : Les 4 matrices sont donc  $M(1, 0)$ ,  $M(-3, 2)$ ,  $M(3, -2)$  et  $M(-1, 0)$

## 2 EXERCICE

On considère les fonctions suivantes :

$g(x, y) = 1 + \ln(x + y)$  (fonction des variables réelles  $x$  et  $y$ ,

et pour  $p \in \mathbb{N}^*$  :  $\begin{cases} f_p(x) = g(x, p) \\ h_p(x) = x - f_p(x) \end{cases}$  (familles de fonctions de la variable réelle  $x$ )

On note  $(C_p)$  la courbe représentative de la fonction  $f_p$ .

### 2.1 Recherche d'extremum éventuel de la fonction $g$ .

1.  $g$  est défini en  $(x, y)$  tels que  $x + y > 0$ .

On trace la droite d'équation  $y = -x$  (pente  $-1$  passe par  $O$ ) et on a  $x + y > 0$  au dessus de cette droite.

2.  $g$  est  $C^1$  sur  $D$  et

$$\frac{\partial g}{\partial x}(x, y) = \frac{1}{x+y} \text{ et } \frac{\partial g}{\partial y}(x, y) = \frac{1}{x+y}$$

Si la fonction  $g$  a un extremum sur l'ouvert  $D$  alors  $\frac{\partial g}{\partial x}(x, y) = 0$  et  $\frac{\partial g}{\partial y}(x, y) = 0$ .  
Ce qui est impossible.

Conclusion :  $g$  n'a pas d'extremum sur  $D$

## 2.2 Etude de la fonction $f_1$ .

1. On a  $f_1(x) = 1 + \ln(1+x)$

Donc  $f_1$  est définie, continue, dérivable... en  $x$  tel que  $1+x > 0$  donc sur  $] -1, +\infty[$

2. Par le DL de  $\ln(1+x)$  en 0 on a :

Conclusion :  $f(x) = 1 + x - \frac{1}{2}x^2 + x^2\varepsilon(x)$  avec  $\varepsilon(x) \rightarrow 0$  quand  $x \rightarrow 0$

3. La tangente en 0 a donc pour équation :  $y = 1 + x$ .

Et comme  $f_1(x) - (1+x) = -\frac{1}{2}x^2 + x^2\varepsilon(x) = x^2(-\frac{1}{2} + \varepsilon(x)) \rightarrow 0^-$

Conclusion :  $C_{f_1}$  est en dessous de sa tangente au voisinage de 0

4. En  $+\infty$

$$f_1(x) = 1 + \ln(1+x) \rightarrow +\infty$$

$$\begin{aligned} \frac{f_1(x)}{x} &= \frac{1}{x} \left( 1 + \ln \left( x \left( 1 + \frac{1}{x} \right) \right) \right) \\ &= \frac{\ln(x)}{x} \left( 1 + \frac{1}{\ln(x)} + \frac{\ln(1 + \frac{1}{x})}{\ln(x)} \right) \\ &\rightarrow 0 \end{aligned}$$

Conclusion :  $C_{f_1}$  a une branche parabolique horizontale en  $+\infty$

## 2.3 Etude d'une suite $(\alpha_p)_{p \in \mathbb{N}^*}$ .

1. On a  $h_p(x) = x - f_p(x) = x - 1 - \ln(x+p)$ .

$h_p$  est dérivable sur  $] -p, +\infty[$  et  $h'_p(x) = 1 - \frac{1}{x+p} = \frac{x+p-1}{x+p}$  et comme  $p \geq 1$ ,  $h'_p > 0$  sur  $]0, +\infty[$

En 0 :  $h_p(x) = x - 1 - \ln(x+p) = x - 1 - \ln(x(1+p/x)) = x \left( 1 - \frac{1}{x} - \frac{\ln(x)}{x} - \frac{\ln(1+p/x)}{x} \right) \rightarrow +\infty$

Donc  $h_p$  est continue et strictement croissante sur  $]0, +\infty[$ , donc bijective de  $]0, +\infty[$  dans  $] \lim_0 h_p, \lim_{+\infty} h_p[$ .

Et comme 0 appartient à cet intervalle, l'équation  $h_p(x) = 0$  a une unique solution  $\alpha_p$  sur  $]0, +\infty[$ .

Conclusion : l'équation  $f_p(x) = x$  admet une unique solution  $\alpha_p$  sur  $]0, +\infty[$

2. On a  $f_{p+1}(x) = 1 + \ln(x+p+1)$  donc  $f_{p+1}(\alpha_{p+1}) = 1 + \ln(\alpha_{p+1} + p + 1) = \alpha_{p+1}$

et  $h_p(\alpha_{p+1}) = \alpha_{p+1} - 1 - \ln(\alpha_{p+1} + p) = \ln(\alpha_{p+1} + p + 1) - \ln(\alpha_{p+1} + p)$ .

Et comme  $\alpha_{p+1} + p + 1 > \alpha_{p+1} + p$  alors  $\ln(\alpha_{p+1} + p + 1) > \ln(\alpha_{p+1} + p)$  et

Conclusion :  $h_p(\alpha_{p+1}) > 0$

On a donc  $h_p(\alpha_{p+1}) > 0 = h_p(\alpha_p)$  et comme la fonction  $h_p$  est strictement croissante sur  $]0, +\infty[$  et que  $\alpha_p$  et  $\alpha_{p+1}$  en sont éléments,  $\alpha_{p+1} > \alpha_p$ .

**Conclusion :** la suite  $(\alpha_p)_{p \in \mathbb{N}^*}$  est donc croissante.

3. On compare les images par  $h_p$  :

$h_p(\alpha_p) = 0$  et  $h_p(1 + \ln(p)) = 1 + \ln(p) - 1 - \ln(p + 1 + \ln(p)) = \ln(p) - \ln(p + 1 + \ln(p))$   
et comme  $p + 1 + \ln(p) > p$  alors  $\ln(p) < \ln(p + 1 + \ln(p))$  et  $h_p(1 + \ln(p)) < 0 = h_p(\alpha_p)$ .

Donc ( $h_p$  strictement croissante)

**Conclusion :**  $\alpha_p \geq 1 + \ln(p)$  et par minoration,

**Conclusion :** quand  $p \rightarrow +\infty : \alpha_p \rightarrow \infty$

## 2.4 Valeur approchée de $\alpha_1$ .

On admet que le réel  $\alpha_1$  appartient à l'intervalle  $[1, 3]$ .

On définit la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  par  $\begin{cases} u_0 = 1 \\ \forall n \in \mathbb{N} : u_{n+1} = f_1(u_n) \end{cases}$

1. Pour  $n = 0 : u_0 = 1 \geq 1$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$  tel que  $u_n \geq 1$  alors  $f_1(u_n) \geq f_1(1) = 1 + \ln(2) \geq 1$  donc  $u_{n+1} \geq 1$ .

**Conclusion :** pour tout  $n \in \mathbb{N} : u_n \geq 1$

2. La formule demandée suggère que  $|f'| \leq \frac{1}{2}$  sur quel intervalle ( $u_n \geq 1$  suggère  $[1 + \ln(2), +\infty[$ )

$f'_1(x) = \frac{1}{1+x} \leq \frac{1}{2}$  pour tout  $x \in [1, +\infty[$ . Donc  $|f'_1| \leq \frac{1}{2}$  sur  $[1, +\infty[$ .

Pour  $n = 0$  on a  $|u_0 - \alpha_1| = \alpha_1 - 1 \leq 2 = \left(\frac{1}{2}\right)^{-1}$  car  $\alpha_1 \in [1, 3]$

Soit  $n \in \mathbb{N}$  tel que  $|u_n - \alpha_1| \leq \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1}$  alors comme  $\alpha_1$  et  $u_n \in [1, +\infty[$  et que  $|f'_1| \leq \frac{1}{2}$  sur cet intervalle,

$|f(u_n) - f(\alpha_1)| \leq \frac{1}{2}|u_n - \alpha_1|$  et  $f_1(\alpha_1) = \alpha_1$  donc  $|u_{n+1} - \alpha_1| \leq \frac{1}{2}|u_n - \alpha_1| \leq \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1-1}$

**Conclusion :** pour tout  $n \in \mathbb{N} : |u_n - \alpha_1| \leq \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1}$

3. Si  $\left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} \leq 10^{-4}$  alors  $|u_n - \alpha_1| \leq 10^{-4}$ .

$\left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} \leq 10^{-4} \iff (n-1) \ln\left(\frac{1}{2}\right) \leq -4 \ln(10) \iff (n-1) \geq 4 \ln(10) / \ln(2) \iff n \geq 1 + 4 \ln(10) / \ln(2)$

qui est réalisé par la partie entière plus 1.

**Conclusion :**  $n_0 = \lfloor 1 + 4 \ln(10) / \ln(2) \rfloor + 1$  la condition est réalisée.

4. **program suiet ;**

**var** u :real ; n0,n :integer ;

**begin**

    n0 :=trunc(2+4\*ln(10)/ln(2)) ;

    u :=1 ;

**for** n :=1 **to** n0 **do** u :=1+ln(1+u) ;

**writeln**(n0,u) ;

**end.**

## 3 EXERCICE.

On s'intéresse dans cet exercice à l'étude de trois jeux présents à une fête foraine.

### 3.1 Premier jeu.

Pour ce premier jeu de hasard, la mise pour chaque partie est de 1 euro. L'observation montre qu'une partie est gagnée avec la probabilité de  $\frac{1}{10}$ , perdue avec la probabilité de  $\frac{9}{10}$ .

Toute partie gagnée rapporte 3 euros. Les différentes parties sont indépendantes.

une personne décide de jouer  $n$  parties ( $N \geq 2$ ). On note  $X_N$  la variable aléatoire représentant le nombre de parties gagnées et  $Y_N$  la variable aléatoire représentant le gain algébrique du joueur.

- $X_N$  est le nombre de gain en  $N$  parties indépendantes, la probabilité de gain à chaque étant de  $\frac{1}{10}$ .

$$\text{Conclusion : } X_N \hookrightarrow \mathcal{B}\left(N, \frac{1}{10}\right) \text{ d'où } E(X_N) = \frac{N}{10} \text{ et } V(X_N) = \frac{9}{100}N$$

- Le gain est la mise moins les rapports :

$$\text{Conclusion : } Y_n = 3X_N - N \text{ d'où } E(Y_N) = 3E(X_N) - N = -\frac{7}{10}N \text{ et } V(Y_N) = 3^2V(X_N) = \frac{81}{100}N$$

- a) Le paramètre de la loi de Poisson qui approche est l'espérance de la loi binomiale :

$$\text{Conclusion : } \boxed{\text{Donc } X_{60} \overset{\sim}{\hookrightarrow} \mathcal{P}(6)}$$

- "Perdre moins de 50 euros" est  $(Y_{60} > -50) = (3X_{60} - 60 > -50) = (X_{60} > 10/3)$   
et comme  $X_{60}$  ne prend que des valeurs entières,  $(Y_{60} > -50) = (X_{60} \geq 4) = \overline{(X_{60} < 4)}$

$$\text{Avec } P(X_{60} < 4) = \sum_{k=0}^3 P(X_{60} = k) \simeq \sum_{k=0}^3 e^{-6} \frac{6^k}{k!} = 0,1512 \text{ et } P(Y_{60} > -50) = 1 - P(X_{60} < 4)$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{\text{la probabilité de perdre moins de 50 est } 0,8488}$$

### 3.2 Deuxième jeu

Pour ce deuxième jeu, le participant lance trois fléchettes dans une cible circulaire de centre O et de rayon 1. Pour  $1 \leq i \leq 3$ , on note  $X_i$  la variable aléatoire égale à la distance du point d'impact au centre O de la  $i^{\text{ème}}$  fléchette. Ces trois variables  $X_1, X_2, X_3$ , de même loi, indépendantes, sont des variables à densité dont une densité  $f$  est définie par :

$$f(x) = \begin{cases} 2x & \text{si } x \in [0, 1] \\ 0 & \text{si } x \notin [0, 1] \end{cases}$$

Le joueur gagne si la fléchette la plus proche du centre O se trouve à une distance inférieure à  $\frac{1}{5}$  du centre. Enfin on note  $M$  la variable aléatoire représentant la plus petite des trois distances  $X_1, X_2, X_3$ .

- $f$  est positive sur  $\mathbb{R}$ , continue sur  $\mathbb{R} \setminus \{0, 1\}$  (en fait continue en 0)

$$\int_{-\infty}^0 f = 0 \text{ et } \int_1^{+\infty} f = 0. \text{ Enfin, } \int_0^1 f = \int_0^1 2x dx = [x^2]_0^1 = 1 \text{ donc } \int_{-\infty}^{+\infty} f \text{ converge et vaut } 1$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{f \text{ est une densité de probabilité.}}$$

Pour tout  $x$  réel,  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$  donc

$$- \text{ si } x \leq 0 : F(x) = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0$$

$$- \text{ si } x \in ]0, 1] : F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x 2t dt = x^2$$

$$- \text{ si } x > 1 : F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^1 2t dt + \int_1^x 0 dt = 1$$

- $X$  a une espérance si  $\int_{-\infty}^{+\infty} t f(t) dt$  converge, ce qui est le cas en  $\pm\infty$  (fonction nulle).

$$\text{Donc } X \text{ a une espérance et } E(X) = \int_0^1 2t^2 dt = \left[\frac{2}{3}t^3\right]_0^1 = \frac{2}{3}$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{E(X) = \frac{2}{3}}$$

3. ( $M > t$ ) signifie que la plus petite distance est plus grande que  $t$ , c'est à dire qu'elle sont toutes plus grandes que  $t$ .

$$\text{Conclusion : } \boxed{(M > t) = [(X_1 > t) \cap (X_2 > t) \cap (X_3 > t)]}$$

4. Comme elles sont indépendantes,

$$\begin{aligned} F_M(x) &= 1 - P(M > x) = 1 - P(X_1 > x) P(X_2 > x) P(X_3 > x) \\ &= 1 - (1 - F(x))^3 \end{aligned}$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{F_M(x) = 1 - (1 - F(x))^3 \text{ pour tout } x \text{ réel.}}$$

Comme  $F$  est une fonction de répartition de variable à densité, elle est continue sur  $\mathbb{R}$  et  $C^1$  sur  $\mathbb{R} \setminus \{0, 1\}$ .

Donc  $F_M$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et  $C^1$  sur  $\mathbb{R} \setminus \{0, 1\}$ .

Donc  $F_M$  est une fonction de répartition de variable à densité.

$$\text{Conclusion : } \boxed{M \text{ est à densité}}$$

et une densité de  $M$  est  $F'_M$  (là où elle est dérivable)  $f_M(x) = 3(1 - F(x))^2 F'(x) = 3(1 - F(x))^2 f(x)$

$$\text{Conclusion : } \boxed{f_M(x) = \begin{cases} 6x(1-x)^2 & \text{si } x \in [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}}$$

5. "le joueur gagne la partie" est l'événement ( $M < \frac{1}{5}$ ) de probabilité  $F_M(\frac{1}{5}) = 1 - (1 - \frac{1}{25})^2 = 1 - (\frac{24}{25})^2$

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(G) = 1 - (\frac{24}{25})^2}$$

### 3.3 Troisième jeu.

Pour ce dernier jeu. le participant lance successivement  $n$  boules au hasard dans  $N$  cases numérotées de 1 à  $N$  avec  $N \geq 2$ . On suppose que les différents lancers de boules, sont indépendants et que la probabilité pour qu'une boule quelconque tombe dans une case donnée est  $\frac{1}{N}$ . Une case peut contenir plusieurs boules.

Le gain étant fonction du nombre de cases atteintes, on étudie la variable aléatoire  $T_n$ , égale au nombre de cases non vides à l'issue des  $n$  lancers.

1. Au minimum, il y a une case atteinte (toutes les boules dans la même case) et au maximum, chaque boule est dans une case différente (avec au maximum  $N$  cases occupées).

$$\text{Conclusion : } \boxed{T_n(\Omega) = [1, \min(n, N)]}$$

2.  $T_1$  est le nombre de cases atteintes avec une boule.

Donc  $T_1(\Omega) = \{1\}$  variable certaine!

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(T_1 = 1) = 1}$$

$$T_2(\Omega) = \{1, 2\}$$

La première boule étant placée, la probabilité que la seconde vienne dans la même case est de  $\frac{1}{N}$ .

la probabilité qu'elle aille ailleurs est donc de  $1 - \frac{1}{N} = \frac{N-1}{N}$

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(T_2 = 1) = \frac{1}{N} \text{ et } P(T_2 = 2) = \frac{N-1}{N}}$$

3. ( $T_n = 1$ ) : lorsque la première boule est placée, la probabilité pour chacune des  $n - 1$  suivantes d'arriver dans la même case est de  $\frac{1}{N}$ , indépendamment.

$$\text{Donc } P(T_n = 1) = \left(\frac{1}{N}\right)^{n-1}$$

Conclusion :  $\boxed{P(T_n = 1) = \left(\frac{1}{N}\right)^{n-1}}$

Pour  $(T_n = 2)$ , il faut passer par un dénombrement précis :

$\Omega$  est l'ensemble des listes de  $n$  cases parmi  $N$  (une case pour chaque boule). ces listes sont équiprobables et  $|\Omega| = N^n$ .

$(T_n = 2)$  est déterminé par

- l'ensemble des 2 cases parmi  $N$  à remplir ; il y a  $\binom{N}{2}$  tels choix.
- l'ensemble des boules allant dans la case la plus à droite sauf (toutes ou aucune) il y a  $2^n - 2$  telles listes.

Donc  $|T_n = 2| = \binom{N}{2} (2^n - 2)$  et

Conclusion :  $\boxed{P(T_n = 2) = \frac{N(N-1)(2^n-2)}{2N^n}}$  (ce qui coïncide avec  $T_2$  pour  $n = 2$ )

$(T_n = n)$  est déterminé par la liste sans répétition des cases affectées. (dans l'ordre de lancement des boules)

Conclusion :  $\boxed{P(T_n = n) = 0 \text{ si } n > N \text{ et } P(T_n = n) = \frac{N!}{(N-n)! N^n}$  (coïncide pour  $T_2 = 2$ )

4. ??? probas totales ? avec quel SCE  $(T_n = i)_{i \in [[1, n]]}$  qui ne sont pas tous possibles ???

Pour avoir  $(T_{n+1} = k)$ , on pouvait avoir  $(T_n = k)$  ou  $(T_n = k - 1)$  soit

$(T_{n+1} = k) = (T_{n+1} = k) \cap (T_n = k) \cup (T_{n+1} = k) \cap (T_n = k - 1)$  incompatibles donc

$P(T_{n+1} = k) = P_{(T_n=k)}(T_{n+1} = k) P(T_n = k) + P_{(T_n=k-1)}(T_{n+1} = k) P(T_n = k - 1)$

avec  $P_{(T_n=k)}(T_{n+1} = k) = \frac{k}{N}$  car la  $n + 1^{\text{ème}}$  boule doit aller dans une des  $k$  cases déjà pourvues pour que l'ombre de cases remplies ne change pas ;

et  $P_{(T_n=k-1)}(T_{n+1} = k) = \frac{N-(k-1)}{N}$  car il y a  $N - (k - 1)$  cases non encore remplies, et il en faut une de plus.

Conclusion :  $\boxed{P(T_{n+1} = k) = \frac{k}{N}P(T_n = k) + \frac{N-k+1}{N}P(T_n = k - 1)}$

5. Afin de calculer l'espérance  $E(T_n)$ , on considère la fonction polynomiale  $G_n$  définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad G_n(x) = \sum_{k=1}^n P(T_n = k) x^k$$

a) On a  $G_n(1) = \sum_{k=1}^n P(T_n = k) = 1$  car on a au moins toutes les valeurs possibles de  $T_n$ .

b)  $G_n$  est dérivable sur  $\mathbb{R}$  et  $G'_n(x) = \sum_{k=1}^n kP(T_n = k) x^{k-1}$  donc

$$\begin{aligned} G'_n(1) &= \sum_{k=1}^n kP(T_n = k) \\ &= \sum_{k=1}^{\min(N,n)} kP(T_n = k) + \sum 0 \\ &= E(T_n) \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{G'_n(1) = E(T_n)}$

c) !!!! La formule (I) est encore valable pour  $k = n + 1$  avec  $P(T_n = n + 1) = 0$

On a donc

$$\begin{aligned}
 G_{n+1}(x) &= \sum_{k=1}^{n+1} \mathbb{P}(T_{n+1} = k) x^k \\
 &= \sum_{k=1}^{n+1} \left[ \frac{k}{N} \mathbb{P}(T_n = k) + \frac{N-k+1}{N} \mathbb{P}(T_n = k-1) \right] x^k \\
 &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{n+1} k \mathbb{P}(T_n = k) x^k + \sum_{k=1}^{n+1} \frac{N}{N} \mathbb{P}(T_n = k-1) x^k - \sum_{k=1}^{n+1} \frac{k-1}{N} \mathbb{P}(T_n = k-1) x^k \\
 &= \frac{x}{N} G'_n(x) + \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(T_n = h) x^{h+1} - \frac{1}{N} \sum_{h=0}^n h \mathbb{P}(T_n = h) x^{h+1} \\
 &= \frac{x}{N} G'_n(x) + x G_n(x) + 0 - \frac{x^2}{N} G'_n(x) + 0 \\
 &= \frac{x - x^2}{N} G'_n(x) + x G_n(x)
 \end{aligned}$$

d) Les fonctions étant dérivables sur  $\mathbb{R}$

$$G'_{n+1}(x) = \frac{x - x^2}{N} G''_n(x) + \frac{1 - 2x}{N} G'_n(x) + x G'_n(x) + G_n(x)$$

et pour  $x = 1$  :

$$\begin{aligned}
 G'_{n+1}(1) &= -\frac{1}{N} G'_n(1) + G'_n(1) + G_n(1) \\
 &= \left(1 - \frac{1}{N}\right) E(T_n) + 1
 \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{E(T_{n+1}) = \left(1 - \frac{1}{N}\right) E(T_n) + 1}$

e) On a alors par récurrence :

$$E(T_1) = 1 \text{ et } N \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^1\right] = 1 = E(T_1)$$

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$  tel que  $E(T_n) = N \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n\right]$  alors

$$\begin{aligned}
 E(T_{n+1}) &= \left(1 - \frac{1}{N}\right) E(T_n) + 1 \\
 &= \left(1 - \frac{1}{N}\right) N \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n\right] + 1 \\
 &= N \left[-\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{n+1}\right] + N \left(1 - \frac{1}{N}\right) + 1 \\
 &= N \left[-\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{n+1}\right] + N \\
 &= N \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^{n+1}\right]
 \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{\text{pour tout } n \in \mathbb{N}^* : E(T_n) = N \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n\right]}$