

CORRECTION DU DM N° 23

Correction 1.

1. \star v n'est pas le vecteur nul donc il forme une famille libre.
 \star $w = (1, 1, 1)$ n'est pas colinéaire à v donc w n'est pas dans $\text{Vect}(v)$
donc v ne forme pas une famille génératrice de \mathbb{R}^3 .
2. \star $v_2 = -2v_1$ donc v_1 et v_2 sont colinéaires, donc ils ne forment pas une famille libre.
 \star Soit $w = (0, 1, 0)$, montrons que $w \notin \text{Vect}(v_1, v_2)$.

$$w = xv_1 + yv_2 \iff \begin{cases} x - 2y = 0 \\ -5x + 10y = 1 \\ 2x - 4y = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} x - 2y = 0 \\ 0 = 1 \\ 2x - 4y = 0 \end{cases} \quad L_2 \leftarrow L_2 + 5L_1$$

Donc le système n'a pas de solution, donc $w \notin \text{Vect}(v_1, v_2)$.

Donc la famille (v_1, v_2) n'est pas génératrice de \mathbb{R}^3 .

3. On note A la matrice des vecteurs en colonnes :

$$A = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 3 \\ 1 & -1 & 3 \\ 4 & 2 & 3 \end{pmatrix} \sim_L \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & \frac{3}{2} \\ 1 & -1 & 3 \\ 4 & 2 & 3 \end{pmatrix} \quad L_1 \leftarrow \frac{1}{2}L_1$$

$$\sim_L \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & \frac{3}{2} \\ 0 & -\frac{3}{2} & \frac{3}{2} \\ 0 & 0 & -3 \end{pmatrix} \quad L_2 \leftarrow L_2 - L_1$$

$$\quad L_3 \leftarrow L_3 - 4L_1$$

A est de rang 3 pour 3 vecteurs donc la famille (v_1, v_2, v_3) est libre.

A est de rang 3 et on travaille dans \mathbb{R}^3 donc la famille (v_1, v_2, v_3) est génératrice de \mathbb{R}^3 .

4. On note A la matrice des vecteurs en colonne.

La matrice a 3 lignes, donc le rang est au maximum 3, or il y a 4 vecteurs, donc la famille n'est pas libre.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 4 \\ -5 & -13 & 3 & 4 \\ 2 & 4 & 0 & 2 \end{pmatrix} \sim_L \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 4 \\ 0 & -8 & 8 & 24 \\ 0 & 2 & -2 & -6 \end{pmatrix} \quad L_2 \leftarrow L_2 + 5L_1$$

$$\sim_L \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 4 \\ 0 & -8 & 8 & 24 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad L_3 \leftarrow L_3 - 2L_1$$

$$\sim_L \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 4 \\ 0 & -8 & 8 & 24 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad L_3 \leftarrow L_3 + \frac{1}{4}L_2$$

La matrice est de rang 2 alors que l'on est dans \mathbb{R}^3 donc la famille (v_1, v_2, v_3, v_4) n'est pas génératrice de \mathbb{R}^3 .

Correction 2.

1. On sait que $\mathcal{S} = \left\{ x \mapsto \lambda e^{\frac{1}{2}x^4} \mid \lambda \in \mathbb{R} \right\}$.

On peut donc écrire $\mathcal{S} = \text{Vect}(f)$ avec $f : x \mapsto e^{\frac{1}{2}x^4}$.

Donc $\boxed{\mathcal{S} \text{ est un sous-espace vectoriel de } \mathbb{R}^{\mathbb{R}} \text{ et } f \text{ en forme une famille génératrice}}$.

Remarque : on aurait aussi pu montrer sans résoudre que \mathcal{S} était un sous-espace vectoriel de $\mathbb{R}^{\mathbb{R}}$.

\star la fonction nulle est solution de l'équation

\star si f et g sont deux solutions, et λ un nombre réel, alors $f + \lambda g$ est dérivable et $\forall x \in \mathbb{R}$:

$$(f + \lambda g)'(x) + 2x^3(f + \lambda g)(x) = f'(x) + \lambda g'(x) + 2x^3f(x) + 2x^3\lambda g(x)$$

$$= f'(x) + 2x^3f(x) + \lambda(g'(x) + 2x^3g(x))$$

$$= 0 + \lambda 0 \quad \text{car } f \text{ et } g \text{ sont dans } \mathcal{S}$$

$$= 0$$

\star Donc \mathcal{S} est un sous-espace vectoriel de $\mathbb{R}^{\mathbb{R}}$.

2. \star La suite nulle est dans A car $\forall n, 0 = 3 \times 0 + 0$.

\star Soient u et v deux suites de A , et λ un réel, montrons que $u + \lambda v$ est dans A .

Pour tout n de \mathbb{N} , le terme de rang n de la suite $u + \lambda v$ est $u_n + \lambda v_n$ (définition des opérations dans $\mathbb{R}^{\mathbb{N}}$).

$$\begin{aligned} \text{Et } u_{n+2} + \lambda v_{n+2} &= (3u_{n+1} + u_n) + \lambda(3v_{n+1} + v_n) \\ &= 3(u_{n+1} + \lambda v_{n+1}) + (u_n + \lambda v_n) \end{aligned}$$

Donc la suite $u + \lambda v$ est dans A .

\star Donc $\boxed{A \text{ est un sous-espace vectoriel de } \mathbb{R}^{\mathbb{N}}}$.

Correction 3.

(a) Soit f vérifiant $f(x) \underset{x \rightarrow 0}{=} o(x)$, montrons que $f(x) \underset{x \rightarrow 0}{=} o(\sqrt{x})$, c'est-à-dire $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{f(x)}{\sqrt{x}} = 0$.

$$\frac{f(x)}{\sqrt{x}} = \frac{f(x)}{x} \times \sqrt{x}.$$

$$\lim_{x \rightarrow 0} \frac{f(x)}{x} = 0 \text{ par hypothèse, et } \lim_{x \rightarrow 0} \sqrt{x} = 0.$$

$$\text{Donc } \lim_{x \rightarrow 0} \frac{f(x)}{\sqrt{x}} = 0, \text{ c'est-à-dire } f(x) \underset{x \rightarrow 0}{=} o(\sqrt{x}).$$

Donc si $f(x) \underset{x \rightarrow 0}{=} o(x)$, alors $f(x) \underset{x \rightarrow 0}{=} o(\sqrt{x})$.

(b) Soit f vérifiant $f(x) - x \underset{x \rightarrow +\infty}{=} o(x)$, montrons que $f(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} x$.

$$\text{Par hypothèse, } \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{f(x) - x}{x} = 0.$$

$$\text{Or } \frac{f(x) - x}{x} = \frac{f(x)}{x} - 1, \text{ donc } \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{f(x)}{x} = 1.$$

$$\text{Autrement dit, } f(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} x.$$

Donc l'implication est vraie.

(c) $\frac{\frac{\ln(n)}{n}}{\frac{1}{\sqrt{n}}} = \frac{\ln(n)}{n} \times \frac{\sqrt{n}}{1} = \frac{\ln(n)}{\sqrt{n}}$.

Or, par le théorème des croissances comparées, $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\ln(n)}{\sqrt{n}} = 0$.

$$\text{Donc } \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\frac{\ln(n)}{n}}{\frac{1}{\sqrt{n}}} = 0 \text{ soit } \left[\frac{\ln(n)}{n} \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) \right].$$

Correction 4.

1. (a) On trouve $P^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -2 & 1 \\ 1 & 1 & -2 \end{pmatrix}$

(b) $PD = \begin{pmatrix} 1 & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ 1 & \frac{1}{2} & 0 \\ 1 & 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$ donc $PDP^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ 1 & \frac{1}{2} & 0 \\ 1 & 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -2 & 1 \\ 1 & 1 & -2 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0 & \frac{3}{2} & \frac{3}{2} \\ \frac{3}{2} & 0 & \frac{3}{2} \\ \frac{3}{2} & \frac{3}{2} & 0 \end{pmatrix} = M$

On a donc bien $\boxed{M = PDP^{-1}}$.

*** 2. (a) Pour un n non nul fixé, les événements A_n , B_n et C_n forment un système complet d'événements (le client ne choisit qu'une seule activité, et il en choisit nécessairement une parmi les trois), donc par la formule des probabilités totales, on a :

$$a_{n+1} = \mathbf{P}(A_{n+1}) = \mathbf{P}_{A_n}(A_{n+1})\mathbf{P}(A_n) + \mathbf{P}_{B_n}(A_{n+1})\mathbf{P}(B_n) + \mathbf{P}_{C_n}(A_{n+1})\mathbf{P}(C_n)$$

$$\text{D'après les indications de l'énoncé, } \mathbf{P}_{A_n}(A_{n+1}) = 0 \text{ et } \mathbf{P}_{B_n}(A_{n+1}) = \mathbf{P}_{C_n}(A_{n+1}) = \frac{1}{2}.$$

$$\text{Ainsi, } a_{n+1} = \frac{1}{2}b_n + \frac{1}{2}c_n.$$

$$\text{De même, comme } \mathbf{P}_{B_n}(B_{n+1}) = 0 \text{ et } \mathbf{P}_{A_n}(B_{n+1}) = \mathbf{P}_{C_n}(B_{n+1}) = \frac{1}{2}, \text{ alors } b_{n+1} = \frac{1}{2}a_n + \frac{1}{2}c_n \text{ et de}$$

$$\text{même, } c_{n+1} = \frac{1}{2}a_n + \frac{1}{2}b_n.$$

$$\text{Ainsi, } U_{n+1} = \begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \\ c_{n+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2}b_n + \frac{1}{2}c_n \\ \frac{1}{2}a_n + \frac{1}{2}b_n \\ \frac{1}{2}a_n + \frac{1}{2}b_n \end{pmatrix} = \boxed{MU_n}$$

(b) Pour tout entier n non nul, on note $\mathcal{P}(n)$ la proposition $U_n = \frac{1}{3}PD^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$.

Initialisation : Pour $n = 1$, il faut montrer $U_1 = \frac{1}{3}PD^{1-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$.

$$\text{Or } U_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ et } \frac{1}{3}PD^{1-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3}PI \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 0 \\ 3 \\ 0 \end{pmatrix} = U_1.$$

Donc $\mathcal{P}(1)$ est vraie.

Héritéité : Soit k un entier naturel supérieur ou égal à 1, quelconque fixé.

$$\text{On suppose que } \mathcal{P}(k) \text{ est vraie, c'est-à-dire } U_k = \frac{1}{3}PD^{k-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

On va montrer qu'alors, $\mathcal{P}(k+1)$ est vraie.

Par hypothèse de récurrence, $U_k = \frac{1}{3}PD^{k-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$, en multipliant à gauche par M , on obtient

$$MU_k = M \frac{1}{3}PD^{k-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3}MPD^{k-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Or, $MU_k = U_{k+1}$ d'après la question précédente, et $M = PDP^{-1}$ d'après 1.(b), donc :

$$U_{k+1} = \frac{1}{3}PDP^{-1}PD^{k-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3}PDID^{k-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3}PD^{k+1-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \text{ CQFD.}$$

Conclusion : Le principe de récurrence permet d'affirmer que pour tout $n \geq 1$, $U_n = \frac{1}{3}PD^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$.

3. Comme la matrice D est diagonale, $D^{n-1} = \begin{pmatrix} 1^{n-1} & 0 & 0 \\ 0 & (-\frac{1}{2})^{n-1} & 0 \\ 0 & 0 & (-\frac{1}{2})^{n-1} \end{pmatrix}$

$$\begin{aligned} \text{Donc } U_n &= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & (-\frac{1}{2})^{n-1} & 0 \\ 0 & 0 & (-\frac{1}{2})^{n-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \times (-\frac{1}{2})^{n-1} \\ (-\frac{1}{2})^{n-1} \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 - 2(-\frac{1}{2})^n + (-\frac{1}{2})^n \\ 1 + 2(-\frac{1}{2})^n \\ 1 - (-\frac{1}{2})^n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(-\frac{1}{2})^n \\ \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(-\frac{1}{2})^n \\ \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(-\frac{1}{2})^n \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\text{Donc } \begin{cases} a_n &= c_n = \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(-\frac{1}{2})^{n-1} \\ b_n &= \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(-\frac{1}{2})^{n-1} \end{cases}$$

$$-1 < -\frac{1}{2} < 1, \text{ donc } \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{2}\right)^n = 0, \text{ donc } (a_n), (b_n) \text{ et } (c_n) \text{ convergent vers } \frac{1}{3}.$$

Ainsi, au bout d'un certain nombre de jours les clients se répartissent de manière équiprobable dans les trois activités.

Correction 5.

1. (a) $X_2(\Omega) = \{1, 2\}$ car sur deux tirages, on peut avoir un seul numéro ou deux.

$$\Omega = \llbracket 1, 4 \rrbracket^2 \text{ de cardinal 16.}$$

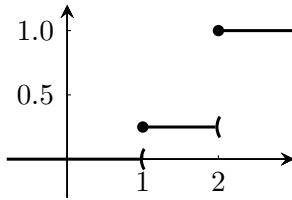
L'événement $(X_2 = 1)$ correspond aux issues où les deux boules tirées sont identiques, il y en a 4, et la situation est équiprobable, donc $\mathbf{P}(X_2 = 1) = \frac{4}{16} = \frac{1}{4}$.
 $(X_2 = 1)$ est le contraire, donc sa probabilité est $\frac{3}{4}$.

$$\text{Donc } X_2(\Omega) = \{1, 2\} \text{ et } \mathbf{P}(X_2 = 1) = \frac{1}{4} \text{ et } \mathbf{P}(X_2 = 2) = \frac{3}{4}.$$

(b) $E(X_2) = 1 \times \frac{1}{4} + 2 \times \frac{3}{4} = \boxed{\frac{7}{4}}.$

$E(X_2^2) = 1^2 \times \frac{1}{4} + 2^2 \times \frac{3}{4} = \frac{13}{4}$ donc d'après la formule de König, $V(X) = \frac{13}{4} - (\frac{7}{4})^2 = \boxed{\frac{3}{16}}.$

(c)



2. (a) $U_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{P}(X_1 = 1) \\ \mathbf{P}(X_1 = 2) \\ \mathbf{P}(X_1 = 3) \\ \mathbf{P}(X_1 = 4) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ car après 1 tirage on ne peut avoir qu'un seul nombre.

(b) $\boxed{X_1(\Omega) = \{1\}, X_2(\Omega) = \{1; 2\}, X_3(\Omega) = \{1; 2; 3\} \text{ et pour } n \geq 4, X_n(\Omega) = \{1; 2; 3; 4\}}.$

(c) Pour $n \geq 4$, $(X_n = 1)$, $(X_n = 2)$, $(X_n = 3)$ et $(X_n = 4)$ forment un système complet d'événements, et la formule des probabilités totales donne :

* $\mathbf{P}(X_{n+1} = 1) = \mathbf{P}(X_n = 1)\mathbf{P}_{(X_n=1)}(X_{n+1} = 1) + \mathbf{P}(X_n = 2)\mathbf{P}_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 1) + \mathbf{P}(X_n = 3)\mathbf{P}_{(X_n=3)}(X_{n+1} = 1) + \mathbf{P}(X_n = 4)\mathbf{P}_{(X_n=4)}(X_{n+1} = 1).$

Or pour que $(X_{n+1} = 1)$ soit réalisé, il faut en premier lieu que X_n soit égal à 1, et ensuite il faut piocher la même boule que celle déjà tombée, donc $\mathbf{P}_{(X_n=1)}(X_{n+1} = 1) = \frac{1}{4}$.

Donc $\mathbf{P}(X_{n+1} = 1) = \mathbf{P}(X_n = 1) \times \frac{1}{4} + 0.$

* De même, $\mathbf{P}(X_{n+1} = 2) = \mathbf{P}(X_n = 1)\mathbf{P}_{(X_n=1)}(X_{n+1} = 2) + \mathbf{P}(X_n = 2)\mathbf{P}_{(X_n=2)}(X_{n+1} = 2) + \mathbf{P}(X_n = 3)\mathbf{P}_{(X_n=3)}(X_{n+1} = 2) + \mathbf{P}(X_n = 4)\mathbf{P}_{(X_n=4)}(X_{n+1} = 2)$

Et pour que $(X_{n+1} = 2)$ soit réalisé, il faut que X_n soit inférieur ou égal à 2.

De plus, si $X_n = 1$, pour avoir $X_{n+1} = 2$, il faut que le numéro change au tirage $n + 1$, donc que le résultat du $(n + 1)$ -ième tirage soit l'un des 3 numéros qui ne sont pas encore apparus, sur les 4 possibles, donc $\mathbf{P}_{(X_n=1)}(X_{n+1} = 2) = \frac{3}{4}$.

Et si $X_n = 2$, alors, pour avoir $X_{n+1} = 2$, il faut que le numéro pioché au $(n + 1)$ -ième tirage soit le même que l'un des deux déjà sortis, ce qui fait 2 chances sur 4.

Finalement, $\mathbf{P}(X_{n+1} = 2) = \frac{3}{4}\mathbf{P}(X_n = 1) + \frac{1}{2}\mathbf{P}(X_n = 2).$

* $(X_{n+1} = 3)$ se produit dans deux cas :

- $(X_n = 3)$ et on pioche l'une des trois boules déjà piochées, cela donne une probabilité de $\frac{3}{4}$

- $(X_n = 2)$ et on pioche l'une des 2 boules pas encore piochées, donc probabilité de $\frac{1}{2}$.

Donc la formule des probabilités totales donne $\mathbf{P}(X_{n+1} = 3) = \frac{1}{2}\mathbf{P}(X_n = 2) + \frac{3}{4}\mathbf{P}(X_n = 3).$

* Pour $(X_{n+1} = 4)$, c'est soit $(X_n = 3)$ et on pioche le dernier numéro : $\frac{1}{4}$, soit $(X_n = 4)$ et alors on aura $(X_{n+1} = 4)$ de façon certaine.

Donc $\mathbf{P}(X_{n+1} = 4) = \frac{1}{4}\mathbf{P}(X_n = 3) + \mathbf{P}(X_n = 4).$

Donc, pour $n \geq 4$, on a $U_{n+1} = \begin{pmatrix} \mathbf{P}(X_n = 1) \times \frac{1}{4} \\ \frac{3}{4}\mathbf{P}(X_n = 1) + \frac{1}{2}\mathbf{P}(X_n = 2) \\ \frac{1}{2}\mathbf{P}(X_n = 2) + \frac{3}{4}\mathbf{P}(X_n = 3) \\ \frac{1}{4}\mathbf{P}(X_n = 3) + \mathbf{P}(X_n = 4) \end{pmatrix} = AU_n.$

Pour $n = 1$, l'égalité est vérifiée aussi : $AU_1 = A \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} \\ \frac{3}{4} \\ \frac{1}{2} \\ 0 \end{pmatrix} = U_2$ d'après 1(a).

Pour $n = 2$ et $n = 3$, l'égalité est vraie aussi (on peut utiliser la formule des probabilités dans les systèmes complets d'événements adaptés).

3. (a) Soit $\mathcal{P}(n)$ la proposition $U_n = \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1} V_1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} V_2 + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1} V_3 + V_4.$

Initialisation : $U_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

et $\left(\frac{1}{4}\right)^{1-1} V_1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{1-1} V_2 + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{1-1} V_3 + V_4 = V_1 + 3V_2 + 3V_3 + V_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

Donc l'égalité est vraie pour $n = 1$.

Héritéité : Soit k un entier naturel non nul quelconque fixé.

On suppose que $\mathcal{P}(k)$ est vraie, c'est-à-dire $U_k = \left(\frac{1}{4}\right)^{k-1} V_1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} V_2 + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1} V_3 + V_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$.

On va montrer qu'alors, $\mathcal{P}(k+1)$ est vraie.

$$\begin{aligned} U_{k+1} &= AU_k = \left(\frac{1}{4}\right)^{k-1} AV_1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} AV_2 + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1} AV_3 + AV_4 \\ &= \left(\frac{1}{4}\right)^{k-1} \begin{pmatrix} \frac{1}{4} \\ -\frac{3}{4} \\ \frac{3}{4} \\ -\frac{1}{4} \end{pmatrix} + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} \begin{pmatrix} 0 \\ \frac{1}{2} \\ -1 \\ \frac{1}{2} \end{pmatrix} + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \frac{3}{4} \\ -\frac{3}{4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \\ &= \left(\frac{1}{4}\right)^{k-1} \frac{1}{4} V_1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} \frac{1}{2} V_2 + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1} \frac{3}{4} V_3 + V_4 \\ &= \left(\frac{1}{4}\right)^k V_1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^k V_2 + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^k V_3 + V_4 \quad \text{CQFD} \end{aligned}$$

Conclusion : Le principe de récurrence permet d'affirmer que $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\mathcal{P}(n)$ est vraie.

(b) Nous avons déjà celles de X_1 et de X_2 .

Pour les autres, on utilise la relation obtenue à la question précédente.

- $X_3 : X_3(\Omega) = \{1; 2; 3\}$, $\mathbf{P}(X_3 = 1) = \frac{1}{16}$, $\mathbf{P}(X_3 = 2) = \frac{9}{16}$ et $\mathbf{P}(X_3 = 3) = \frac{3}{8}$.

- pour $n \geq 4$: $X_n(\Omega) = \{1; 2; 3; 4\}$ et :

$$\mathbf{P}(X_n = 1) = \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1}$$

$$\mathbf{P}(X_n = 2) = -3 \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1} + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1}$$

$$\mathbf{P}(X_n = 3) = 3 \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1} - 6 \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} + 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1}$$

$$\mathbf{P}(X_n = 4) = - \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1} + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} - 3 \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1} + 1.$$

4. (a) $E(X_n) = \frac{(1 - 6 + 9 - 4) \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1} + (6 - 18 + 12) \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} + (9 - 12) \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1} + 4}{-4 \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1} + 4}.$

(b) $-1 < \frac{3}{4} < 1$ donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1} = 0$ donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n) = 4$.

Ce résultat peut s'interpréter par le fait qu'au bout d'un certain nombre de tirages, en moyenne on aura obtenu les 4 numéros possibles.

BONUS

On trouve 43 (le bonhomme a 2 chaussures et porte 2 cornets de frites!).