

DM4 : Markov travaille à la chaîne !

- Posons $C = AB \in \mathcal{M}_{n,q}(\mathbb{K})$. Alors, pour tout $(i, j) \in \llbracket 1; n \rrbracket \times \llbracket 1; q \rrbracket$, $c_{i,j} = \sum_{k=1}^p a_{i,k} b_{k,j}$. De sorte que $C^\top = \left(\sum_{k=1}^p a_{j,k} b_{k,i} \right)_{\substack{1 \leq i \leq q \\ 1 \leq j \leq n}}$. De plus, $B^\top \in \mathcal{M}_{q,p}(\mathbb{K})$ et $A^\top \in \mathcal{M}_{p,n}(\mathbb{K})$, de sorte que $D = B^\top A^\top \in \mathcal{M}_{q,n}(\mathbb{K})$. Pour tout $(i, j) \in \llbracket 1; q \rrbracket \times \llbracket 1; n \rrbracket$, $d_{i,j} = \sum_{k=1}^n b_{k,i} a_{j,k}$. Ainsi, D et C^\top sont deux matrices de même taille dont les coefficients sont égaux, donc $D = C^\top$. D'où $B^\top A^\top = (AB)^\top$.
- Supposons A inversible, alors $AA^{-1} = A^{-1}A = I_n$. En utilisant la transposée $(AA^{-1})^\top = (A^{-1}A)^\top = (I_n)^\top$. D'après la question précédente, on obtient $(A^{-1})^\top A^\top = A^\top (A^{-1})^\top = I_n$. Ceci montre que A^\top est inversible et que $(A^\top)^{-1} = (A^{-1})^\top$.
- Soit $\lambda \in \mathbb{K}$, alors en utilisant l'équivalence que l'on vient de montrer par contraposée et la linéarité de la transposée il vient :

$$\lambda \in \text{Sp}(A) \text{ ssi } A - \lambda I_n \text{ non inversible ssi } (A - \lambda I_n)^\top \text{ non inversible ssi } A^\top - \lambda I_n^\top \text{ non inversible ssi } A^\top - \lambda I_n \text{ non inversible ssi } \lambda \in \text{Sp}(A^\top)$$

On peut donc en conclure que $\text{Sp}(A) = \text{Sp}(A^\top)$.

- Posons $U = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$
 - $F \subset \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.
 - Si $M = 0_3$, alors $MU = 0_{3,1} = 0U$. Comme $U \neq 0_{3,1}$, U est un vecteur propre de 0_3 pour la valeur propre 0. Donc $0_3 \in F$.
 - Soit $(A, B) \in F^2$ et $\alpha \in \mathbb{R}$. Comme U est vecteur propre de A , il existe $\lambda \in \mathbb{R}$ tel que $AU = \lambda U$. De même, il existe $\mu \in \mathbb{R}$ tel que $BU = \mu U$. Alors, par distributivité du produit matriciel, $(\alpha A + B)U = \alpha AU + BU = \alpha \lambda U + \mu U = (\alpha \lambda + \mu)U$. Comme $U \neq 0_{3,1}$, on peut en conclure que U est un vecteur propre de $\alpha A + B$ pour la valeur propre $\alpha \lambda + \mu$. Ainsi, $\alpha A + B \in F$.

On peut en conclure que F est un sous-espace vectoriel de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.

- Soit $M = \begin{pmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$, alors $MU = \begin{pmatrix} a+b+c \\ d+e+f \\ g+h+i \end{pmatrix}$. Ainsi, si $a+b+c = d+e+f = g+h+i$, en notant λ cette valeur commune, on a $MU = \lambda U$ et comme $U \neq 0_{3,1}$, $M \in F$. Réciproquement, si $M \in F$, alors il existe $\lambda \in \mathbb{R}$ tel que $MU = \lambda U$, ainsi, par égalité des coefficients $a+b+c = \lambda = d+e+f = g+h+i$. Ainsi,

$$\begin{aligned} F &= \left\{ \begin{pmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R}) \mid \begin{cases} d+e+f = a+b+c \\ g+h+i = a+b+c \end{cases} \right\} \\ F &= \left\{ \begin{pmatrix} a & b & c \\ a+b+c-e-f & e & f \\ a+b+c-h-i & h & i \end{pmatrix} \mid (a, b, c, e, f, g, h) \in \mathbb{R}^7 \right\} \\ &= \{a(E_{1,1} + E_{2,1} + E_{3,1}) + b(E_{1,2} + E_{2,1} + E_{3,1}) + c(E_{1,3} + E_{2,1} + E_{3,1}) + e(E_{2,2} - E_{2,1}) \\ &\quad + f(E_{2,3} - E_{2,1}) + h(E_{3,2} - E_{3,1}) + i(E_{3,3} - E_{1,3}) \mid (a, b, c, e, f, g, h) \in \mathbb{R}^7\} \\ &= \text{vect}(\mathcal{B}) \end{aligned}$$

Où $\mathcal{B} = (E_{1,1} + E_{2,1} + E_{3,1}, E_{1,2} + E_{2,1} + E_{3,1}, E_{1,3} + E_{2,1} + E_{3,1}, E_{2,2} - E_{2,1}, E_{2,3} - E_{2,1}, E_{3,2} - E_{3,1}, E_{3,3} - E_{1,3})$. Ainsi, \mathcal{B} est une famille génératrice de F . Soit $(a, b, c, e, f, g, h) \in \mathbb{R}^7$. Supposons $a(E_{1,1} + E_{2,1} + E_{3,1}) + b(E_{1,2} + E_{2,1} + E_{3,1}) + c(E_{1,3} + E_{2,1} + E_{3,1}) + e(E_{2,2} - E_{2,1}) + f(E_{2,3} - E_{2,1}) + h(E_{3,2} - E_{3,1}) + i(E_{3,3} - E_{1,3}) = 0_3$. Alors, $\begin{pmatrix} a & b & c \\ a+b+c-e-f & e & f \\ a+b+c-h-i & h & i \end{pmatrix} = 0_3$. Par unicité des coefficients

d'une matrice, $a = b = c = e = f = h = i = 0$. Ainsi, \mathcal{B} est libre, donc \mathcal{B} est une base¹ de F et $\dim(F) = \text{Card}(\mathcal{B}) = 7$.

6.

7.

8.

9.

10.

11. • Pour calculer A^{64} avec la fonction **Puissance**, il faut calculer A^{63} puis multiplier le résultat par A , ainsi calculer A^{64} demande une multiplication de plus que pour calculer A^{63} , en raisonnant par récurrence, pour calculer A^n il faut donc n multiplications. Ainsi, calculer A^{64} demande 64 multiplications.
 • Pour calculer A^{64} , avec la fonction **PuissanceBis**, il faut calculer A^{32} puis faire une multiplication. Ainsi, calculer A^{64} demande une multiplication de plus que pour calculer A^{32} . De même calculer A^{32} demande une multiplication de plus que pour calculer A^{16} . Par récurrence, calculer $A^{(2^n)}$ demande n multiplications. Ainsi, calculer A^{64} demande 6 multiplications.

La fonction **PuissanceBis** demande donc bien moins de multiplications elle est donc plus rapide à exécuter.

12.

13. $X_1(\Omega) = \{-1, 0, 1\}$. Comme $(X_0 = 1)$ est l'évènement certain, $\mathbb{P}(X_1 = 1) = \mathbb{P}(X_1 = 1 | X_0 = 1) = \frac{7}{9}$,
 $\mathbb{P}(X_1 = 0) = \mathbb{P}(X_1 = 0 | X_0 = 1) = \frac{1}{9}$ et $\mathbb{P}(X_1 = -1) = \mathbb{P}(X_1 = -1 | X_0 = 1) = \frac{1}{9}$.

14. Soit $(i, j) \in \llbracket 1; 3 \rrbracket^2$, alors $\mathbb{P}(X_1 = i, X_2 = j) = \mathbb{P}(X_2 = j | X_1 = i) \mathbb{P}(X_1 = i)$. Ainsi :

- Pour $i = j = 1$, $\mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 1) = \frac{7}{9} \times \frac{7}{9} = \frac{49}{81}$.
- Pour $i = 1$ et $j = 0$, $\mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 0) = \frac{1}{9} \times \frac{7}{9} = \frac{7}{81}$.
- Pour $i = 1$ et $j = -1$, $\mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = -1) = \frac{1}{9} \times \frac{7}{9} = \frac{7}{81}$.

On procède de même pour les autres valeurs et on obtient le tableau suivant :

$X_1 \backslash X_2$	-1	0	1
-1	$\frac{2}{27}$	0	$\frac{1}{27}$
0	$\frac{1}{27}$	$\frac{1}{27}$	$\frac{2}{27}$
1	$\frac{7}{81}$	$\frac{7}{81}$	$\frac{49}{81}$

15. $(X_1 = 1)$, $(X_1 = 0)$ et $(X_1 = -1)$ forment un système complet d'évènements, ainsi d'après la formule des probabilités totales, $\mathbb{P}(X_2 = j) = \mathbb{P}(X_2 = j, X_1 = 1) + \mathbb{P}(X_2 = j, X_1 = 0) + \mathbb{P}(X_2 = j, X_1 = -1)$:
- $\mathbb{P}(X_2 = -1) = \frac{2}{27} + \frac{1}{27} + \frac{7}{81} = \frac{16}{81}$.
 - $\mathbb{P}(X_2 = 0) = 0 + \frac{1}{27} + \frac{7}{81} = \frac{10}{81}$.
 - $\mathbb{P}(X_2 = 1) = \frac{1}{27} + \frac{1}{27} + \frac{49}{81} = \frac{55}{81}$.
16. • X_0 est une variable aléatoire constante égale à 1, donc $\mathbb{E}(X_0) = 1$ et $\mathbb{V}(X_0) = 0$.
 • D'après la définition de l'espérance d'une variable aléatoire finie,

$$\mathbb{E}(X_1) = (-1)\mathbb{P}(X_1 = -1) + 0\mathbb{P}(X_1 = 0) + 1\mathbb{P}(X_1 = 1) = -\frac{1}{9} + \frac{7}{9} = \frac{2}{3}$$

D'après la formule de transfert,

$$\mathbb{E}(X_1^2) = (-1)^2\mathbb{P}(X_1 = -1) + 0^2\mathbb{P}(X_1 = 0) + 1^2\mathbb{P}(X_1 = 1) = \frac{7}{9} + \frac{1}{9} = \frac{8}{9}$$

1. Autre façon plus rapide et élégante : considérer $(a, b, c, e, f, g, h) \mapsto \begin{pmatrix} a & b & c \\ a+b+c-e-f & e & f \\ a+b+c-h-i & h & i \end{pmatrix}$ et de montrer que cette

fonction est un isomorphisme entre \mathbb{R}^7 et F et donc l'image de la base canonique de \mathbb{R}^7 par cette fonction est une base de F .

D'après la formule de König-Huygens, $\mathbb{V}(X_1) = \mathbb{E}(X_1^2) - \mathbb{E}(X_1)^2 = \frac{8}{9} - \frac{4}{9} = \frac{4}{9}$.

- De même pour X_2 : $\mathbb{E}(X_2) = \mathbb{P}(X_2 = 1) - \mathbb{P}(X_1 = -1) = \frac{55}{81} - \frac{16}{58} = \frac{39}{81} = \frac{13}{27}$, par la formule de transfert : $\mathbb{E}(X_2^2) = \mathbb{P}(X_2 = 1) + \mathbb{P}(X_1 = 1) = \frac{71}{81}$ puis $\mathbb{V}(X_2) = \frac{71}{81} - \frac{39^2}{81^2} = \frac{470}{729}$.

17. D'après la formule de transfert pour les couples de variables aléatoires finies :

$$\mathbb{E}(X_1 X_2) = \sum_{i=-1}^1 \sum_{j=-1}^1 ij \mathbb{P}(X_1 = i, X_2 = j)$$

Or, les termes pour $i = 0$ ou $j = 0$ sont nuls, donc

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_1 X_2) &= \mathbb{P}(X_1 = X_2 = 1) + \mathbb{P}(X_1 = X_2 = -1) - \mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = -1) + \mathbb{P}(X_1 = -1, X_2 = 1) \\ &= \frac{2}{27} + \frac{49}{81} - \frac{1}{27} - \frac{7}{81} = \frac{45}{81} = \frac{5}{9} \end{aligned}$$

D'après la formule de König-Huygens pour la covariance,

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = \mathbb{E}(X_1 X_2) - \mathbb{E}(X_1)\mathbb{E}(X_2) = \frac{5}{9} - \frac{2}{3} \times \frac{13}{27} = \frac{45 - 26}{81} = \frac{19}{81}$$

Comme $\text{Cov}(X_1, X_2) \neq 0$, on en peut en déduire que X_1 et X_2 ne sont pas indépendantes.

18. Notons J la variable aléatoire indiquant le numéro du jours auquel votre professeur assiste au match, alors J suit une loi uniforme dans $\llbracket 0; 2 \rrbracket$ et A l'évènement : «le professeur assiste à une victoire», alors $A = ((X_0 = 1) \cap (J = 0)) \cup ((X_1 = 1) \cap (J = 1)) \cup (X_2 = 1 \cap (J = 2))$, et ces évènements sont deux à deux incompatibles, ainsi $\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}((X_0 = 1) \cap (J = 0)) + \mathbb{P}((X_1 = 1) \cap (J = 1)) + \mathbb{P}((X_2 = 1) \cap (J = 2))$. Or, J est indépendants de X_i pour tout $i \in \llbracket 1; 3 \rrbracket$, en effet, assister à un match ne change pas le résultat du match². Ainsi,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) &= \mathbb{P}(X_0 = 1)\mathbb{P}(J = 0) + \mathbb{P}(X_1 = 1)\mathbb{P}(J = 1) + \mathbb{P}(X_2 = 1)\mathbb{P}(J = 2) \\ &= 1 \times \frac{1}{3} + \frac{7}{9} \times \frac{1}{3} + \frac{55}{81} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{3} \times \left(1 + \frac{7}{9} + \frac{55}{81}\right) = \frac{1}{3} \times \frac{81 + 63 + 55}{81} = \frac{199}{243} \end{aligned}$$

19. Soit $j \in \llbracket 0; 2 \rrbracket$. On cherche à calculer $\mathbb{P}(X_1 = j | X_2 = 1)$. Comme $\mathbb{P}(X_2 = 1) \neq 0$, on applique la formule de Bayes :

$$\mathbb{P}(X_1 = j | X_2 = 1) = \frac{\mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 = j)\mathbb{P}(X_1 = j)}{\mathbb{P}(X_2 = 1)}$$

Ainsi :

$$\begin{aligned} \bullet \mathbb{P}(X_1 = 1 | X_2 = 1) &= \frac{\mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 = 1)\mathbb{P}(X_1 = 1)}{\mathbb{P}(X_2 = 1)} = \frac{\frac{7}{9} \cdot \frac{7}{9}}{\frac{55}{81}} = \frac{49}{55} \\ \bullet \mathbb{P}(X_1 = 0 | X_2 = 1) &= \frac{\mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 = 0)\mathbb{P}(X_1 = 0)}{\mathbb{P}(X_2 = 1)} = \frac{\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{9}}{\frac{55}{81}} = \frac{3}{55} \\ \bullet \mathbb{P}(X_1 = -1 | X_2 = 1) &= \frac{\mathbb{P}(X_2 = 1 | X_1 = -1)\mathbb{P}(X_1 = -1)}{\mathbb{P}(X_2 = 1)} = \frac{\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{9}}{\frac{55}{81}} = \frac{3}{55} \end{aligned}$$

Ainsi, sachant que l'équipe a gagné le jour 2, le plus probable est qu'elle ait gagné au jour 1.

20.

21.

22. On note G_n l'évènement : «la classe gagne tous les jours de 0 à $n - 1$ mais pas le jour n », ainsi,

$G_n = \bigcap_{i=0}^{n-1} (X_i = 1) \cap (X_n \neq 1)$. En utilisant la formule des probabilités composées,

$$\mathbb{P}(G_n) = \mathbb{P}(X_0 = 1) \times \prod_{i=1}^{n-1} \mathbb{P}\left(X_i = 1 \mid \bigcap_{j=0}^{i-1} (X_j = 1)\right) \mathbb{P}\left(X_n \neq 1 \mid \bigcap_{j=0}^{n-1} (X_j = 1)\right)$$

2. Sauf à penser que quand le prof est là, les élèves ont plus la pression...

Or, $\mathbb{P}(X_0 = 1)$, et si on a gagné au jour $i - 1$, la probabilité de gagner le suivant est de $\frac{7}{9}$. Et si on a gagné au jour $n - 1$ la probabilité de ne pas gagner le suivant est de $\frac{2}{9}$. Ainsi, $\mathbb{P}(G_n) = 1 \times \left(\prod_{i=1}^{n-1} \frac{7}{9} \right) \times \frac{2}{9}$.
Donc, $\mathbb{P}(G_n) = \frac{2}{9} \times \left(\frac{7}{9} \right)^{n-1}$.

23. Notons G l'évènement «la classe gagne tous tous $n \in \mathbb{N}$ ». Alors, $G = \bigcap_{i=0}^{+\infty} (X_i = 1)$. Soit $n \in \mathbb{N}$, alors $G \subset \bigcap_{i=0}^n (X_i = 1)$, par croissance de la probabilité, $\mathbb{P}(G) \leq \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=0}^n (X_i = 1)\right) = (7/9)^n$ (en utilisant la formule des probabilités composées comme à la question précédente). Or, $(7/9)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ (car $7/9 \in]-1; 1[$). Comme les inégalités larges sont conservées par passage à la limite, $\mathbb{P}(G) \leq 0$. Comme $\mathbb{P}(G) \geq 0$, on en déduit que $\mathbb{P}(G = 0) = 0$.

24. Comme il y a une victoire au jour 0, $D(\Omega) \subset \mathbb{N}^*$. Soit $n \in \mathbb{N}^*$, alors $(D = n) = G_n$ (avec nos notations des questions précédentes), donc $\mathbb{P}(D = n) = \mathbb{P}(G_n) = \frac{2}{9} \times \left(\frac{7}{9} \right)^{n-1}$. Ainsi, D suit une loi géométrique de paramètre $\frac{2}{9}$. Et donc, d'après le cours, $\mathbb{E}(D) = \frac{9}{2}$ (toute blague sur les «9/2» étant interdite).

25.

26. Comme D admet une espérance, les D_k aussi, par linéarité de l'espérance, S admet une espérance et $\mathbb{E}(S) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}(D_k) = \frac{9}{2}$. Comme D suit une loi géométrique de paramètre $\frac{2}{9}$, D admet une variance et

$$\mathbb{V}(D) = \frac{1 - \frac{2}{9}}{\left(\frac{2}{9}\right)^2} = \frac{\frac{7}{9}}{\frac{4}{81}} = \frac{63}{4}$$

Ainsi, tous les D_k ont une variance, par indépendance, S aussi et

$$\mathbb{V}(S) = \frac{1}{n^2} \mathbb{V}\left(\sum_{k=1}^n D_k\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n \frac{63}{4} = \frac{63}{4n}$$

Comme S admet une variance et $0.01 > 0$, on peut appliquer l'inégalité de Bienaymé-Tchebychef,

$$\mathbb{P}(|S - \mathbb{E}(S)| \geq 0.01) \leq \frac{\mathbb{V}(S)}{10^{-4}} = \frac{630\,000}{4n} = \frac{157\,500}{n}$$

Ainsi, pour $n = 15\,750\,000$, $\mathbb{P}(|S - \mathbb{E}(S)| \geq 0.01) \leq 0.01$. En passant au complémentaire,

$$\mathbb{P}(|S - \mathbb{E}(D)| < 0.01) = 1 - \mathbb{P}(|S - \mathbb{E}(D)| \geq 0.1) \geq 1 - 0.01 = 0.99$$

Ainsi, en simulant S , on obtiendra une valeur, qui sera une approximation de $\mathbb{E}(D)$ à 0.01 près avec une probabilité supérieure ou égale à 0.99.

27.

28. Soit $n \in \mathbb{N}$. Les évènements $(X_n = 1)$, $(X_n = 0)$ et $(X_n = -1)$ forment un système complet d'évènements, ainsi, d'après la formule des probabilités totales :

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = 1) = \mathbb{P}(X_{n+1} = 1 | X_n = 1) \mathbb{P}(X_n = 1) + \mathbb{P}(X_{n+1} = 1 | X_n = 0) + \mathbb{P}(X_{n+1} = 1 | X_n = -1)$$

Or, les probabilités conditionnelles sont données dans le sujet, ainsi :

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = 1) = \frac{7}{9} \mathbb{P}(X_n = 1) + \frac{1}{3} \mathbb{P}(X_n = 0) + \frac{1}{3} \mathbb{P}(X_n = -1)$$

29.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_{n+1} = 0) &= \frac{1}{9} \mathbb{P}(X_n = 1) + \frac{1}{3} \mathbb{P}(X_n = 0) \\ \mathbb{P}(X_{n+1} = -1) &= \frac{1}{9} \mathbb{P}(X_n = 1) + \frac{1}{3} \mathbb{P}(X_n = 0) + \frac{2}{3} \mathbb{P}(X_n = -1) \end{aligned}$$

30. On pose $A = \begin{pmatrix} \frac{7}{9} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{9} & \frac{1}{3} & 0 \\ \frac{1}{9} & \frac{1}{3} & \frac{2}{3} \end{pmatrix}$. De sorte que pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$AU_n = \begin{pmatrix} \frac{7}{9}\mathbb{P}(X_n = 1) + \frac{1}{3}\mathbb{P}(X_n = 0) + \frac{1}{3}\mathbb{P}(X_n = -1) \\ \frac{1}{9}\mathbb{P}(X_n = 1) + \frac{1}{3}\mathbb{P}(X_n = 0) \\ \frac{1}{9}\mathbb{P}(X_n = 1) + \frac{1}{3}\mathbb{P}(X_n = 0) + \frac{2}{3}\mathbb{P}(X_n = -1) \end{pmatrix} = U_{n+1}$$

(d'après les résultats des questions précédentes)

31. Posons, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\mathcal{P}(n)$: « $U_n = A^n U_0$ ». Pour $n = 0$, $A^0 U_0 = I_3 U_0 = U_0$ donc $\mathcal{P}(0)$ est vraie. Soit $n \in \mathbb{N}$, supposons $\mathcal{P}(n)$, alors, $U_{n+1} = AU_n = A(A^n U_0) = A^{n+1} U_0$, ainsi, $\mathcal{P}(n+1)$ est vraie. Par récurrence, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $U_n = A^n U_0$.

32.

33.

34. On remarque que $A = \frac{1}{9}B$, ainsi, $A^n = \left(\frac{1}{9}B\right)^n = \frac{1}{9^n}B^n$.

35. $B^\top \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 9 \\ 9 \\ 9 \end{pmatrix} = 9 \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$, comme $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \neq 0_{3,1}$, on peut en conclure que $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ est un vecteur propre de B^\top associée à la valeur propre 9. Donc, $9 \in \text{Sp}(B^\top)$. Or, d'après la question 3, $\text{Sp}(B) = \text{Sp}(B^\top)$. on peut en déduire que 9 est une valeur propre de B .

36. D'après notre fonction Python, on trouve $B^2 = \begin{pmatrix} 55 & 39 & 39 \\ 10 & 12 & 3 \\ 16 & 30 & 39 \end{pmatrix}$ et $B^3 = \begin{pmatrix} 463 & 399 & 399 \\ 85 & 75 & 48 \\ 181 & 255 & 282 \end{pmatrix}$

37. **Analyse (au brouillon)**

S'il existe $(\alpha, \beta, \gamma) \in \mathbb{R}^3$ tel que $B^3 = \alpha I_3 + \beta B + \gamma B^2$, alors en regardant le coefficient à la deuxième ligne, troisième colonne, on obtient $48 = \gamma 3$, ainsi, γ vaudrait 16. Puis en regardant le coefficient à la deuxième ligne, première colonne, on aurait $85 = \beta + 10\gamma$. Ainsi, $\beta = 85 - 160 = -75$. En regardant le coefficient à la deuxième ligne deuxième colonne on a $75 = \alpha + 3\beta + \gamma 12$. Donc $\alpha = 75 + 3 \times 75 - 12 \times 16 = 108$.

Synthèse (au propre) : posons $\alpha = 108$, $\beta = -75$ et $\gamma = 16$. Alors, $\alpha I_3 + \beta B + \gamma B^2 = \begin{pmatrix} 463 & 399 & 399 \\ 85 & 75 & 48 \\ 181 & 255 & 282 \end{pmatrix} = B^3$.

38. En utilisant la question précédent, $B^3 = \alpha I_3 + \beta B + \gamma B^2$, ainsi, $B(B^2 - \beta I_3 - \gamma B) = \alpha I_3$, or $\alpha = 108 \neq 0$, donc $B \left(\frac{1}{108} (B^2 - \beta I_3 - \gamma B) \right) = I_3$. Ceci montre que B est inversible et que

$$B^{-1} = \frac{1}{108}B^2 + \frac{-\beta}{108}I_3 + \frac{-\gamma}{108}B$$

ainsi, $B^{-1} \in \text{vect}(I_3, B, B^2)$.

39. Soit $\lambda \in \text{Sp}(B)$, ainsi il existe $X \in \mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ tel que $BX = \lambda X$ et $X \neq 0_{3,1}$. Or, $B^3 - 16B^2 + 75B - 108I_3 = 0_3$, donc en multipliant par X à droite en en développant, on obtient

$$B^3 X - 16B^2 X + 75BX - 108X = 0_{3,1}$$

Or, $BX = \lambda X$, donc $B^2 X = B(BX) = B(\lambda X) = \lambda BX = \lambda^2 X$ et $B^3 X = B(B^2 X) = B(\lambda^2 X) = \lambda^2 BX = \lambda^3 X$. Donc $\lambda^3 X - 16\lambda^2 X + 75\lambda X - 108X = 0_{3,1}$, d'où $(\lambda^3 - 16\lambda^2 + 75\lambda - 108)X = 0_{3,1}$. Ainsi, $Q(\lambda)X = 0_{3,1}$, or, $X \neq 0_{3,1}$, donc $Q(\lambda) = 0$, ainsi, λ est une racine de Q .

40. D'après la question 35, 9 est une valeur propre de B , ainsi, en utilisant la question précédente, 9 est une racine de Q , ainsi, on peut factoriser Q par $X - 9$. Ainsi, il existe $R \in \mathbb{R}[X]$ tel que $Q = (X - 9)R$. Ainsi, $3 = 1 + d^\circ R$ d'où $d^\circ R = 2$, ainsi, il existe $(a, b, c) \in \mathbb{R}^3$ tel que $Q = (X - 9)(aX^2 + bX + c)$. En développant et en regardant le coefficient dominant et le coefficient constant, on obtient, par unicité des coefficients $a = 1$ et $-9c = -108$, donc $Q = (X - 9)(X^2 + bX + 12)$. En développant et en regardant le coefficient devant X^2 , par unicité des coefficients, on obtient $-9 + b = -16$, donc $b = -7$, donc $Q = (X - 9)(X^2 - 7X + 12) = (X - 9)(X - 3)(X - 4)$. Ainsi, $\lambda_1 = 9$, $\lambda_2 = 4$ et $\lambda_3 = 3$.

Warning : le raisonnement que l'on a fait, montre que si λ est une valeur propre alors λ est une racine de Q , donc $\text{Sp}(B) \subset \{9, 3, 4\}$, mais rien ne prouve l'inclusion réciproque. On sait seulement que $9 \in \text{Sp}(B)$.

41. • Pour $\lambda = 9$: $B - 9I_3 = \begin{pmatrix} -2 & 3 & 3 \\ 1 & -6 & 0 \\ 1 & 3 & -3 \end{pmatrix}$. On calcule $6C_1 + C_2$: $6C_1 + C_2 = \begin{pmatrix} -9 \\ 0 \\ 9 \end{pmatrix} = -3C_3$. De

sorte que $6C_1 + 1C_2 + 3C_3 = 0$, ainsi, $\begin{pmatrix} 6 \\ 1 \\ 3 \end{pmatrix} \in E_9(B)$. Or, $\text{rg}(B - 9I_3) = \text{rg}(C_1, C_2, C_3)_{C_2 = -6C_1 - 3C_3}$

$\text{rg}(C_1, C_3) = 2$ (car (C_1, C_3) est une famille libre car formée de deux vecteurs non colinéaires),

ainsi, d'après le théorème du rang, $\dim(E_9(B)) = 1$, ainsi, $\left(\begin{pmatrix} 6 \\ 1 \\ 3 \end{pmatrix} \right)$ est une famille de 1 vecteur de

$E_9(B)$ qui est un espace vectoriel de dimension 1, ainsi, $\mathcal{B}_9 = \left(\begin{pmatrix} 6 \\ 1 \\ 3 \end{pmatrix} \right)$ est une base de $E_9(B)$.

• Pour $\lambda = 4$: $B - 4I_3 = \begin{pmatrix} 3 & 3 & 3 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & 3 & 2 \end{pmatrix}$. Soit $X = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$:

$$X \in \text{Ker}(B - 4I_3) \iff (B - 4I_3)X = 0_{3,1} \begin{cases} 3x + 3y + 3z = 0 \\ x - y = 0 \\ x + 3y + 2z = 0 \end{cases} \xLeftrightarrow_{L_1 \leftarrow \frac{1}{3}L_3} \begin{cases} x + y + z = 0 \\ x - y = 0 \\ x + 3y + 2z = 0 \end{cases}$$

$$\xLeftrightarrow_{\substack{L_2 \leftarrow L_2 - L_1 \\ L_3 \leftarrow L_3 - L_1}} \begin{cases} x + y + z = 0 \\ -2y - z = 0 \\ +2y + z = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} z = -2y \\ x = y \end{cases}$$

$$\iff X = \begin{pmatrix} y \\ y \\ -2y \end{pmatrix} \iff X \in \text{vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ -2 \end{pmatrix} \right)$$

Ainsi, $\text{Ker}(B - 4I_3) = \text{vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ -2 \end{pmatrix} \right)$, Dès lors, $\mathcal{B}_4 = \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ -2 \end{pmatrix} \right)$ est une famille génératrice de

$\text{Ker}(B - 4I_3)$, comme c'est une famille formée d'un seul vecteur non nul, c'est aussi une famille libre, ainsi \mathcal{B}_4 est une base de $\text{Ker}(B - 4I_3)$.

• Pour $\lambda = 3$: $B - 4I_3 = \begin{pmatrix} 4 & 3 & 3 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 3 & 3 \end{pmatrix}$. Soit $X = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$:

$$X \in \text{Ker}(B - 3I_3) \iff (B - 3I_3)X = 0_{3,1} \begin{cases} 4x + 3y + 3z = 0 \\ x = 0 \\ x + 3y + 3z = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} +y + z = 0 \\ = 0 \\ +3y + 3z = 0 \end{cases}$$

$$\iff \begin{cases} x = 0 \\ y + z = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} x = 0 \\ z = -y \end{cases}$$

$$\iff X = \begin{pmatrix} 0 \\ y \\ -y \end{pmatrix} \iff X \in \text{vect} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ -1 \end{pmatrix} \right)$$

Ainsi, $\text{Ker}(B - 3I_3) = \text{vect} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ -1 \end{pmatrix} \right)$, Dès lors, $\mathcal{B}_3 = \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ -1 \end{pmatrix} \right)$ est une famille génératrice de

$\text{Ker}(B - 3I_3)$, comme c'est une famille formée d'un seul vecteur non nul, c'est aussi une famille libre, ainsi \mathcal{B}_3 est une base de $\text{Ker}(B - 3I_3)$.

Ceci, montre effectivement que $\text{Sp}(B) = \{9, 4, 3\}$, ainsi B a trois valeurs propres et est donc diagonalisable. En faisant la juxtaposition des bases des espaces propres, on obtient que $B = PDP^{-1}$ avec

$$D = \begin{pmatrix} 9 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 3 \end{pmatrix} \text{ et } P = \begin{pmatrix} 6 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ 3 & -2 & -1 \end{pmatrix}.$$

Au brouillon : on calcule BP et PD par exemple avec la fonction Python.

42. Soit $\lambda \in \mathbb{R}$, alors :

$$\begin{aligned} \text{rg}(B - \lambda I_3) &\stackrel{L_1 \leftrightarrow L_2}{=} \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 3 - \lambda & 0 \\ 7 - \lambda & 3 & 3 \\ 1 & 3 & 6 - \lambda \end{pmatrix} \stackrel{\substack{L_2 \leftarrow L_2 + (\lambda - 7)L_1 \\ L_3 \leftarrow L_3 - L_1}}{=} \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 3 - \lambda & 0 \\ 0 & -\lambda^2 + 10\lambda - 18 & 3 \\ 0 & \lambda & 6 - \lambda \end{pmatrix} \\ &\stackrel{L_2 \leftarrow L_2 + L_3}{=} \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 3 - \lambda & 0 \\ 0 & -\lambda^2 + 11\lambda - 18 & 9 - \lambda \\ 0 & \lambda & 6 - \lambda \end{pmatrix} = \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 3 - \lambda & 0 \\ 0 & (\lambda - 2)(9 - \lambda) & 9 - \lambda \\ 0 & \lambda & 6 - \lambda \end{pmatrix} \\ &\stackrel{C_2 \leftarrow C_2 + (2 - \lambda)C_3}{=} \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 3 - \lambda & 0 \\ 0 & 0 & 9 - \lambda \\ 0 & \lambda^2 - 7\lambda + 12 & 6 - \lambda \end{pmatrix} \stackrel{L_2 \leftrightarrow L_3}{=} \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 3 - \lambda & 0 \\ 0 & (\lambda - 4)(\lambda - 3) & 6 - \lambda \\ 0 & 0 & 9 - \lambda \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Ainsi, si $\lambda \notin \{3, 4, 9\}$, on a une matrice échelonnée avec trois pivots et donc $\text{rg}(B - \lambda I_3) = 3$. Pour $\lambda = 9$, la dernière ligne est nulle et les deux premières sont échelonnées, donc $\text{rg}(B - 9I_3) = 2$. Pour $\lambda = 3$ ou $\lambda = 4$, les deux dernières lignes sont colinéaires et la première est non colinéaire à la première, ainsi $\text{rg}(B - 3I_3) = \text{rg}(B - 4I_3) = 2$. Ainsi, on a démontré à nouveau que $\text{Sp}(B) = \{3, 4, 9\}$.

43. Posons, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\mathcal{P}(n)$: « $B^n = PD^n P^{-1}$ ». Pour $n = 0$, $PD^0 P^{-1} = PI_3 P^{-1} = I_3 = B^0$ (par convention), ainsi $\mathcal{P}(0)$ est vraie. Soit $n \in \mathbb{N}$. Supposons, $\mathcal{P}(n)$ vraie, alors

$$B^{n+1} = B^n B \stackrel{\mathcal{P}(n)}{=} (PD^n P^{-1})(PDP^{-1}) = PD^n DP^{-1} = PD^{n+1} P^{-1}$$

Ainsi, $\mathcal{P}(n + 1)$ est vraie. Par récurrence, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $B^n = PD^n P^{-1}$.

44.

$$\begin{array}{ccc}
\begin{pmatrix} 6 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ 3 & -2 & -1 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \\
& L_1 \leftrightarrow L_2 & \\
\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 6 & 1 & 0 \\ 3 & -2 & -1 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \\
& L_2 \leftarrow L_2 - 6L_1 \\
& L_3 \leftarrow L_3 - 3L_1 \\
\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & -5 & -6 \\ 0 & -5 & -4 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & -6 & 0 \\ 0 & -3 & 1 \end{pmatrix} \\
& L_3 \leftarrow L_3 - L_2 \\
\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & -5 & -6 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & -6 & 0 \\ -1 & 3 & 1 \end{pmatrix} \\
& L_1 \leftarrow L_1 - \frac{1}{2}L_3 \\
& L_2 \leftarrow L_2 + 3L_3 \\
\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & -5 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ -2 & 3 & 3 \\ -1 & 3 & 1 \end{pmatrix} \\
& L_1 \leftarrow L_1 + \frac{1}{5}L_2 \\
\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -5 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} \frac{1}{10} & \frac{1}{10} & \frac{1}{10} \\ -2 & 3 & 3 \\ -1 & 3 & 1 \end{pmatrix} \\
& L_2 \leftarrow -\frac{1}{5}L_2 \\
& L_3 \leftarrow \frac{1}{2}L_3 \\
\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} & & \begin{pmatrix} \frac{1}{10} & \frac{1}{10} & \frac{1}{10} \\ \frac{2}{5} & -\frac{3}{5} & -\frac{3}{5} \\ -\frac{1}{2} & \frac{3}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}
\end{array}$$

Ainsi, $P^{-1} = \frac{1}{10} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 4 & -6 & -6 \\ -5 & 15 & 5 \end{pmatrix}$.

45. $D^n = \begin{pmatrix} 9^n & 0 & 0 \\ 0 & 4^n & 0 \\ 0 & 0 & 3^n \end{pmatrix} = 9^n E_{1,1} + 4^n E_{2,2} + 3^n E_{3,3}$. Ainsi, d'après la question 43,

$$B^n = P(9^n E_{1,1} + 4^n E_{2,2} + 3^n E_{3,3})P^{-1}$$

En développant par distributivité, on obtient,

$$B^n = 9^n P E_{1,1} P^{-1} + 4^n P E_{2,2} P^{-1} + 3^n P E_{3,3} P^{-1}$$

Dès lors, $B^n = 9^n C + 4^n E + 3^n F$ avec $C = P E_{1,1} P^{-1}$, $E = P E_{2,2} P^{-1}$ et $F = P E_{3,3} P^{-1}$. On pose

$$R = 10P^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 4 & -6 & -6 \\ -5 & 15 & 5 \end{pmatrix}. \text{ Ainsi, en faisant les produits par Python :}$$

- $C = \frac{1}{10} P E_{1,1} R = \frac{1}{10} \begin{pmatrix} 6 & 6 & 6 \\ 1 & 1 & 1 \\ 3 & 3 & 3 \end{pmatrix}$
- $E = \frac{1}{10} P E_{2,2} R = \frac{1}{10} \begin{pmatrix} 4 & -6 & -6 \\ 4 & -6 & -6 \\ -8 & 12 & 12 \end{pmatrix}$
- $F = \frac{1}{10} P E_{3,3} R = \frac{1}{10} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -5 & 15 & 5 \\ 5 & -15 & -5 \end{pmatrix}.$

Ainsi, $B^n = \frac{9^n}{10} \begin{pmatrix} 6 & 6 & 6 \\ 1 & 1 & 1 \\ 3 & 3 & 3 \end{pmatrix} + \frac{4^n}{5} \begin{pmatrix} 2 & -3 & -3 \\ 2 & -3 & -3 \\ -4 & 6 & 6 \end{pmatrix} + \frac{3^n}{2} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -1 & 3 & 1 \\ 1 & -3 & -1 \end{pmatrix}.$

46. En utilisant le résultat de la question 34 puis celui de la question précédente, on obtient que

$$A^n = \frac{1}{9^n} B = \frac{1}{10} \begin{pmatrix} 6 & 6 & 6 \\ 1 & 1 & 1 \\ 3 & 3 & 3 \end{pmatrix} + \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} \frac{1}{5} \begin{pmatrix} 2 & -3 & -3 \\ 2 & -3 & -3 \\ -4 & 6 & 6 \end{pmatrix} + \frac{1}{2 \cdot 3^n} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -1 & 3 & 1 \\ 1 & -3 & -1 \end{pmatrix}$$

47. On sait que $U_n = A^n U_0$ avec $U_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$, ainsi, en utilisant l'expression de A^n et en distribuant le produit par X_0 , il vient $U_n = \frac{1}{10} \begin{pmatrix} 6 \\ 1 \\ 3 \end{pmatrix} + \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} \frac{1}{5} \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \\ -4 \end{pmatrix} + \frac{1}{2 \cdot 3^n} \begin{pmatrix} 0 \\ -1 \\ 1 \end{pmatrix}$. Ainsi, par unicité des coefficients :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_n = 1) &= \frac{3}{5} + \frac{2}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} \\ \mathbb{P}(X_n = 0) &= \frac{1}{10} + \frac{2}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} - \frac{1}{2 \cdot 3^n} \\ \mathbb{P}(X_n = -1) &= \frac{3}{10} - \frac{4}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} + \frac{1}{2 \cdot 3^n} \end{aligned}$$

48. Comme $2/3 \in]-1; 1[$ et $1/3 \in]-1; 1[$, $(2/3)^{2n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ et $1/3^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$, $\mathbb{P}(X_n = 1) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 3/5$, $\mathbb{P}(X_n = 0) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{10}$ et $\mathbb{P}(X_n = -1) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{3}{10}$.

49. Comme X_n est une variable aléatoire finie,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_n) &= -1\mathbb{P}(X_n = -1) + 0\mathbb{P}(X_n = 0) + 1\mathbb{P}(X_n = 1) = \mathbb{P}(X_n = 1) - \mathbb{P}(X_n = -1) \\ &= \frac{3}{5} + \frac{2}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} - \frac{3}{10} + \frac{4}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} - \frac{1}{2 \cdot 3^n} \\ &= \frac{3}{10} + \frac{6}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} - \frac{1}{2 \cdot 3^n} \end{aligned}$$

D'après la formule de transfert,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_n^2) &= (-1)^2\mathbb{P}(X_n = -1) + 0^2\mathbb{P}(X_n = 0) + 1^2\mathbb{P}(X_n = 1) = \mathbb{P}(X_n = 1) + \mathbb{P}(X_n = -1) \\ &= \frac{3}{5} + \frac{2}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} + \frac{3}{10} - \frac{4}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} + \frac{1}{2 \cdot 3^n} \\ &= \frac{9}{10} - \frac{2}{5} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2n} + \frac{1}{2 \cdot 3^n} \end{aligned}$$

Ainsi, d'après la formule de König-Huygens, $\mathbb{V}(X_n) = \mathbb{E}(X_n^2) - \mathbb{E}(X_n)^2$

50. Par linéarité de l'espérance, S_n admet une espérance et en utilisant la linéarité de la somme et la somme des termes de suites géométriques :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}(S_n) &= \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \mathbb{E}(X_k) \\
 &= \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \left(\frac{3}{10} + \frac{6}{5} \left(\frac{4}{9} \right)^k - \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3} \right)^k \right) \\
 &= \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \frac{3}{10} + \frac{6}{5(n+1)} \sum_{k=0}^n \left(\frac{4}{9} \right)^k - \frac{1}{2(n+1)} \sum_{k=0}^n \left(\frac{1}{3} \right)^k \\
 &= \frac{3}{10} + \frac{6}{5(n+1)} \frac{1 - (4/9)^{n+1}}{5/9} - \frac{1}{2(n+1)} \frac{1 - (1/3)^{n+1}}{2/3}
 \end{aligned}$$

Comme, $\frac{6}{5(n+1)} \frac{1 - (4/9)^{n+1}}{5/9} - \frac{1}{2(n+1)} \frac{1 - (1/3)^{n+1}}{2/3} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$, $\mathbb{E}(S_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{3}{10} \neq 0$. On peut en conclure que $\mathbb{E}(S_n) \sim 3/10$.