

## DS n°11

## I Exercices

## Exercice 1

1. On considère  $f : x \mapsto \frac{x^5}{1+x^3}$ .

- (a) Les fonctions  $x \mapsto x^5$  et  $x \mapsto 1+x^3$  sont des polynômes, et sont donc  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}$ . La fonction  $x \mapsto 1+x^3$  ne s'annule qu'en  $-1$ , on déduit par quotient que  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R} \setminus \{-1\}$ .
- (b) Notons déjà que  $f$  est continue sur  $[0; 1]$ , donc l'intégrale à calculer a bien un sens, et on a :

$$\begin{aligned} \int_0^1 f(t) dt &= \int_0^1 \frac{t^5}{1+t^3} dt = \int_0^1 \left( t^2 - \frac{t^2}{1+t^3} \right) dt \\ &= \left[ \frac{t^3}{3} - \frac{1}{3} \ln(1+t^3) \right]_0^1 \\ &= \frac{1}{3} - \frac{\ln(2)}{3} \end{aligned}$$

ce qui est le résultat demandé.

(c) Pour  $n \in \mathbb{N}^*$ , on a :

$$\frac{1}{n^3} \sum_{k=0}^n \frac{k^5}{k^3+n^3} = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^n \frac{\frac{k^5}{n^5}}{\frac{k^3}{n^3}+1} = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^n f\left(\frac{k}{n}\right).$$

La fonction  $f$  étant continue sur  $[0; 1]$ , la somme de Riemann  $\frac{1}{n^3} \sum_{k=0}^{n-1} \frac{k^5}{k^3+n^3} = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} f\left(\frac{k}{n}\right)$

tend vers  $\int_0^1 f(t) dt = \frac{1 - \ln(2)}{3}$ .

Et ainsi :

$$\frac{1}{n^3} \sum_{k=0}^n \frac{k^5}{k^3+n^3} = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^n f\left(\frac{k}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} f\left(\frac{k}{n}\right) - \frac{f(1)}{n}$$

tend également vers  $\frac{1 - \ln(2)}{3}$ , comme  $\frac{f(1)}{n} = \frac{1}{2n}$  tend vers 0.

2. On considère la suite  $(u_n)$  et la fonction  $f$  définie respectivement par :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, u_n = \sum_{k=1}^n \frac{(-1)^{k-1}}{k} \text{ et } f : x \mapsto \ln(1+x).$$

(a) On a pour tout  $n \in \mathbb{N}$  :

- $u_{2n+2} - u_{2n} = \frac{(-1)^{2n+2-1}}{2n+2} + \frac{(-1)^{2n+1-1}}{2n+1} = \frac{1}{2n+1} - \frac{1}{2n+2} > 0;$
- $u_{2n+3} - u_{2n+1} = \frac{(-1)^{2n+3-1}}{2n+3} + \frac{(-1)^{2n+2-1}}{2n+2} = \frac{1}{2n+3} - \frac{1}{2n+2} < 0;$
- $u_{2n+1} - u_{2n} = \frac{(-1)^{2n+1-1}}{2n+1} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$

Et ainsi : la suite  $(u_{2n})$  est croissante, la suite  $(u_{2n+1})$  est décroissante, et leur différence tend vers 0. Elles sont donc adjacentes, et convergent vers une même limite finie  $\ell$ .

Les suites extraites des termes de rangs pairs et impairs de  $(u_n)$  convergent donc vers la même limite  $\ell$  : donc  $(u_n)$  converge vers  $\ell$  également.

- (b) La fonction  $f$  est la composée de la fonction  $x \mapsto 1 + x$ , de classe  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}_+$  comme polynôme et à valeurs dans  $[1; +\infty[ \subset \mathbb{R}_+^*$ , et de la fonction  $\ln$ , de classe  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}_+^*$ . Par composition, cela assure que  $f$  est  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}_+$ .

Montrons par récurrence sur  $k \in \mathbb{N}^*$  que :  $f^{(k)} : x \mapsto \frac{(-1)^{k-1}(k-1)!}{(1+x)^k}$ .

— si  $k = 1$  : par dérivée d'une composée, on a :

$$f' : x \mapsto \frac{1}{1+x} = \frac{(-1)^{1-1}(1-1)!}{(1+x)^1}$$

avec la convention que  $0! = 1$ , ce qui prouve l'initialisation ;

— soit  $k \in \mathbb{N}^*$  tel que :  $f^{(k)} : x \mapsto \frac{(-1)^{k-1}(k-1)!}{(1+x)^k}$ . Par linéarité de la dérivation, on a :

$$f^{(k+1)} : x \mapsto (-1)^{k-1}(k-1)! \frac{-k}{(1+x)^{k+1}} = \frac{(-1)^{k+1-1}((k+1)-1)!}{(1+x)^{(k+1)-1}}.$$

Ce qui prouve l'hérédité.

D'où le résultat par récurrence.

- (c) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$  :  $f^{(k)}(0) = (-1)^{k-1}(k-1)!$ . Et donc, comme  $f(0) = 0$  :

$$u_n = \sum_{k=0}^n \frac{f^{(k)}(0)}{k!} = \sum_{k=0}^n \frac{f^{(k)}(0)}{k!} (1-0)^k.$$

De plus, la fonction  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^{n+1}$  sur  $[0; 1]$  avec :

$$\forall t \in [0; 1], |f^{(n+1)}(t)| = \frac{n!}{(1+t)^n} \leq n!$$

et donc par inégalité de Taylor-Lagrange :

$$\left| f(1) - \sum_{k=0}^n \frac{f^{(k)}(0)}{k!} (1-0)^k \right| \leq \frac{n!(1-0)^{n+1}}{(n+1)!}$$

c'est-à-dire :

$$|\ln(2) - u_n| \leq \frac{1}{n+1}$$

Par encadrement, il vient donc :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \ln(2) - u_n = 0$ , et donc :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = \ln(2).$$

## Exercice 2

- (a) Si  $X_3 = 4$ , cela veut dire que les trois premiers numéros sortis étaient rangés de manière strictement décroissante. Le seul tirage possible pour les trois premières boules est donc : 3, 2, 1. Et alors, comme  $N_4 \geq 1$ , on aura bien  $N_4 \geq N_3$  et donc  $X_3 = 4$ . Et donc :  $(X_3 = 4) = (N_1 = 3, N_2 = 2, N_3 = 1)$ . Les tirages étant indépendants, on a :

$$\mathbb{P}(X_3 = 4) = \mathbb{P}(N_1 = 3) \cdot \mathbb{P}(N_2 = 2) \cdot \mathbb{P}(N_3 = 1).$$

Mais les boules étant indiscernables, on a :

$$\mathbb{P}(N_1 = 3) = \mathbb{P}(N_2 = 2) = \mathbb{P}(N_3 = 1) = \frac{1}{3}.$$

Et finalement :  $\mathbb{P}(X_3 = 4) = \frac{1}{3^3} = \frac{1}{27}$ .

(b) On utilise la formule des probabilités totales appliquée au système complet d'événements  $(N_1 = i)_{i=1,2,3}$  :

$$\mathbb{P}(X_3 = 2) = \mathbb{P}(N_1 = 1) \cdot \mathbb{P}_{N_1=1}(X_3 = 2) + \mathbb{P}(N_1 = 2) \cdot \mathbb{P}_{N_1=2}(X_3 = 2) + \mathbb{P}(N_1 = 3) \cdot \mathbb{P}_{N_1=3}(X_3 = 2).$$

On a comme les boules sont indiscernables :  $\mathbb{P}(N_1 = 1) = \mathbb{P}(N_1 = 2) = \mathbb{P}(N_1 = 3) = \frac{1}{3}$ .

Reste à calculer les probabilités conditionnelles. Mais on a :  $(X_3 = 2) = (N_2 \geq N_1)$  (il n'y a pas à regarder les tirages précédents comme il n'y en a pas). Et donc comme les boules sont indiscernables :

$$\mathbb{P}_{N_1=1}(X_3 = 2) = \mathbb{P}(N_2 \geq 1) = 1$$

$$\mathbb{P}_{N_1=2}(X_3 = 2) = \mathbb{P}(N_2 \geq 2) = \frac{2}{3}$$

$$\mathbb{P}_{N_1=3}(X_3 = 2) = \mathbb{P}(N_2 \geq 3) = \frac{1}{3}$$

Et finalement :

$$\mathbb{P}(X_3 = 2) = \frac{1}{3} \cdot 1 + \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{3 + 2 + 1}{9} = \frac{2}{3}$$

ce qui est bien le résultat demandé.

En regardant le système complet d'événements  $(X_3 = 2), (X_3 = 3), (X_3 = 4)$ , on déduit que :

$$\mathbb{P}(X_3 = 3) = 1 - \mathbb{P}(X_3 = 2) - \mathbb{P}(X_3 = 4) = 1 - \frac{2}{3} - \frac{1}{27} = \frac{27 - 18 - 1}{27} = \frac{8}{27}.$$

(c) On déduit l'espérance de  $X_3$  :

$$E(X_3) = \sum_{k=2}^4 k \mathbb{P}(X_3 = k) = 2 \cdot \frac{2}{3} + 3 \cdot \frac{8}{27} + 4 \cdot \frac{1}{27} = \frac{36 + 24 + 4}{27} = \frac{64}{27}.$$

2. Les boules étant indiscernables, chaque variable aléatoire  $N_k$  suit une loi uniforme sur  $\llbracket 1; n \rrbracket$ .

On calcule directement l'espérance en reprenant la définition :

$$E(N_k) = \sum_{i=1}^n i \cdot \mathbb{P}(N_k = i) = \sum_{i=1}^n \frac{i}{n} = \frac{n(n+1)}{2n} = \frac{n+1}{2}$$

et on utilise la formule de Koenig-Huygens pour la variance :

$$\begin{aligned} V(N_k) &= E(N_k^2) - E(N_k)^2 = \left( \sum_{i=1}^n \frac{i^2}{n} \right) - \frac{(n+1)^2}{4} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6n} - \frac{(n+1)^2}{4} \\ &= \frac{(n+1)(4n+2-3(n+1))}{12} = \frac{(n+1)(n-1)}{12} = \frac{n^2-1}{12}. \end{aligned}$$

3. C'est la même situation qu'en question 1)a). On a l'égalité des événements :

$$(X_n = n+1) = (N_1 > N_2 > \dots > N_n)$$

mais, du fait des valeurs des  $N_k$ , on a :

$$(N_1 > N_2 > \dots > N_n) = (N_1 = n, N_2 = n-1, \dots, N_n = 1)$$

ce qui donne une seule valeur possible pour chaque  $N_k$ .

Comme les tirages sont indépendants et les boules indiscernables, on trouve :

$$\mathbb{P}(X_n = n+1) = \frac{1}{n^n}.$$

**Remarque** : pour  $n = 3$ , on retrouve bien le résultat de la question 1)a).

4. On a  $(X_n = 2) = (N_1 \leq N_2)$ .

Et donc :  $(N_1 = i, X_n = 2) = (N_1 = i, N_2 \geq i)$ .

Finalement :

$$\mathbb{P}_{(N_1=i)}(X_n = 2) = \mathbb{P}(N_2 \geq i) = \mathbb{P}(i \leq N_2 \leq n) = \frac{n-i+1}{n}$$

en utilisant que  $N_2$  suit une loi uniforme sur  $\llbracket 1; n \rrbracket$ .

5. Par formule des probabilités totales appliquée au système complet d'événements  $(N_1 = i)_{1 \leq i \leq n}$ , on déduit :

$$\mathbb{P}(X_n = 2) = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(N_1 = i) \cdot \mathbb{P}_{(N_1=i)}(X_n = 2) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \frac{n-i+1}{n} = \sum_{j=1}^n \frac{j}{n^2} = \frac{n(n+1)}{2n^2}.$$

**Remarque :** là encore, on retrouve le même résultat qu'en 1) pour  $n = 3$ .

6. Soit  $k \geq 2$ . Raisonnons sur les événements contraires. On a :  $X_n \leq k$  si, et seulement si, on a trouvé un tirage avant  $k$  dont le montant était supérieur ou égal au précédent.

Et donc :

$$(X_n \leq k) = [(N_1 \leq N_2) \text{ ou } (N_2 \leq N_3) \text{ ou } \dots \text{ ou } (N_{k-1} \leq N_k)].$$

En prenant la négation, et en appliquant les lois de de Morgan, on trouve :

$$(X_n > k) = [(N_1 > N_2) \text{ et } (N_2 > N_3) \text{ et } \dots \text{ et } (N_{k-1} > N_k)] = (N_1 > N_2 > \dots > N_k)$$

qui est bien le résultat demandé.

Mais un  $k$ -uplet  $(N_1, \dots, N_k)$  avec  $N_1 > N_2 > \dots > N_k$  revient au choix de  $k$ -éléments distincts, et donc à une partie à  $k$  éléments de  $\llbracket 1; n \rrbracket$ . De tels objets sont au nombre de  $\binom{n}{k}$ .

Et pour chaque événement ainsi considéré, la probabilité est de  $\frac{1}{n^k}$  (car les tirages sont indépendants, et chaque événement  $(N_j = i)$  a probabilité  $\frac{1}{n}$ ).

Et finalement on trouve bien :

$$\mathbb{P}(X_n > k) = \frac{1}{n^k} \binom{n}{k}.$$

7. Montrons le résultat pour  $k = 0$  et  $k = 1$  :

— pour  $k = 0$  : on a toujours  $X_n > 0$  (comme  $X_n$  est à valeurs dans  $\llbracket 2; n+1 \rrbracket$ ), donc  $\mathbb{P}(X_n > 0) = 1$ .

Et on a aussi :  $\frac{1}{n^0} \binom{n}{0} = 1 \cdot 1 = 1$ .

La formule est donc valable pour  $k = 0$ .

— pour  $k = 1$  : on a toujours  $X_n > 1$  (comme  $X_n$  est à valeurs dans  $\llbracket 2; n+1 \rrbracket$ ), donc  $\mathbb{P}(X_n > 1) = 1$ .

Et on a aussi :  $\frac{1}{n^1} \binom{n}{1} = \frac{1}{n} \cdot n = 1$ .

La formule est donc valable pour  $k = 1$ .

8. On a l'union disjointe :  $(X_n > k-1) = (X_n = k) \cup (X_n > k)$ . Et donc :

$$\mathbb{P}(X_n = k) = \mathbb{P}(X_n > k-1) - \mathbb{P}(X_n > k).$$

9. On déduit que :

$$\begin{aligned}
E(X_n) &= \sum_{k=2}^{n+1} k \cdot \mathbb{P}(X_n = k) \\
&= \sum_{k=2}^{n+1} k \cdot (\mathbb{P}(X_n > k-1) - \mathbb{P}(X_n > k)) \\
&= \sum_{k=2}^{n+1} k \mathbb{P}(X_n > k-1) - \sum_{k=2}^{n+1} k \mathbb{P}(X_n > k) \\
&= \sum_{k=1}^n (k+1) \mathbb{P}(X_n > k) - \sum_{k=2}^{n+1} k \mathbb{P}(X_n > k) \\
&= 2\mathbb{P}(X_n > 1) + \sum_{k=2}^n ((k+1) - k) \mathbb{P}(X_n > k) - (n+1) \mathbb{P}(X_n > n+1) \\
&= 2\mathbb{P}(X_n > 1) + \sum_{k=2}^n \mathbb{P}(X_n > k) - (n+1) \mathbb{P}(X_n > n+1)
\end{aligned}$$

en regroupant dans les deux sommes les termes des indices allant de 2 à  $n$  (ce sont ceux qui apparaissent dans les deux sommes), et en mettant à part les autres.

Mais on a que  $X_n$  est à valeurs dans  $\llbracket 2; n+1 \rrbracket$ , et donc :

- $\mathbb{P}(X_n > 1) = 1 = \mathbb{P}(X_n > 0)$ , et donc  $2\mathbb{P}(X_n > 1) = 2 = \mathbb{P}(X_n > 0) + \mathbb{P}(X_n > 1)$ ;
- $\mathbb{P}(X_n > n+1) = 0$ .

En réinjectant ces résultats, on déduit que :

$$E(X_n) = \mathbb{P}(X_n > 0) + \mathbb{P}(X_n > 1) + \sum_{k=2}^n \mathbb{P}(X_n > k) - 0 = \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(X_n > k)$$

ce qui est bien la formule demandée.

En remplaçant les  $\mathbb{P}(X_n > k)$  par leurs valeurs, on déduit :

$$E(X_n) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \frac{1}{n^k} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \left(\frac{1}{n}\right)^k \cdot 1^{n-k} = \left(1 + \frac{1}{n}\right)^n.$$

10. Traitons séparément les cas  $k = n+1$  et  $k \neq n+1$  :

- si  $k = n+1$  : alors on a déjà calculé que :  $\mathbb{P}(X_n = n+1) = \frac{1}{n^n}$ .

Et on a :

$$\frac{(n+1) - 1}{n^{n+1}} \binom{n+1}{n+1} = \frac{n}{n^{n+1}} = \frac{1}{n^n}$$

ce qui prouve bien l'égalité pour  $k = n+1$ .

- si  $k \neq n+1$  : alors  $k \in \llbracket 2; n \rrbracket$ , et également  $(k-1) \in \llbracket 1; n \rrbracket$ . En utilisant que  $\mathbb{P}(X_n = k) = \mathbb{P}(X_n > k-1) - \mathbb{P}(X_n > k)$ , on peut remplacer les deux dernières probabilités par les expressions

calculées en question 6), ce qui donne :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(X_n = k) &= \frac{1}{n^{k-1}} \binom{n}{k-1} - \frac{1}{n^k} \binom{n}{k} \\
 &= \frac{1}{n^k} \left( n \frac{n!}{(k-1)!(n-k+1)!} - \frac{n!}{k!(n-k)!} \right) \\
 &= \frac{1}{n^k} \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \left( \frac{n}{(n-k+1)} - \frac{1}{k} \right) \\
 &= \frac{1}{n^k} \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \frac{nk - n + k - 1}{k(n-k+1)} \\
 &= \frac{1}{n^k} \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \frac{k(n-k+1)}{(k-1)(n+1)} = \frac{1}{n^k} \frac{(n+1)!(k-1)}{k!(n-k+1)!} \\
 &= \frac{k-1}{n^k} \binom{n+1}{k}
 \end{aligned}$$

ce qui est bien la formule demandée.

Et dans tous les cas on a bien le résultat.

## II Problème

### II.1 Réduction de $J_n$

1. Comme  $v$  a tous ses coefficients égaux à 1, alors chaque coefficient de  $J_n \mathbf{v}$  vaut :  $\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \cdot 1 = 1$ . Et donc :  $J_n \mathbf{v} = \mathbf{v}$ .
2. L'image de  $J_n$  est l'espace vectoriel engendré par ses colonnes : toutes les colonnes de  $J_n$  sont identiques, égales à  $\frac{1}{n} \mathbf{v}$ . Et ainsi :  $\text{Im}(J_n) = \text{vect}(\mathbf{v})$ .

On déduit que  $\text{rg}(J_n) = 1$  (le vecteur non nul  $\mathbf{v}$  constitue une base de  $\text{Im}(J_n)$ ). Par théorème du rang, on a donc :  $\dim \text{Ker}(J_n) = n - 1$ .

3. Montrons que la famille des  $f_i$  est libre. Considérons  $\lambda_1, \dots, \lambda_{n-1} \in \mathbb{R}$  tels que  $\sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i f_i = 0$ . En remplaçant les  $f_i$  en fonction des  $e_i$ , on déduit :

$$0 = \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i (e_i - e_n) = \left( \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i e_i \right) + \left( \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i \right) e_n$$

qui est une combinaison linéaire en les  $(e_i)$  nulle. Comme les  $(e_i)$  forment une base, c'est une famille libre, et donc tous les scalaires précédents sont nuls. Donc tous les  $\lambda_i$  sont nuls : la famille des  $(f_i)$  est libre.

Comme toutes les colonnes sont égales, on déduit que les vecteurs  $f_i$  sont des éléments de  $\text{Ker} J_n$ . Et la famille des  $(f_i)_{2 \leq i \leq n}$  est libre, de cardinal  $n - 1$  dans  $\text{Ker} J_n$  de dimension  $n - 1$  : c'est donc une base de  $\text{Ker} J_n$ .

4. On a directement que, comme  $J_n$  a tous ses coefficients égaux à  $\frac{1}{n}$ , alors tous les coefficients de  $J_n^2$  valent :

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n}$$

et donc :  $J_n^2 = J_n$ .

5. (a) La famille  $(\mathbf{v}, e_2, \dots, e_n)$  ayant cardinal  $n = \dim(\mathbb{R}^n)$ , pour montrer que c'est une base, il suffit de montrer qu'elle est libre.

Or, la famille  $(e_2, \dots, e_n)$  est libre (comme c'est une base de  $\text{Ker}J_n$ ). Il suffit donc de prouver que  $\mathbf{v} \notin \text{Vect}(e_2, \dots, e_n) = \text{Ker}J_n$  pour conclure. Mais  $\mathbf{v} \neq 0$  donc  $J_n\mathbf{v} = v \neq 0$ , et donc  $\mathbf{v} \notin \text{Ker}J_n$ .

La famille  $(\mathbf{v}, e_2, \dots, e_n)$  est donc bien une base de  $\mathbb{R}^n$ .

(b) On a :

$$J_n\mathbf{v} = \mathbf{v} \text{ et } \forall k \in \llbracket 2; n \rrbracket, J_n e_k = 0$$

donc la matrice de l'endomorphisme canoniquement associé à  $J_n$  dans la base  $(\mathbf{v}, e_2, \dots, e_n)$  est  $D_n$  (par définition).

Si l'on note  $P_n$  la matrice de passage de la base canonique dans  $(\mathbf{v}, e_2, \dots, e_n)$ , on a bien  $J_n = P_n D_n P_n^{-1}$  par formule de changement de base.

## II.2 Une équation autour du déterminant

On fixe  $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ . On considère l'équation  $(E)$  d'inconnue le réel  $x$  :

$$\det(M + xJ_n) = 0. \quad (E)$$

On note  $\mathcal{S}_E$  l'ensemble des solutions de l'équation  $(E)$ .

6. Si  $M = 0$ , on cherche les réels  $x$  tels que  $\det(xJ_n) = 0$ .

Or, par caractère  $n$ -linéaire du déterminant, on a pour tout  $x \in \mathbb{R}$  :  $\det(xJ_n) = x^n \det(J_n) = 0$  (comme  $J_n$  est non inversible, donc de déterminant nul).

Et ainsi :  $\mathcal{S}_E = \mathbb{R}$ .

7. (a) On utilise que  $J_n = P_n D_n P_n^{-1}$ . On a ainsi :

$$I_n + xJ_n = I_n + xP_n D_n P_n^{-1} = P_n I_n P_n^{-1} + xP_n D_n P_n^{-1} = P_n (I_n + xD_n) P_n^{-1}$$

Les matrices  $I_n + xJ_n$  et  $I_n + xD_n$  sont donc semblables : elles ont même déterminant. La matrice  $I_n + xD_n$  est diagonale, de coefficients diagonaux  $1 + x, 1, 1, \dots, 1$ . Et finalement :

$$\det(I_n + xJ_n) = 1 + x$$

(b) Et ainsi :

$$x \in \mathcal{S}_E \Leftrightarrow 1 + x = 0 \Leftrightarrow x = -1$$

donc  $\mathcal{S}_E = \{-1\}$ .

8. (a) Soit  $\mathbf{w} \in \text{Ker}(M + xJ_n)$ . Alors  $0 = (M + xJ_n)\mathbf{w} = M\mathbf{w} + xJ_n\mathbf{w}$ .

En multipliant par  $M^{-1}$ , on a donc :  $0 = \mathbf{w} + xM^{-1}J_n\mathbf{w}$  puis :

$$\mathbf{w} = M^{-1} \cdot \underbrace{(J_n(-x\mathbf{w}))}_{\in \text{Im}J_n = \text{Vect}(\mathbf{v})} \in \text{Vect}(M^{-1}\mathbf{v})$$

et donc  $\mathbf{w}$  est bien colinéaire au vecteur  $M^{-1}\mathbf{v}$ .

(b) En remplaçant  $\mathbf{w}$  par son expression, on a :

$$(M + xJ_n)\mathbf{w} = 0 \Leftrightarrow \mathbf{v} + xJ_n(M^{-1}\mathbf{v}) = 0$$

Mais, comme  $J_n$  a tous ses coefficients égaux à  $\frac{1}{n}$ , on déduit que tous les coefficients de  $J_n M^{-1}\mathbf{v}$  sont égaux à :

$$\sum_{i=1}^n \frac{[M^{-1}\mathbf{v}]_i}{n} = \frac{\sigma}{n}$$

de sorte que :  $J_n M^{-1} \mathbf{v} = \frac{\sigma}{n} \mathbf{v}$ .

Et finalement :

$$(M + xJ_n) \mathbf{w} = 0 \Leftrightarrow \mathbf{v} + x \frac{\sigma}{n} \mathbf{v} = 0 \Leftrightarrow \left(1 + x \frac{\sigma}{n}\right) \mathbf{v} = 0 \Leftrightarrow 1 + x \frac{\sigma}{n} = 0$$

où la dernière équivalence vient du fait que  $\mathbf{v} \neq 0$ .

Et finalement on a deux cas :

— si  $\sigma = 0$  : alors  $x \in \mathcal{S}_E \Leftrightarrow 1 = 0$ , donc  $\mathcal{S}_E = \emptyset$ ;

— si  $\sigma \neq 0$  : alors  $x \in \mathcal{S}_E \Leftrightarrow 1 + x \frac{\sigma}{n} = 0 \Leftrightarrow x = \frac{-n}{\sigma}$ , et donc  $\mathcal{S}_E = \left\{ \frac{-n}{\sigma} \right\}$ .

Et donc  $\mathcal{S}_E$  est au plus de cardinal 1, et est non vide si, et seulement si,  $\sigma \neq 0$ .

9. (a) Comme  $M$  est non inversible, alors  $\det(M) = 0$ , donc  $0 \in \mathcal{S}_E$ , qui est non vide.  
 (b) On a directement les équivalences :

$$\det(M + xJ_n) = 0 \Leftrightarrow \det(M + bJ_n + (x - b)J_n) = 0$$

et ainsi  $x$  est solution de  $(E)$  si, et seulement si,  $(x - b)$  est solution de  $(F)$ .

C'est-à-dire que l'application  $x \mapsto x - b$  réalise une bijection entre  $\mathcal{S}_E$  et les solutions de  $(F)$ .

(c) Raisonnons par disjonction de cas :

— s'il existe  $b \in \mathbb{R}$  tel que  $M + bJ_n$  est inversible : alors on applique le résultat de la question 7) pour résoudre l'équation  $(F)$ . On déduit que l'équation  $(F)$  admet au plus une solution, donc  $\mathcal{S}_E$  contient au plus un élément. Comme on a montré en 8)a) que  $0 \in \mathcal{S}_E$ , alors  $\mathcal{S}_E = \{0\}$ ;

— s'il n'existe pas de tel  $b$  : alors pour tout  $b \in \mathbb{R}$ , on a :  $\det(M + bJ_n) = 0$ . Et donc tout réel est solution :  $\mathcal{S}_E = \mathbb{R}$ .

10. Pour  $x \in \mathbb{R}$ , la matrice  $M + xJ_n$  a tous ses coefficients de la forme  $m_{i,j} + \frac{x}{n}$  : en retranchant la première colonne aux autres, les coefficients deviennent inchangés pour la première colonne, et de la forme  $m_{i,j} - m_{i,1}$  pour les autres : un développement du déterminant suivant la première colonne de  $M + xJ_n$  après ces opérations élémentaires donne bien une fonction affine. Son ordonnée à l'origine est sa valeur en 0, donc  $\det(M)$ , tandis que les éléments de  $\mathcal{S}_E$  sont ses points d'annulation :

- si  $M$  est inversible :  $\det(M) \neq 0$ , donc  $f(0) \neq 0$ ;  $f$  est une fonction affine ne passant pas par l'origine. Et elle est soit de pente nulle, et ne s'annule pas, soit de pente non nulle et s'annule une unique fois. On retrouve que  $\mathcal{S}_E$  contient au plus un élément ;  
 — si  $M$  n'est pas inversible :  $\det(M) = 0$ , donc  $f$  est une fonction affine qui passe par l'origine. Et elle est soit de pente nulle, et s'annule sur  $\mathbb{R}$  entier ; soit de pente non nulle, et ne s'annule qu'en 0. Et donc  $\mathcal{S}_E$  vaut soit  $\{0\}$  soit  $\mathbb{R}$ .