

## Éléments de correction

Les éléments développés ci-après ne sont souvent que des indications pour aboutir à la solution, qui détaillent la plupart du temps un cheminement à suivre pour montrer le résultat demandé. La plupart des calculs sont laissés aux lecteurs... La mise en forme de certains calculs est faite de sorte à économiser de l'espace et donc du papier, mais il conviendrait de ne pas les écrire en ligne notamment comme cela l'est parfois.

**Ce travail est à réaliser en auto-correction.  
Un corrigé sera mis en ligne dans les jours prochains.**

## Un peu de technique

## EX. 1 | Réf. 1433

Soit  $E$  un  $\mathbb{K}$ -espace vectoriel de dimension  $n$ , et  $u \in \mathcal{L}(E)$  un endomorphisme diagonalisable. L'objectif de cet exercice est de démontrer l'équivalence entre les deux propriétés suivantes :

$\mathcal{P}_1$  : il existe  $x_0 \in E$  tel que la famille  $\mathcal{B} = (x_0, u(x_0), \dots, u^{n-1}(x_0))$  soit une base de  $E$ .

$\mathcal{P}_2$  : l'endomorphisme  $u$  admet  $n$  valeurs propres deux à deux distinctes.

1. Supposons que la condition  $\mathcal{P}_1$  est remplie et posons  $A = \text{Mat}_{\mathcal{B}}(u)$ .

a. Démontrer que :  $\forall \lambda \in \mathbb{K}, \text{rg}(A - \lambda I_n) \geq n - 1$ .

b. En déduire la dimension des sous-espaces propres de  $u$ .

c. Démontrer que la condition  $\mathcal{P}_2$  est vérifiée.

2. Supposons réciproquement que la condition  $\mathcal{P}_2$  est remplie. Soient  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$  les valeurs propres deux à deux distinctes de  $u$  et  $(e_1, \dots, e_n)$  une base de  $E$  constituée de vecteurs propres de  $u$  telle que  $u(e_i) = \lambda_i e_i$  pour tout  $i \in \llbracket 1; n \rrbracket$ . On pose  $x_0 = e_1 + \dots + e_n$ .

a. Calculer, pour tout  $i \in \llbracket 0; n - 1 \rrbracket$ , le vecteur  $u^i(x_0)$ .

b. On considère  $(\alpha_0, \dots, \alpha_{n-1}) \in \mathbb{K}^n$  tel que :  $\alpha_0 x_0 + \alpha_1 u(x_0) + \alpha_2 u^2(x_0) + \dots + \alpha_{n-1} u^{n-1}(x_0) = 0$ .

Démontrer que  $P = \alpha_0 + \alpha_1 X + \dots + \alpha_{n-1} X^{n-1}$  est le polynôme nul.

c. Démontrer alors que la condition  $\mathcal{P}_2$  est vérifiée.

## EX. 1 | Éléments de correction | Réf. 1433

1. a. On commence par déterminer  $A$ ; le vecteur  $u^n(x_0)$  se décompose dans la base  $\mathcal{B}$  sous la forme  $u^n(x_0) = a_1 x_0 + a_2 u(x_0) + \dots + a_n u^{n-1}(x_0)$ . En notant  $\mathcal{B} = (e_1, \dots, e_n)$ , on a  $u(e_1) = e_2, u(e_2) = e_3, \dots, u(e_{n-1}) = e_n$  et donc  $u(e_n) = a_1 e_1 + \dots + a_n e_n$ . D'où :

$$A = \begin{pmatrix} 0 & \dots & \dots & \dots & 0 & a_1 \\ 1 & 0 & & & \vdots & a_2 \\ 0 & 1 & \ddots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & 0 & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & 1 & a_n \end{pmatrix} \quad \text{et par suite pour tout } \lambda \in \mathbb{K}, \quad A - \lambda I_n = \begin{pmatrix} -\lambda & \dots & \dots & \dots & 0 & a_1 \\ 1 & -\lambda & & & \vdots & a_2 \\ 0 & 1 & \ddots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & -\lambda & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & 1 & a_n - \lambda \end{pmatrix}$$

Les  $n - 1$  premières colonnes de cette dernière matrice forment une famille libre (par échelonnement), de sorte que  $\text{rg}(A - \lambda I_n) = n - 1$  ou  $n$ . Finalement, pour tout  $\lambda \in \mathbb{K}, \text{rg}(A - \lambda I_n) \geq n - 1$ .

b. Soit  $\lambda \in \mathbb{K}$  une valeur propre de  $u$ . Le sous-espace propre  $E_\lambda(u)$  associé à cette valeur propre a une dimension au moins égale à 1. D'autre part, d'après le théorème du rang, on en déduit que  $\dim(E_\lambda(u)) \leq 1$ , ce qui démontre que les sous-espaces propres de  $u$  ont une dimension égale à 1.

c. Désignons par  $p$  le nombre de valeurs propres deux à deux distinctes de l'endomorphisme  $u$  et par  $\lambda_1, \dots, \lambda_p$  ces valeurs propres. Puisque l'endomorphisme  $u$  est diagonalisable par hypothèse, on sait que  $\dim(E_{\lambda_1}(u)) + \dots + \dim(E_{\lambda_p}(u)) = \dim(E) = n$ . Or d'après la question précédente, tous les sous-espaces propres sont de dimension 1, donc l'égalité précédente implique  $p = n$ , et ainsi,  $u$  possède  $n$  valeurs propres distinctes deux à deux.

2. a. On trouve, pour tout  $i \in \llbracket 0; n - 1 \rrbracket$ ,  $u^i(x_0) = \lambda_1^i e_1 + \dots + \lambda_n^i e_n$ .

b. L'égalité  $\alpha_0 x_0 + \alpha_1 u(x_0) + \dots + \alpha_{n-1} u^{n-1}(x_0) = 0$  s'écrit alors :

$$\alpha_0 (e_1 + \dots + e_n) + \alpha_1 (\lambda_1 e_1 + \dots + \lambda_n e_n) + \dots + \alpha_{n-1} (\lambda_1^{n-1} e_1 + \dots + \lambda_n^{n-1} e_n) = 0$$

En utilisant la liberté de la famille  $(e_1, \dots, e_n)$ , on obtient le système :

$$\begin{cases} \alpha_1 + \alpha_1 \lambda_1 + \alpha_2 \lambda_1^2 + \dots + \alpha_{n-1} \lambda_1^{n-1} = 0 \\ \alpha_0 + \alpha_1 \lambda_2 + \alpha_2 \lambda_2^2 + \dots + \alpha_{n-1} \lambda_2^{n-1} = 0 \\ \vdots \\ \alpha_0 + \alpha_1 \lambda_n + \alpha_2 \lambda_n^2 + \dots + \alpha_{n-1} \lambda_n^{n-1} = 0 \end{cases}$$

Le polynôme  $P = \alpha_0 + \alpha_1 X + \dots + \alpha_{n-1} X^{n-1}$  possède donc  $n$  racines deux à deux distinctes à savoir  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ . Puisque  $P$  est de degré inférieur ou égal à  $n - 1$ , on peut en conclure que c'est le polynôme nul.

- c. D'après la question précédente, la famille  $\mathcal{B} = (x_0, u(x_0), \dots, u^{n-1}(x_0))$  est une famille libre qui est composée de  $n$  vecteurs dans un espace de dimension  $n$ . C'est donc une base.

## Mobiliser l'ensemble de ses connaissances

### EX. 2 | Réf. 5375

1. Montrer que l'intégrale  $\int_2^{+\infty} \frac{1}{x\sqrt{x}} dx$  est convergente et calculer sa valeur.

2. Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$
- $$x \mapsto f(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 2 \\ \frac{1}{x\sqrt{2x}} & \text{si } x \geq 2 \end{cases}$$

Montrer que  $f$  définit une densité de probabilité.

3. Soit  $X$  une variable aléatoire réelle admettant  $f$  pour densité.

- Déterminer la fonction de répartition de  $X$ .
- La variable aléatoire  $X$  admet-elle une espérance ?

On considère trois variables aléatoires indépendantes  $T_1, T_2$  et  $T_3$ , chacune de même loi que  $X$ .

4. On considère la variable aléatoire  $U = \inf \{T_1, T_2, T_3\}$  définie par :

$$\forall t \in \mathbb{R}, [U > t] = [T_1 > t] \cap [T_2 > t] \cap [T_3 > t]$$

- Déterminer la fonction de répartition  $G$  de  $U$ .
- Montrer que  $U$  admet une densité et déterminer une densité  $g$  de  $eU$ .
- Montrer que  $U$  admet une espérance et calculer  $E(U)$ .

5. On considère la variable aléatoire  $V = \sup \{T_1, T_2, T_3\}$  définie par :

$$\forall t \in \mathbb{R}, [V \leq t] = [T_1 \leq t] \cap [T_2 \leq t] \cap [T_3 \leq t]$$

- Déterminer la fonction de répartition  $H$  de  $V$ .
- Montrer que  $V$  admet une densité et déterminer une densité  $h$  de  $V$ .
- La variable aléatoire  $V$  admet-elle une espérance ?

### EX. 2 | Éléments de correction | Réf. 5375

1. La fonction  $x \rightarrow \frac{1}{x\sqrt{x}}$  est continue sur  $\mathbb{R}_+$  donc l'intégrale  $\int_2^{+\infty} \frac{1}{x\sqrt{x}} dx$  n'est impropre qu'en  $+\infty$

Pour  $M \geq 2$ , on a :  $\int_2^M \frac{1}{x\sqrt{x}} dx = \int_2^M x^{-3/2} dx = \left[ -2x^{-1/2} \right]_2^M = -2M^{-1/2} + 2^{1/2} \xrightarrow{M \rightarrow +\infty} \sqrt{2}$ . Donc l'intégrale est convergente et vaut  $\sqrt{2}$

2.  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$  sauf en 0, et est positive ou nulle. On étudie la convergence de  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt$ , ce qui, puisque  $f$  est nulle sur  $]-\infty; 2[$ , revient à étudier celle de  $\int_2^{+\infty} \frac{1}{x\sqrt{2x}} dt$  ou encore celle de  $\int_2^{+\infty} \frac{1}{x\sqrt{x}} dx$ , ce que l'on a

établi à la question précédente, et comme cette dernière vaut  $\sqrt{2}$ , on en déduit que  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt$  converge et vaut 1.

3. a. La fonction de répartition de  $X$  est donnée par :  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$ . Elle vaut donc :

- si  $x \leq 2$  :  $F(x) = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0$

- si  $x \geq 2$  :  $F(x) = \int_{-\infty}^2 0 dt + \int_2^x \frac{1}{t\sqrt{2t}} dt = \left[ \frac{2}{\sqrt{2}} t^{-1/2} \right]_2^x = 1 - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{x}}$

b.  $X$  admet une espérance si  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$  converge.

Or pour  $x \geq 2$ , on a  $xf(x) = \frac{x}{x\sqrt{2x}} = \frac{1}{\sqrt{2}\sqrt{x}}$  dont l'intégrale diverge.

Donc  $X$  n'a pas d'espérance.

4. a.  $G$  est définie par  $G(x) = p(U \leq x) = 1 - p(U > x)$ . Comme  $T_1, T_2$ , et  $T_3$  sont indépendantes,

$$\begin{aligned} P(U > t) &= P(T_1 > t) \cdot P(T_2 > t) \cdot P(T_3 > t) \\ &= (1 - F(t))^3 \end{aligned}$$

et finalement :  $G(t) = 1 - (1 - F(t))^3$

b. On vérifie que la fonction de répartition de  $U$  satisfait aux conditions habituelles :

- Comme  $F$  est continue sur  $\mathbb{R}$ ,  $G$  l'est aussi comme composée de fonctions continues.
- Ici,  $G$  est de classe  $C^1$  là où  $F$  l'est, c'est à dire sur  $\mathbb{R} \setminus \{2\}$ , là où  $f$  est continue.

De plus Sur  $\mathbb{R} \setminus \{2\}$  on a  $G'(x) = -(1 - F(t))^2 (-F'(t)) = 3(1 - F(t))^2 f(t)$ .

Finalement  $U$  a pour densité  $g$  défini par  $g(x) = G'(x)$ .

$$\text{Donc } \begin{cases} g(x) = 0 & \text{si } x < 2 \\ g(x) = 3 \left( \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{x}} \right)^2 \frac{1}{x\sqrt{2x}} = \frac{3\sqrt{2}}{x^2\sqrt{x}} & \text{si } x \geq 2 \end{cases}$$

c. On étudie la convergence de  $\int_{-\infty}^{+\infty} xg(x) dx$  impropre en  $\pm\infty$

- En  $-\infty$  elle converge puisque la fonction est nulle.
- En  $+\infty$  : , soit  $M \geq 0$  :

$$\begin{aligned} \int_2^M xg(x) dx &= \int_2^M x \frac{3\sqrt{2}}{x^2\sqrt{x}} dx = 3\sqrt{2} \int_2^M \frac{1}{x^{3/2}} dx \\ &= 3\sqrt{2} \left[ -2 \frac{1}{x^{1/2}} \right]_2^M = -6\sqrt{2} \frac{1}{M^{1/2}} + 6\sqrt{2} \frac{1}{2^{1/2}} \xrightarrow{M \rightarrow +\infty} 6 \end{aligned}$$

Donc  $\int_{-\infty}^{+\infty} xg(x) dx$  converge et  $U$  admet une espérance  $E(U) = 6$ .

5. a. La fonction de répartition  $H$  de  $V$  est définie par  $H(x) = \mathbb{P}(V \leq x)$ . Comme  $T_1, T_2$ , et  $T_3$  sont indépendantes,

$$\begin{aligned} H(x) &= P(T_1 \leq x) \times P(T_2 \leq x) \times P(T_3 \leq x) \\ &= F(x)^3 \end{aligned}$$

b. On a clairement que  $H$  est continue sur  $\mathbb{R}$ , et de classe  $C^1$  sauf en 2. Une densité  $h$  de  $V$  est donnée par  $h(x) = H'(x) = 3F^2(x) f(x)$ .

c. Il faut étudier la convergence de  $\int_{-\infty}^{+\infty} xh(x) dx$  impropre en  $\pm\infty$

- En  $-\infty$  elle converge puisque la fonction est nulle.
- en  $+\infty$ , pour  $M \geq 2$  :

$$\int_2^M xh(x) dx = \int_2^M 3x \left( 1 - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{x}} \right)^2 \frac{1}{x\sqrt{2x}} dx = \frac{3}{\sqrt{2}} \int_2^M \left( 1 - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{x}} \right)^2 \frac{1}{x^{1/2}} dx$$

Et comme  $\left( 1 - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{x}} \right)^2 \frac{1}{x^{1/2}} \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{x^{1/2}}$  dont l'intégrale diverge en  $+\infty$ , par comparaison d'intégrales à termes positifs, l'intégrale de  $xh(x)$  diverge également et  $V$  n'a pas d'espérance.