

PROBLÈME 1

Partie I - Endomorphismes

**Q1.** Pour tout  $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$ ,  $\Delta(X^k) = XkX^{k-1} = kX^k$ . Et pour  $k = 0$ ,  $\Delta(X^0) = X \times 0 = 0 = 0X^0$ .  
Donc pour tout  $k \in \llbracket 0; n \rrbracket$  :

$$\Delta(X^k) = kX^k.$$

**Q2.** Soit  $P \in \mathbb{R}[X]$ . En dérivant  $XP'$  comme un produit, on obtient :

$$\Delta \circ (\Delta - \text{Id})(P) = \Delta(XP' - P) = X(P' + XP'' - P') = X^2P''.$$

**Q3.** Soit  $P \in \mathbb{R}_n[X]$ . Alors  $P' \in \mathbb{R}_{n-1}[X]$  et  $XP' \in \mathbb{R}_n[X]$ . Donc :

$$\Delta(P) \in \mathbb{R}_n[X].$$

**Q4.** D'après Q1., on complète les colonnes de la matrice avec les coordonnées, pour  $k \in \llbracket 0; n \rrbracket$ , de  $\Delta(X^k)$  sur la base canonique. On obtient la matrice diagonale de  $\mathcal{M}_{n+1}(\mathbb{R})$  :

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & n \end{pmatrix}.$$

**Q5.** Soit  $P \in \mathbb{R}[X]$ . D'après Q2.,  $(\Delta^2 - \Delta)(P) = X^2P''$ .

Donc  $(\Delta^2 + (a-1)\Delta)(P) = (\Delta^2 - \Delta)(P) + a\Delta(P) = X^2P'' + aXP' = \Phi(P)$ . D'où :

$$\Phi = \Delta^2 + (a-1)\Delta.$$

$\Delta$  est un endomorphisme de  $\mathbb{R}[X]$  donc  $\Delta^2$  également. Par combinaison linéaire :

$\Phi$  est un endomorphisme de  $\mathbb{R}[X]$ .

**Q6.** Avec le même raisonnement, en remplaçant  $\mathbb{R}[X]$  par  $\mathbb{R}_n[X]$  :

$\Phi$  induit un endomorphisme  $\Phi_n$  de  $\mathbb{R}_n[X]$  et  $\Phi_n = \Delta_n^2 + (a-1)\Delta_n$ .

**Q7.** Dans la base canonique de  $\mathbb{R}_n[X]$ , la matrice de  $\Delta_n$  est diagonale. Ce qui est donc le cas de la matrice de  $\Delta_n^2$ . D'après l'égalité  $\Phi_n = \Delta_n^2 + (a-1)\Delta_n$ , la matrice de  $\Phi_n$  dans la base canonique est diagonale par combinaison linéaire et :

$\Phi_n$  est diagonalisable.

**Q8.** On remarque que  $\varphi = \Phi + b\text{Id}$ .  $\Phi$  et  $\text{Id}$  induisent des endomorphismes de  $\mathbb{R}_n[X]$ . Par combinaison linéaire :

$\varphi$  induit un endomorphisme de  $\mathbb{R}_n[X]$ .

D'après les égalités précédentes (Q5.), on obtient :

$$\varphi_n = \Delta_n^2 + (a-1)\Delta_n + b\text{Id},$$

où  $\text{Id}$  désigne ici l'endomorphisme identité sur  $\mathbb{R}_n[X]$ .

**Q9.** D'après Q4., la matrice de  $\Delta_n$  dans la base canonique de  $\mathbb{R}_n[X]$  est la matrice diagonale de coefficient diagonal  $\delta_k = k$  pour  $k \in \llbracket 0; n \rrbracket$ , souvent notée  $\text{diag}(0, 1, 2, \dots, n)$ .

D'après Q9.,  $\varphi_n = \Delta_n^2 + (a-1)\Delta_n + b\text{Id}$ , donc la matrice de  $\varphi_n$  dans la base canonique de  $\mathbb{R}_n[X]$  est la matrice diagonale de coefficients diagonaux  $\delta_k^2 + (a-1)\delta_k + b = k^2 + (a-1)k + b$  pour  $k \in \llbracket 0; n \rrbracket$ , soit  $\text{diag}(b, 1^2 + (a-1) \times 1 + b, 2^2 + (a-1)2 + b, \dots, n^2 + (a-1)n + b)$ .

**Q10.** Soit  $P = \sum_{k=0}^n a_k X^k \in \mathbb{R}_n[X]$ .

$$\begin{aligned}
 P \in \ker(\varphi_n) &\iff \varphi_n(P) = 0 \\
 &\iff \sum_{k=0}^n a_k \varphi_n(X^k) = 0 \\
 &\iff \sum_{k=0}^n a_k (k^2 + (a-1)k + b) X^k = 0 \text{ d'après Q9.} \\
 &\iff \forall k \in \llbracket 0; n \rrbracket, a_k (k^2 + (a-1)k + b) = 0 \\
 &\iff \forall k \in \llbracket 0; n \rrbracket \setminus \{m_1, m_2\}, a_k = 0 \\
 &\iff P = a_{m_1} X^{m_1} + a_{m_2} X^{m_2}
 \end{aligned}$$

D'où  $\ker(\varphi_n) = \text{Vect}(X^{m_1}, X^{m_2})$ .

*Remarque :* on pouvait également déterminer le noyau de la matrice de  $\varphi_n$  et revenir aux polynômes à partir des coordonnées trouvées.

**Q11.** De même, on obtient :

$$\ker(\varphi_n) = \text{Vect}(X^m)$$

**Q12.** De même, si l'équation (1) n'admet pas de racine entière,  $\ker(\varphi_n) = \{0\}$ .

Si  $P \in \ker(\varphi) \setminus \{0\}$ , notons  $n = \deg(P)$ . Ainsi  $\varphi(P) = \varphi_n(P) = 0$  et  $P \in \ker(\varphi_n)$ .

Ainsi  $\ker(\varphi) = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \ker(\varphi_n)$ . D'où :

$\dim \ker(\varphi) \in \llbracket 0; 2 \rrbracket$  et est égale au nombre de racines entières de l'équation (1).

## Partie II - Une équation différentielle

**Q13.** (2) est une équation différentielle linéaire homogène d'ordre 2 à coefficients continus. Comme la fonction  $x \mapsto x^2$  ne s'annule pas sur  $I$  :

l'ensemble des solutions de (2) sur  $I$  est un espace vectoriel de dimension 2.

De même sur  $J$ .

**Q14.** Soit  $y$  une solution de (2) sur  $I$ . Posons  $g = y \circ \exp$ .  $g$  est définie et deux fois dérivable sur  $\mathbb{R}$  par composition de  $\exp$ , définie et deux fois dérivable sur  $\mathbb{R}$  et à valeurs dans  $I$ , et de  $y$ , définie et deux fois dérivable sur  $I$ . On a alors :

$g' = y' \circ \exp \times \exp$  et  $g'' = y'' \circ \exp \times \exp^2 + y' \circ \exp \times \exp$ . Pour tout  $x \in \mathbb{R}$  :

$$\begin{aligned}
 g''(x) + (a-1)g'(x) + bg(x) &= y''(\exp(x)) \times \exp^2(x) + a y'(\exp(x)) \times \exp(x) + b y(\exp(x)) \\
 &= y''(t)t^2 + ay'(t)t + by(t) \text{ en posant } \exp(x) = t \in I \\
 &= 0 \text{ car } y \text{ est solution de (2).}
 \end{aligned}$$

Ainsi  $g = y \circ \exp$  est solution sur  $\mathbb{R}$  de l'équation (3).

**Q15.** Posons  $h = g \circ \ln$ .  $h$  est définie et deux fois dérivable sur  $I$  par composition de  $\ln$ , définie et deux fois dérivable sur  $I$  et à valeurs dans  $\mathbb{R}$ , et de  $g$ , définie et deux fois dérivable sur  $\mathbb{R}$ .

Pour tout  $x \in I$  :

$$h'(x) = g'(\ln(x)) \frac{1}{x} \text{ et } h''(x) = g''(\ln(x)) \frac{1}{x^2} - \frac{1}{x^2} g'(\ln(x)).$$

$$\begin{aligned}
 \text{D'où : } x^2 h''(x) + ax h'(x) + bh(x) &= g''(t) + (a-1)g'(t) + bg(t) \text{ en posant } \ln(x) = t \\
 &= 0 \text{ car } g \text{ est solution de (3).}
 \end{aligned}$$

Ainsi  $g \circ \ln$  est solution sur  $I$  de l'équation (2).

**Q16.** ► On commence par résoudre (3), équation différentielle linéaire homogène d'ordre 2 à coefficients constants. On associe l'équation caractéristique  $r^2 + 2r + 1 = 0$  de racine double  $-1$ .

Ainsi les solutions de (3) sur  $\mathbb{R}$  sont  $u : t \mapsto (\lambda t + \mu)e^{-t}$  où  $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$ .

D'après Q15. et Q16., les solutions de (2) sur  $I$  sont

$$y : x \mapsto u(\ln(x)) = (\lambda \ln(x) + \mu) \frac{1}{x}, \quad \lambda, \mu \in \mathbb{R}.$$

► De même, avec  $2i$  et  $-2i$  comme racines de l'équation caractéristique, les solutions de (3) sont  $u : t \mapsto \lambda \cos(2t) + \mu \sin(2t)$  où  $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$ .

Les solutions de (2) sur  $I$  sont

$$y : x \mapsto u(\ln(x)) = \lambda \cos(2 \ln(x)) + \mu \sin(2 \ln(x)), \quad \lambda, \mu \in \mathbb{R}.$$

**Q17.** On procède de même qu'en Q14. avec :

$$h' = -y' \circ (-\exp) \times \exp \quad \text{et} \quad h'' = y'' \circ (-\exp) \times \exp^2 - \exp \times y' \circ (-\exp).$$

On obtient alors  $h'' - 4h = 0$  car  $y$  est solution de (2).

Donc si  $y$  est solution de (2) sur  $J$ , alors  $h = y \circ (-\exp)$  est solution de (3) sur  $\mathbb{R}$ .

**Q18.** L'équation caractéristique associée à (3) est  $r^2 - 4 = 0$ , de racines 2 et  $-2$ .

Les solutions de (3) sont donc  $u : t \mapsto \lambda e^{2t} + \mu e^{-2t}$ .

D'après Q14. et Q15., les solutions de (2) sur  $I$  sont donc  $y_I : x \mapsto \lambda x^2 + \frac{\mu}{x^2}$ .

De même que Q15., on prouve que si  $g$  est solution de (3) sur  $\mathbb{R}$ , alors  $x \mapsto g(\ln(-x))$  est solution

de (2) sur  $I$ . Ainsi, les solutions de (2) sur  $J$  sont  $y_J : x \mapsto \alpha x^2 + \frac{\beta}{x^2}$ .

On procède alors à un recollement des solutions : on cherche les conditions sur  $\lambda, \mu, \alpha, \beta$  pour avoir

$$\begin{cases} \lim_{x \rightarrow 0^-} y_J(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} y_I(x) \\ \lim_{x \rightarrow 0^-} y'_J(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} y'_I(x) \\ \lim_{x \rightarrow 0^-} y''_J(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} y''_I(x) \end{cases} \quad \text{avec des limites finies.}$$

Pour des limites finies pour  $y_I$  et  $y_J$ , on obtient  $\beta = 0$  et  $\mu = 0$ . Dans ce cas, ces limites sont alors égales à 0.

Ainsi  $y_I : x \mapsto \lambda x^2$  et  $y_J : x \mapsto \alpha x^2$ .

D'où  $y'_I(x) = 2\lambda x$  et  $y'_J(x) = 2\alpha x$  et  $\lim_{x \rightarrow 0^-} y'_J(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} y'_I(x) = 0$ .

Enfin,  $y''_I(x) = 2\lambda$  et  $y''_J(x) = 2\alpha$  et  $\lim_{x \rightarrow 0^-} y''_J(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} y''_I(x) \iff \lambda = \alpha$ .

Les fonctions  $y$  définies sur  $I \cup J$  par  $x \mapsto \lambda x^2$  où  $\lambda \in \mathbb{R}$  et  $y(0) = 0$ ,  $y'(0) = 0$  et  $y''(0) = 2\lambda$ , qui consiste à prendre

$$y : x \mapsto \lambda x^2 \text{ définie sur } \mathbb{R},$$

est alors de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $\mathbb{R}$  et on vérifie qu'elle est bien solution de (2) sur  $\mathbb{R}$ .

### Partie III - Une équation de Bessel

**Q19.** Le rayon de convergence de la série entière  $\sum a_n x^n$  est

$$R = \sup \{ r \geq 0 / (a_n r^n)_n \text{ est bornée} \} \quad \text{et} \quad R \in \mathbb{R}_+ \cup \{+\infty\}.$$

**Q20.**  $J_0$  est de classe  $C^\infty$  sur  $] -R, R[$  et se dérive terme à terme.

$$\begin{aligned} \forall x \in ] -R, R[, \quad J_0(x) &= \sum_{k=0}^{+\infty} c_k x^k \\ J_0'(x) &= \sum_{k=1}^{+\infty} k c_k x^{k-1} \\ J_0''(x) &= \sum_{k=2}^{+\infty} k(k-1) c_k x^{k-2} \\ x^2 J_0''(x) + x J_0'(x) + x^2 J_0(x) &= \sum_{k=2}^{+\infty} k(k-1) c_k x^k + \sum_{k=1}^{+\infty} k c_k x^k + \sum_{k=2}^{+\infty} c_{k-2} x^k \\ x^2 J_0''(x) + x J_0'(x) + x^2 J_0(x) &= c_1 x + \sum_{k=2}^{+\infty} (k^2 c_k + c_{k-2}) x^k. \end{aligned}$$

Par unicité du développement en série entière (sous réserve que  $R > 0$ ), comme  $J_0$  est solution de (4), on en déduit :

$$c_1 = 0 \quad \text{et} \quad \forall k \geq 2, \quad c_k = -\frac{c_{k-2}}{k^2}.$$

Comme, de plus,  $c_0 = 1$  par hypothèse, on montre facilement par récurrence que

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad c_{2k+1} = 0 \quad \text{et} \quad c_{2k} = \frac{(-1)^k}{4^k (k!)^2}.$$

**Q21.** On s'intéresse à la série entière  $\sum c_{2k} x^{2k}$ . Une série entière converge toujours pour  $x = 0$ . Prenons  $x$  dans  $\mathbb{R}^*$  et notons, pour  $k \in \mathbb{N}$ ,  $u_k(x) = c_{2k} x^{2k}$ . Ainsi,  $u_k(x) \neq 0$  et

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} \left| \frac{u_{k+1}(x)}{u_k(x)} \right| = \lim_{k \rightarrow +\infty} \left| \frac{x^2}{4(k+1)^2} \right| = 0 < 1.$$

Donc le critère de d'Alembert permet de conclure que cette série entière converge pour tout réel  $x$  et que son rayon de convergence est donc  $R = +\infty$ .

On a donc prouvé que la somme de cette série entière, appelée  $J_0$  dans l'énoncé, est une solution de (4) sur  $\mathbb{R}$ .

**Q22.**  $J_0$  est continue sur  $\mathbb{R}$ , donc continue sur le segment  $[0, r]$  et donc bornée sur ce segment.  $J_0$  n'est pas la fonction nulle (par unicité du développement en série entière), donc si  $(J_0, f)$  est une famille liée de l'espace vectoriel des fonctions de classe  $C^2$  sur  $]0, r[$ , il existe  $a \in \mathbb{R}$  tel que  $f = aJ_0$  et  $f$  est ainsi bornée sur  $]0, r[$  et donc au voisinage de 0.

**Q23.** Par produit de Cauchy, appliqué aux séries entières (absolument convergentes dans l'intervalle ouvert de convergence) :

$$\forall x \in ] -R_\alpha, R_\alpha[ \cap ] -R_\beta, R_\beta[, \quad \left( \sum_{k=0}^{+\infty} \alpha_k x^k \right) \left( \sum_{k=0}^{+\infty} \beta_k x^k \right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \sum_{k=0}^n \alpha_k \beta_{n-k} \right) x^n.$$

Or, cette somme vaut 1 par hypothèse donc, par unicité d'écriture d'une série entière, on a :

$$\alpha_0 \beta_0 = 1 \quad \text{et} \quad \forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \sum_{k=0}^n \alpha_k \beta_{n-k} = 0.$$

Comme  $\alpha_0 = 1$  par hypothèse, on obtient :

$$\beta_0 = 1 \quad \text{et} \quad \forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \sum_{k=0}^n \alpha_k \beta_{n-k} = 0.$$

**Q24.** Puisque  $0 < r < R_\alpha$ , par définition du rayon de convergence, la suite  $(\alpha_k r^k)_k$  est bornée, donc :

$$\exists M > 0 / \forall k \in \mathbb{N}, \quad |\alpha_k r^k| \leq M \quad \text{i.e.} \quad |\alpha_k| \leq \frac{M}{r^k}.$$

**Q25.** Notons, pour  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $H_k$  l'assertion :  $\ll |\beta_k| \leq \frac{M(M+1)^{k-1}}{r^k} \gg$ .

— Initialisation : a relation (5) fournit  $\alpha_0 \beta_1 + \alpha_1 \beta_0 = 0$ . Donc  $\beta_1 = -\alpha_1$  et  $|\beta_1| = |\alpha_1| \leq \frac{M}{r}$ . Cela montre  $H_1$ .

— Hérité : Prenons  $k$  dans  $\mathbb{N}^*$  tel que  $H_1, \dots, H_k$  soient vraies et montrons que  $H_{k+1}$  est vraie.

$$\begin{aligned} |\beta_{k+1}| &= \left| -\sum_{j=0}^k \alpha_{k+1-j} \beta_j \right| \quad (\text{car } \alpha_0 = 1) \\ &\leq \sum_{j=0}^k |\alpha_{k+1-j}| |\beta_j| \\ &\leq \frac{M}{r^{k+1}} + \sum_{j=1}^k \frac{M}{r^{k+1-j}} \times \frac{M(M+1)^{j-1}}{r^j} \quad (\text{d'après Q.24 et l'hyp. de récurrence}) \\ &\leq \frac{M}{r^{k+1}} + \frac{M^2}{r^{k+1}} \left| \frac{(M+1)^k - 1}{(M+1) - 1} \right| \\ &\leq \frac{M(M+1)^k}{r^{k+1}} \end{aligned}$$

Ainsi,  $H_{k+1}$  est vraie et l'on a établi le résultat souhaité par récurrence.

**Q26.** On déduit de la question précédente :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad \forall k \in \mathbb{N}^*, \quad |\beta_k x^k| \leq \frac{M}{M+1} \left| \frac{(M+1)x}{r} \right|^k.$$

Les théorèmes de comparaison sur les séries permettent d'affirmer que si  $\left| \frac{(M+1)x}{r} \right| < 1$ , la série géométrique de terme général  $\left( \frac{(M+1)x}{r} \right)^k$  converge et donc que la série  $\sum \beta_k x^k$  est absolument convergente. La série  $\sum \beta_k x^k$  est donc absolument convergente pourvu que  $|x| \leq \frac{r}{M+1}$ ; son rayon de convergence vérifie donc  $R_\beta \geq \frac{r}{M+1} > 0$ .

**Q27.** On note :  $\forall x \in ]0, r[$ ,  $y(x) = \lambda(x)J_0(x)$  avec  $\lambda$  fonction de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $]0, r[$ . Ainsi,  $y$  est aussi de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $]0, r[$ . Comme  $J_0$  est solution de (4), on obtient

$$\forall x \in ]0, r[: \quad x^2 y''(x) + x y'(x) + x^2 y(x) = x^2 \lambda''(x) J_0(x) + 2x^2 \lambda'(x) J_0'(x) + x \lambda'(x) J_0(x).$$

De plus, en notant  $\forall x \in ]0, r[$ ,  $h(x) = x \lambda'(x) J_0^2(x)$ , on a

$$\begin{aligned} \forall x \in ]0, r[: \quad h'(x) &= \lambda'(x) J_0^2(x) + x \lambda''(x) J_0^2(x) + x \lambda'(x) 2J_0(x) J_0'(x) \\ &= \frac{J_0(x)}{x} (x^2 y''(x) + x y'(x) + x^2 y(x)). \end{aligned}$$

- Il est donc clair que si  $y$  est solution de (4) sur  $]0, r[$  alors  $h$  est de dérivée nulle sur  $]0, r[$ .
- Réciproquement, supposons que  $h'(x) = 0$  pour tout  $x \in ]0, r[$ . Notons  $g : x \mapsto x^2 y''(x) + x y'(x) + x^2 y(x)$ . Supposons qu'il existe  $x_0 \in ]0, r[$  tel que  $g(x_0) \neq 0$ . Par continuité,  $g$  serait non nulle sur un sous-intervalle de  $]0, r[$  centré en  $x_0$  et  $J_0$  serait donc nulle sur cet intervalle. Comme  $J_0$  est

solution de  $u'' + \frac{1}{x}u' + u = 0$  sur  $]0, r[$ ,  $J_0$  serait identiquement nulle sur  $]0, r[$  d'après le théorème de Cauchy-Lipschitz comme unique solution de (4) s'annulant ainsi que sa dérivée en  $x_0$ . Elle serait donc nulle en 0 par continuité. Cela contredirait la définition de  $J_0$  ( $c_0 = 1$ ). Donc  $g$  est nulle et  $y$  est solution de (4) sur  $]0, r[$ .

**Q28.** Par théorème sur le produit de Cauchy des séries entières,  $J_0^2$  est somme d'une série entière de rayon  $+\infty$ . De plus,  $J_0^2(0) = 1$ .

**Q29.** Cherchons une fonction  $\lambda$  et un réel  $r > 0$  tels que  $\forall x \in ]0, r[ : xJ_0^2(x)\lambda'(x) = 1$ .

La question **Q27.** nous assurera alors que  $(x \mapsto \lambda(x)J_0(x))$  est solution de (4) sur  $]0, r[$ .

La question **Q28.** permet d'appliquer le paragraphe sur l'inverse d'une série entière non nulle en 0 à  $J_0^2$ .

Il existe donc une série entière  $\sum \beta_k x^k$  de rayon  $r > 0$  et telle que  $\beta_0 = 1$  qui vérifie

$$\forall x \in ]0, r[ : J_0^2(x) \left( \sum_{k=0}^{+\infty} \beta_k x^k \right) = 1, \quad \therefore \quad xJ_0^2(x) \left( \frac{1}{x} + \sum_{k=1}^{+\infty} \beta_k x^{k-1} \right) = 1.$$

En prenant

$$\forall x \in ]0, r[ : \lambda(x) = \ln(x) + \sum_{k=1}^{+\infty} \beta_k \frac{x^k}{k},$$

on obtient bien

$$\forall x \in ]0, r[ : xJ_0^2(x)\lambda'(x) = 1.$$

Notons

$$\forall x \in ]0, r[ : \eta(x) = \left( \sum_{k=1}^{+\infty} \beta_k \frac{x^k}{k} \right) \times J_0(x).$$

Par produit de Cauchy,  $\eta$  est la somme d'une série entière de rayon  $R_\eta > 0$  et, d'après la question **Q27.**,

$$(J_1 : x \mapsto \eta(x) + \ln(x) J_0(x)) \text{ est solution de (4) sur } ]0, R_\eta[.$$

**Q30.** Puisque  $J_0(0) = 1$ , la fonction  $J_1 = \eta + J_0 \times \ln$  n'est pas bornée sur  $]0, R_\eta[$ . D'après la question **Q22.**, la famille  $(J_0, J_1)$  est donc libre dans l'espace vectoriel des fonctions de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $]0, R_\eta[$  et l'on a une base de solutions de (4). On en déduit que l'ensemble des solutions de (4) sur  $]0, R_\eta[$  est

$$\{aJ_0 + b(\eta + J_0 \times \ln) / (a, b) \in \mathbb{R}^2\} = \text{Vect}(J_0, \eta + J_0 \times \ln).$$

## PROBLÈME 2

**Q31.** La variable aléatoire  $X$  admet une espérance. De fait, c'est évident si  $X(\Omega)$  est fini. Si  $X(\Omega)$  est dénombrable, et si  $\{x_0, x_1, \dots\}$  en est une énumération, l'espérance de  $X$  est, par définition, la somme de la série  $\sum_{n=0}^{\infty} x_n \mathbb{P}(X = x_n)$ , pourvu que cette série soit absolument convergente.

Or,  $|x_n \mathbb{P}(X = x_n)| \leq \mathbb{P}(X = x_n)$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$  et  $\sum \mathbb{P}(X = x_n)$  est convergente, donc  $X$  admet bien une espérance en vertu du théorème de comparaison. Le résultat s'étend immédiatement à toute variable aléatoire bornée (par majoration, ou en se ramenant à  $[-1, 1]$  par normalisation); cela sera utile par la suite.

**Q32. Inégalité de Markov.** Si  $Y$  est une variable aléatoire positive admettant une espérance, alors

$$\forall \alpha > 0 : \mathbb{P}(Y \geq \alpha) \leq \frac{\mathbb{E}(Y)}{\alpha}.$$

*Démonstration.* Cas où  $Y(\Omega)$  est fini. La validité des manipulations sur les sommes finies est immédiate.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y) &= \sum_{y \in Y(\Omega)} y \mathbb{P}(Y = y) = \sum_{\substack{y \in Y(\Omega) \\ y < a}} y \mathbb{P}(Y = y) + \sum_{\substack{y \in Y(\Omega) \\ y \geq a}} y \mathbb{P}(Y = y) \\ &\underset{[Y(\Omega) \subset \mathbb{R}_+]}{\geq} \sum_{\substack{y \in X(\Omega) \\ y \geq a}} y \mathbb{P}(Y = y) \geq \sum_{\substack{y \in Y(\Omega) \\ y \geq a}} a \mathbb{P}(Y = y) = a \mathbb{P}(Y \geq a). \end{aligned}$$

Cas où  $Y(\Omega)$  est infini dénombrable. Le formalisme est un peu différent, mais la démonstration est intrinsèquement la même. On peut par exemple utiliser les fonctions indicatrices et la croissance de l'espérance :

$$Y = Y \mathbb{1}_{(Y < a)} + Y \mathbb{1}_{(Y \geq a)} \geq 0 + a \mathbb{1}_{(Y \geq a)} \quad \therefore \quad \mathbb{E}(Y) \geq \mathbb{E}(a \mathbb{1}_{(Y \geq a)}) = a \mathbb{P}(Y \geq a).$$

□

**Q33.** Comme  $X$  admet une espérance, il en va de même de  $|X|$ , à qui l'on peut appliquer l'inégalité de Markov, puisqu'elle est positive.

**Q34.** Le fait que  $tn > 0$ , la croissance de l'exponentielle, puis l'inégalité de Markov, appliquée à la variable aléatoire positive bornée (donc admettant une espérance)  $e^{tnS_n}$ , donnent

$$\mathbb{P}(S_n \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(tnS_n \geq tn\varepsilon) = \mathbb{P}(e^{tnS_n} \geq e^{tn\varepsilon}) \leq \frac{\mathbb{E}(e^{tnS_n})}{e^{tn\varepsilon}}.$$

Or,  $e^{tnS_n} = \prod_{i=1}^n e^{tX_i}$  et les variables aléatoires  $e^{tX_i}$  sont bornées, donc admettent une espérance.

Alors, l'indépendance des  $X_i$  donne

$$\mathbb{E}(e^{tnS_n}) = \prod_{i=1}^n \mathbb{E}(e^{tX_i}) = [\mathbb{E}(e^{tX})]^n.$$

**Q35.** De  $g_a(x) = P(x) - a^x$  avec  $P \in \mathbb{R}_1[X]$ , on tire que  $g_a$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$  et que  $g_a''(x) = -(\ln a)^2 a^x < 0$ , ce qui montre que  $g_a'$  est strictement décroissante. Comme

$$g_a(-1) = a^{-1} - a^{-1} = 0 = a - a = g_a(1),$$

le théorème de Rolle entraîne que  $g_a'$  s'annule au moins une fois sur  $] -1, 1[$ . Comme  $g_a'$  est strictement décroissante,  $g_a'$  s'annule une seule fois et est d'abord positive, puis négative. Ainsi, il existe  $x_0 \in ] -1, 1[$  tel que  $g_a$  est strictement croissante sur  $[-1, x_0]$  et strictement décroissante sur  $[x_0, 1]$ . En particulier,  $g_a$  est positive sur  $[-1, 1]$ . Notons que l'hypothèse  $a > 0$  suffit.

**Q36.** Soit  $t > 0$ . En prenant  $a = e^t > 1$ , l'inégalité  $g_a(x) \geq 0$  donne

$$\frac{1-x}{2} e^{-t} + \frac{1+x}{2} e^t - e^{tx} \geq 0,$$

d'où l'inégalité demandée en ajoutant  $e^{tx}$  des deux côtés.

**Q37.** Par croissance de l'espérance et en utilisant le fait que  $\mathbb{E}(X) = 0$ , l'inégalité de la question 36 donne

$$e^{tX} \leq \frac{1-X}{2} e^{-t} + \frac{1+X}{2} e^t = \operatorname{ch} t + (\operatorname{sh} t)X \quad \therefore \quad \mathbb{E}(e^{tX}) \leq \operatorname{ch} t + (\operatorname{sh} t)\mathbb{E}(X) = \operatorname{ch} t.$$

**Q38.** Si  $k \geq 1$ , on a

$$(2k)! = k! \prod_{j=1}^k (k+j) \geq k! \prod_{j=1}^k 2 = 2^k k!,$$

et l'inégalité est aussi vraie pour  $k = 0$  ( $1 = 1$ ). En en prenant l'inverse, puis en multipliant par la quantité positive  $t^{2k}$ , il vient  $\frac{t^{2k}}{(2k)!} \leq \frac{1}{k!} \left(\frac{t^2}{2}\right)^k$ .

En utilisant alors la question 37, il vient, en utilisant les développements en série entière du cosinus hyperbolique et de l'exponentielle, lesquels sont de rayon de convergence infini :

$$\mathbb{E}(e^{tX}) \leq \text{ch } t = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^{2k}}{(2k)!} \leq \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} \left(\frac{t^2}{2}\right)^k = e^{t^2/2}.$$

**Q39.** Posons  $\varphi(t) = e^{-nt\varepsilon + n\frac{t^2}{2}}$ . Alors,  $\varphi$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$  et  $\varphi'(t) = n(t - \varepsilon)\varphi(t)$  est du signe de  $t - \varepsilon$ . Il s'ensuit que  $\varphi$  admet un minimum en  $\varepsilon$  et que ce minimum vaut  $\varphi(\varepsilon) = e^{-n\frac{\varepsilon^2}{2}}$ .

**Q40.** Les questions précédentes donnent une majoration de  $\mathbb{P}(S_n \geq \varepsilon)$  valable pour tout  $t > 0$  :

$$\mathbb{P}(S_n \geq \varepsilon) \underset{[Q.34]}{\leq} e^{-nt\varepsilon} \mathbb{E}(e^{tX})^n \underset{[Q.38]}{\leq} e^{-nt\varepsilon} \times e^{\frac{nt^2}{2}}.$$

En particulier, pour  $t = \varepsilon$ , choix optimal en vertu de la question 39, il vient  $\mathbb{P}(S_n \geq \varepsilon) \leq e^{-n\frac{\varepsilon^2}{2}}$ .

Les v.a.  $-X_i$  vérifient les mêmes hypothèses que les  $X_i$  (elles sont à valeurs dans  $[-1, 1]$  et indépendantes). Il s'ensuit que l'on peut appliquer la majoration ci-dessus à  $-S_n$ , ce qui donne  $\mathbb{P}(-S_n \geq \varepsilon) \leq e^{-n\frac{\varepsilon^2}{2}}$ . Alors,

$$\mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(S_n \leq -\varepsilon) + \mathbb{P}(S_n \geq \varepsilon) \leq 2e^{-n\frac{\varepsilon^2}{2}}.$$

**Q41.** La croissance des mesures de probabilité et la question 40 donnent la majoration

$$\mathbb{P}(|S_n| > \varepsilon) \leq \mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) \leq 2e^{-n\frac{\varepsilon^2}{2}}.$$

Le théorème de comparaison et la convergence de la série géométrique de raison  $e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}} \in ]0, 1[$  assurent alors la convergence de la série de terme général  $\mathbb{P}(|S_n| > \varepsilon)$ .

**Q42.**  $\{\omega \in \Omega; |S_m(\omega)| > \varepsilon\} = S_m^{-1}(]-\infty, -\varepsilon[) \cup S_m^{-1}(] \varepsilon, +\infty[)$  est la réunion de deux événements, donc un événement. Alors,  $B_n$  est une réunion dénombrable d'événements, donc un événement.

Par ailleurs,  $\mathbb{P}(B_n) \leq \sum_{m=n}^{\infty} \mathbb{P}(\{\omega \in \Omega; |S_m(\omega)| > \varepsilon\})$ , reste d'une série convergente d'après la question 41. Comme la suite  $(B_n)_n$  est décroissante, il s'ensuit

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}^*} B_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n) = 0.$$

**Q43.** Posons pour plus de clarté  $B_n(\varepsilon) = B_n$ . On peut écrire

$$\Omega_k = \left\{ \omega \in \Omega; \exists n \in \mathbb{N}^*, \forall m \geq n: |S_m(\omega)| \leq \frac{1}{k} \right\} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{m=n}^{\infty} \left\{ \omega \in \Omega; |S_m(\omega)| \leq \frac{1}{k} \right\} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \overline{B_n(1/k)}$$

donc  $\Omega_k$  est une réunion dénombrable d'événements et donc un événement. On peut par ailleurs écrire

$$A = \left\{ \omega \in \Omega; \forall k \in \mathbb{N}^*, \exists n \in \mathbb{N}^*, \forall m \geq n: |S_m(\omega)| \leq \frac{1}{k} \right\} = \bigcap_{k \in \mathbb{N}^*} \Omega_k,$$

ce qui montre que  $A$  est un événement.



**Q44.** En reprenant l'expression de  $\Omega_k$  obtenue à la question 43, le passage au complémentaire donne  $\overline{\Omega_k} = \bigcap_{n \in \mathbb{N}^*} B_n(1/k)$  et en appliquant ce que l'on a montré à la question 42, on obtient  $\mathbb{P}(\overline{\Omega_k}) = 0$ , d'où  $\mathbb{P}(\Omega_k) = 1$ .

Enfin,  $\left(|S_m| \leq \frac{1}{k}\right) \supset \left(|S_m| \leq \frac{1}{k+1}\right)$ , ce qui entraîne que la suite d'événements  $(\Omega_k)_k$  est décroissante. On peut alors conclure :

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{k \in \mathbb{N}^*} \Omega_k\right) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\Omega_k) = 1.$$

Autrement dit,  $(S_n)_n$  converge presque sûrement vers 0. Ce résultat est la *loi forte des grands nombres*.