

# DEVOIR SURVEILLÉ N°10

- La présentation, la lisibilité, l'orthographe, la qualité de la rédaction et la précision des raisonnements entreront pour une part importante dans l'appréciation des copies.
- On prendra le temps de vérifier les résultats dans la mesure du possible.
- Les calculatrices sont interdites.

## Problème 1

**1**

$$\begin{aligned}
 \|PMQ\|_F^2 &= \text{tr}((PMQ)^T(PMQ)) \\
 &= \text{tr}(Q^T M^T P^T PMQ) \\
 &= \text{tr}(Q^T M^T MQ) \quad \text{car } P \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R}) \\
 &= \text{tr}(QQ^T M^T M) \quad \text{par propriété de la trace} \\
 &= \text{tr}(M^T M) \quad \text{car } Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R}) \\
 &= \|M\|_F^2
 \end{aligned}$$

**2** D'après le théorème spectral, il existe des matrices  $Q$  et  $R$  dans  $\mathcal{O}_n(\mathbb{R})$  telles que  $A = QD_A Q^{-1}$  et  $B = RD_B R^{-1}$ . D'après la question précédente,

$$\|A - B\|_F = \|Q^{-1}(A - B)R\|_F = \|Q^{-1}AR - Q^{-1}BR\|_F = \|D_A Q^{-1}R - Q^{-1}RD_B\|_F = \|D_A P - PD_B\|_F$$

en posant  $P = Q^{-1}R$ . On a bien  $P \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$  car  $\mathcal{O}_n(\mathbb{R})$  est un groupe.

**3** Pour  $M = (m_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n} \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ ,

$$\|M\|_F^2 = \text{tr}(M^T M) = \sum_{1 \leq i,j \leq n} m_{i,j}^2$$

D'après la question précédente,

$$\|A - B\|_F^2 = \sum_{1 \leq i,j \leq n} ((D_A P)_{i,j} - (PD_B)_{i,j})^2 = \sum_{1 \leq i,j \leq n} (\lambda_i(A)p_{i,j} - p_{i,j}\lambda_j(B))^2 = \sum_{1 \leq i,j \leq n} p_{i,j}^2 (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2$$

**4** Si  $M$  est une matrice bistochastique, tous ses coefficients sont dans  $[0, 1]$  donc  $\mathcal{B}_n(\mathbb{R})$  est bornée.

De plus, en notant  $U = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$ , les conditions  $\sum_{j=1}^n m_{i,j} = \sum_{j=1}^n m_{j,i} = 1$  pour tout  $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$  se traduisent par  $MU = M^T U = U$ .

L'application  $\psi : M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R}) \mapsto (MU - U, M^T U - U)$  est linéaire et donc continue puisque  $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  est de dimension finie. Ensuite,

$$\mathcal{B}_n(\mathbb{R}) = \mathcal{M}_n(\mathbb{R}^+) \cap \psi^{-1}(\{(0, 0)\})$$

Par ailleurs,  $\mathbb{R}_+$  est fermé donc  $\mathcal{M}_n(\mathbb{R}_+) = (\mathbb{R}_+)^{\llbracket 1, n \rrbracket^2}$  est fermé en tant que produit cartésien de fermés. Enfin,  $\psi^{-1}(\{(0, 0)\})$  est fermé en tant qu'image réciproque d'un fermé (le singleton  $\{(0, 0)\}$ ) par une application continue. On en déduit que  $\mathcal{B}_n(\mathbb{R})$  est fermé en tant qu'intersection de fermés.

Comme  $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  est de dimension finie,  $\mathcal{B}_n(\mathbb{R})$  est compact en tant que fermé borné.

Enfin, l'application  $f$  est clairement linéaire donc à nouveau continue.

**5** Remarquons qu'en posant  $L = ((\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2)_{1 \leq i,j \leq n}$ ,  $f(M) = \langle M, L \rangle$  pour tout  $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  où  $\langle \cdot, \cdot \rangle$  désigne le produit scalaire canonique sur  $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ .

**REMARQUE.** Ceci prouve en particulier que  $f$  est linéaire comme affirmé précédemment.

On en déduit que

$$\begin{aligned}
 f(M + xE_{i,i} + xE_{j,k} - xE_{i,k} - xE_{j,i}) - f(M) &= x(\langle E_{i,i}, L \rangle + \langle E_{j,k}, L \rangle - \langle E_{i,k}, L \rangle - \langle E_{j,i}, L \rangle) \\
 &= x(L_{i,i} + L_{j,k} - L_{i,k} - L_{j,i}) \\
 &= x((\lambda_i(A) - \lambda_i(B))^2 + (\lambda_j(A) - \lambda_k(B))^2 - (\lambda_i(A) - \lambda_k(B))^2 - (\lambda_j(A) - \lambda_i(B))^2) \\
 &= 2x(\lambda_i(A) - \lambda_j(A))(\lambda_k(A) - \lambda_i(B)) \leq 0
 \end{aligned}$$

car les valeurs propres sont rangées par ordre décroissant.

**6** Pour tout  $j \in \llbracket 1, i-1 \rrbracket$ ,  $m_{j,j} = 1$  donc  $m_{j,k} = m_{k,j} = 0$  pour tout  $j \in \llbracket 1, i-1 \rrbracket$  et tout  $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ .  
Posons

**7** Soit  $M \in \mathcal{B}_n(\mathbb{R})$  un point où  $f$  atteint son minimum. En répétant le raisonnement de la question précédente, on prouve qu'il existe une matrice  $M' \in \mathcal{B}_n(\mathbb{R})$  telle que  $f(M') \leq f(M)$  et  $m'_{i,i} = 1$  pour tout  $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ . On a nécessairement  $M' = I_n$  car  $M'$  est bistochastique. Ainsi  $f(I_n) \leq f(M)$  et en fait  $\min_{\mathcal{B}_n(\mathbb{R})} f = f(I_n)$ .

**8** On a vu qu'il existait une matrice orthogonale  $P = (p_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$  telle que

$$\|A - B\|_F^2 = \sum_{1 \leq i,j \leq n} p_{i,j}^2 (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2$$

Posons  $M = (p_{i,j}^2)_{1 \leq i,j \leq n}$ . Comme  $P$  est orthogonale,  $M$  est bistochastique. De plus,  $\|A - B\|_F^2 = f(M)$ . D'après la question précédente,

$$\|A - B\|_F^2 \geq f(I_n) = \sum_{i=1}^n (\lambda_i(A) - \lambda_i(B))^2$$

**9** Le seul mot bien parenthésé de longueur 2 est (). Ainsi  $C_1 = 1$ . Les mots bien parenthésés de longueur 4 sont (()) et ()() donc  $C_2 = 2$ . Enfin, les mots bien parenthésés de longueur 6 sont ()()(), (())(), ()(), (()) et ((())) donc  $C_3 = 5$ .

**10** L'ensemble des mots bien parenthésés de longueur  $2n$  est inclus dans l'ensemble des mots de longueur  $2n$  dont les caractères sont ( et ). On en déduit que  $C_n \leq 2^{2n}$ . Le rayon de convergence de la série entière  $\sum 2^{2n} x^n = \sum (4x)^n$  est clairement  $1/4$  donc le rayon de convergence de la série entière  $\sum C_n x^n$  est supérieur ou égal à  $1/4$ .

**11** On utilise la remarque de l'énoncé. Un mot bien parenthésé de longueur  $2k$  est de la forme  $(m)m'$  où  $m$  est un mot bien parenthésé d'une certaine longueur  $2i$  où  $i \in \llbracket 0, k-1 \rrbracket$  et où  $m'$  est alors un mot bien parenthésé de longueur  $2k - 2 - 2i = 2(k-1-i)$ . On en déduit bien que

$$C_k = \sum_{i=0}^{k-1} C_i C_{k-1-i}$$

**12** Pour tout  $k \in \mathbb{N}$ ,

$$C_{k+1} = \sum_{i=0}^k C_i C_{k-i}$$

Comme la série entière  $\sum C_k x^k$  est de rayon de convergence supérieur ou égal à  $1/4$ , on obtient par produit de Cauchy :

$$\forall x \in \left] -\frac{1}{4}, \frac{1}{4} \right[ , \sum_{k=0}^{+\infty} C_{k+1} x^k = \left( \sum_{k=0}^{+\infty} C_k x^k \right)^2$$

puis

$$\forall x \in \left] -\frac{1}{4}, \frac{1}{4} \right[ , \sum_{k=0}^{+\infty} C_{k+1} x^{k+1} = x \left( \sum_{k=0}^{+\infty} C_k x^k \right)^2$$

ou encore

$$\forall x \in \left] -\frac{1}{4}, \frac{1}{4} \right[ , F(x) - C_0 = xF(x)^2$$

Comme  $C_0 = 1$ ,

$$\forall x \in \left] -\frac{1}{4}, \frac{1}{4} \right[ , F(x) = 1 + xF(x)^2$$

**13**

**14** Pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,

$$f(x)^2 = (2xF(x) - 1)^2 = 4x^2F(x)^2 - 4xF(x) + 1 = 4x(xF(x)^2 - F(x)) + 1 = 1 - 4x$$

$F$  est continue sur  $\left]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right[$  en tant que somme d'une série entière. On en déduit que  $f$  est également continue sur  $\left]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right[$ . De plus,  $f$  ne s'annule pas sur cet intervalle donc elle y reste de signe constant. Enfin,  $f(0) = -1$  donc  $f$  est négative sur  $\left]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right[$ . Par conséquent,

$$\forall x \in \left]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right[, f(x) = -\sqrt{1-4x}$$

puis

$$\forall x \in \left]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right[, F(x) = \begin{cases} \frac{1-\sqrt{1-4x}}{2x} & \text{si } x \neq 0 \\ 1 & \text{si } x = 0 \end{cases}$$

**15** Pour tout  $u \in ]-1, 1[$ ,

$$\sqrt{1-u} = (1-u)^{1/2} = \sum_{n=0}^{+\infty} \binom{1/2}{n} (-1)^n u^n$$

où  $\binom{1/2}{0} = 1$  et pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned} \binom{1/2}{n} &= \frac{1}{n!} \prod_{k=0}^{n-1} \left(\frac{1}{2} - k\right) \\ &= \frac{(-1)^n}{n!} \prod_{k=0}^{n-1} \left(k - \frac{1}{2}\right) \\ &= \frac{(-1)^n}{2^n n!} \prod_{k=0}^{n-1} (2k - 1) \\ &= \frac{(-1)^{n+1}}{2^n n!} \prod_{k=1}^{n-1} (2k - 1) \\ &= \frac{(-1)^{n+1}}{2^n n!} \cdot \frac{(2n-2)!}{2^{n-1}(n-1)!} \\ &= \frac{(-1)^{n+1}(2n-2)!}{2^{2n-1}n!(n-1)!} \end{aligned}$$

Finalement

$$\sqrt{1-u} = 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(2n-2)!}{2^{2n-1}n!(n-1)!} u^n$$

**16** Pour tout  $x \in \left]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right[ \setminus \{0\}$ ,

$$F(x) = \frac{1-\sqrt{1-4x}}{2x} = \frac{1}{2x} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(2n-2)!}{2^{2n-1}n!(n-1)!} (4x)^n = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(2n-2)!}{n!(n-1)!} x^{n-1} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(2n)!}{(n+1)!n!} x^n$$

Par unicité du développement en série entière,

$$\forall n \in \mathbb{N}, C_n = \frac{(2n)!}{(n+1)!n!}$$

**17** Soit  $k \in \mathbb{N}$ . La fonction  $x \mapsto x^{2k+1}\sqrt{4-x^2}$  est impaire et l'intervalle  $[-2, 2]$  est centré en 0 donc  $m_{2k+1} = 0$ .

**18** Plus simplement,  $\int_{-2}^2 \sqrt{4-x^2} dx$  est l'aire du demi-disque centré en l'origine et de rayon 2 donc  $m_0 = 1$ .

**19** Les applications  $x \mapsto -\frac{1}{3}(4-x^2)^{3/2}$  et  $x \mapsto x^{2k+1}$  sont de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $[-2, 2]$ , de dérivées respectives  $x \mapsto x\sqrt{4-x^2}$  et  $x \mapsto (2k+1)x^{2k}$ . Ainsi

$$\begin{aligned} 2\pi m_{2k+2} &= \int_{-2}^2 x^{2k+1} \cdot x\sqrt{4-x^2} \, dx \\ &= -\frac{1}{3} [x^{2k+2}(4-x^2)^{3/2}]_{-2}^2 + \frac{2k+1}{3} \int_{-2}^2 x^{2k}(4-x^2)^{3/2} \, dx \\ &= \frac{2k+1}{3} \int_{-2}^2 x^{2k}(4-x^2)\sqrt{4-x^2} \, dx \\ &= \frac{2k+1}{3} (4 \cdot 2\pi m_{2k} - 2\pi m_{2k+2}) \end{aligned}$$

ou encore

$$3m_{2k+2} = (2k+1)(4m_{2k} - m_{2k+2})$$

et enfin

$$m_{2k+2} = \frac{2(2k+1)}{k+2} m_{2k}$$

**20** On a déjà vu que  $m_k = 0$  pour  $k$  impair. De plus, si  $k$  est pair, il existe  $p \in \mathbb{N}$  tel que  $k = 2p$  et

$$m_k = m_{2p} = \frac{m_{2p}}{m_0} = \prod_{j=0}^{p-1} \frac{m_{2j+2}}{m_{2j}} = \prod_{j=0}^{p-1} \frac{2(2j+1)}{j+2} = \frac{2^p}{(p+1)!} \prod_{j=0}^{p-1} (2j+1) = \frac{2^p}{(p+1)!} \cdot \frac{(2p)!}{2^p p!} = C_p$$

**21**  $M_n/\sqrt{n}$  est semblable à  $\text{diag}(\Lambda_{1,n}, \dots, \Lambda_{n,n})$  donc  $(M_n/\sqrt{n})^k$  est semblable à  $\text{diag}(\Lambda_{1,n}^k, \dots, \Lambda_{n,n}^k)$ . Notamment,

$$\text{tr} \left( \frac{M_n^k}{n^{k/2}} \right) = \sum_{i=1}^n \Lambda_{i,n}^k$$

ou encore

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Lambda_{i,n}^k = \frac{1}{n^{1+k/2}} \text{tr}(M_n^k)$$

Les coefficients de la variable  $M_n$  sont bornés donc ceux de  $M_n^k$  le sont également, la trace de  $M_n^k$  est donc encore bornée.

La variable aléatoire  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Lambda_{i,n}^k$  est donc bornée : elle admet une espérance.

Pour une matrice  $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ , on prouve par récurrence sur  $k$  que

$$\forall (i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2, (A^k)_{i,j} = \sum_{(i_2, \dots, i_k) \in \llbracket 1, n \rrbracket^{k-1}} A_{i, i_2} A_{i_2, i_3} \dots A_{i_k, j}$$

Notamment

$$\text{tr}(A^k) = \sum_{i_1}^n A_{i_1, i_1} = \sum_{i_1=1}^n \sum_{(i_2, \dots, i_k) \in \llbracket 1, n \rrbracket^{k-1}} A_{i_1, i_2} A_{i_2, i_3} \dots A_{i_k, i_1} = \sum_{(i_1, i_2, \dots, i_k) \in \llbracket 1, n \rrbracket^k} A_{i_1, i_2} A_{i_2, i_3} \dots A_{i_k, i_1}$$

Il suffit alors d'appliquer ce résultat à  $M_n^k$  et d'utiliser la linéarité de la trace pour obtenir le résultat voulu.

**22** L'application qui à un cycle  $(i_1, \dots, i_k, i_1)$  de longueur  $k$  passant par  $\ell$  sommets distincts associe l'ensemble  $I = \{i_1, \dots, i_k\}$  de ses  $\ell$  sommets distincts ainsi que l'application  $j \in \llbracket 1, k \rrbracket \mapsto i_j \in I$  est injective. On en déduit que le nombre  $N$  de tels cycles est inférieur au cardinal de l'ensemble

$$\{(I, f), I \in \mathcal{P}_\ell(\llbracket 1, n \rrbracket), f \in \mathcal{I}^{\llbracket 1, k \rrbracket}\}$$

où  $\mathcal{P}_\ell(\llbracket 1, n \rrbracket)$  désigne l'ensemble des parties à  $\ell$  éléments de  $\llbracket 1, n \rrbracket$ . Ainsi

$$N \leq \binom{n}{\ell} \ell^k \leq n^\ell \ell^k$$

**23** Pour un cycle  $\iota = (i_1, \dots, i_k, i_1)$ , on notera  $X_\iota = X_{i_1, i_2} \dots X_{i_k, i_1}$ . On sait que les  $|X_{i,j}|$  sont uniformément majorées par  $K$ . On en déduit que pour un cycle  $\iota$  de longueur  $k$ ,

$$|X_\iota| \leq K^k$$

Par inégalité triangulaire

$$|\mathbb{E}(X_\iota)| \leq \mathbb{E}(|X_\iota|) \leq K^k$$

Soit  $\ell$  un entier compris entre 1 et  $\frac{k+1}{2}$ . D'après la question précédente,

$$0 \leq \frac{1}{n^{1+k/2}} \sum_{\substack{\vec{i} \in \llbracket 1, n \rrbracket^k \\ |\vec{i}| = \ell}} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})| \leq \frac{1}{n^{1+k/2}} n^\ell \ell^k K^k = \frac{1}{n^{1+k/2-\ell}} (\ell K)^k$$

Comme  $1 + k/2 - \ell \geq 1/2$ ,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n^{1+k/2}} \sum_{\substack{\vec{i} \in \llbracket 1, n \rrbracket^k \\ |\vec{i}| = \ell}} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})| = 0$$

Il suffit alors pour conclure de constater que

$$\frac{1}{n^{1+k/2}} \sum_{\substack{\vec{i} \in \llbracket 1, n \rrbracket^k \\ |\vec{i}| \leq (k+1)/2}} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})| = \sum_{1 \leq \ell \leq (k+1)/2} \frac{1}{n^{1+k/2}} \sum_{\substack{\vec{i} \in \llbracket 1, n \rrbracket^k \\ |\vec{i}| = \ell}} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})|$$

**24** Si  $(i_1, \dots, i_k, i_1) \in \mathcal{A}_k$ , l'une des variables aléatoires apparaissant dans le produit  $X_{i_1, i_2} \dots X_{i_k, i_1}$  n'y apparaît qu'une fois. Ce produit peut alors s'écrire  $X_{a,b} Y$  où  $X_{a,b}$  et  $Y$  sont indépendantes d'après le lemme des coalitions. On en déduit que  $\mathbb{E}(X_{a,b} Y) = \mathbb{E}(X_{a,b}) \mathbb{E}(Y) = 0$  car  $\mathbb{E}(X_{a,b}) = 0$ .

**25** Soit  $\vec{i} \in \mathcal{C}_k$ . Notons  $\ell = |\vec{i}|$  ainsi que  $d$  le nombre d'arêtes distinctes. On constate aisément que  $\ell = d + 1$  (la première arête donne deux sommets distincts et les nouvelles arêtes distinctes donnent chacune un nouveau sommet distinct). Chaque arête apparaît au moins deux fois et l'une apparaît au moins 3 fois. Par ailleurs, le nombre total d'arêtes est  $k$ . On en déduit que  $2(d-1) + 3 \leq k$  i.e.  $d \leq \frac{k-1}{2}$ . Finalement,  $\ell = d + 1 \leq \frac{k+1}{2}$ .

**26** Si  $k$  est impair,  $\mathcal{B}_k$  est vide. D'après la question **24**,

$$\sum_{\vec{i} \in \mathcal{A}_k} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})| = 0$$

De plus, d'après la question précédente

$$0 \leq \sum_{\vec{i} \in \mathcal{C}_k} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})| \leq \sum_{\substack{\vec{i} \in \llbracket 1, n \rrbracket^k \\ |\vec{i}| \leq (k+1)/2}} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})|$$

de sorte qu'avec la question **23**,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n^{1+k/2}} \sum_{\vec{i} \in \mathcal{C}_k} |\mathbb{E}(X_{\vec{i}})| = 0$$

Comme  $\mathcal{A}_k$ ,  $\mathcal{B}_k$  et  $\mathcal{C}_k$  forment une partition de l'ensemble des cycles de longueur  $k$ , on en déduit avec la question **21** et une inégalité triangulaire que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E} \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Lambda_{i,n}^k \right) = 0$$

**27** Comme  $\vec{i} \in \mathcal{B}_k$ , chaque arête de  $\vec{i}$  apparaît exactement deux fois. Toute parenthèse ouverte est donc également fermée.

**28**

**29** Notons  $A(\vec{i})$  l'ensemble des arêtes distinctes d'un cycle  $\vec{i}$ . Soit  $\vec{i} \in \mathcal{B}_k$ . Alors

$$X_{\vec{i}} = \prod_{a \in A(\vec{i})} X_a^2$$

Par indépendance des  $X_A$ ,

$$\mathbb{E}(X_i) = \prod_{a \in A(i)} \mathbb{E}(X_a^2)$$

Par hypothèse,  $\mathbb{E}(X_a) = 0$  et  $\mathbb{V}(X_a) = 1$  donc  $\mathbb{E}(X_a^2) = 1$ . Ainsi

$$\mathbb{E}(X_i) = 1$$

Remarquons qu'on a nécessairement  $|\vec{i}| = 1 + k/2$  puisque chaque arête apparaît exactement deux fois. Ce qui précède montre alors que  $\text{card } \mathcal{B}_k = C_{k/2} \prod_{j=0}^{k/2} (n - j)$  de sorte que

$$\sum_{\vec{i} \in \mathcal{B}_k} \mathbb{E}(X_i) = C_{k/2} \prod_{j=0}^{k/2} (n - j) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} n^{1+k/2} C_{k/2}$$

En utilisant à nouveau le fait que  $\mathcal{A}_k$ ,  $\mathcal{B}_k$  et  $\mathcal{C}_k$  partitionnent l'ensemble des cycles de longueur  $k$ , on obtient le résultat escompté via la question 21.

**30** Si on pose  $P = \sum_{k=0}^d a_k X^k$ , alors, par linéarité de l'espérance,

$$\mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(\Lambda_{i,n})\right) = \sum_{k=0}^d a_k \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Lambda_{i,n}^k\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^d a_k m_k$$

puisque  $m_k = 0$  pour  $k$  impair et  $m_k = C_{k/2}$  pour  $k$  pair. Par linéarité de l'intégrale

$$\sum_{k=0}^d a_k m_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-2}^2 \left( \sum_{k=0}^d a_k x^k \right) \sqrt{4 - x^2} dx = \frac{1}{2\pi} \int_{-2}^2 P(x) \sqrt{4 - x^2} dx$$

**31** Alors

$$\sum_{i=1}^n |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)} = \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| < A}} |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)} + \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)} \geq \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)} \geq \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} A^{p+2q} |\Lambda_{i,n}|^p$$

ou encore

$$\sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |\Lambda_{i,n}|^p \leq \frac{1}{A^{p+2q}} \sum_{i=1}^n |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)}$$

Il suffit alors d'utiliser la croissance de l'espérance.

**32** On sait d'après la question 29 que

$$\frac{1}{A^{p+2q}} \cdot \frac{1}{n} \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)}\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{C_{p+q}}{A^{p+2q}} = m_{2(p+q)} A^{p+2q}$$

D'après la question 19,  $m_{2k+2} \leq 4m_{2k}$  de sorte que  $m_{2k} \leq 4^k m_0 = 2^{2k}$  pour tout  $k \in \mathbb{N}$ . Ainsi

$$\frac{m_{2(p+q)}}{A^{p+2q}} \leq \frac{2^{2(p+q)}}{A^{p+2q}}$$

Comme  $A > 2$ ,  $\lim_{q \rightarrow +\infty} \frac{2^{2(p+q)}}{A^{p+2q}} = 0$  et donc  $\lim_{q \rightarrow +\infty} \frac{m_{2(p+q)}}{A^{p+2q}} = 0$ . Soit alors  $\varepsilon > 0$ . Il existe donc  $q \in \mathbb{N}$  tel que

$$\frac{m_{2(p+q)}}{A^{p+2q}} \leq \frac{\varepsilon}{2}$$

Comme

$$\frac{1}{A^{p+2q}} \cdot \frac{1}{n} \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)}\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{C_{p+q}}{A^{p+2q}} = m_{2(p+q)} A^{p+2q}$$

il existe  $N \in \mathbb{N}^*$  tel que pour tout  $n \geq N$ ,

$$\frac{1}{A^{p+2q}} \cdot \frac{1}{n} \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n |\Lambda_{i,n}|^{2(p+q)}\right) \leq m_{2(p+q)} A^{p+2q} + \frac{\varepsilon}{2} \leq \varepsilon$$

Mais d'après la question précédente, pour tout  $n \geq N$ ,

$$\frac{1}{n} \mathbb{E} \left( \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |\Lambda_{i,n}|^p \right) \leq \varepsilon$$

D'après la définition de la limite,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \mathbb{E} \left( \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |\Lambda_{i,n}|^p \right) = 0$$

**33** Comme  $f$  est bornée,  $f(x) = \mathcal{O}(1)$ . A fortiori,  $f(x) = \mathcal{O}(x^p)$ . De même,  $P(x) = \mathcal{O}(x^p)$  car  $\deg P = p$ . On en déduit qu'il existe  $B \in \mathbb{R}_+$  et  $C_1 \in \mathbb{R}_+$  tels que

$$\forall x \in \mathbb{R}, |x| \geq B \implies |f(x) - P(x)| \leq C_1 |x|^p$$

De plus,  $x \mapsto \frac{f(x) - P(x)}{x^p}$  est continue sur l'union des deux compacts,  $[A, B]$  et  $[-B, -A]$  donc elle y est bornée. Il existe donc une constante  $C_2 \in \mathbb{R}_+$  telle que

$$\forall x \in \mathbb{R}, A \leq |x| \leq B \implies |f(x) - P(x)| \leq C_2 |x|^p$$

En prenant  $K = \max(C_1, C_2)$ , on a donc

$$\forall x \in \mathbb{R} \setminus ]-A, A[, |f(x) - P(x)| \leq K |x|^p$$

**34** D'après la question précédente,

$$0 \leq \frac{1}{n} \mathbb{E} \left( \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |f - P|(\Lambda_{i,n}) \right) \leq \frac{K}{n} \mathbb{E} \left( \sum_{\substack{1 \leq i \leq n \\ |\Lambda_{i,n}| \geq A}} |\Lambda_{i,n}|^p \right)$$

On conclut avec le théorème des gendarmes et la question 32.

**35**

**36** Si  $X(\Omega)$  est fini, le résultat est clair puisque  $X \mathbb{1}_{|X| \leq C} = X$  dès lors que  $C \geq \max_{x \in X(\Omega)} |x|$ . Sinon,  $X(\Omega)$  est dénombrable et on peut noter  $X(\Omega) = \{x_k, k \in \mathbb{N}\}$ . Comme  $|X \mathbb{1}_{|X| \leq C}| \leq |X|$ ,  $X \mathbb{1}_{|X| \leq C}$  est d'espérance finie. On peut alors appliquer la formule de transfert :

$$\mathbb{E}(X \mathbb{1}_{|X| \leq C}) = \sum_{k=0}^{+\infty} x_k \mathbb{1}_{[-C, C]}(x_k) \mathbb{P}(X = x_k)$$

Posons  $g_k : C \in \mathbb{R}_+ \mapsto x_k \mathbb{1}_{[-C, C]}(x_k) \mathbb{P}(X = x_k)$ . Alors  $\|g_k\|_\infty \leq |x_k| \mathbb{P}(X = x_k)$ . Comme  $X$  est d'espérance finie,  $\sum g_k$  converge normalement sur  $\mathbb{R}_+$ . De plus, pour  $C \geq |x_k|$ ,  $g_k(C) = x_k \mathbb{P}(X = x_k)$  de sorte que  $\lim_{C \rightarrow +\infty} g_k = x_k \mathbb{P}(X = x_k)$ . Par théorème d'interversion série/limite

$$\mathbb{E}(X \mathbb{1}_{|X| \leq C}) = \sum_{k=0}^{+\infty} g_k(C) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^{+\infty} x_k \mathbb{P}(X = x_k) = \mathbb{E}(X)$$

**37** D'après la question précédente,

$$\mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(X_{i,j})$$

Comme  $(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C})^2 = X_{i,j}^2 \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}$ , la question précédente montre à nouveau que

$$\mathbb{E}((X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C})^2) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(X_{i,j}^2)$$

On en déduit que

$$\mathbb{V}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}) = \mathbb{E}((X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C})^2) - \mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C})^2 \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(X_{i,j}^2) - \mathbb{E}(X_{i,j})^2 = \mathbb{V}(X_{i,j}) = 1$$

Par conséquent,  $\sigma_{i,j}(C) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 1$ .

**38** Comme  $\sigma_{i,j}(C) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 1$ , on peut garantir que  $\sigma_{i,j}(C) \geq \frac{1}{2} > 0$  pour  $C$  suffisamment grand par exemple. Les variables aléatoires  $\hat{X}_{i,j}(C)$  sont alors bien définies. Elle sont clairement centrées et de variance 1. Les  $X_{i,j}$  étant indépendantes pour  $1 \leq i \leq j$ , les  $\hat{X}_{i,j}$  le sont également. Enfin,  $|X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}| \leq C$  donc  $X_{i,j}$  est bornée. Comme  $\mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C})$  et  $\sigma_{i,j}(C)$  sont des constantes,  $\hat{X}_{i,j}$  est aussi bornée.

**39** Comme  $\mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C} = 1 - \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}$ ,

$$X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C} = X_{i,j} - X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}$$

et par linéarité de l'espérance,

$$\mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}) = \mathbb{E}(X_{i,j}) - \mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}) = -\mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C})$$

Ainsi

$$\hat{X}_{i,j}(C) = \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)} (X_{i,j} - X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C} + \mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}))$$

puis

$$X_{i,j} - \hat{X}_{i,j}(C) = \left(1 - \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)}\right) X_{i,j} + \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)} (X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C} - \mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}))$$

**40** Posons  $Y_{i,j}(C) = \left(1 - \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)}\right) X_{i,j}$  et  $Z_{i,j}(C) = \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)} (X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C} - \mathbb{E}(X_{i,j} \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}))$  de sorte que

$$(X_{i,j} - \hat{X}_{i,j}(C))^2 = Y_{i,j}(C)^2 + 2Y_{i,j}(C)Z_{i,j}(C) + Z_{i,j}(C)^2$$

$X_{i,j}$  est centrée et  $\sigma_{i,j}(C) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 1$  donc

$$\mathbb{E}(Y_{i,j}(C)^2) = \left(1 - \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)}\right)^2 \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 0$$

Comme  $Z_{i,j}(C)$  est centrée,

$$\mathbb{E}(Z_{i,j}^2) = \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)^2} \mathbb{E}(X_{i,j}^2 \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C}) = \frac{1}{\sigma_{i,j}(C)^2} \mathbb{E}(X_{i,j}^2 \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C^2})$$

D'après la question 36,

$$\mathbb{E}(X_{i,j}^2 \mathbb{1}_{|X_{i,j}| > C^2}) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 0$$

et  $\sigma_{i,j}(C)^2 \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 1$ . Ainsi

$$\mathbb{E}(Z_{i,j}(C)^2) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 0$$

Enfin, par inégalité de Cauchy-Schwarz,

$$|\mathbb{E}(Y_{i,j}(C)Z_{i,j}(C))| \leq \mathbb{E}(Y_{i,j}(C)^2) \mathbb{E}(Z_{i,j}(C)^2)$$

donc

$$\mathbb{E}(Y_{i,j}(C)Z_{i,j}(C)) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 0$$

On en déduit que

$$\mathbb{E}((X_{i,j} - \hat{X}_{i,j}(C))^2) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 0$$

**41**

$$\begin{aligned} \left| \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\Lambda_{i,n})\right) - \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\hat{\Lambda}_{i,n})\right) \right| &\leq \frac{1}{n} \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n |f(\Lambda_{i,n}) - f(\hat{\Lambda}_{i,n})|\right) && \text{par inégalités triangulaires} \\ &\leq \frac{K}{n} \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n |\Lambda_{i,n} - \hat{\Lambda}_{i,n}|\right) && \text{car } f \text{ est } K\text{-lipschitzienne} \\ &\leq \frac{K}{n} \mathbb{E}\left(\sqrt{\sum_{i=1}^n 1} \sqrt{\sum_{i=1}^n (\Lambda_{i,n} - \hat{\Lambda}_{i,n})^2}\right) && \text{par inégalité de Cauchy-Schwarz sur } \mathbb{R}^n \\ &= \frac{K}{\sqrt{n}} \mathbb{E}\left(\sqrt{\sum_{i=1}^n (\Lambda_{i,n} - \hat{\Lambda}_{i,n})^2}\right) \\ &\leq \frac{K}{\sqrt{n}} \mathbb{E}\left(\left\|\frac{1}{\sqrt{n}} \mathbf{M}_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \hat{\mathbf{M}}_n\right\|_F\right) && \text{d'après la question 8} \\ &= \frac{K}{n} \mathbb{E}(\|\mathbf{M}_n - \hat{\mathbf{M}}_n(C)\|_F) && \text{par homogénéité de la norme} \end{aligned}$$