

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 ℓ sommets distincts associe l'ensemble $I = \{i_1, \dots, i_k\}$ de ses ℓ 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 ℓ 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 ι de longueur k ,

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

Par inégalité triangulaire

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

Soit ℓ 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

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

42 Fixons $\varepsilon > 2$. Par inégalité de Cauchy-Schwarz,

$$\mathbb{E}(1 \cdot \|M_n - \hat{M}_n(C)\|_F)^2 \leq \mathbb{E}(1^2) \mathbb{E}(\|M_n - \hat{M}_n(C)\|_F^2) = \sum_{1 \leq i,j \leq n} \mathbb{E}((X_{i,j}^2 - \hat{X}_{i,j}(C))^2) = n^2 \mathbb{E}((X_{1,1}^2 - \hat{X}_{1,1}(C))^2)$$

car les $X_{i,j}$ sont de même loi. On en déduit avec la question 40 que pour C assez grand

$$\frac{K}{n} \mathbb{E}(\|M_n - \hat{M}_n(C)\|_F) \leq \frac{\varepsilon}{2}$$

Remarquons aussi que $|X_{i,j}(C)\mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}| \leq C$ puis $|\mathbb{E}(X_{i,j}(C)\mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C})| \leq \mathbb{E}(|X_{i,j}(C)\mathbb{1}_{|X_{i,j}| \leq C}|) \leq C$ et enfin

$$|\hat{X}_{i,j}(C)| \leq \frac{2C}{\sigma_{i,j}(C)}$$

Comme $\sigma_{i,j}(C) \xrightarrow{C \rightarrow +\infty} 1$, les $\hat{X}_{i,j}(C)$ sont uniformément bornées. Comme f également bornée, on peut donc affirmer que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\hat{\Lambda}_{i,n})\right) = \frac{1}{2\pi} \int_{-2}^2 f(x) \sqrt{4-x^2} \, dx$$

Il existe donc $N \in \mathbb{N}$ tel que pour tout $n \geq N$,

$$\left| \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\hat{\Lambda}_{i,n})\right) - \frac{1}{2\pi} \int_{-2}^2 f(x) \sqrt{4-x^2} \, dx \right| \leq \frac{\varepsilon}{2}$$

Avec la question précédente et une inégalité triangulaire, on a donc pour tout $n \geq N$,

$$\left| \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\Lambda_{i,n})\right) - \frac{1}{2\pi} \int_{-2}^2 f(x) \sqrt{4-x^2} \, dx \right| \leq \varepsilon$$

On en déduit que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\Lambda_{i,n})\right) = \frac{1}{2\pi} \int_{-2}^2 f(x) \sqrt{4-x^2} \, dx$$