

Mines+ (3h) : Corrigé

Dans tout le problème n désigne un entier supérieur ou égal à 2. Soit $M_n(\mathbb{R})$ l'ensemble des matrices carrées d'ordre n à coefficients réels et \mathcal{A} un sous ensemble de $M_n(\mathbb{R})$. On dit qu'une matrice $A \in M_n(\mathbb{R})$ est *extrémale dans \mathcal{A}* si pour tous M, N dans \mathcal{A} et tout $\lambda \in]0, 1[$, on a l'implication :

$$A = \lambda M + (1 - \lambda)N \implies A = M = N.$$

On note B_n l'ensemble des matrices *bistochastiques* de $M_n(\mathbb{R})$, c'est-à-dire l'ensemble des matrices $A = (A_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$ dont tous les coefficients sont positifs ou nuls et tels que $\sum_{j=1}^n A_{i,j} = \sum_{j=1}^n A_{j,i} = 1$ pour tout $i \in \{1, 2, \dots, n\}$.

On note enfin P_n l'ensemble des matrices de permutation $M_\sigma \in M_n(\mathbb{R})$ dont les coefficients sont de la forme :

$$(M_\sigma)_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = \sigma(j) \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$

pour tous i, j dans $\{1, 2, \dots, n\}$, où σ est une permutation de $\{1, 2, \dots, n\}$.

La partie A n'est pas indispensable à la résolution des parties suivantes.

A Un exemple

Soit J la matrice de $M_n(\mathbb{C})$ définie par

$$J = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & & \ddots & \ddots & 1 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

c'est-à-dire par $J_{i,j} = 1$ si $j - i = 1$ ou $i - j = n - 1$, et $J_{i,j} = 0$ sinon.

1. Montrer que J est une matrice de permutation. Calculer les valeurs propres réelles et complexes de J , et en déduire que J est diagonalisable sur \mathbb{C} .

Solution :

Considérons la permutation $\sigma = (n, 1, 2, \dots, n - 1)$ (comprendre $\sigma(1) = n, \sigma(2) = 1, \dots, \sigma(n) = n - 1$), on a bien $M_\sigma = J$ □

En développant suivant la première colonne, nous trouvons $\chi_J = \lambda^n - 1$. On en déduit que $Sp_{\mathbb{C}}(J) = \mathbb{U}_n$ et J s'en trouve diagonalisable sur \mathbb{C} puisque son polynôme caractéristique y est scindé à racines simples.

Notez en outre que $Sp_{\mathbb{R}}(J) = \{1\}$ si n est impair mais $Sp_{\mathbb{R}}(J) = \{1, -1\}$ si n est pair ■

2. Déterminer une base de \mathbb{C}^n de vecteurs propres de J .

Solution :

Soit $\alpha \in \mathbb{U}_n$, la résolution du système $JX = \alpha X$ conduit à $E_\alpha = Vect(x_\alpha = (1, \alpha, \dots, \alpha^{n-1}))$. En conséquence $(x_\alpha)_{\alpha \in \mathbb{U}_n}$ est une base de \mathbb{C}^n , constituée de vecteurs propres de J ■

Dans les trois questions suivantes n désigne un entier naturel *impair* ≥ 3 . Pour tout $m \in \mathbb{N}$, on note X_m une variable aléatoire à valeurs dans $\{0, 1, \dots, n - 1\}$ telle que

- $X_0 = 0$ avec probabilité 1 ;
- si $X_m = k$, alors ou bien $X_{m+1} = k - 1$ modulo n , ou bien $X_{m+1} = k + 1$ modulo n , ceci avec équiprobabilité.

On note

$$U_m = \begin{pmatrix} P(X_m = 0) \\ P(X_m = 1) \\ \vdots \\ P(X_m = n - 1) \end{pmatrix}.$$

3. Déterminer U_0 et une matrice A de $M_n(\mathbb{R})$ telle que pour tout $m \in \mathbb{N}$, $U_{m+1} = AU_m$. On exprimera A à l'aide de la matrice J .

Solution :

Par hypothèse $U_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$ □

$((X_m = 0), \dots, (X_m = n - 1))$ est un système complet d'événements dans lequel nous appliquons la formule des probabilités totales. Ce qui donne :

$$P(X_{m+1} = i) = \sum_{j=0}^{n-1} P(X_{m+1} = i | X_m = j) P(X_m = j), \text{ ce pour tout } i \in \llbracket 0, n - 1 \rrbracket.$$

Compte tenu du contexte la probabilité conditionnelle $P(X_{m+1} = i | X_m = j) = 0$ si $|i - j| \neq 1$ modulo n et $P(X_{m+1} = i | X_m = j) = \frac{1}{2}$ sinon.

Par exemple si $i = 0$, $P(X_{m+1} = 0) = \frac{P(X_m = 1) + P(X_m = n - 1)}{2}$.

Et plus généralement $P(X_{m+1} = i) = \frac{P(X_m = i - 1) + P(X_m = i + 1)}{2}$ si $i \in \llbracket 0, n - 2 \rrbracket$.

Puis $P(X_{m+1} = n - 1) = \frac{P(X_m = 0) + P(X_m = n - 2)}{2}$.

De tout ceci on tire $U_{m+1} = AU_m$, où $A = \frac{J + {}^t J}{2}$ ■

4. Déterminer les valeurs propres de la matrice A et un vecteur propre de \mathbb{R}^n unitaire associé à la valeur propre de module maximal.

Solution :

Comme A est symétrique réelle, A s'en trouve diagonalisable à valeurs propres toutes réelles.

Les valeurs propres de ${}^t J$ sont celles de J et si $\alpha \in \mathbb{U}_n$, l'espace propre associé est la droite engendrée par le vecteur $x_{\bar{\alpha}}$.

Notons V_n (resp. W_n) l'ensemble des éléments de \mathbb{U}_n dont la partie imaginaire est strictement positive (resp. négative). On passe de l'un à l'autre de ces ensembles par conjugaison. Leur cardinal (n est impair) est $\frac{n-1}{2}$.

On pose alors $y_1 = x_1$ et, pour $\alpha \in V_n$, $y_\alpha = \frac{x_\alpha + x_{\bar{\alpha}}}{2}$ et $z_\alpha = \frac{x_\alpha - x_{\bar{\alpha}}}{2i}$.

Tous ces vecteurs appartiennent à \mathbb{R}^n , ils forment une famille libre de cet espace vectoriel (cela résulte de la liberté sur \mathbb{C} de la famille $(x_\alpha)_{\alpha \in \mathbb{U}_n}$, à vous de détailler); il s'agit donc d'une base de \mathbb{R}^n puisque le cardinal de cette famille vaut n .

Vérifions maintenant que tous ces vecteurs sont vecteurs propres de A .

Immédiatement $Ax_1 = x_1$ puis, pour $\alpha \in V_n$, $Ay_\alpha = \frac{1}{4}((\alpha + \bar{\alpha})(x_\alpha + x_{\bar{\alpha}})) = \frac{\alpha + \bar{\alpha}}{2}y_\alpha$ et similairement

$Az_\alpha = \frac{\alpha - \bar{\alpha}}{2i}z_\alpha$.

Bilan : (on pose $n = 2p + 1$) : $Sp(A) = \left\{ \cos\left(\frac{2k\pi}{2p+1}\right) \mid k \in \llbracket 0, p \rrbracket \right\} \cup \left\{ \sin\left(\frac{2k\pi}{2p+1}\right) \mid k \in \llbracket 1, p \rrbracket \right\}$ et en nor-

mant x_1 nous obtenons le vecteur unitaire à savoir $\frac{1}{\sqrt{n}}(1, \dots, 1)$, associé à la valeur propre de module maximum i.e 1 ■

5. En déduire la limite de U_m lorsque $m \rightarrow +\infty$.

Solution :

$A = Q \text{diag}(1, \lambda_1, \dots, \lambda_{2p}) Q^{-1}$, où les λ_i sont en module strictement inférieur à 1. Il s'ensuit que la suite (U_m) converge vers $Q(1, 0, \dots, 0) Q^{-1} U_0 = L$ mais par ailleurs, en passant à la limite dans l'égalité obtenue en Q3, $AL = L$ donc L est colinéaire à x_1 et, c'est aussi un vecteur de probabilité donc

$$\frac{1}{n}(1, \dots, 1).$$

On remarque deux choses (en fait liées) le non rôle joué par la condition initiale et l'équiprobabilité à la limite ■

B Théorème de Birkhoff-Von Neumann

6. Montrer que l'ensemble B_n est convexe et compact. Est-il un sous espace vectoriel de $M_n(\mathbb{R})$?

Solution :

La convexité est immédiate à vérifier. Le caractère borné de B_n aussi puisque B_n est inclus dans la sphère unité de $M_n(\mathbb{R})$, muni de la norme infinie.

On peut vérifier que B_n est fermé par caractérisation séquentielle ou considérer l'application continue

$\phi : M_n(\mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}$ définie par $\phi((M_{i,j})) = \sum_{i=1}^n (|\sum_{j=1}^n M_{i,j} - 1| + |\sum_{j=1}^n M_{j,i} - 1|)$, comme $B_n = \phi^{-1}(\{0\})$, B_n

est bien un fermé de $M_n(\mathbb{R})$.

B_n n'est bien sûr pas un sev de $M_n(\mathbb{R})$ puisqu'il ne contient pas la matrice nulle ■

7. Montrer que $P_n \subset B_n$ et que P_n est un sous-groupe multiplicatif ¹.

Tout élément de P_n est-il diagonalisable sur \mathbb{C} ? L'ensemble P_n est-il convexe ?

Solution :

Puisque sur chaque ligne et chaque colonne d'une matrice de permutation ne figure qu'un seul coefficient non nul et que celui-ci vaut 1, une telle matrice est bien bistochastique □

$I_n \in P_n$ donc cet ensemble est non vide. Prenons σ et τ deux permutations et examinons le produit $M = M_\sigma M_\tau$.

On posera, pour simplifier, $M_\sigma = A$ et $M_\tau = B$.

Pour tout $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$: $M_{i,j} = \sum_{k=1}^n A_{i,k} B_{k,j} = 0$ si $i \neq \sigma(k)$ ou $k \neq \tau(j)$, ce pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$.

Dans le cas contraire il existe un et un seul k de $\llbracket 1, n \rrbracket$ tel que $i = \sigma(k)$ et $k = \tau(j)$, ce qui ne se produit que lorsque $i = \sigma\tau(j)$ et dans cette situation $M_{i,j} = 1$.

Bilan 1 : $\overline{M_\sigma M_\tau = M_{\sigma\tau}}$, comme la composée de permutations en est une autre, P_n est stable par la multiplication matricielle.

La relation fonctionnelle précédente prouve que, pour toute permutation σ , M_σ est inversible d'inverse $M_{\sigma^{-1}}$ puisque $M_{id} = I_n$.

Il en résulte que P_n est bien un sous-groupe de $GL_n(\mathbb{R})$.

En revanche P_n n'est pas convexe (en général $n \geq 2$) puisque $M = \frac{I_n + P}{2}$, où P est la matrice de la permutation qui échange 1 et 2 en laissant fixe les autres entiers possède un coefficient valant $1/2$, ce qui lui interdit d'être une matrice de permutation.

Soit $M \in P_n$ alors pour tout entiers $s, M^s \in P_n$, ces matrices ne peuvent être toutes différentes puisque P_n est fini, il en résulte qu'il existe deux entiers $r < s$ tels que $M^s = M^r$ et puisque M est inversible : $M^{s-r} - I_n = 0_n$.

Ainsi $X^{n-r} - 1$ est un polynôme annulateur de M scindé à racines simples sur \mathbb{C} et M est bien diagonalisable sur \mathbb{C} ■

8. Montrer que toute matrice de P_n est extrémale dans B_n .

Solution :

Considérons deux matrices bistochastiques A et B , une permutation σ et un réel λ pour lesquels nous avons :

¹partie non vide de $GL_n(\mathbb{R})$ stable par produit et passage à l'inverse

$$M = M_\sigma = (1 - \lambda)A + \lambda B.$$

Soit $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$:

Première éventualité $i \neq \sigma(j)$ auquel cas $(1 - \lambda)A_{i,j} + \lambda B_{i,j} = 0$ puis, par positivité des coefficients de A et B et stricte positivité de λ et $1 - \lambda$, $A_{i,j} = B_{i,j} = M_{i,j} = 0 \square$

Deuxième éventualité $i = \sigma(j)$ auquel cas $(1 - \lambda)A_{i,j} + \lambda B_{i,j} = 1$ ou $(1 - \lambda)(1 - A_{i,j}) + \lambda(1 - B_{i,j}) = 0$. Le même argument que pour la première situation (les coefficients d'une matrice bisochastique étant inférieurs à 1) donne cette fois $A_{i,j} = B_{i,j} = M_{i,j} = 1 \square$

Bilan : $A = B = M$ et M est bien extrémale dans B_n ■

Dans toute la suite de cette partie, on considère une matrice **bistochastique** $A = (A_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$ qui n'est **pas** une matrice de permutation.

9. Montrer qu'il existe un entier $r > 0$ et deux familles i_1, i_2, \dots, i_r et j_1, j_2, \dots, j_r d'indices distincts dans $\{1, 2, \dots, n\}$ tels que pour tous $k \in \{1, 2, \dots, r\}$, $A_{i_k, j_k} \in]0, 1[$ et $A_{i_k, j_{k+1}} \in]0, 1[$ avec $j_{r+1} = j_1$.

Solution :

Question pénible dont la solution n'apporte pas grand chose.

Comme A n'est pas une matrice de permutation il existe une ligne comportant deux termes dans $]0, 1[$. Notons l_1 l'indice de cette ligne et k_1 et k_2 des indices différents tels que A_{l_1, k_1} et A_{l_1, k_2} appartiennent à $]0, 1[$. Le caractère bistochastique de A implique qu'il existe $l_2 \neq l_1$ tel que A_{l_2, k_2} soit dans $]0, 1[$.

Considérons alors un entier $s \geq 2$ maximal et deux suites d'entiers deux à deux différents (l_1, \dots, l_s) et (k_1, \dots, k_s) de sorte que :

$$\forall i \in \llbracket 1, s \rrbracket, A_{l_i, k_i} \in]0, 1[\text{ et } \forall i \in \llbracket 1, s-1 \rrbracket, A_{l_i, k_{i+1}} \in]0, 1[.$$

Mais puisque $A_{l_s, k_s} \in]0, 1[$, $k_{s+1} \neq k_s$ de sorte que $(A_{l_s, k_{s+1}} \in]0, 1[$.

Si $k_{s+1} = k_p$, où $p \in \llbracket 1, s-1 \rrbracket$ alors les suites (l_p, \dots, l_s) , (k_p, \dots, k_s) font l'affaire \square

Sinon on peut trouver $l_{s+1} \neq l_s$ tel que $(A_{l_{s+1}, k_{s+1}} \in]0, 1[$.

Pour ne pas contredire la maximalité de s , on a nécessairement $l_{s+1} = l_p$, où $p \in \llbracket 1, s-1 \rrbracket$.

On considère alors les suites (l_s, \dots, l_p) et k_{s+1}, \dots, k_{p+1} qui conviennent ■

10. En considérant la matrice $B = (B_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$ de $M_n(\mathbb{R})$ définie par :

$$\begin{cases} B_{i_k, j_k} = 1 & k \in \{1, 2, \dots, r\} \\ B_{i_k, j_{k+1}} = -1 & k \in \{1, 2, \dots, r\} \\ B_{i,j} = 0 & \text{dans les autres cas,} \end{cases}$$

montrer que A n'est pas un élément extrémal de B_n . En déduire l'ensemble des éléments extrémaux de B_n .

On dit qu'une matrice $M = (M_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$ de $M_n(\mathbb{R}^+)$, à coefficients positifs ou nuls, admet un *chemin strictement positif* s'il existe une permutation σ de $\{1, 2, \dots, n\}$ telle que $M_{\sigma(1),1} M_{\sigma(2),2} \cdots M_{\sigma(n),n} > 0$.

On démontre par récurrence sur n , et on admet le résultat suivant : si M est à coefficients positifs ou nuls et si toute matrice extraite de M ayant p lignes et q colonnes avec $p + q = n + 1$ n'est pas la matrice nulle, alors M admet un chemin strictement positif.

11. Montrer que A admet un chemin strictement positif.

On note σ une permutation de $\{1, 2, \dots, n\}$ telle que $A_{\sigma(1),1} A_{\sigma(2),2} \cdots A_{\sigma(n),n} > 0$ et on pose $\lambda_0 = \min_j (A_{\sigma(j),j})$ et $A_0 = \frac{1}{1 - \lambda_0} (A - \lambda_0 M_\sigma)$ où M_σ est la matrice de permutation associée à σ .

12. Montrer que A_0 est bien définie, et que c'est une matrice bistochastique contenant au moins un élément nul de plus que A .

13. En raisonnant par récurrence, démontrer que A s'écrit comme une combinaison linéaire d'un nombre fini de matrices de permutation M_0, M_1, \dots, M_s :

$$A = \lambda_0 M_0 + \lambda_1 M_1 + \cdots + \lambda_s M_s$$

où les coefficients λ_i sont tous strictement positifs et de somme $\sum_{i=0}^s \lambda_i = 1$.

14. Soit fy une forme linéaire de $M_n(\mathbb{R})$. Montrer que $\inf_{M \in P_n} fy(M)$ existe. En déduire que $\inf_{M \in B_n} fy(M)$ existe et est atteint en une matrice de permutation.

C Inégalité de Hoffman-Wielandt

Dans cette partie, on munit $M_n(\mathbb{R})$ du produit scalaire défini par $\langle A, B \rangle = \text{Tr}(A \cdot B)$ et de la norme euclidienne associée notée $\|\cdot\|$. On note $S_n(\mathbb{R})$ le sous-ensemble de $M_n(\mathbb{R})$ des matrices symétriques et $O_n(\mathbb{R})$ celui des matrices orthogonales.

15. Montrer que pour tous $A \in M_n(\mathbb{R})$ et P, Q dans $O_n(\mathbb{R})$, on a $\|PAQ\| = \|A\|$.

*Dans la suite de cette partie, A et B désignent deux matrices **symétriques réelles**.*

16. Montrer qu'il existe deux matrices diagonales réelles D_A, D_B , et une matrice orthogonale $P = (P_{i,j})_{1 \leq i, j \leq n}$ telles que $\|A - B\|^2 = \|D_A P - P D_B\|^2$.
17. Montrer que la matrice R définie par $R_{i,j} = (P_{i,j})^2$ pour tous i, j dans $\{1, 2, \dots, n\}$ est bistochastique et que

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

où $\lambda_1(A), \dots, \lambda_n(A)$ désignent les valeurs propres de A et $\lambda_1(B), \dots, \lambda_n(B)$ celles de B .

18. En déduire que

$$\min_{\sigma} \sum_{j=1}^n |\lambda_{\sigma(j)}(A) - \lambda_j(B)|^2 \leq \|A - B\|^2$$

où le minimum porte sur l'ensemble de toutes les permutations de $\{1, 2, \dots, n\}$.

Soit (Ω, Υ, P) un espace probabilisé et V l'ensemble des variables aléatoires définies sur cet espace admettant un moment d'ordre 2. Pour tout X de V , on note $X \sim P_X$ si X suit la loi P_X . Pour tout couple (P_1, P_2) de lois, on pose

$$d^2(P_1, P_2) = \inf_{\substack{X, Y \in V \\ X \sim P_1, Y \sim P_2}} E(|X - Y|^2).$$

Soit (a_1, \dots, a_n) et (b_1, \dots, b_n) deux familles de réels. On note P_1 la loi uniforme sur $\{a_1, \dots, a_n\}$ et P_2 la loi uniforme sur $\{b_1, \dots, b_n\}$.

19. Montrer que

$$d^2(P_1, P_2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |a(i) - b(i)|^2$$

où l'on a noté $a(1) \leq \dots \leq a(n)$ et $b(1) \leq \dots \leq b(n)$ les suites (a_1, \dots, a_n) et (b_1, \dots, b_n) ré-ordonnées par ordre croissant. En déduire que pour toutes matrices symétriques réelles A, B de valeurs propres respectives (a_1, \dots, a_n) et (b_1, \dots, b_n) , on a l'inégalité :

$$nd^2(P_1, P_2) \leq \|A - B\|^2.$$

Fin de Solution

10. Soit $a =$ le minimum des coefficients construits dans la question 9), le nombre $a \in]0, 1[$, et $\forall i, j \in \{1, \dots, n\}$, $A_{i,j} - aB_{i,j}, A_{i,j} + aB_{i,j} \in \mathbb{R}^+$, de plus $(A - aB)V = V = (A + aB)V$, donc les deux matrices $A - aB$ et $A + aB$ sont bistochastiques, et on $\frac{1}{2}(A + aB) + \frac{1}{2}(A - aB) = A$ et $A + aB \neq A$, donc A n'est pas extrémal de \mathcal{B}_n .

les éléments de \mathcal{P}_n sont des éléments extrémaux de \mathcal{B}_n ceci d'après la question 8), et de cette question ce sont les seuls.

11. Si $M \in \mathcal{M}_{p,q}(\mathbb{R})$ est une matrice extraite de A avec $p + q = n + 1$. Si on suppose que $M = 0$. quitte à réarranger les lignes et les colonnes de A , on peut supposer que M est constitué par les p premières lignes de A , et les q premières de A .

Alors $\forall i \in \{1, \dots, p\} \sum_{j=q+1}^n M_{i,j} = 1$, donc

$$\sum_{i=1}^p \sum_{j=q+1}^n M_{i,j} = p = \sum_{j=q+1}^n \sum_{i=1}^p M_{i,j} \leq \sum_{j=q+1}^n \sum_{i=1}^n M_{i,j} = n - q, \text{ absurde avec } p + q = n + 1. \text{ Donc } M = 0.$$

12. Supposons que $\lambda_0 = 1$, alors $\forall j \in \{1, \dots, n\}, A_{\sigma(j)j} = 1$, la matrice contient sur chacune de ses colonnes un 1 c'est donc le seul et les autres termes de la colonne sont nuls car A est bistochastique. de même σ est une bijection donc $\{\sigma(1), \dots, \sigma(n)\} = \{1, \dots, n\}$, et puisque $\forall j \in \{1, \dots, n\}, A_{\sigma(j)j} = 1$ alors sur chaque ligne il y'a un seul 1, c'est donc le seul et les autres sont nuls, alors A est une matrice de permutation, absurde, conséquence $\lambda_0 \neq 1$.

$$\frac{1}{1 - \lambda_0}(A - \lambda_0 M_\sigma)V = \frac{1}{1 - \lambda_0}(AV - \lambda_0 M_\sigma V) = \frac{1}{1 - \lambda_0}(V - \lambda_0 V) = V$$

$$\text{et } \frac{1}{1 - \lambda_0}({}^t A - \lambda_0 {}^t M_\sigma)V = \frac{1}{1 - \lambda_0}({}^t A V - \lambda_0 {}^t M_\sigma V) = \frac{1}{1 - \lambda_0}(V - \lambda_0 V) = V$$

$$\forall i, j \in \{1, \dots, n\}, A_{ij} - \lambda_0 (M_\sigma)_{ij} = \begin{cases} A_{ij} \geq 0 & \text{si } \sigma(j) \neq i \\ A_{\sigma(j)j} - \lambda_0 \geq 0 & \text{si } \sigma(j) = i \end{cases}$$

On a $\forall i, j \in \{1, \dots, n\}; A_{ij} \in [0, 1]$ et $A_{\sigma(1)1} \dots A_{\sigma(n)n} > 0$, donc $\lambda_0 \in]0, 1[$. Conséquence A_0 est bistochastique.

$\exists j_0 \in \{1, \dots, n\}$ tel que $\lambda_0 = A_{\sigma(j_0)j_0}$, alors $(A_0)_{\sigma(j_0)j_0} = 0$ car $(M_\sigma)_{\sigma(j_0)j_0} = 1$.

Alors $A_{\sigma(j_0)j_0} \neq 0$ et $(A_0)_{\sigma(j_0)j_0} = 0$

Or $(A_0)_{\sigma(j)j} = (A)_{\sigma(j)j} - \lambda_0 \geq 0$ et $(A)_{\sigma(j)j} > 0$.

Si $\sigma(j) \neq i$, alors $(A_0)_{ij} = (A)_{ij}$. Donc A_0 a au moins un élément nul de plus que A .

13. D'après la question précédente il existe σ , qu'on va noter σ_0 tel que $A = \lambda_0 M_{\sigma_0} + (1 - \lambda_0)A_0$, si $A_0 \in \mathcal{P}_n$, c'est terminer car les coefficients $\lambda_0, (1 - \lambda_0) \in]0, 1[$ de somme 1.

Si non on répète le même travail à la matrice A_0 qui peut donc s'écrire $\lambda_1 M_{\sigma_1} + (1 - \lambda_1)A_1$, alors $A = \lambda_0 M_{\sigma_0} + (1 - \lambda_0)\lambda_1 M_{\sigma_1} + (1 - \lambda_0)(1 - \lambda_1)A_1$, qui s'écrit $\lambda_0 M_{\sigma_0} + \lambda_1 M_{\sigma_1} + \lambda_2 A_2$ avec les $\lambda_i \in]0, 1[$ de somme 1, avec $A_2 \in \mathcal{B}_n$ contient au moins deux 0 de plus que A , les coefficients d'une matrice bistochastique sont en nombres finis le processus doit s'arrêter et il existe $M_0, \dots, M_s \in \mathcal{P}_n$ et des coefficients $\lambda_0, \dots, \lambda_n \in]0, 1[$ de sommes 1 tels que $A = \lambda_0 M_0 + \dots + \lambda_s M_s$.

14. \mathcal{P}_n est un ensemble fini de cardinal $n!$, c'est exactement le nombre de permutations des vecteurs colonnes de la matrice I_n . donc $\inf_{M \in \mathcal{P}_n} \varphi(M)$ existe, soit $B \in \mathcal{P}_n$ tel que $\inf_{M \in \mathcal{P}_n} \varphi(M) = \varphi(B)$.

φ est une forme linéaire sur un espace de dimension finie donc elle est continue.

\mathcal{B}_n est un compact, et φ est à valeurs dans \mathbb{R} , donc φ est bornée et atteint ses bornes en particulier sa borne inférieure c'est à dire $\exists A \in \mathcal{B}_n$ tel que $\inf_{M \in \mathcal{B}_n} \varphi(M) = \varphi(A)$.

On a $\inf_{M \in \mathcal{B}_n} \varphi(M) \leq \varphi(N)$ pour tout $N \in \mathcal{P}_n$.

Donc si on suppose que $A \in \mathcal{B}_n \setminus \mathcal{P}_n$, alors $\inf_{M \in \mathcal{B}_n} \varphi(M) < \varphi(N)$ pour tout $N \in \mathcal{P}_n$, en particulier $\varphi(A) < \varphi(B)$ l'inégalité est stricte.

Mais de la question précédente dont les conditions sont vérifiées, $A = \lambda_0 M_0 + \dots + \lambda_s M_s$ les $M_i \in \mathcal{P}_n$, donc $\varphi(A) = \sum_{i=1}^s \lambda_i \varphi(M_i) \geq \sum_{i=1}^s \lambda_i \varphi(B) = \varphi(B)$

Alors $\varphi(A) < \varphi(B)$ et $\varphi(B) \leq \varphi(A)$, absurde, donc $A \in \mathcal{P}_n$.

Remarque: On a $A \in \mathcal{P}_n$ et $\varphi(A) = \inf_{M \in \mathcal{B}_n} \varphi(M) \leq \inf_{M \in \mathcal{P}_n} \varphi(M) \leq \varphi(A)$, donc:

$$\inf_{M \in \mathcal{B}_n} \varphi(M) = \inf_{M \in \mathcal{P}_n} \varphi(M)$$

15. $\|PAQ\|^2 = ({}^tQ^tA^tPPAQ) = ({}^tQ^tAAQ) = (Q^tQ^tAA) = ({}^tAA) = \|A\|^2$, d'où l'égalité demandée.

16. les matrices A et B sont symétriques réelles donc orthogonalement diagonalisables $\exists R, S \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ et D_A, D_B deux matrices diagonales telles que $A = RD_A^tR$ et $B = SD_B^tS$, alors:

$$\|A - B\|^2 = \|RD_A^tR - SD_B^tS\|^2 = \|{}^tR(RD_A^tR - SD_B^tS)S\| \text{ question précédente.}$$

Donc $\|A - B\|^2 = \|D_A^tRS - {}^tRSD_B\|^2$. On prend $P = {}^tRS \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ car $\mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ est un groupe et ${}^tR = R^{-1}$.

17. Tout d'abord le terme général $R_{i,j} = (P_{i,j})^2 \geq 0$ de R .

Soit $i \in \{1, \dots, n\}$, $\sum_{j=1}^n R_{i,j} = \sum_{j=1}^n (P_{i,j})^2 = 1$, car c'est la norme du i ème vecteur ligne de P qui est orthogonal.

$\sum_{j=1}^n R_{j,i} = \sum_{j=1}^n (P_{j,i})^2 = 1$, car c'est la norme du i ème vecteur colonne de P qui est orthogonal.

Posons $D_A = (d_{i,j})$, alors $(D_AP)_{i,j} = \sum_{k=1}^n d_{i,k}P_{k,j} = \lambda_i(A)P_{i,j}$, de même $(PD_B)_{i,j} = P_{i,j}\lambda_j(B)$.

Or $\|A - B\|^2 = \sum_{i,j} (D_AP - PD_B)_{i,j}^2 = \sum_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2 P_{i,j}^2$. ici on a utiliser le résultat suivant

$$A = ({}^tAA) = \sum_{i,j} A_{i,j}^2.$$

$$\text{Alors } \|A - B\|^2 = \sum_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2 R_{i,j}.$$

18. On a $\sum_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2 R_{i,j} \geq \inf_{M \in \mathcal{B}_n} \sum_{i,j} M_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2$.

En considérant φ la forme linéaire sur $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, définie par:

$$\varphi(M) = \sum_{i,j} M_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2$$

Par application de la question 14):

$$\inf_{M \in \mathcal{B}_n} \sum_{i,j} M_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2 = \inf_{M \in \mathcal{P}_n} \sum_{i,j} M_{i,j} (\lambda_i(A) - \lambda_j(B))^2$$

Alors $\|A - B\|^2 \geq \min_{\sigma} \sum_{j=1}^n M_{\sigma(j)j} (\lambda_{\sigma(j)}(A) - \lambda_j(B))^2$ car lorsque $\sigma(j) \neq i$, $M_{i,j} = 0$.

Puisque $M_{\sigma(j)j} = 1$, alors: $\min_{\sigma} \sum_{j=1}^n (\lambda_{\sigma(j)}(A) - \lambda_j(B))^2 \leq \|A - B\|^2$.

19. Du théorème de Transfert, $E(|X - Y|^2) = \sum_{i,j} (a_i - b_j)^2 P(X = a_i \cap Y = b_j)$

On pose R la matrice carrée d'ordre n définie par $R_{i,j} = nP(X = a_i \cap Y = b_j) \geq 0$, de plus $\sum_{i=1}^n nP(X = a_i \cap Y = b_j) = nP(Y = b_j) = 1$ pour tout $j \in \{1, \dots, n\}$, et $\sum_{j=1}^n nP(X = a_i \cap Y = b_j) = nP(X = a_i) = 1$ pour tout $i \in \{1, \dots, n\}$, alors R est bistochastique. de la question 14), $\exists M_{\sigma} \in \mathcal{P}_n$ telle que:

$$\sum_{i,j} (a_i - b_j)^2 nP(X = a_i \cap Y = b_j) \geq \sum_{j=1}^n R_{\sigma(j)j} (a_{\sigma(j)} - b_j)^2 = \sum_{j=1}^n (a_{\sigma(j)} - b_j)^2$$

Alors

$$E(|X - Y|^2) \geq \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (a_{\sigma(j)} - b_j)^2$$

Et puisque $(a_{(i)} - b_{(i)})^2 + (a_{(i+1)} - b_{(i+1)})^2 = (a_{(i)} - b_{(i+1)})^2 + (a_{(i+1)} - b_{(i)})^2 + 2(b_{(i)} - b_{(i+1)})(a_{(i+1)} - a_{(i)}) \leq (a_{(i)} - b_{(i+1)})^2 + (a_{(i+1)} - b_{(i)})^2$

Alors

$$E(|X - Y|^2) \geq \frac{1}{n} \sum_j^n (a_{(j)} - b_{(j)})^2$$

conséquence $d^2(P_1, P_2) \geq \frac{1}{n} \sum_j^n (a_{(j)} - b_{(j)})^2$

D'autre part pour (X, Y) un couple de variable aléatoire dont la loi est donnée par $P(X = a_{(i)} \cap Y = b_{(j)}) = \frac{\delta_{i,j}}{n}$, en remarquant que $P(Y = b_{(j)}) = \sum_i \frac{\delta_{i,j}}{n} = \frac{1}{n} = \sum_j \frac{\delta_{i,j}}{n} = P(X = a_{(i)})$, alors $X \sim P_1$

et $Y \sim P_2$, et $E(|X - Y|^2) = \frac{1}{n} \sum_j^n (a_{(j)} - b_{(j)})^2$, alors $d^2(P_1, P_2) \leq \frac{1}{n} \sum_j^n (a_{(j)} - b_{(j)})^2$

Alors $d^2(P_1, P_2) = \frac{1}{n} \sum_j^n (a_{(j)} - b_{(j)})^2$

D'après la question 18), $\min_{\sigma} \sum_{j=1}^n |a_{\sigma(j)} - b_j|^2 \leq \|A - B\|^2$.

Qui s'écrit aussi $\min_{\sigma} \sum_{j=1}^n |a_{\sigma(j)} - b_j|^2 \leq \|A - B\|^2$.

Pour un choix d'une permutation on obtient $\sum_{j=1}^n |a_{(j)} - b_{(j)}|^2 \leq \|A - B\|^2$

Donc $nd^2(P_1, P_2) \leq \|A - B\|^2$