

Corrigé du devoir 17

Exercice 1

1. La matrice S est symétrique réelle, donc diagonalisable dans $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$.

Soient $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ ses valeurs propres (non nécessairement distinctes). Comme S est symétrique réelle, on peut écrire $D = {}^t P S P$ avec $P \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ et $D = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$. On a donc $S = P D {}^t P$.

On a ainsi, pour tout $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$, ${}^t X S X = {}^t (P X) D (P X) = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_i^2$, où $Y = P X$.

Comme P est inversible, l'application $X \mapsto P X$ est un automorphisme de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$, et par conséquent $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}) \setminus \{0\} \iff Y \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}) \setminus \{0\}$.

Si toutes les valeurs propres de S sont strictement positives, si $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}) \setminus \{0\}$, on a au moins un des y_i non nuls et donc ${}^t X S X > 0$.

Si, pour tout $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}) \setminus \{0\}$, on a ${}^t X S X > 0$.

Soit λ une valeur propre et X un vecteur propre associé. Comme $S X = \lambda X$, on en déduit que $\lambda {}^t X X > 0$. Comme ${}^t X X = \|X\|^2 > 0$, car $X \neq 0$, on a $\lambda > 0$.

$S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ si et seulement si toutes ses valeurs propres sont strictement positives.

2. a. La matrice ${}^t M M$ est une matrice symétrique réelle.

De plus, pour $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}) \setminus \{0\}$,

$${}^t X {}^t M M X = {}^t (M X) M X = \|M X\|^2$$

Comme M est inversible et que X est non nul, on a $M X$ non nul. Donc $\|M X\|^2 > 0$.

Ainsi

$${}^t X {}^t M M X > 0$$

Donc

${}^t M M$ est symétrique définie positive.

b. La matrice ${}^t M M$ est donc diagonalisable dans $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ et toutes ses valeurs propres sont strictement positives. Notons ses valeurs propres $\lambda_1, \dots, \lambda_n$.

Il existe donc $P \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ telle que

$${}^t P ({}^t M M) P = D, \text{ soit } {}^t M M = P D {}^t P, \text{ avec } D = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$$

Posons alors

$$\Delta = \text{diag}(\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_n}) \text{ et } S = P \Delta {}^t P$$

On a

$$S^2 = P \Delta {}^t P P \Delta {}^t P = P \Delta^2 {}^t P = P D {}^t P = {}^t M M$$

De plus S est symétrique réelle, semblable à Δ , donc ses valeurs propres sont strictement positives. Donc $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$.

Il existe $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ telle que ${}^t M M = S^2$

c. On a $\det S = \det \Delta = \prod_{i=1}^n \sqrt{\lambda_i} > 0$. Donc

S est inversible.

Posons $R = MS^{-1}$. Il vient

$${}^tRR = {}^t(S^{-1}) {}^tMM S^{-1} = S^{-1} S^2 S^{-1} = I_n$$

Donc

R est orthogonale.

d. On a finalement obtenu $M = RS$, avec $R \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ et $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$.

Si $M \in GL_n(\mathbb{R})$, il existe $R \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ et $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ telle que $M = RS$.

3. a. La matrice Σ est symétrique réelle, donc diagonalisable dans $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$.

Sa trace est la somme de ses valeurs propres.

$$\text{Tr}(\Sigma) = \sum_{i=1}^n \lambda_i.$$

b. La matrice Σ est symétrique réelle, donc il existe donc $P \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ telle que ${}^tP \Sigma P = D$, avec D matrice diagonale. Il vient alors $Q \Sigma = Q P D {}^tP$, puis, par propriété de la trace,

$$\text{Tr}(Q \Sigma) = \text{Tr}(Q P D {}^tP) = \text{Tr}({}^tP Q P D) = \text{Tr}(Q_1 D)$$

où la matrice $Q_1 = {}^tP Q P$ est orthogonale, car c'est le produit de trois matrices orthogonales.

En notant $Q_1 = (q_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$, on obtient :

$$\text{Tr}(Q \Sigma) = \text{Tr}(Q_1 D) = \sum_{i=1}^n q_{i,i} \lambda_i \leq \sum_{i=1}^n |q_{i,i}| \lambda_i \leq \sum_{i=1}^n \lambda_i = \text{Tr} \Sigma,$$

car $\lambda_i \geq 0$, et la matrice Q_1 étant orthogonale, on a $|q_{i,i}| \leq 1$ pour tout i .

c. L'inégalité du (b) est valable pour toute $Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$, et on a une égalité lorsque $Q = I_n$.

On en déduit que

$$\text{Tr} \Sigma = \max_{Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})} \text{Tr}(Q \Sigma) = \sup_{Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})} \text{Tr}(Q \Sigma)$$

$$\sup_{Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})} [\text{Tr}(Q \Sigma)] = \text{Tr}(\Sigma).$$

4. a. La matrice $A = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}$ appartient à \mathcal{H}_2 si, et seulement si, a, b, c et d sont dans $\{-1, 1\}$ et $ab + cd = 0$. On obtient huit cas possibles :

$$\begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} -1 & -1 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} -1 & -1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$$

b. i. Soit $A \in \mathcal{H}_n$.

La matrice $A' = \frac{A}{\sqrt{n}}$ a ses vecteurs colonnes deux à deux orthogonaux comme A . De plus, en divisant par \sqrt{n} , les vecteurs colonnes de A' deviennent de norme 1.

Donc $A' \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$, donc ${}^t(A') A' = I_n$. On en déduit que

$${}^t A A = n I_n.$$

ii. Non.

Par exemple, la matrice $A = \sqrt{n} I_n$ vérifie ${}^t A A = n I_n$, mais elle n'appartient pas à \mathcal{H}_n .

iii. Posons encore $A' = \frac{1}{\sqrt{n}} A$. On a ${}^t(A') A' = I_n$, donc $A' \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$, donc les vecteurs colonnes de A' sont deux à deux orthogonaux, et il en est de même de ceux de A . Ainsi

$$A \in \mathcal{H}_n.$$

c. i. $f(\mathcal{H}_n)$ est une partie non vide de \mathbb{R} car \mathcal{H}_n est non vide.

Si $A \in \mathcal{H}_n$, on a ses coefficients $a_{i,j}$ dans $\{-1, 1\}$. Donc

$$|f(A)| \leq \sum_{i=1}^n \sum_{j=i}^n 1 \leq \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n 1 = n^2$$

$f(\mathcal{H}_n)$ est une partie non vide et majorée de \mathbb{R} , donc

$$f(\mathcal{H}_n) \text{ admet une borne supérieure.}$$

ii. On a, en notant $(AT)_{i,j}$ le terme général de la matrice AT ,

$$(AT)_{i,j} = \sum_{k=1}^n a_{i,k} t_{k,j} = \sum_{k=j}^n a_{i,k} t_{k,j} = \sum_{k=j}^n a_{i,k}$$

Donc

$$\text{Tr}(AT) = \sum_{i=1}^n (AT)_{i,i} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=i}^n a_{i,k}$$

On a bien

$$\text{Tr}(AT) = f(A).$$

iii. On pose

$$A' = \frac{1}{\sqrt{n}} A \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$$

On a

$$f(A) = \text{Tr}(A R S) = \sqrt{n} \text{Tr}(A' R S) \leq \sqrt{n} \text{Tr} S,$$

d'après 2.b), car $A' R \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$.

Cette inégalité est valable pour toute $A \in \mathcal{H}_n$, donc, comme la borne supérieure est le plus petit des majorants, on a

$$\alpha_n \leq \sqrt{n} \text{Tr} S.$$

iv. Pour $n = 2$, pour toute matrice A de \mathcal{H}_2 , on a $f(A) \leq \sum_{i=1}^2 \sum_{j=i}^2 1 = 3$. Donc $\alpha_2 \leq 3$.

De plus, pour $A = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}$, on a $f(A) = 3$. Donc

$$\alpha_2 = 3$$

On détermine R orthogonale et S symétrique définie positive telles que $T = R S$.

Ici, $T = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$ d'où ${}^t T T = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$. Les valeurs propres de ${}^t T T$ sont $\frac{3 + \sqrt{5}}{2}$ et $\frac{3 - \sqrt{5}}{2}$.

On a $S^2 = {}^t T T$, et les valeurs propres de S^2 sont les carrés des valeurs propres de S .

Comme de plus S a ses valeurs propres strictement positives, les valeurs propres de S sont donc

$$\sqrt{\frac{3 + \sqrt{5}}{2}} = \frac{1 + \sqrt{5}}{2} \text{ et } \sqrt{\frac{3 - \sqrt{5}}{2}} = \frac{-1 + \sqrt{5}}{2}.$$

Ainsi, $\text{Tr } S = \sqrt{5}$ et on a

$$\boxed{\sqrt{2} \text{Tr}(S) = \sqrt{10}.}$$

Exercice 2

1. Comme X et Y suivent la même loi géométrique $\mathcal{G}(p)$, on a, en notant $q = 1 - p$,

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad P(X = n) = P(Y = n) = q^{n-1} p$$

Soit $(m, n) \in (\mathbb{N}^*)^2$. Il s'agit de déterminer $P((U = m) \cap (V = n))$.

- Supposons $m < n$.

Comme $\text{Max}(X, Y) \geq \text{Min}(X, Y)$, on a $P((U = m) \cap (V = n)) = 0$.

- Supposons $m = n$.

Alors $\text{Max}(X, Y) = \text{Min}(X, Y)$ implique que $X = n$ et $Y = n$.

On a donc, puisque les variables X et Y sont indépendantes,

$$P((U = n) \cap (V = n)) = P((X = n) \cap (Y = n)) = P(X = n) \times P(Y = n) = p^2 q^{2n-2}$$

- Supposons $m > n$.

On a alors deux possibilités : $(X = m \text{ et } Y = n)$ ou $(X = n \text{ et } Y = m)$.

Comme les deux événements sont incompatibles, on a :

$$\begin{aligned} P((U = m) \cap (V = n)) &= P((X = m) \cap (Y = n)) + P((X = n) \cap (Y = m)) \\ &= P(X = m) \times P(Y = n) + P(X = n) \times P(Y = m) \\ &= 2p^2 q^{m+n-2} \end{aligned}$$

2. Comme les événements $(V = n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ forment un système complet d'événements, on a

$$P(U = m) = \sum_{n=1}^{+\infty} P((U = m) \cap (V = n))$$

Soit, avec les résultats ci-dessus,

$$\begin{aligned}
P(U = m) &= \sum_{n=1}^m P((U = m) \cap (V = n)) \\
&= P((U = m) \cap (V = m)) + \sum_{n=1}^{m-1} P((U = m) \cap (V = n)) \\
&= p^2 q^{2m-2} + \sum_{n=1}^{m-1} 2p^2 q^{m+n-2} \\
&= p^2 q^{2m-2} + 2p^2 q^{m-1} \sum_{n=1}^{m-1} q^{n-1} \\
&= p^2 q^{2m-2} + 2p^2 q^{m-1} \sum_{n=0}^{m-2} q^n \\
&= p^2 q^{2m-2} + 2p^2 q^{m-1} \frac{1 - q^{m-1}}{1 - q} \\
&= p^2 q^{2m-2} + 2p q^{m-1} (1 - q^{m-1})
\end{aligned}$$

$$P(U = m) = p^2 q^{2m-2} + 2p q^{m-1} (1 - q^{m-1})$$

Comme les événements $(U = m)_{m \in \mathbb{N}^*}$ forment un système complet d'événements, on a

$$P(V = n) = \sum_{m=1}^{+\infty} P((U = m) \cap (V = n))$$

Soit, avec les résultats ci-dessus,

$$\begin{aligned}
P(V = n) &= \sum_{m=n}^{+\infty} P((U = m) \cap (V = n)) \\
&= P((U = n) \cap (V = n)) + \sum_{m=n+1}^{+\infty} P((U = m) \cap (V = n)) \\
&= p^2 q^{2n-2} + \sum_{m=n+1}^{+\infty} 2p^2 q^{m+n-2} \\
&= p^2 q^{2n-2} + 2p^2 q^{n-2} \sum_{m=n+1}^{+\infty} q^m \\
&= p^2 q^{2n-2} + 2p^2 q^{n-2} q^{n+1} \sum_{m=0}^{+\infty} q^m \\
&= p^2 q^{2n-2} + 2p^2 q^{n-2} q^{n+1} \frac{1}{1 - q} \\
&= p^2 q^{2n-2} + 2p q^{2n-1}
\end{aligned}$$

$$P(V = n) = p^2 q^{2n-2} + 2p q^{2n-1}$$

3. On a $P((U = 1) \cap (V = 2)) = 0$, or $P(U = 1) \times P(V = 2) \neq 0$, donc les variables ne sont pas indépendantes.

4. On a $Z(\Omega) = \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$.

On peut remarquer qu'on a toujours $\text{Max}(X, Y) + \text{Min}(X, Y) = X + Y$.

Soit n dans $\mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$. Pour i fixé, les événements $((X = k) \cap (Y = n - k))_{1 \leq k \leq n}$ sont incompatibles deux à deux, et

leur réunion est l'événement $(X + Y = n)$. On a donc, compte-tenu que les variables X et Y sont indépendantes, :

$$\begin{aligned}
 P(Z = n) &= P(U + V = n) \\
 &= P(X + Y = n) \\
 &= \sum_{k=1}^{n-1} P((X = k) \cap (Y = n - k)) \\
 &= \sum_{k=1}^{n-1} P(X = k) \times P(Y = n - k) \\
 &= \sum_{k=1}^{n-1} p q^{k-1} p q^{n-k-1} \\
 &= (n - 1) p^2 q^{n-2}
 \end{aligned}$$

$$\forall n \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}, P(U + V = n) = (n - 1) p^2 q^{n-2}$$

Exercice 3

1. On a

$$\forall m \in \mathbb{N}, P((X = m)) = \frac{a^m}{m!} e^{-a}, E(X) = a, V(X) = a$$

2. Pour chaque client, le fait d'être volé ou pas correspond à une épreuve de Bernoulli de paramètre p .

De plus on considère que le fait pour deux clients d'être volés sont deux événements indépendants.

Donc, pour un jour donné, et si $k \leq n$, l'événement que k clients soient volés sachant qu'ils sont n dans le magasin suit une loi binomiale de paramètre n et p . On a

$$P((Y = k)|(X = n)) = \begin{cases} \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} & \text{si } k \leq n \\ 0 & \text{si } k > n \end{cases}$$

3. On a $Y(\Omega) = \mathbb{N}$.

La suite d'événements $(X = n)_{n \in \mathbb{N}}$ constitue un système complet d'événements, donc d'après la formule des probabilités

totales :

$$\begin{aligned}
 P(Y = k) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P((Y = k)|(X = n)) P(X = n) \\
 &= 0 + \sum_{n=k}^{+\infty} P((Y = k)|(X = n)) P(X = n) \\
 &= \sum_{n=k}^{+\infty} \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \times \frac{a^n}{n!} e^{-a} \\
 &= \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k q^{n-k} \times \frac{a^n}{n!} e^{-a} \\
 &= \left(\frac{p}{q}\right)^k e^{-a} \frac{1}{k!} \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{(aq)^n}{(n-k)!} \\
 &= \left(\frac{p}{q}\right)^k e^{-a} \frac{1}{k!} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(aq)^{n+k}}{n!} \\
 &= \left(\frac{p}{q}\right)^k e^{-a} (aq)^k \frac{1}{k!} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(aq)^n}{n!} \\
 &= \left(\frac{p}{q}\right)^k e^{-a} (aq)^k \frac{1}{k!} e^{aq}
 \end{aligned}$$

Finalement

$$P(Y = k) = \frac{(ap)^k}{k!} e^{-ap}$$

Donc la variable aléatoire Y suit une loi de Poisson : $Y \hookrightarrow \mathcal{P}(ap)$.

4. La variable aléatoire Z suit la même loi de probabilité que Y , en remplaçant p par $q = 1 - p$.
5. On a, pour tout (j, k) de \mathbb{N}^2 ,

$$P(Y = j) \times P(Z = k) = \frac{(ap)^j e^{-ap}}{j!} \times \frac{(aq)^k e^{-aq}}{k!} = \frac{a^{j+k} p^j q^k}{j! k!} e^{-a}$$

Comme $Y + Z = X$, on a

$$\begin{aligned}
 P((Y = j) \cap (Z = k)) &= P((Y = j) \cap (X - Y = k)) \\
 &= P((Y = j) \cap (X = k + Y)) \\
 &= P((Y = j) \cap (X = k + j)) \\
 &= P((Y = j)|(X = k + j)) \times P(X = k + j) \\
 &= \binom{k+j}{j} p^j (1-p)^{k+j-j} \times \frac{a^{k+j}}{(k+j)!} e^{-a} \\
 &= \frac{(k+j)!}{k! j!} p^j q^k \times \frac{a^{k+j}}{(k+j)!} e^{-a} \\
 &= \frac{a^{j+k} p^j q^k}{j! k!} e^{-a}
 \end{aligned}$$

On a bien $P((Y = j) \cap (Z = k)) = P(Y = j) \times P(Z = k)$, et les deux variables Y et Z sont indépendantes.