

Probabilité - espaces vectoriels euclidiens

Exercice 1

$M_n(\mathbb{R})$ est muni du produit scalaire canonique :

$$\forall (A, B) \in M_n(\mathbb{R})^2, \quad \langle A | B \rangle = \text{Tr}({}^t A B) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{i,j} b_{i,j}.$$

On note $(E_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$ les matrices de la base canonique de $M_n(\mathbb{R})$.

$D_n(\mathbb{R})$ est le sous-espace vectoriel de $M_n(\mathbb{R})$ constitué des matrices diagonales. $(E_{i,i})_{1 \leq i \leq n}$ est une base de $D_n(\mathbb{R})$ et est de cardinal n donc $D_n(\mathbb{R})$ est de dimension n .

Alors $D_n(\mathbb{R})^\perp$ est le supplémentaire orthogonal de $D_n(\mathbb{R})$, donc

$$\dim(D_n(\mathbb{R})^\perp) = \dim(M_n(\mathbb{R})) - \dim(D_n(\mathbb{R})) = n^2 - n.$$

Posons $F = \{A \in M_n(\mathbb{R}), \forall i \in [1, n], a_{i,i} = 0\} = \text{vect}(\{E_{i,j}, (i, j) \in [1, n]^2, i \neq j\})$.

$(E_{i,i})_{(i,i) \in [1, n]^2, i \neq j}$ est une base de F et est de cardinal $n^2 - n$ donc F est de dimension $n^2 - n$.

$$\forall A \in F, \quad \forall B \in D_n(\mathbb{R}), \quad \langle A | B \rangle = \sum_{(i,j) \in [1, n]^2} a_{i,j} b_{i,j} = \sum_{i=1}^n \underbrace{a_{i,i}}_{=0} b_{i,i} + \sum_{i \neq j} a_{i,j} \underbrace{b_{i,j}}_{=0} = 0.$$

Donc $F \subset D_n(\mathbb{R})^\perp$. De plus ces deux sous-espaces vectoriels sont de même dimension $n^2 - n$, donc sont égaux.

Finalement $D_n(\mathbb{R})^\perp = \{A \in M_n(\mathbb{R}), \forall i \in [1, n], a_{i,i} = 0\} = \text{vect}(\{E_{i,j}, (i, j) \in [1, n]^2, i \neq j\})$.

Exercice 2

Q1. \triangleright Pour tout P, Q dans E on a $P(x)Q(x)e^{-x} \underset{x \rightarrow +\infty}{=} o(\frac{1}{x^2})$, donc l'intégrale $\int_0^{+\infty} P(x)Q(x)e^{-x} dx$ converge et l'application $(P, Q) \mapsto \langle P | Q \rangle$ est bien définie.

\triangleright La linéarité de l'intégrale entraîne la bilinéarité de $\langle . | . \rangle$.

\triangleright La symétrie de $\langle . | . \rangle$ est évidente.

\triangleright On a $\langle P | P \rangle = \int_0^{+\infty} P^2(x)e^{-x} dx \geq 0$ car $P^2(x)e^{-x} \geq 0 \quad \forall x \in [0, +\infty[$.

\triangleright Si $\langle P | P \rangle = \int_0^{+\infty} P^2(x)e^{-x} dx = 0$, comme la fonction $x \mapsto P^2(x)e^{-x}$ est continue positive alors elle s'annule sur $[0, +\infty[$ par suite P s'annule sur $[0, +\infty[$ donc P est le polynôme nul (car il admet une infinité de racines)

Finalement l'application $(P, Q) \mapsto \langle P | Q \rangle$ est un produit scalaire sur E .

Q2. ▷ Cherchons une base orthonormée de $F = \mathbb{R}_1[X]$:

Posons $P_0 = 1$ et $P_1 = X + a$ tels que $\langle P_0 | P_1 \rangle = 0$, alors on a :

$$\langle X + a | 1 \rangle = \langle X | 1 \rangle + a \langle 1 | 1 \rangle = 0$$

de plus $\langle 1 | 1 \rangle = \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = 1$ et $\langle X | 1 \rangle = \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = 1$, donc $a = -1$ et $R = X - 1$.
La famille (P_0, P_1) est orthogonale, de plus on a $\|P_0\| = 1$ et

$$\begin{aligned} \|P_1\|^2 &= \int_0^{+\infty} (x-1)^2 e^{-x} dx \\ &= \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx - 2 \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx + \int_0^{+\infty} e^{-x} dx \\ &= 1 \end{aligned}$$

Donc la famille (P_0, P_1) est orthonormée, par suite c'est une base orthonormée de F .

▷ On a $P_F(X^2) = \langle X^2 | P_0 \rangle P_0 + \langle X^2 | P_1 \rangle P_1$, avec :

$$\begin{aligned} \langle X^2 | P_0 \rangle &= \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = 2 \\ \langle X^2 | P_1 \rangle &= \int_0^{+\infty} x^3 e^{-x} dx - \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = 4 \end{aligned}$$

donc $\boxed{P_F(X^2) = 2P_0 + 4P_1 = 4X - 2}$.

Q3. ▷ Ecrivons $\|X^2\|^2 = \|(X^2 - P_F(X^2)) + P_F(X^2)\|^2$ et on sait que $P_F(X^2)$ est l'unique élément de F tel que $X^2 - P_F(X^2)$ est dans F^\perp donc $P_F(X^2) \perp (X^2 - P_F(X^2))$, le théorème de Pythagore donne :

$$\|X^2 - P_F(X^2)\|^2 = \|X^2\|^2 - \|P_F(X^2)\|^2$$

▷ On a

$$\begin{aligned} \inf_{(a,b) \in \mathbb{R}^2} \int_0^{+\infty} (x^2 - ax - b)^2 e^{-x} dx &= \inf_{(a,b) \in \mathbb{R}^2} \|X^2 - (aX + b)\|^2 \\ &= d^2(X^2, F) \end{aligned}$$

d'après le théorème de la projection orthogonale on a $d^2(X^2, F) = \|X^2 - P_F(X^2)\|^2$, donc

$$d^2(X^2, F) = \|X^2\|^2 - \|P_F(X^2)\|^2$$

le calcul donne :

$$\begin{aligned} \|X^2\|^2 &= \int_0^{+\infty} x^4 e^{-x} dx = 24 \\ \|P_F(X^2)\|^2 &= \int_0^{+\infty} (4x - 2)^2 e^{-x} dx \\ &= 16 \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx - 16 \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx + 4 \int_0^{+\infty} e^{-x} dx \\ &= 20 \end{aligned}$$

d'où

$$\inf_{(a,b) \in \mathbb{R}^2} \int_0^{+\infty} (x^2 - ax - b)^2 e^{-x} dx = d^2(X^2, F) = 4$$

Exercice 3

Q4. $Z = \sup(X, Y)$ et $T = \inf(X, Y)$, on a $T \leq Z$ donc :

▷ Si $m < n$ alors $\mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n]) = 0$.

▷ Si $m > n$ alors

$$[Z = m] \cap [T = n] = ([X = m] \cap [Y = n]) \cup ([X = n] \cap [Y = m])$$

c'est une réunion d'événements disjoints ainsi

$$\mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n]) = \mathbb{P}([X = m] \cap [Y = n]) + \mathbb{P}([X = n] \cap [Y = m])$$

par indépendance de X et Y on obtient :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n]) &= \mathbb{P}([X = m]) \mathbb{P}([Y = n]) + \mathbb{P}([X = n]) \mathbb{P}([Y = m]) \\ &= 2p^2q^{n+m}\end{aligned}$$

▷ Si $m = n$ alors

$$[Z = n] \cap [T = n] = ([X = n] \cap [Y = n])$$

et

$$\mathbb{P}([Z = n] \cap [T = n]) = \mathbb{P}([X = n] \cap [Y = n])$$

l'indépendance de X et Y donne

$$\mathbb{P}([Z = n] \cap [T = n]) = \mathbb{P}([X = n]) \mathbb{P}([Y = n]) = p^2q^{2n}$$

Finalement :

$$\mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n]) = \begin{cases} 0 & \text{si } m < n \\ p^2q^{2n} & \text{si } m = n \\ 2p^2q^{n+m} & \text{si } m > n \end{cases}$$

Q5. La famille $([T = n])_{n \in \mathbb{N}}$ est un système complet d'événements donc pour tout $m \in \mathbb{N}$ on a :

$$\mathbb{P}(Z = m) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n])$$

or si $m < n$ $\mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n]) = 0$ donc

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(Z = m) &= \sum_{n=0}^m \mathbb{P}([Z = m] \cap [T = n]) \\ &= p^2q^{2m} + \sum_{n=0}^{m-1} 2p^2q^{n+m} \\ &= p^2q^{2m} + 2p^2q^m \frac{1 - q^m}{1 - q}\end{aligned}$$

ce qui donne $\boxed{\mathbb{P}(Z = m) = pq^m (2 - (q + 1)q^m)}$

Partie I-Préliminaires

1. $X_1(\Omega) = \{0, 1\}$. X_1 suit donc une loi de Bernoulli de paramètre $p = P(X_1 = 1)$.

Et $P(X_1 = 1) = \frac{b}{b+r}$, puisqu'il y a au départ b boules blanches sur un total de $b+r$ boules dans l'urne, et équiprobabilité de tirage de chaque boule.

Conclusion X_1 suit une loi de Bernoulli de paramètre $p = \frac{b}{b+r}$. (résultat confirmé par Q6)

2. $P(X_2 = 1|X_1 = 1) = \frac{b+1}{b+r+1}$ car cela correspond à un tirage d'une boule blanche dans une urne contenant $b+1$ blanches sur un total de $b+r+1$ boules.

De même $P(X_2 = 0|X_1 = 1) = \frac{r}{b+r+1}$, ici tirage d'une boule rouge d'une urne contenant r rouges sur un total de $b+r+1$ boules.

La loi conditionnelle de X_2 sachant $(X_1 = 1)$ est une loi de Bernoulli de paramètre $\frac{b+1}{b+r+1}$.

Ensuite $X_2(\Omega) = \{0, 1\}$. X_2 suit donc une loi de Bernoulli de paramètre $p = P(X_2 = 1)$.

J'utilise alors la formule des probabilités totales avec le s.c.e $((X_1 = 1), (X_1 = 0))$. Ce qui donne :

$$P(X_2 = 1) = P(X_2 = 1|X_1 = 1)P(X_1 = 1) + P(X_2 = 1|X_1 = 0)P(X_1 = 0).$$

J'ai obtenu $P(X_2 = 1|X_1 = 1) = \frac{b+1}{b+r+1}$, de même j'ai $P(X_2 = 1|X_1 = 0) = \frac{b}{b+r+1}$, ainsi avec

$$\text{la Q1 } P(X_2 = 1) = \frac{b+1}{b+r+1} \frac{b}{b+r} + \frac{b}{b+r+1} \frac{r}{b+r} = \frac{b}{b+r}$$

Conclusion X_2 suit une loi de Bernoulli de paramètre $p = \frac{b}{b+r}$. (résultat confirmé par Q6)

3. S_n renvoie le nombre de boules blanches après le n ème tirage, et vu qu'il y a au départ b boules blanches et qu'à chaque tirage on peut avoir une boule blanche ou rouge : $S_n(\Omega) = \llbracket b, b+n \rrbracket$.

Partie II-La loi de X_n

4. $P(X_{n+1} = 1|S_n = k) = \frac{k}{b+r+n}$. En effet correspond à une urne contenant k boules blanches sur un total de $b+r+n$ boules.

5. Appliquons la formule des probabilités totales avec le s.c.e $((S_n = k)_{b \leq k \leq n+b})$

$$P(X_{n+1} = 1) = \sum_{k=b}^{n+b} P(X_{n+1} = 1|S_n = k)P(S_n = k), \text{ donc avec le résultat de Q4}$$

$$P(X_{n+1} = 1) = \sum_{k=b}^{n+b} \frac{k}{b+r+n} P(S_n = k) = \frac{1}{b+r+n} \sum_{k=b}^{n+b} k P(S_n = k) = \frac{1}{b+r+n} E(S_n) \text{ ce qui est le résultat demandé.}$$

6. Montrons par récurrence (forte) sur $n \in \mathbb{N}^*$ que X_n suit une loi de Bernoulli de paramètre $\frac{b}{b+r}$.

Amorce : $n = 1$. C'est vrai par la Q1.

Hérédité : Soit $n \in \mathbb{N}^*$ fixé, supposons la propriété vraie jusqu'au rang n .

D'abord $X_{n+1}(\Omega) = \{0, 1\}$, donc X_{n+1} suit une loi de Bernoulli de paramètre $p = P(X_{n+1} = 1)$.

Ensuite par linéarité de l'espérance et hypothèse de récurrence (forte), $E(S_n) = b + n \frac{b}{b+r} = b \frac{b+r+n}{b+r}$, qu'il suffit de remplacer dans le résultat de la **Q5**, qui donne bien $P(X_{n+1}) = \frac{b}{b+r}$.

Conclusion : Par principe de récurrence la propriété est vraie pour tout $n \in \mathbb{N}^*$.

Partie III-La loi de S_n dans un cas particulier

7. Vu que $b = 1$, $S_n = 1$ correspond à "on n'a tiré que des boules rouges aux n premiers tirages", soit $(S_n = 1) = ((X_1 = 0) \cap (X_2 = 0) \cap \dots \cap (X_n = 0))$
8. Les événements $(X_k = 0)$ ne sont pas indépendants. J'utilise la formule des probabilités composées qui donne :

$$P((X_1 = 0) \cap (X_2 = 0) \cap \dots \cap (X_n = 0)) =$$

$$P(X_1 = 0) \times P(X_2 = 0 | X_1 = 0) \times \dots \times P(X_n = 0 | (X_1 = 0) \cap (X_2 = 0) \cap \dots \cap (X_{n-1} = 0)).$$
Encore une fois ces probabilités conditionnelles s'interprètent :

$$P(X_1 = 0) = \frac{1}{2}, P(X_2 = 0 | X_1 = 0) = \frac{2}{3}, P(X_n = 0 | (X_1 = 0) \cap (X_2 = 0) \cap \dots \cap (X_{n-1} = 0)) = \frac{n}{n+1}.$$
Et ainsi les produits se simplifient et donnent bien la formule demandée.
9. Si $S_{n+1} = k$, alors forcément $S_n = k$ ou $S_n = k - 1$. Ainsi la probabilité pour (i) est nulle.
Ensuite pour (ii) et (iii) toujours par interprétation du conditionnement :

$$P(S_{n+1} = k | S_n = k - 1) = \frac{k-1}{n+2}$$
 correspond à une urne de $n+2$ boules dont $k-1$ sont blanches dont on tire une boule blanche.

$$P(S_{n+1} = k | S_n = k) = \frac{n+2-k}{n+2}$$
 correspond à une urne de $n+2$ boules dont k sont blanches, donc $n+2-k$ rouges, dont on tire une rouge.
10. Tout est fait. C'est la formule des probabilités totales appliquée au s.c.e $((S_n = \ell))_{1 \leq \ell \leq n+1}$.
On peut remarquer que les deux cas $S_{n+1} = 1$ et $S_{n+1} = n+2$ ont déjà été réglés par **Q8**.
11. Montrons par récurrence sur $n \in \mathbb{N}^*$ que S_n suit une loi uniforme sur $\llbracket 1, n+1 \rrbracket$.

Amorce : $S_1(\Omega) = \llbracket 1, 2 \rrbracket$, et : $(S_1 = 1) = (X_1 = 0)$, donc avec **Q1** $P(S_1 = 1) = P(X_1 = 0) = \frac{1}{2}$.

$(S_1 = 2) = (X_1 = 1)$, donc avec **Q1** $P(S_1 = 1) = P(X_1 = 1) = \frac{1}{2}$.

Donc X_1 suit bien une loi uniforme sur $\llbracket 1, 2 \rrbracket$.

Hérédité : Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Supposons que S_n suit une loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$.

D'abord $S_{n+1}(\Omega) = \llbracket 1, n+2 \rrbracket$ par **Q3**.

Ensuite **Q8** répond à $P(S_{n+1} = 1) = \frac{1}{n+2}$ et $P(S_{n+1} = n+2) = \frac{1}{n+2}$.

Puis l'hypothèse de récurrence et la **Q10** répondent aux autres valeurs.

Pour $k \in \llbracket 2, n+1 \rrbracket$, $P(S_{n+1} = k) = \frac{k-1}{n+2} \frac{1}{n+1} + \frac{n+2-k}{n+2} \frac{1}{n+1} = \frac{1}{n+2}$.

Ainsi S_{n+1} suit une loi uniforme sur $\llbracket 1, n+2 \rrbracket$.

Conclusion : Le résultat est vrai pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ par principe de récurrence.