

EXERCICE

Soit a, b deux entiers naturels non nuls et s leur somme.

Une urne contient initialement a boules noires et b boules blanches indiscernables au toucher.

On effectue dans cette urne une suite infinie de tirages au hasard d'une boule selon le protocole suivant:

- si la boule tirée est blanche, elle est remise dans l'urne ;
- si la boule tirée est noire, elle est remplacée dans l'urne par une boule blanche prise dans une réserve annexe.

Avant chaque tirage, l'urne contient donc toujours s boules.

On désigne par $(\Omega, \mathcal{B}, \mathbf{P})$ un espace probabilisé qui modélise cette expérience et, pour tout entier naturel n non nul, on note:

- B_n l'événement "la n -ième boule tirée est blanche";
- X_n la variable aléatoire désignant le nombre de boules blanches tirées au cours des n premiers tirages;
- u_n l'espérance de la variable aléatoire X_n , c'est-à-dire $u_n = \mathbf{E}(X_n)$.

1. Étude d'un ensemble de suites

Soit A l'ensemble des suites $(x_n)_{n \geq 1}$ de réels qui vérifient:

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad s x_{n+1} = (s - 1) x_n + b + n$$

N.B. cette suite n'est pas arithmético-géométrique car la "raison" additive dépend de n .

a) Soit α et β deux réels et $(v_n)_{n \geq 1}$ la suite définie par: $\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad v_n = \alpha n + \beta$.

v appartient à $A \iff \forall n \in \mathbb{N}^*$

$$s (\alpha (n + 1) + \beta) = (s - 1) (\alpha n + \beta) + b + n \iff n [\alpha - 1] + \beta - b + s\alpha = 0$$

alors quand $n \rightarrow +\infty$, $a = 1$ sinon, la limite est infinie d'où $\beta = b - s$

Réciproquement, si $a = 1$ et $\beta = b - s$ l'égalité est vérifiée.

Conclusion : La seule solution est $\alpha = 1$ et $\beta = b - s$ pour que la suite $(v_n)_{n \geq 1}$ appartienne à A .

b) Soit $(x_n)_{n \geq 1}$ une suite appartenant à A , $(v_n)_{n \geq 1}$ la suite déterminée à la question précédente

et $(y_n)_{n \geq 1}$ la suite définie par: $\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad y_n = x_n - v_n$.

On a pour tout n non nul:

$$\begin{aligned} y_{n+1} &= x_{n+1} - v_{n+1} \\ &= \frac{1}{s} ((s - 1) x_n + b + n - [(s - 1) v_n + b + n]) \\ &= \frac{s - 1}{s} (x_n - v_n) \end{aligned}$$

Conclusion : y est géométrique de raison $\frac{s - 1}{s}$ et de premier terme $y_1 = x_1 - v_1 = x_1 - 1 - b + s$

Donc pour tout entier n : $y_n = \left(\frac{s-1}{s}\right)^{n-1} y_1$ et

$$\begin{aligned} x_n &= y_n + v_n \\ &= \left(\frac{s-1}{s}\right)^{n-1} (x_1 - 1 - b + s) + n + b - s \end{aligned}$$

2. Expression de la probabilité $P(B_{n+1})$ à l'aide de u_n

a) Lors du premier tirage, il y a a boules noires et b boules blanches équiprobables.

$$\text{Donc } P(B_1) = \frac{b}{a+b} = \frac{b}{s}.$$

Et comme $(X_1 = 1) = B_1$ alors $P(X_1 = 1) = \frac{b}{s}$ et $u_1 = E(X_1) = \frac{b}{s}$.

b) (B_1, N_1) est un système complet d'événements donc

$$\begin{aligned} P(B_2) &= P_{B_1}(B_2)P(B_1) + P_{N_1}(B_2)P(N_1) \\ &= \frac{b}{s} \frac{b}{s} + \frac{b+1}{s} \frac{a}{s} \\ &= \frac{b^2 + (b+1)(s-b)}{s^2} \\ &= \frac{b^2 + (b+1)(s-b)}{s^2} \\ &= \frac{s-b+bs}{s^2} \\ &= \frac{1 - \frac{b}{s} + b}{s} = \frac{b+1-u_1}{s} \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{P(B_2) = \frac{b+1-u_1}{s}}$

c) Soit n un entier naturel vérifiant $1 \leq n \leq a$.

N.B. on se rend compte à la question suivante de l'importance de cette condition.

C'est elle qui permettra le tirage de k boules blanches et de $n-k$ boules noires si $k \in [[0, n]]$.

Pour tout entier k de l'intervalle $[0, n]$, quand $X_n = k$, en n tirages, on a obtenu k boules blanches et donc $n-k$ boules noires avec $n-k \leq a$.

Celles ci ont été remplacées par des blanches.

L'urne contient donc $a-n+k$ boules noires et $b+n-k$ boules blanches équiprobables.

Conclusion : $\boxed{P_{X=k}(B_{n+1}) = \frac{b+n-k}{s}}$

Comme $X_n(\Omega) = [[0, n]]$ alors $(X_n = k)_{k \in [[0, n]]}$ est un système complet d'événements, donc

$$P(B_{n+1}) = \sum_{k=0}^n P_{X=k}(B_{n+1}) P(X_n = k)$$

dans lequel on fait apparaître $u_n = E(X_n) = \sum_{k=0}^n k P(X_n = k)$

$$\begin{aligned}
P(B_{n+1}) &= \sum_{k=0}^n \frac{b+n-k}{s} P(X_n = k) \\
&= \frac{1}{s} \left[\sum_{k=0}^n (b+n) P(X_n = k) - \sum_{k=0}^n k P(X_n = k) \right] \\
&= \frac{1}{s} [b+n - E(X_n)]
\end{aligned}$$

car $\sum_{k=0}^n P(X_k) = 1$.

Conclusion :
$$P(B_{n+1}) = \frac{b+n-u_n}{s}$$

d) Soit n un entier naturel vérifiant $n > a$.

- Si $k \in [[0, n-a-1]]$ alors $k \leq n-a-1$ et $n-k \geq a+1$, l'événement $[X_n = k]$ est "obtenir $n-k$ " boules noires. Ceci est impossible, car les boules noires ne sont pas remises. Donc $[X_n = k] = \emptyset$
- Si k est un entier de l'intervalle $[n-a, n]$, alors $n-a \leq k \leq n$ et $0 \leq n-k \leq a$. Donc si $X_n = k$, il y a là encore dans l'urne $b+n-k$ blanches et $a-n+k$ noires. D'où $P_{X_n=k}(B_{n+1}) = \frac{b+n-k}{s}$

En n tirages, on obtient au maximum n boules blanches et a boules noires.

Donc au minimum, $n-a$ boules blanches.

Avec cette fois $X_n(\Omega) = [[n-a, n]]$ on obtient :

$$\begin{aligned}
P(B_{n+1}) &= \sum_{k=n-a}^n P_{X_n=k}(B_{n+1}) P(X_n = k) \\
&= \frac{1}{s} \left[\sum_{k=0}^n (b+n) P(X_n = k) - \sum_{k=0}^n k P(X_n = k) \right] \\
&= \frac{1}{s} [b+n - E(X_n)]
\end{aligned}$$

Conclusion :
$$\text{Pour tout } n \in \mathbb{N}^* : P(B_{n+1}) = \frac{b+n-u_n}{s}$$

3. Calcul des nombres u_n et $P(B_n)$

a) Soit n un entier naturel non nul.

Comme le nombre de boules blanches obtenues augmente au plus de 1 à chaque tirage alors

$$\begin{aligned}
(X_{n+1} = k) &= [X_{n+1} = k \cap X_n = k] \cup [X_{n+1} = k \cap X_n = k-1] \text{ incompatibles} \\
P(X_{n+1} = k) &= P_{X_n=k}(X_{n+1} = k) P(X_n = k) + P_{X_n=k-1}(X_{n+1} = k) P(X_n = k-1) \\
&= P_{X_n=k}(N_{k+1}) P(X_n = k) + P_{X_n=k-1}(B_{k+1}) P(X_n = k-1)
\end{aligned}$$

Pour tout entier k de l'intervalle $[[n+1-a, n]]$, les événements $X_n = k$ et $X_n = k-1$ sont possibles et le conditionnement nous donne la composition de l'urne :

- quand $X_n = k$, on a obtenu $n-k$ boules noires ($0 \leq n-k \leq a-1$) et l'urne contient $a-n+k$ boules noires.

- quand $X_n = k - 1$, on a obtenu $n - k + 1$ boules noires ($1 \leq n - k + 1 \leq a$) et l'urne contient $b + n - k + 1$ blanches.

d'où :

$$P(X_{n+1} = k) = \frac{a - n + k}{s} P(X_n = k) + \frac{b + n - k + 1}{s} P(X_n = k - 1)$$

- Pour $k = n + 1$ la décomposition précédente reste valable avec l'événement ($X_n = k$) impossible donc la probabilité conditionnelle n'est plus définie. Mais comme $P(X_n = k) = 0$, la formule précédente reste valable.
- Pour $k = n - a$ on a $n - (k - 1) = a + 1$ et l'événement ($X_n = k - 1$) qui est "obtenir $a + 1$ " boules noires est impossible. Mais là encore, $P(X_n = k - 1) = 0$ et la formule reste valable.
- pour tout entier k de l'intervalle $[[1, n - a - 1]]$ on a $k \leq n - a - 1$ et $n + 1 - k \geq a + 2$ donc ($X_{n+1} = k$) impossible. On a également $n - k \geq a + 1$ donc ($X_n = k$) impossible et $n - (k - 1) \geq 2$ donc ($X_n = k - 1$) impossible. L'égalité est encore vraie, tout étant nul.

Conclusion : La formule est vraie pour tout $k \in [[0, n + 1]]$

b) En ajoutant éventuellement des termes nuls, on a

$$\begin{aligned} u_{n+1} &= E(X_{n+1}) = \sum_{k=0}^{n+1} k P(X_{n+1} = k) \\ &= \sum_{k=0}^{n+1} k \left[\frac{a - n + k}{s} P(X_n = k) + \frac{b + n - k + 1}{s} P(X_n = k - 1) \right] \\ &= \frac{1}{s} \left[\sum_{k=0}^n k(a - n + k) P(X_n = k) + 0 + \sum_{k=0}^n (k + 1)(b + n - k) P(X_n = k) + 0 \right] \\ &= \frac{1}{s} \left[\sum_{k=0}^n k^2 P(X_n = k) + (a - n) \sum_{k=0}^n k P(X_n = k) - \sum_{k=0}^n k^2 P(X_n = k) + (b + n - 1) \sum_{k=0}^n k P(X_n = k) + (b + n) \sum_{k=0}^n P(X_n = k) \right] \\ &= \frac{1}{s} [(a + b - 1) u_n + b + n] \end{aligned}$$

et avec $a + b = s$, on retrouve

Conclusion : $s u_{n+1} = (s - 1) u_n + b + n$ et $(u_n)_{n \geq 1} \in A$

c) D'après la résolution faite on a alors

$$\begin{aligned} u_n &= \left(\frac{s - 1}{s} \right)^{n-1} (u_1 - 1 - b + s) + n + b - s \\ &= \left(\frac{s - 1}{s} \right)^{n-1} \left(\frac{b}{s} - 1 - b + s \right) + n + b - s \end{aligned}$$

et comme

$$\begin{aligned} P(B_{n+1}) &= \frac{b + n - u_n}{s} \\ &= \frac{1}{s} \left[b + n - \left(\frac{s - 1}{s} \right)^{n-1} \left(\frac{b}{s} - 1 - b + s \right) - n - b + s \right] \\ &= 1 - \frac{1}{s} \left(\frac{s - 1}{s} \right)^{n-1} \left(\frac{b}{s} - 1 - b + s \right) \end{aligned}$$

d) Comme $\left| \frac{s-1}{s} \right| < 1$ alors $\left(\frac{s-1}{s} \right)^{n-1} \rightarrow 0$ et

Conclusion : $u_n \rightarrow +\infty$ et $P(B_n) \rightarrow 1$ quand $n \rightarrow +\infty$

PROBLÈME

Dans tout le problème, on désigne par \mathcal{C} l'espace vectoriel des applications continues de \mathbb{R} dans \mathbb{R} .
 À toute application f de \mathcal{C} , on associe l'application $D(f)$ de \mathbb{R} dans \mathbb{R} définie par:

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad D(f)(x) = f(x+1) - f(x)$$

Les parties **A**, **B** et **C** sont indépendantes.

Question préliminaire:

Pour toute fonction f continue sur \mathbb{R} la fonction $x \rightarrow f(x+1)$ est elle même continue sur \mathbb{R} .

Donc D est une application de \mathcal{C} dans \mathcal{C} .

Pour tout f et g de \mathcal{C} et α et $\beta \in \mathbb{R}$ on a

$$\begin{aligned} D(\alpha f + \beta g)(x) &= (\alpha f + \beta g)(x+1) - (\alpha f + \beta g)(x) \\ &= \alpha(f(x+1) - f(x)) + \beta(g(x+1) - g(x)) \\ &= \alpha D(f)(x) + \beta D(g)(x) \end{aligned}$$

Conclusion : D est un endomorphisme de \mathcal{C}

Partie A : Image par D d'une fonction de répartition

1. Soit F une application continue sur \mathbb{R}

Pour être fonction de répartition de variable à densité elle doit de plus vérifier

- être de classe C^1 sauf en un nombre fini de points
- être croissante sur \mathbb{R}
- $\lim_{-\infty} F = 0$ et $\lim_{+\infty} F = 1$

2. Soit F une application de \mathcal{C} qui est une fonction de répartition et g l'application $D(F)$.

a) Comme F est croissante et $x+1 \geq x$ alors $F(x+1) \geq F(x)$ et $g(x) \geq 0$ pour tout x réel;

b) Conclusion : g est positive sur \mathbb{R}

c) Comme F est croissante sur \mathbb{R} , pour tout $x \leq t \leq x+1$ on a $F(x) \leq F(t) \leq F(x+1)$

Et comme les bornes sont en ordre croissant, (inégalité de la moyenne ou intégration de

l'inégalité) $F(x)(x+1-x) \leq \int_x^{x+1} F(t) dt \leq F(x+1)(x+1-x)$.

et $F(x) \leq \int_x^{x+1} F(t) dt \leq F(x+1)$

Comme $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x+1) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, on a alors

Conclusion : $\lim_{x \rightarrow -\infty} \int_x^{x+1} F(t) dt = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_x^{x+1} F(t) dt = 1$

d) Soit A et B deux réels vérifiant $A < 0 < B$ et $I(A, B)$ l'intégrale: $I(A, B) = \int_A^B g(t) dt$.

Par changement de variable $t = x - 1$ on a :

$$\begin{aligned} \int_A^B g(t) dt &= \int_A^B F(t+1) dt - \int_A^B F(t) dt \\ &= \int_{A+1}^{B+1} F(x) dx - \int_A^B F(t) dt \\ &= \int_{A+1}^A F(t) dt + \int_B^{B+1} F(t) dt \\ &= \int_B^{B+1} F(t) dt - \int_A^{A+1} F(t) dt \end{aligned}$$

e) g est positive, continue sur \mathbb{R} et $\lim_{\substack{B \rightarrow +\infty \\ A \rightarrow -\infty}} \int_A^B g(t) dt = 1$ donc $\int_{-\infty}^{+\infty} g(t) dt = 1$

Conclusion : g est une densité de probabilité.

3. Un exemple

On suppose, dans cette question, que F est la fonction de répartition d'une variable aléatoire qui suit la loi uniforme sur l'intervalle $[0, 1]$ et on pose: $g = D(F)$.

On a $F(x) = 0$ si $x \leq 0$; $F(x) = x$ si $x \in [0, 1]$ et $F(x) = 1$ si $x \geq 1$.

Donc

- si $x \geq 1$ alors $x + 1 \geq 1$ et $F(x + 1) - F(x) = 1 - 1 = 0$
- si $0 \leq x < 1$ alors dépend de $1 \leq x + 1$ donc $F(x + 1) - F(x) = 1 - x$
- si $-1 \leq x < 0$ alors $0 \leq x + 1 < 1$ donc $F(x + 1) - F(x) = x + 1$
- Enfin, si $x < -1$ alors $x + 1 < 0$ et $F(x + 1) - F(x) = 0$

Conclusion :

$$g(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -1 \\ x + 1 & \text{si } -1 \leq x < 0 \\ 1 - x & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 0 & \text{si } 1 \leq x \end{cases}$$

Partie B : Recherche des valeurs propres de D

Si λ est un réel, on dit que λ est une *valeur propre* de D s'il existe une application f de \mathcal{C} , distincte de l'application nulle, vérifiant: $D(f) = \lambda f$.

1. Soit a un réel. On note g_a l'application de \mathcal{C} définie par: $\forall x \in \mathbb{R}, g_a(x) = e^{ax}$.

On a $D(g_a)(x) = e^{a(x+1)} - e^{ax} = e^{ax}(e^a - 1) = (e^a - 1)g_a(x)$

Conclusion : $D(g_a) = (e^a - 1)g_a$ et $e^a - 1$ est valeur propre de D

2. Pour $\lambda > -1$, on résout $e^a - 1 = \lambda \iff a = \ln(\lambda + 1)$ (car $\lambda + 1 > 0$) donc λ est valeur propre associée au vecteur propre $g_{\ln(\lambda+1)}$

Conclusion : tout réel λ strictement supérieur à -1 est une valeur propre de D .

3. Soit a un réel. On note h_a l'application de \mathcal{C} définie par: $\forall x \in \mathbb{R}, h_a(x) = \sin(\pi x) e^{ax}$.

On a $D(h_a)(x) = \sin(x+1) e^{a(x+1)} - \sin(x) e^{ax} = -(1+e^a) \sin(x) e^{ax}$

Conclusion : $D(h_a) = -(1+e^a) h_a$ et $-(1+e^a)$ est valeur propre

4. et pour tout $\lambda < -1$, on a $-\lambda - 1 > 0$ et avec $a = \ln(-\lambda - 1)$ on a $-(1+e^a) = \lambda$ est valeur propre.

Conclusion : tout réel λ strictement inférieur à -1 est une valeur propre de D

5. Si réel -1 est valeur propre de D alors il existe $f \neq 0$ telle que $f(x+1) - f(x) = 1f(x)$ pour tout x réel et donc $f(x+1) = 0$ et $f = 0$

Absurde.

Conclusion : -1 n'est pas valeur propre de D

Partie C : Image par D d'une application polynomiale

Pour tout entier naturel p , on désigne par E_p le sous-espace de \mathcal{C} dont les éléments sont les applications polynômiales de degré au plus p .

On note X l'application $x \mapsto x$ et, pour tout entier naturel non nul k , on note X^k l'application $x \mapsto x^k$.

Soit $(H_i)_{i \in \mathbb{N}}$ la suite d'applications polynômiales définie par:

$$H_0 = 1 \quad \text{et} \quad \forall i \in \mathbb{N}^*, \quad H_i = \frac{1}{i!} \prod_{k=0}^{i-1} (X - k)$$

1. On a

$$H_1 = \frac{1}{1!} \prod_{k=0}^0 (X - k) = X$$

$$H_2 = \frac{1}{2!} \prod_{k=0}^1 (X - k) = \frac{X(X-1)}{2!} = \frac{-X}{2} + \frac{X^2}{2}$$

$$H_3 = \frac{1}{3!} \prod_{k=0}^2 (X - k) = \frac{X(X-1)(X-2)}{3!} = \frac{X}{3} - \frac{X^2}{2} + \frac{X^3}{6}$$

On montre que la famille est libre : soient $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ réels alors

si $\alpha H_0 + \beta H_1 + \gamma H_2 + \delta H_3 = 0$ on a pour tout x réel $(\alpha H_0 + \beta H_1 + \gamma H_2 + \delta H_3)(x) = 0$ et en particulier :

- pour $x = 0$: $\alpha = 0$
- pour $x = 1$: $\alpha + \beta = 0$
- pour $x = 2$: $\alpha + 2\beta + \gamma = 0$
- pour $x = 3$: $\alpha + 3\beta + 3\gamma + \delta = 0$

d'où $\alpha = \beta = \gamma = \delta = 0$ et la famille est libre. (on a aussi une famille échelonnée)

Elle comporte 4 vecteurs de E_3 (polynômes de degré ≤ 4) et $\dim E_3 = 4$

Conclusion : (H_0, H_1, H_2, H_3) est une base de E_3

2. Soit $\mathcal{B}_3 = (1, X, X^2, X^3)$ la base canonique de E_3 .

a) On développe pour obtenir leurs coordonnées dans \mathcal{B}_3 :

- $H_0 = 1$ coordonnées : $(1, 0, 0, 0)$
- $H_1 = X$ coordonnées $(0, 1, 0, 0)$
- $H_2 = -\frac{X}{2} + \frac{X^2}{2}$ coordonnées $(0, -\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, 0)$
- $H_3 = \frac{X}{3} - \frac{X^2}{2} + \frac{X^3}{6}$ coordonnées $(0, \frac{1}{3}, -\frac{1}{2}, \frac{1}{6})$

Donc $P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -\frac{1}{2} & \frac{1}{3} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{6} \end{pmatrix}$ et on calcule l'inverse par résolution du système :

$$P \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \\ t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \\ d \end{pmatrix} \iff \begin{cases} x = a \\ y - \frac{1}{2}z + \frac{1}{3}t = b \\ \frac{1}{2}z - \frac{1}{2}t = c \\ \frac{1}{6}t = d \end{cases} \iff \begin{cases} x = a \\ y = \frac{1}{2}z - \frac{1}{3}t + b = b + c + d \\ z = t + 2c = 6d + 2c \\ t = 6d \end{cases}$$

$$\text{Donc } P^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 2 & 6 \\ 0 & 0 & 0 & 6 \end{pmatrix}$$

b) Soit a_0, a_1, a_2, a_3 des réels et Q l'application polynomiale $a_0 + a_1X + a_2X^2 + a_3X^3$.
Donc les coordonnées de Q dans \mathcal{B}_3 sont (a_0, a_1, a_2, a_3)

$$\text{Les coordonnées de } Q \text{ dans } \mathcal{U}_3 \text{ sont (en colonne) } P^{-1} \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 + a_2 + a_3 \\ 2a_2 + 6a_3 \\ 6a_3 \end{pmatrix} ?$$

En particulier pour X^3 , ($a_3 = 0$ les autres nuls) ses coordonnées dans \mathcal{U}_3 sont $(0, 1, 6, 6)$
donc $X^3 = 0H_0 + 1H_1 + 6H_2 + 6H_3$.

3. Application: moment d'ordre 3 d'une variable aléatoire de Poisson

Soit a un réel strictement positif et Z une variable aléatoire suivant la loi de Poisson de paramètre a .

a) Pour tout entier naturel n supérieur ou égal à 3, on pose: $S_n = \sum_{k=0}^n \frac{k^3 a^k}{k!}$.

On a :

$$\begin{aligned} S_n &= \sum_{k=0}^n \frac{k^3 a^k}{k!} \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{H_1(k) + 6H_2(k) + 6H_3(k)}{k!} a^k \end{aligned}$$

avec

$$\begin{aligned} \frac{H_1(k)}{k!} &= \frac{1}{1!} \frac{k}{k!} = \frac{1}{(k-1)!} \text{ si } k \geq 1 \\ \frac{H_2(k)}{k!} &= \frac{1}{2!} \frac{k(k-1)}{k!} = \frac{1}{2} \frac{1}{(k-2)!} \text{ si } k \geq 2 \\ \frac{H_3(k)}{k!} &= \frac{1}{3!} \frac{k(k-1)(k-2)}{k!} = \frac{1}{6} \frac{1}{(k-3)!} \text{ si } k \geq 3 \end{aligned}$$

on a donc

$$\begin{aligned}
 S_n &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{(k-1)!} a^k + 6 \sum_{k=2}^n \frac{1}{2(k-2)!} a^k + 6 \sum_{k=3}^n \frac{1}{6(k-3)!} a^k \\
 &= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{1}{k!} a^{k+1} + 3 \sum_{k=0}^{n-2} \frac{1}{k!} a^{k+2} + \sum_{k=0}^{n-3} \frac{1}{k!} a^{k+3} \text{ réindexé} \\
 &\rightarrow ae^a + 3a^2e^a + a^3e^a \text{ quand } n \rightarrow +\infty
 \end{aligned}$$

Donc la série de terme général $\frac{n^3 a^n}{n!}$ est convergente

Conclusion : $\boxed{\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{n^3 a^n}{n!} = (a + 3a^2 + a^3) e^a}$

b) Z^3 a une espérance si la série $\sum_{k=0}^{+\infty} k^3 P(Z = k)$ est absolument convergente (\Leftrightarrow convergence simple car tout est positif)

$$\begin{aligned}
 \sum_{k=0}^{+\infty} k^3 P(Z = k) &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^3 \frac{a^k e^{-a}}{k!} = e^{-a} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k^3}{k!} a^k \text{ qui converge} \\
 &= a + 3a^2 + a^3
 \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{E(Z^3) = a + 3a^2 + a^3}$

4. Dans cette question, p est un entier naturel non nul fixé.

a) Si Q appartient à E_p , alors $D(Q) = Q(X+1) - Q$ est encore polynôme de degré $\leq p$ donc $D(Q)$ appartient aussi à E_p .

On note alors D_p l'endomorphisme de E_p qui, à tout Q de E_p , associe $D(Q)$.

b) Comme $\deg(H_k) = k$ alors la famille $\mathcal{U}_p = (H_0, H_1, \dots, H_p)$ est formée de p vecteurs de E_p et est échelonnée donc libre.

Donc \mathcal{U}_p est une base de E_p .

c) Déterminer $D_p(H_0) = 1(X+1) - 1 = 0$

$$D_p(H_1) = X(X+1) - X = X+1 - X = 1$$

et pour tout entier i vérifiant $0 < i \leq p$, l'égalité :

$$\begin{aligned}
 D_p(H_i) &= H_i(X+1) - H_i \\
 &= \frac{1}{i!} \prod_{k=0}^{i-1} (X+1-k) - \frac{1}{i!} \prod_{k=0}^{i-1} (X-k) \text{ réindexé } h = k-1 \\
 &= \frac{1}{i!} \prod_{k=-1}^{i-2} (X-h) - \frac{1}{i!} \prod_{k=0}^{i-1} (X-k) \text{ factorisé} \\
 &= \frac{1}{i!} \prod_{k=0}^{i-2} (X-k) [X-1 - (X-i+1)] \\
 &= \frac{i}{i!} \prod_{k=0}^{i-2} (X-k) = \frac{1}{(i-1)!} \prod_{k=0}^{i-2} (X-k) \text{ car } i \geq 1 \\
 &= H_{i-1}
 \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{\text{donc pour } i \geq 1 : D_p(H_i) = H_{i-1}}$

d) On a alors $M_p = \begin{pmatrix} 0 & 1 & & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & & 1 \\ 0 & 0 & & 0 \end{pmatrix}$ avec une sur diagonale de 1 et nulle ailleurs.

e) Comme M_p est triangulaire ses valeurs propres sont sur la diagonale.

Conclusion : $\boxed{\text{la seule valeur propre de } M_p \text{ est } 0}$

Si M_p était diagonalisable, on aurait : $M_p = P \cdot 0 \cdot P^{-1} = 0$

Conclusion : $\boxed{M_p \text{ n'est pas diagonalisable.}}$

5. Application: moment d'ordre p d'une variable aléatoire de Poisson

Soit p un entier naturel non nul fixé et b_0, b_1, \dots, b_p les réels vérifiant

$$X^p = b_0 H_0 + b_1 H_1 + \dots + b_p H_p$$

Comme précédemment, on transforme la somme partielle :

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n \frac{k^p a^k}{k!} &= \sum_{k=0}^n \frac{(b_0 H_0 + b_1 H_1 + \dots + b_p H_p)(k)}{k!} a^k \\ &= \sum_{i=0}^p \left(\sum_{k=i}^n \frac{b_i}{i! (k-i)!} a^k + 0 \right) \text{ réindexé } h = k - i \\ &= \sum_{i=0}^p \frac{b_i}{i!} \sum_{k=0}^{n-i} \frac{a^{h+i}}{(k-i)!} \\ &\rightarrow \sum_{i=0}^p \frac{b_i}{i!} a^i e^a \text{ quand } n \rightarrow +\infty \end{aligned}$$

et celle de $E(Z^p)$: dont l'absolue convergence équivaut à la convergence simple puisque ses termes sont positifs.

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n k^p P(Z = k) &= \sum_{k=0}^n k^p \frac{a^k e^{-a}}{k!} \\ &= e^{-a} \sum_{k=0}^n \frac{k^p}{k!} a^k \\ &\rightarrow \sum_{i=0}^p \frac{b_i}{i!} a^i \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{Z^p \text{ a une espérance et } E(Z^p) = \sum_{i=0}^p \frac{b_i}{i!} a^i}$

6. Dans cette question, p est un entier naturel non nul et, pour tout entier i vérifiant $0 \leq i \leq p$, on considère l'application φ_i de E_p dans \mathbb{R} qui, à tout élément Q de E_p , associe le réel :

$$\varphi_i(Q) = \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} Q(k)$$

a) φ est bien définie à valeurs dans \mathbb{R} .

Soient P et Q de E_p et α et β réels alors

$$\begin{aligned}\varphi_i(\alpha P + \beta Q) &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} (\alpha P + \beta Q)(k) \\ &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} (\alpha P(k) + \beta Q(k)) \\ &= \alpha \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} P(k) + \beta \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} Q(k) \\ &= \alpha \varphi_i(P) + \beta \varphi_i(Q)\end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{\varphi_i \in \mathcal{L}(E_p, \mathbb{R})}$

b) Soit i et j deux entiers vérifiant $0 \leq i \leq p$ et $0 \leq j \leq p$;

On remarque que $H_j(k) = \frac{1}{j!} \prod_{h=0}^{j-1} (k-h) = 0$ si $k \in [[0, j-1]]$ donc

$$\begin{aligned}\varphi_i(H_i) &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} H_i(k) \\ &= \sum_{k=0}^{i-1} (-1)^{i-k} \binom{i}{k} H_i(k) + (-1)^{i-i} \binom{i}{i} H_i(i) \\ &= H_i(i) = \frac{i!}{i!} = 1 \\ &= \frac{1}{i!} \prod_{h=0}^{i-1} (i-h) = \frac{i!}{i!} = 1\end{aligned}$$

Si $j > i$:

$$\begin{aligned}\varphi_i(H_j) &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} H_j(k) \\ &= 0 \text{ car } k < j \text{ dans la somme}\end{aligned}$$

Si $j < i$

$$\begin{aligned}
 \varphi_i(H_j) &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} H_j(k) \\
 &= \sum_{k=0}^{j-1} 0 + \sum_{k=j}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} \frac{k(k-1)\cdots(k-j+1)}{j!} \\
 &= \sum_{k=j}^i (-1)^{i-k} \frac{i!}{k!(i-k)!} \frac{k!}{j!(k-j)!} \\
 &= \frac{i!}{j!} \sum_{k=j}^i (-1)^{i-k} \frac{1}{(i-k)!} \frac{1}{(k-j)!} \text{ complété en binôme} \\
 &= \frac{i!}{j!(i-j)!} \sum_{k=j}^i (-1)^{i-k} \frac{(i-j)!}{(i-k)!(k-j)!} \text{ réindexé } h = k - j \\
 &= \binom{i}{j} \sum_{k=0}^{i-j} (-1)^{i-j-h} \binom{i-j}{h} \\
 &= \binom{i}{j} (1-1)^{i-j} = 0 \text{ car } i-j > 0
 \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{\varphi_i(H_i) = 1 \quad \text{et si } j \neq i, \quad \varphi_i(H_j) = 0}$

c) On a $X^p = b_0H_0 + b_1H_1 + \cdots + b_pH_p$ et φ_i linéaire donc

$$\begin{aligned}
 \varphi_i(X^p) &= \sum_{j=0}^p b_j \varphi_i(H_j) \\
 &= \sum_{j=0: j \neq i}^p 0 + b_i \varphi_i(H_i) \text{ donc} \\
 b_i &= \varphi_i(X^p) \\
 &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} X^p(k) \\
 &= \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} k^p
 \end{aligned}$$

Conclusion : $\boxed{\text{on a donc bien } b_i = \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} k^p}$