

**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  $\alpha$  et  $\beta$  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

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

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

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.

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

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  $\alpha$  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  $\lambda$  est un réel, on dit que  $\lambda$  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  $\lambda$  est valeur propre associée au vecteur propre  $g_{\ln(\lambda+1)}$

Conclusion : tout réel  $\lambda$  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  $\lambda$  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  $\leq 4$ ) 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

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

- 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)

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

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

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  $\varphi_i$  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)  $\varphi$  est bien définie à valeurs dans  $\mathbb{R}$ .

Soient  $P$  et  $Q$  de  $E_p$  et  $\alpha$  et  $\beta$  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  $\varphi_i$  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 :  $\boxed{\text{on a donc bien } b_i = \sum_{k=0}^i (-1)^{i-k} \binom{i}{k} k^p}$