

**TD Oral 11**

1) (*Mines*) On considère  $M = \begin{pmatrix} 3 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 3 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 1 \\ 1 & \dots & 1 & 3 \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ .

Calculer  $M^k$  pour tout  $k \in \mathbb{N}$ .

2) (*X*) Soit  $A \in GL_n(\mathbb{C})$  telle que la suite  $(A^k)_{k \in \mathbb{Z}}$  est bornée.

Montrer que  $A$  est diagonalisable et que  $\text{Sp}(A) \subset U$ .

3) (*ENS*) Soit  $P \in \mathbb{C}[X]$ . On considère  $S(z) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{P(n)}{n!} z^n$ .

Montrer qu'il existe un polynôme  $Q$  de même degré que  $P$  tel que  $Q(z) \exp(z) = S(z)$ .

On propose deux méthodes :

a) Calculer  $Q(z) \exp(z)$  lorsque  $Q(z) = z^p$ . Conclure.

b) Calculer  $Q(z) = S(z) \exp(-z)$  en utilisant  $\delta : \mathbb{C}[X] \rightarrow \mathbb{C}[X] \quad P(z) \mapsto P(z) - P(z-1)$ .

4) (*X*) Soient des variables aléatoires  $X_j$  i.i.d. de loi géométrique  $\mathcal{P}(1-a)$ , où  $0 < a < 1$ .

On considère  $Y_n = \max(X_1, \dots, X_n)$  et  $Z_n = \min(X_1, \dots, X_n)$ .

a) Montrer que la loi de  $Z_n$  est géométrique, et déterminer  $E(Z_n)$ .

b) Montrer que  $Y_n$  est d'espérance finie et que  $E(Y_n) = \sum_{k=0}^{+\infty} (1 - (1-a^k)^n)$ .

c) Déterminer un équivalent de  $E(Y_n)$  lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$ .

**TD Oral 11. Corrigé**

1) On a  $M = J + 2I_n$ , où  $J = (1) \in \mathcal{M}_n(K)$ .

On a  $J$  diagonalisable semblable à  $\text{Diag}(0, \dots, 0, n)$ . Donc  $M$  semblable à  $\text{Diag}(2, \dots, 2, n+2)$ .

Donc il existe  $P$  et  $Q$  tels que  $\forall k \in \mathbb{N}$ ,  $M^k = 2^k P + (n+2)^k Q$ .

On trouve  $P$  et  $Q$  avec  $\begin{cases} P + Q = I_n \\ 2P + (n+2)Q = M \end{cases}$ , donc  $P = \frac{(n+2)I_n - M}{n}$  et  $Q = \frac{M - 2I_n}{n}$ .

Donc  $M^k = \frac{1}{n} \begin{pmatrix} a & b & \dots & b \\ b & a & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & b \\ b & \dots & b & a \end{pmatrix}$ , où  $a = 2^k(n-1) + (n+2)^k$  et  $b = -2^k + (n+2)^k$ .

2) On peut se ramener au cas où  $A$  est triangulaire supérieure.

On en déduit que pour tout coefficient  $\lambda$  de la diagonale,  $(\lambda^k)_{k \in \mathbb{Z}}$  est bornée, donc  $\lambda \in U$ . D'où  $\text{Sp}(A) \subset U$ .

Soit  $\lambda \in \text{Sp}(A)$ , et posons  $m$  l'ordre de multiplicité de  $\lambda$  comme racine de  $\chi_A$ .

Alors  $A$  est semblable à une matrice de la forme  $B = \left( \begin{array}{c|c} \lambda I_m + N & * \\ \hline O & T \end{array} \right)$ ,

où  $\lambda \notin \text{Sp}(A)$  et  $T$  triangulaire supérieure, et  $N$  triangulaire supérieure stricte.

Notons  $p$  l'ordre de nilpotence de  $N$ . On a  $p \in \mathbb{N}^*$  et  $N^{p-1}$  non nul.

On a par le binôme,  $(\lambda I_m + N)^k = \lambda^k I_m + k\lambda^{k-1}N + \binom{k}{2}\lambda^{k-2}N^2 + \dots + \binom{k}{p-1}\lambda^{k-(p-1)}N^{p-1} = \lambda^n \sum_{j=0}^{p-1} \binom{k}{j} \frac{N^j}{\lambda^j}$ .

$\sum_{j=0}^{p-1} \binom{k}{j} \frac{N^j}{\lambda^j}$  est une matrice (d'ordre  $m$ ) dont les coefficients sont des polynômes en  $k$  de degré  $j$ .

Ces polynômes sont bornés pour  $k \in \mathbb{Z}$ , donc sont constants.

Or, les coefficients de degré  $p-1$  viennent uniquement du terme  $\binom{k}{p-1}\lambda^{k-(p-1)}N^{p-1}$ .

Si  $p-1 \in \mathbb{N}^*$ , on a donc nécessairement  $\lambda^{k-(p-1)}N^{p-1} = O_n$ , ce qui contredit  $N^{p-1}$  non nul.

On en déduit que la dimension de  $E_\lambda$  vaut bien  $m$ , et ainsi, on en conclut que  $A$  est diagonalisable.

**3) a)** On a  $z^k \exp(z) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{H_k(n)}{n!} z^n$ , où  $H_k(x) = x(x-1)\dots(x-k+1)$ .

Or, les polynômes  $H_k(x) = x(x-1)\dots(x-k+1)$  de degrés échelonnés forment une base de  $\mathbb{R}[X]$ .

D'où (par linéarité) l'existence et l'unicité de  $Q(x)$ .

b) On pose  $Q(z) = S(z) \exp(-z) = \sum_{n=0}^{+\infty} c_n z^n$ , où on a (produit de Cauchy) :

$$c_n = \sum_{k=0}^n (-1)^k \frac{P(n-k)}{(n-k)!} \frac{(-1)^k}{k!} = \left( \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n}{k} P(n-k) \right) \frac{1}{n!}$$

Or, on a  $\delta^n(P) = \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n}{k} P(n-k)$  en posant  $\delta = \text{Id} - t$ , où  $t : P(x) \mapsto P(x-1)$ .

Ainsi,  $Q(z) = \sum_{n=0}^{+\infty} \delta^n(P)(n) \frac{z^n}{n!}$ .

Pour  $n > \deg P$ , on a  $\delta^n(P) = 0$ , et pour  $n = \deg P$ , on a  $\delta^n(P)$  constante non nulle.

En effet, pour tout polynôme non constant, on a  $\deg \delta(P) = \deg P - 1$ .

Donc  $Q$  est bien un polynôme de même degré que  $P$ .

**4) a)** On a  $P(X_j > k) = a^k$ .

$P(Z_n > k) = P(X_1 > k, \dots, X_n > k) = (a^k)^n = (a^n)^n$ , donc  $Z_n$  suit une loi  $\mathcal{G}(1 - a^n)$  et  $E(Z_n) = \frac{1}{1 - a^n}$ .

b)  $Y_n$  est d'espérance finie, car  $Y_n \leq X_1 + \dots + X_n$ , et on a ainsi  $E(Y_n) \leq nE(X_1)$ .

On a  $P(Y_n \leq k) = P(X_1 \leq k, \dots, X_n \leq k) = P(X_1 \leq k)^n = (1 - a^k)^n$ , car  $P(X_1 > k) = a^k$ .

Donc  $E(Y_n) = \sum_{k=0}^{+\infty} P(Y_n > k) = \sum_{k=0}^{+\infty} (1 - (1 - a^k)^n)$ .

*Remarque* : On peut aussi prouver  $E(Y_n) < +\infty$  en prouvant la cv de la série (on a  $(1 - (1 - a^k)^n) = O_{+\infty}(a^k)$ ).

c) *Solution abrégée* :

On se ramène à évaluer l'intégrale  $J_n = \int_0^{+\infty} (1 - (1 - e^{-t\lambda})^n) dt$ , où  $\lambda = -\ln a > 0$ .

On utilise le changement de variable  $e^{-t\lambda} = x$ , avec  $0 < x < 1$ , c'est-à-dire  $t = \frac{-\ln x}{\lambda}$ . On a  $dt = \frac{-dx}{x\lambda}$ .

On obtient  $J_n = \frac{1}{\lambda} \int_0^1 \frac{1 - (1-x)^n}{x} dx = \frac{1}{\lambda} \int_0^1 \frac{1-y^n}{1-y} dy = \frac{1}{\lambda} \int_0^1 \sum_{k=0}^{n-1} y^k dy = \frac{1}{\lambda} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \sim \frac{\ln n}{\lambda}$ .

Donc  $E(Y_n) \sim \frac{\ln n}{-\ln a}$ .

*Remarque* : Cela correspond à la valeur de  $k$  pour laquelle  $P(X > k) = \frac{1}{n+1}$ , c'est-à-dire  $k \ln a \sim -\ln n$ .