

**Correction du concours blanc 1 type Edhec**

**Exercice 1 (Edhec 2017)**

1. (a) Rappelons que les produits, puissances et quotients de vecteurs se font coefficients par coefficients. Il s'agit ici de faire la somme du vecteur  $[x, x^2, \dots, x^n]$  qu'on construit sur Python à l'aide de la commande `x**np.arange(1,n+1)`. D'où la fonction Python suivante.

```

1 | def f(x,n):
2 |     y = np.sum(x**np.arange(1,n+1))
3 |     return y
    
```

- (b)  $f_n(x)$  est la somme de  $n$  termes d'une suite géométrique de raison  $x$  et de premier terme  $x$ . On a donc :

$$f_n(x) = \begin{cases} x \frac{1-x^n}{1-x} & \text{si } x \neq 1 \\ n & \text{si } x = 1 \end{cases}.$$

On peut donc déclarer une deuxième fois `f` comme suit :

```

1 | def f(x,n):
2 |     if x==1 :
3 |         y = n
4 |     else :
5 |         y = x*(1-x**n)/(1-x)
6 |     return y
    
```

2. On applique le théorème de la bijection à  $f_n$  entre 0 et 1 :

- $f_n$  est **continue sur**  $[0, 1]$  en tant que fonction polynômiale.
- $f_n$  est dérivable sur  $[0, 1]$  en tant que fonction polynomiale, et on a

$$f'_n(x) = \sum_{k=1}^n kx^{k-1}.$$

Ainsi  $f'_n(x) > 0$  pour tout  $x \in [0, 1]$ . La fonction  $f_n$  est donc **strictement croissante sur**  $[0, 1]$

- $f_n(0) = 0, f_n(1) = n$ .

La fonction  $f_n$  réalise donc une bijection du segment  $[0, 1]$  sur le segment  $[0, n]$ . Puisque  $1 \in [0, n]$ , on en déduit que l'équation  $f_n(x) = 1$ , d'inconnue  $x \in [0, 1]$ , possède une unique solution  $\alpha_n$  dans  $[0, 1]$ .

3. (a) Notons tout d'abord que pour tout  $x \in [0, 1]$  :

$$f_{n+1}(x) = \sum_{k=1}^{n+1} x^k = \sum_{k=1}^n x^k + x^{n+1} = f_n(x) + x^{n+1}.$$

Prenons  $x = \alpha_n$  dans cette relation :

$$f_{n+1}(\alpha_n) = f_n(\alpha_n) + \alpha_n^{n+1} = 1 + \alpha_n^{n+1}$$

car  $f_n(\alpha_n) = 1$ . Puisque  $\alpha_n^{n+1} \geq 0$ , on obtient donc :

$$f_{n+1}(\alpha_n) \geq 1.$$

De plus on a  $f_{n+1}(\alpha_{n+1}) = 1$  par définition de  $\alpha_{n+1}$ , donc on obtient :

$$f_{n+1}(\alpha_n) \geq f_{n+1}(\alpha_{n+1}).$$

La fonction  $f_{n+1}$  étant strictement croissante, on en déduit que  $\alpha_n \geq \alpha_{n+1}$ . Ceci étant vrai pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on conclut que  $(\alpha_n)$  est décroissante.

(b) La suite  $(\alpha_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est décroissante et minorée par 0. Elle converge donc vers une limite  $\ell \in [0, 1]$ .

4. (a)  $\alpha_2$  est solution de l'équation :

$$\alpha_2^2 + \alpha_2 = 1 \quad \text{soit} \quad \alpha_2^2 + \alpha_2 - 1 = 0.$$

On calcule le discriminant  $\Delta = 1 - 4 \times (-1) = 5$ , et on obtient les solutions  $\frac{-1 \pm \sqrt{5}}{2}$ . Puisque  $\alpha_2 \geq 0$ , on ne conserve que la solution positive. Ainsi on a :

$$\alpha_2 = \frac{-1 + \sqrt{5}}{2}$$

On notera que  $0 \leq \alpha_2 < \frac{-1 + \sqrt{9}}{2} = 1$ .

(b) Par décroissance de la suite  $(\alpha_n)$ , on obtient que pour tout  $n \geq 2$  :

$$0 \leq \alpha_n \leq \alpha_2 \quad \Rightarrow \quad 0 \leq \alpha_n^{n+1} \leq \alpha_2^{n+1}.$$

Or  $0 \leq \alpha_2 < 1$ , donc  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \alpha_2^{n+1} = 0$ . Par théorème des gendarmes,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \alpha_n^{n+1}$  existe et vaut 0.

(c) On sait que  $f_n(x) = x \frac{1-x^n}{1-x}$  si  $x \neq 1$ . Pour  $n \geq 2$ , on a bien  $\alpha_n \leq \alpha_2 < 1$  et donc  $\alpha_n \neq 0$ . On obtient donc :

$$1 = f_n(\alpha_n) = \alpha_n \frac{1 - \alpha_n^n}{1 - \alpha_n}$$

d'où  $\alpha_n - \alpha_n^{n+1} = 1 - \alpha_n$ , soit encore  $2\alpha_n = 1 - \alpha_n^{n+1}$ . Tous les termes de cette expression convergent d'après les questions 3.(b) et 4.(b). En passant à la limite, on obtient :

$$2\ell = 1 \quad \text{soit encore} \quad \ell = \frac{1}{2}.$$

On conclut donc que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \alpha_n = \frac{1}{2}$ .

5. Ce programme parcourt l'axe des  $x$  en partant de  $x = 0$  et par saut de 0.001, et s'arrête dès que  $f(n, x) \geq 1$ . On sait par l'étude précédente que cette condition sera bien satisfaite dès que  $x \geq \alpha_n$ . Et lorsque le programme s'arrête, la variable  $x$  renvoyée satisfait :

$$f_n(x - 0.001) < 1 = f_n(\alpha_n) \leq f_n(x).$$

La fonction  $f_n$  étant strictement croissante, on en déduit que  $x - 0.001 < \alpha_n \leq x$ .

Le résultat  $x$  affiché est donc une approximation de  $\alpha_n$  à 0.001 près.

**Exercice 2 (Edhec 2017)**

1. (a) Pour tout  $x \in \mathbb{R}$ . On a :

$$\begin{aligned} F_{M_n}(x) &= P(M_n \leq x) = P(X_1 \leq x, \dots, X_n \leq x) \underset{X_i \text{ indép.}}{=} P(X_1 \leq x) \dots P(X_n \leq x) \\ &= \underset{\text{même loi}}{P(X_1 \leq x)^n} = F_{X_1}(x)^n \end{aligned}$$

Puisque  $F_{X_1}$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$  sauf éventuellement en 0 et 1, il en est de même pour  $F_{M_n}$  par produit. Ainsi  $M_n$  est une variable à densité.

(b) On a :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad F_{M_n}(x) = F_{X_1}(x)^n = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x^n & \text{si } x \in [0, 1] \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

On obtient une densité  $f_{M_n}$  de  $M_n$  en dérivant  $F_{M_n}$  là où elle est dérivable. On obtient (en prenant arbitrairement  $f_{M_n}(0) = f_{M_n}(1) = 0$ ) :

$$f_{M_n} : x \in \mathbb{R} \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ nx^{n-1} & \text{si } x \in ]0, 1[ \\ 0 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$$

- (c) Soit  $k = 1, 2$ .  $E(M_n^k)$  existe si et seulement si l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} t^k f_{M_n}(t) dt = \int_0^1 nt^{n+k-1} dt$  converge absolument, donc converge car la fonction intégrée est positive. C'est l'intégrale d'une fonction continue sur un segment qui converge donc bien. Ainsi  $E(M_n^k)$  existe bien et on a :

$$E(M_n^k) = \int_0^1 nt^{n+k-1} dt = \left[ \frac{n}{n+k} t^{n+k} \right]_0^1 = \frac{n}{n+k}.$$

En particulier, on a pour  $k = 1$  que  $E(M_n) = \frac{n}{n+1}$  et pour  $k = 2$  que  $E(M_n^2) = \frac{n}{n+2}$ .

- (d) Soit  $\varepsilon > 0$ . La variable aléatoire  $(M_n - 1)^2 = M_n^2 - 2M_n + 1$  est positive et admet une espérance car  $M_n$  admet un moment d'ordre 2, et on a par linéarité de l'espérance :

$$\begin{aligned} E((M_n - 1)^2) &= E(M_n^2) - 2E(M_n) + 1 = \frac{n}{n+2} - \frac{2n}{n+1} + 1 \\ &= \frac{n(n+1) - 2n(n+2) + (n+1)(n+2)}{(n+1)(n+2)} \\ &= \frac{n^2 + n - 2n^2 - 4n + n^2 + 3n + 2}{(n+1)(n+2)} = \frac{2}{(n+1)(n+2)} \end{aligned}$$

Par l'inégalité de Markov, on obtient donc :

$$P((M_n - 1)^2 \geq \varepsilon^2) \leq \frac{E((M_n - 1)^2)}{\varepsilon^2} = \frac{2}{\varepsilon^2(n+1)(n+2)}$$

- (e) On a  $0 \leq P(|M_n - 1| \geq \varepsilon) = P((M_n - 1)^2 \geq \varepsilon^2) \leq \frac{2}{\varepsilon^2(n+1)(n+2)}$  et  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{2}{\varepsilon^2(n+1)(n+2)} = 0$ .

Par le théorème des gendarmes,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(|M_n - 1| \geq \varepsilon)$  existe et vaut 0.

**Remarque.** Il ne nous était pas demandé d'interpréter ce résultat, mais nous obtenons ici que  $M_n$  converge en probabilité vers la variable aléatoire certaine  $M = 1$ .

2. (a) La variable  $X$  contient  $n$  réalisations d'une variable suivant une loi  $\mathcal{U}([0, 1])$ . En utilisant la fonction `np.max`, on obtient une réalisation de la variable  $M_n$ , et donc de  $Y_n = n(1 - M_n)$ .

```

1 | def f(n):
2 |     X = rd.random(n)
3 |     Y = n*(1-np.max(X))
4 |     return Y
    
```

- (b) On remarque que les histogrammes sont semblables, ce qui indique que la distribution des 10000 réalisations de la loi  $\mathcal{E}(1)$  sur l'intervalle  $[0, 10]$  (représentée par l'histogramme (1)) est très proche de celle de 10000 réalisations de  $Y_{1000}$  (histogramme (2)). Cela suggère que la loi de  $Y_{1000}$  est proche de la loi  $\mathcal{E}(1)$ . On peut donc conjecturer que la suite de variables  $(Y_n)$  converge en loi vers une variable de loi exponentielle  $\mathcal{E}(1)$ .

3. (a) On a  $M_n(\Omega) = [0, 1]$ , donc  $Y_n(\Omega) = [0, n]$  de sorte que  $F_{Y_n}(x) = 0$  si  $x < 0$  et  $F_{Y_n}(x) = 1$  si  $x > n$ . Pour tout  $x \in [0, n]$ , on a :

$$\begin{aligned} F_{Y_n}(x) &= P(Y_n \leq x) = P(n(1 - M_n) \leq x) = P\left(1 - M_n \leq \frac{x}{n}\right) = P\left(1 - \frac{x}{n} \leq M_n\right) \\ &= 1 - P\left(M_n < 1 - \frac{x}{n}\right) = 1 - P\left(M_n \leq 1 - \frac{x}{n}\right) \quad \text{car } M_n \text{ continue} \\ &= 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n \quad \text{car } 1 - \frac{x}{n} \in [0, 1] \end{aligned}$$

On obtient donc que :

$$F_{Y_n} : x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n & \text{si } x \in [0, n] \\ 1 & \text{si } x > n \end{cases}$$

(b) Soit  $x > 0$ . Pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $n \geq x$ , on a :

$$F_{Y_n}(x) = 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n = 1 - \exp\left(n \ln\left(1 - \frac{x}{n}\right)\right).$$

On a :

$$n \ln\left(1 - \frac{x}{n}\right) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} n \left(-\frac{x}{n}\right) = -x \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} -x.$$

Par composition de cette limite par la fonction exponentielle qui est continue sur  $\mathbb{R}$ , on obtient que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} 1 - \exp\left(n \ln\left(1 - \frac{x}{n}\right)\right) = 1 - e^{-x}.$$



**Mise en garde.**

Attention ici, on compose les limites par l'exponentielle, et pas les équivalents ! Rappelons qu'on ne peut pas composer des équivalents par une fonction exponentielle, logarithme, ...

On a ainsi obtenu que :

$$\forall x \geq 0, \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} F_{Y_n}(x) = 1 - e^{-x}.$$

Et ceci est également satisfait pour  $x = 0$  puisque  $F_{Y_n}(0) = 0 \xrightarrow[x \rightarrow +\infty]{} 0 = 1 - e^{-0}$ .

(c) Pour tout  $x < 0$ , on a :

$$F_{Y_n}(x) = 0 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0.$$

On obtient donc avec le résultat de la question précédente que :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} F_{Y_n}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases} = F_Y(x)$$

où  $Y$  est une variable aléatoire suivant une loi  $\mathcal{E}(1)$ . Cela valide donc la conjecture émise en 2.(b), à savoir que  $(Y_n)$  converge en loi vers une variable  $Y$  de loi exponentielle  $\mathcal{E}(1)$ .

**Exercice 3 (Ezhac 2009)**

1. Soit  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k = a_{2n+1} X^{2n+1} + a_{2n} X^{2n} + \dots + a_1 X + a_0$ . On a :

$$\begin{aligned} f(P) &= X^{2n+1} P\left(\frac{1}{X}\right) = X^{2n+1} \left( a_{2n+1} \left(\frac{1}{X}\right)^{2n+1} + a_{2n} \left(\frac{1}{X}\right)^{2n} + \dots + a_1 \left(\frac{1}{X}\right) + a_0 \right) \\ &= a_{2n+1} + a_{2n} X^1 + \dots + a_1 X^{2n} + a_0 X^{2n+1} \end{aligned}$$

$$= \sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-k} X^k$$

2. D'après la question précédente, on a  $f(P) \in E$  pour tout  $P \in E$ . De plus, pour tout  $P, Q \in E$  et  $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$ , on a :

$$\begin{aligned} f(\lambda P + \mu Q) &= X^{2n+1} \left( \lambda P + \mu Q \right) \left( \frac{1}{X} \right) \\ &= X^{2n+1} \left( \lambda P \left( \frac{1}{X} \right) + \mu Q \left( \frac{1}{X} \right) \right) \\ &= \lambda X^{2n+1} P \left( \frac{1}{X} \right) + \mu X^{2n+1} Q \left( \frac{1}{X} \right) \\ &= \lambda f(P) + \mu f(Q) \end{aligned}$$

Ainsi  $f$  est un endomorphisme de  $E$ .

3. (a) On a pour tout  $P \in E$  :

$$\begin{aligned} f \circ f(P) &= f(f(P)) = f\left(X^{2n+1}P\left(\frac{1}{X}\right)\right) \\ &= X^{2n+1}\left(\frac{1}{X^{2n+1}}P(X)\right) = P(X) \end{aligned}$$

On a donc bien  $f \circ f = \text{Id}$ .

**Autre méthode.** À l'aide de l'égalité obtenue en 1., on a pour tout  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k \in E$  :

$$f \circ f(P) = f(f(P)) = f\left(\sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-k} X^k\right) = \sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-(2n+1-k)} X^k = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k \quad \boxed{= P}$$

**Déjà vu ?**

Un endomorphisme  $f$  d'un espace vectoriel  $E$  satisfaisant  $f \circ f = \text{Id}_E$  est une *symétrie vectorielle*. Voir à ce sujet le **Complément de cours 3. Symétries vectorielles**.

(b) D'après la question précédente,  $X^2 - 1$  est un polynôme annulateur de  $f$ . Les valeurs propres **possibles** de  $f$  se trouvent parmi les racines de  $X^2 - 1$ . Ainsi, les deux valeurs propres possibles de  $f$  sont  $\boxed{1 \text{ et } -1}$ .

4. Soit  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$  un polynôme quelconque de  $\text{Ker}(f - \text{Id})$ .

(a) On a  $f(P) = P$ , soit encore :

$$\sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-k} X^k = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$$

Puisque la famille  $(1, X, \dots, X^{2n+1})$  est libre, on en déduit que :

$$\boxed{\forall k \in \{0, 1, \dots, n\}, \quad a_k = a_{2n+1-k}.}$$

(b) On obtient donc :

$$\begin{aligned} P(X) &= \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k = \sum_{k=0}^n a_k X^k + \sum_{k=n+1}^{2n+1} a_k X^k \\ &\stackrel{3.(a)}{=} \sum_{k=0}^n a_k X^k + \sum_{k=n+1}^{2n+1} a_{2n+1-k} X^k = \sum_{k=0}^n a_k X^k + \sum_{j=0}^n a_j X^{2n+1-j} \\ &= \sum_{k=0}^n a_k (X^k + X^{2n+1-k}) \end{aligned}$$

$(X^k + X^{2n+1-k})_{k=0, \dots, n}$  est donc une famille génératrice de  $\text{Ker}(f - \text{Id})$ . Comme elle est de plus libre car échelonnée en degrés,  $\boxed{(X^k + X^{2n+1-k})_{k=0, \dots, n}}$  est une base de  $\text{Ker}(f - \text{Id})$ .

5. Soit de même  $P \in \text{Ker}(f + \text{Id})$ . On a :

$$f(P) = -P \quad \Leftrightarrow \quad \sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-k} X^k = - \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k.$$

Puisque la famille  $(1, X, \dots, X^{2n+1})$  est libre, on en déduit que :

$$\forall k \in \{0, 1, \dots, n\}, \quad a_k = -a_{2n+1-k}.$$

On en déduit :

$$\begin{aligned} P(X) &= \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k = \sum_{k=0}^n a_k X^k + \sum_{k=n+1}^{2n+1} a_k X^k \\ &= \sum_{k=0}^n a_k X^k + \sum_{k=n+1}^{2n+1} (-a_{2n+1-k}) X^k = \sum_{k=0}^n a_k X^k + \sum_{j=0}^n a_j (-X^{2n+1-j}) \\ &= \sum_{k=0}^n a_k (X^k - X^{2n+1-k}) \end{aligned}$$

$(X^k - X^{2n+1-k})_{k=0, \dots, n}$  est donc une famille génératrice de  $\text{Ker}(f + Id)$ , et libre car échelonnée en degrés.

$$\boxed{(X^k - X^{2n+1-k})_{k=0, \dots, n} \text{ est donc une base de } \text{Ker}(f + Id).$$

6. (a) Montrons que  $\varphi$  est un produit scalaire sur  $E$  :

• *Bilinéarité.* Soient  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$ ,  $Q = \sum_{k=0}^{2n+1} b_k X^k$  et  $R = \sum_{k=0}^{2n+1} c_k X^k$ , et  $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$ . On a

$$\lambda P + \mu Q = \sum_{k=0}^{2n+1} (\lambda a_k + \mu b_k) X^k. \text{ On obtient :}$$

$$\varphi(\lambda P + \mu Q, R) = \sum_{k=0}^{2n+1} (\lambda a_k + \mu b_k) c_k = \lambda \sum_{k=0}^{2n+1} a_k c_k + \mu \sum_{k=0}^{2n+1} b_k c_k = \lambda \varphi(P, R) + \mu \varphi(Q, R)$$

• *Symétrie.* Soient  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$  et  $Q = \sum_{k=0}^{2n+1} b_k X^k$ . On a :

$$\varphi(P, Q) = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k b_k = \sum_{k=0}^{2n+1} b_k a_k = \varphi(Q, P).$$

• *Positivité.* Soit  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$ . On a :

$$\varphi(P, P) = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k^2 \geq 0.$$

• *Définie positive.* Soit  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$ . On a :

$$\varphi(P, P) = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k^2 = 0.$$

Comme tous les termes de cette somme sont positifs, et que cette somme vaut 0, on en déduit que :

$$\forall k = 0, \dots, 2n+1, \quad a_k^2 = 0, \text{ soit encore } a_k = 0.$$

On en déduit donc que  $P = 0$ .

Donc  $\boxed{\varphi \text{ est un produit scalaire.}}$

(b) Soient  $P = \sum_{k=0}^{2n+1} a_k X^k$  et  $Q = \sum_{k=0}^{2n+1} b_k X^k$ . On a  $f(P) = \sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-k} X^k$  et  $f(Q) = \sum_{k=0}^{2n+1} b_{2n+1-k} X^k$ .

On a alors :

$$\langle f(P), Q \rangle = \sum_{k=0}^{2n+1} a_{2n+1-k} b_k = \sum_{j=0}^{2n+1} a_j b_{2n+1-j} = \langle P, f(Q) \rangle$$

Ainsi  $\boxed{f \text{ est un endomorphisme symétrique.}}$

(c) **Méthode 1. Sans le Chapitre 18.**

On a établi aux questions 4. et 5. que  $\text{Sp}(f) = \{-1, 1\}$  et que  $\dim(E_1(f)) = \dim(E_{-1}(f)) = n + 1$ , de sorte que :

$$\dim(E_1(f)) + \dim(E_{-1}(f)) = 2n + 2 = \dim(E).$$

Donc  $f$  est diagonalisable, et :

$$E = \text{Ker}(f - \text{Id}) \oplus \text{Ker}(f + \text{Id}).$$

Reste à montrer que ces sous-espaces sont orthogonaux. Soit pour cela  $(x, y) \in \text{Ker}(f - \text{Id}) \times \text{Ker}(f + \text{Id})$ . On a :

$$\langle x, y \rangle = \langle f(x), y \rangle \stackrel{f \text{ sym.}}{=} \langle x, f(y) \rangle = \langle x, -y \rangle = -\langle x, y \rangle.$$

D'où  $\langle x, y \rangle = 0$ . Les sous-espaces  $\text{Ker}(f - \text{Id})$  et  $\text{Ker}(f + \text{Id})$  sont donc bien supplémentaires orthogonaux.

**Méthode 2. Avec le Chapitre 18.**

$f$  étant un endomorphisme symétrique d'un espace euclidien, on sait que  $f$  est diagonalisable, et que ces sous-espaces propres sont deux à deux orthogonaux. De plus, on a vu que  $f$  admet deux valeurs propres 1 et  $-1$ . On a donc :

$$E = \text{Ker}(f - \text{Id}) \oplus \text{Ker}(f + \text{Id}).$$

Ainsi,  $\boxed{\text{Ker}(f - \text{Id}) \text{ et } \text{Ker}(f + \text{Id}) \text{ sont supplémentaires orthogonaux dans } E.}$

**Problème (Edhec 2015)**

**Partie 1**

1. Pour  $n \geq r$ , on a : 
$$\binom{n}{r} = \frac{n!}{r!(n-r)!} = \frac{n(n-1)\dots(n-r+1)}{r!} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^r}{r!}.$$

2. (a) Puisque  $x \in ]0, 1[$ , les croissances comparées assurent que : 
$$\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} n^{r+2} x^n = 0.}$$

(b) On a :

- $n^2 \binom{n}{r} x^n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^{r+2}}{r!} x^n$  et  $\frac{n^{r+2}}{r!} x^n \rightarrow 0$  par 1., d'où :  $\binom{n}{r} x^n \underset{+\infty}{=} o\left(\frac{1}{n^2}\right)$ .
- $\frac{1}{n^2} \geq 0$ .
- $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^2}$  est une série de Riemann convergente

Par théorème de comparaison,  $\boxed{\sum_n \binom{n}{r} x^n \text{ est convergente.}}$

3. (a) On a  $S_0 = \sum_{n=0}^{+\infty} 1 \times x^n$ . On reconnaît la série géométrique, d'où :

$$\boxed{S_0 = \frac{1}{1-x}.$$

(b) On a :

$$\begin{aligned} (1-x)S_{r+1} &= \sum_{n=r+1}^{+\infty} \binom{n}{r+1} x^n - \sum_{n=r+1}^{+\infty} \binom{n}{r+1} x^{n+1} \\ &= \sum_{n=r}^{+\infty} \binom{n+1}{r+1} x^{n+1} - \sum_{n=r+1}^{+\infty} \binom{n}{r+1} x^{n+1} \\ &= x \left( \sum_{n=r+1}^{+\infty} \left[ \binom{n+1}{r+1} - \binom{n}{r+1} \right] x^n + \binom{r+1}{r+1} x^r \right) \end{aligned}$$

Or on a  $\binom{n+1}{r+1} - \binom{n}{r+1} = \binom{n}{r}$  par la formule de Pascal, et  $\binom{r+1}{r+1} = 1 = \binom{r}{r}$ . On a donc :

$$(1-x)S_{r+1} = xS_r.$$

(c) On a  $S_{r+1} = \frac{x}{1-x}S_r$  pour tout  $r \geq 0$ .  $(S_r)$  est donc une suite géométrique de raison  $\frac{x}{1-x}$ , de sorte que :

$$\forall r \geq 0, \quad S_r = \left(\frac{x}{1-x}\right)^r S_0.$$

Ainsi on a :

$$\forall x \in ]0, 1[, \forall r \in \mathbb{N}, \quad \sum_{n=r}^{+\infty} \binom{n}{r} x^n = \frac{x^r}{(1-x)^{r+1}}.$$

(d) Et en divisant par  $x^r$  ( $x > 0$ ), on obtient :

$$\forall x \in ]0, 1[, \forall r \in \mathbb{N}, \quad \sum_{n=r}^{+\infty} \binom{n}{r} x^{n-r} = \frac{1}{(1-x)^{r+1}}.$$

## Partie 2

1. (a) Comme le joueur peut ne jamais jouer,  $X(\Omega) = \mathbb{N}$ . On a  $P(X = 0) = P(D_1) = \alpha$ , et pour  $k \in \mathbb{N}^*$  :

$$P(X = k) = P(\overline{D_1} \cap \overline{D_2} \cap \dots \cap \overline{D_k} \cap D_{k+1}).$$

Par la formule des probabilités composées, on a :

$$P(X = k) = P(\overline{D_1})P_{\overline{D_1}}(\overline{D_2})P_{\overline{D_1} \cap \overline{D_2}}(\overline{D_3}) \dots P_{\overline{D_1} \cap \overline{D_2} \cap \dots \cap \overline{D_k}}(D_{k+1})$$

On a donc  $P(X = k) = (1-\alpha)^k \alpha$ , formule encore valable si  $k = 0$ . Ainsi :

$$X(\Omega) = \mathbb{N}, \quad \text{et} \quad \forall k \in \mathbb{N}, \quad P(X = k) = (1-\alpha)^k \alpha.$$

**Remarque.** Les  $D_k$  ne sont pas indépendants, puisque la règle stipule que la disqualification est définitive. Le recours à la formule des probabilités composées s'avère nécessaire, même si le calcul invoquant une prétendue indépendance (qui est fausse !) aboutit au même résultat...

(b) Comme  $X(\Omega) = \mathbb{N}$ , on a  $T(\Omega) = \mathbb{N}^*$ , et pour tout  $k$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$P(T = k) = P(X + 1 = k) = P(X = k - 1) = (1-\alpha)^{k-1} \alpha$$

Ainsi,  $T$  suit la loi géométrique de paramètre  $\alpha$ . Comme  $X = T - 1$  et que  $E(T)$  existe et vaut  $\frac{1}{\alpha}$ , alors  $E(X)$  existe aussi par linéarité et on a :

$$E(X) = \frac{1}{\alpha} - 1 = \frac{1-\alpha}{\alpha}.$$

(c) De même,  $X = T - 1$  entraîne que  $V(X)$  existe et  $V(X) = V(T) = \frac{1-\alpha}{\alpha^2}$ .

2. (a) Si  $n = 0$ , l'événement  $[X = 0]$  entraîne  $[Y = 0]$  puisque le joueur ne joue jamais (100% des gagnants ont tenté leur chance...). Ainsi la loi de  $Y$  sachant  $[X = 0]$  est la loi d'une variable constante égale à 0.

Si  $n \in \mathbb{N}^*$ , l'événement  $[X = n]$  entraîne que le joueur participe à  $n$  partie(s) indépendante(s) avec une même probabilité de succès  $p$ . Son nombre de succès  $Y$  suit alors la loi binomiale de paramètres  $n$  et  $p$ . Ainsi la loi de  $Y$  sachant  $[X = n]$  est  $\mathcal{B}(n, p)$ .

(b) On a  $Y(\Omega) = \mathbb{N}$ . Avec le système complet d'événements  $([X = n])_{n \in \mathbb{N}}$ , on a par la formule des probabilités totales que pour tout  $k$  de  $\mathbb{N}$ ,

$$\begin{aligned} P(Y = k) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n)P_{[X=n]}(Y = k) = 0 + \sum_{n=k}^{+\infty} (1-\alpha)^n \alpha \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \alpha \left(\frac{p}{1-p}\right)^k \times \sum_{n=k}^{+\infty} \binom{n}{k} [(1-\alpha)(1-p)]^n \end{aligned}$$



En reconnaissant  $S_k$  de la partie 1 avec  $x = (1 - \alpha)(1 - p) \in ]0, 1[$ , on a :

$$\begin{aligned} P(Y = k) &= \alpha \left( \frac{p}{1-p} \right)^k \times \frac{[(1-\alpha)(1-p)]^k}{[1-(1-\alpha)(1-p)]^{k+1}} = \frac{\alpha p^k (1-\alpha)^k}{(\alpha + p - \alpha p)^{k+1}} \\ &= \left( \frac{p - \alpha p}{\alpha + p - \alpha p} \right)^k \times \frac{\alpha}{\alpha + p - \alpha p} \end{aligned}$$

Soit  $\beta = \frac{p - \alpha p}{\alpha + p - \alpha p}$ . Alors on a  $1 - \beta = \frac{\alpha + p - \alpha p - p + \alpha p}{\alpha + p - \alpha p} = \frac{\alpha}{\alpha + p - \alpha p}$ . Finalement on a donc

$$Y(\Omega) = \mathbb{N} \text{ et } \forall k \in \mathbb{N}, \quad P(Y = k) = \beta^k (1 - \beta) \text{ avec } \beta = \frac{p(1 - \alpha)}{\alpha + p - \alpha p}.$$

3. En s'inspirant de la démarche de 1.(b),  $Y + 1$  suit la loi géométrique de paramètre  $1 - \beta$ , et on a :

$$E(Y) \text{ existe et vaut } \frac{1}{1 - \beta} - 1 = \frac{p(1 - \alpha)}{\alpha}.$$

De même, on a  $V(Y) = V(Y + 1) = \frac{\beta}{(1 - \beta)^2} = \frac{p(1 - \alpha)(\alpha + p - \alpha p)}{\alpha^2}.$

4. (a) Le joueur gagnant  $Y$  parties et en perdant  $X - Y$ , on a  $G = Y - (X - Y) = 2Y - X.$

(b) Par linéarité,  $G$  admet une espérance et on a

$$E(G) = 2E(Y) - E(X) = 2 \frac{p(1 - \alpha)}{\alpha} - \frac{1 - \alpha}{\alpha} = \frac{(1 - \alpha)(2p - 1)}{\alpha}$$

**Remarque.** On notera que, conformément à l'intuition,  $E(G)$  est positive pour  $p \geq 1/2$ , c'est-à-dire lorsque le jeu est favorable au joueur...

(c) Même si ça n'était pas demandé, montrons l'existence de  $E(XY)$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Sachant  $[X = n]$ ,  $Y$  suit  $\mathcal{B}(n, p)$  donc  $E(Y|[X = n])$  existe et vaut  $np$ . Par linéarité,  $E(XY|[X = n]) = E(nY|[X = n])$  existe et vaut  $n^2p$ . Cette égalité est encore valable pour  $n = 0$ , puisqu'alors  $E(XY|[X = 0]) = E(0|[X = 0]) = 0 = n^2p$ .

La série

$$\sum_{n \geq 0} P(X = n) E(XY|[X = n]) = \sum_{n \geq 0} pn^2 P(X = n)$$

converge (absolument) puisque  $X$  admet un moment d'ordre 2. D'après le théorème de l'espérance totale, avec le système complet d'événements  $([X = n])_{n \in \mathbb{N}}$ , on en déduit que  $XY$  possède une espérance et on a :

$$E(XY) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n) E(XY|[X = n]).$$

Cette somme se calcule alors rapidement par théorème de transfert :

$$\begin{aligned} E(XY) &= p \sum_{n=0}^{+\infty} n^2 P(X = n) = pE(X^2) = p(V(X) + E(X)^2) \\ &= p \left( \frac{1 - \alpha}{\alpha^2} + \frac{(1 - \alpha)^2}{\alpha^2} \right) = \frac{p(1 - \alpha)(1 + 1 - \alpha)}{\alpha^2} \end{aligned}$$

Ainsi, on a :

$$E(XY) \text{ existe et vaut } \frac{p(1 - \alpha)(2 - \alpha)}{\alpha^2}.$$

(d) La variance de  $G$  existe car  $X$  et  $Y$  admettent une variance, et on a (par bilinéarité de la covariance) :

$$V(G) = V(2Y - X) = 4V(Y) + V(X) - 4\text{Cov}(X, Y).$$

On a par la formule de Huygens :

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{p(1-\alpha)(2-\alpha)}{\alpha^2} - \frac{1-\alpha}{\alpha} \times \frac{p(1-\alpha)}{\alpha} \\ &= \frac{p(1-\alpha)}{\alpha^2} ((2-\alpha) - (1-\alpha)) = \frac{p(1-\alpha)}{\alpha^2} \end{aligned}$$

On a donc :

$$V(G) = \frac{1-\alpha}{\alpha^2} (4p(p+\alpha+\alpha p) + 1 - 4p) = \frac{(1-\alpha)(4p^2(1+\alpha) + 4p(\alpha-1) + 1)}{\alpha^2}.$$

Ainsi on a la formule :

$$V(G) = \frac{(1-\alpha)(4p^2(1+\alpha) + 4p(\alpha-1) + 1)}{\alpha^2}.$$

5. (a) Rappelons que  $X = T - 1$  où  $T$  suit une loi  $\mathcal{G}(\alpha)$ , et que la loi de  $Y$  sachant  $[X = n]$  est la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$  (la loi de  $Y$  sachant  $[X = 0]$  étant certaine égale à 0).

```

1 | alpha = float(input('entrez la valeur de alpha :'))
2 | p = float(input('entrez la valeur de p :'))
3 | X = rd.geometric(alpha) - 1
4 | Y = rd.binomial(X,p) # renvoie bien 0 si X=0
5 | print(X)
6 | print(Y)

```

- (b) Que l'on peut compléter par :

```

7 | G = 2*Y - X
8 | print(G)

```