

ENTRAINEMENT DS

Semaine du 18/11/2024

Problème 1 - Ecricome ECS 2006

Partie I - Étude des longueurs de séries

1. La première série contient soit que des piles soit que des faces. Et pour que la série face une taille n , il faut que tous les n premiers tirages donnent le même résultat et le $n + 1$ donne le résultat contraire. On peut donc écrire :

$$\begin{aligned} [L_1 = n] &= (P_1 \cap P_2 \cap \dots \cap P_n \cap F_{n+1}) \cup (F_1 \cap F_2 \cap \dots \cap F_n \cap P_{n+1}) \\ &= \boxed{\left(\left(\bigcap_{i=1}^n P_i \right) \cap F_{n+1} \right) \cup \left(\left(\bigcap_{i=1}^n F_i \right) \cap P_{n+1} \right)}. \end{aligned}$$

Les événements $(\bigcap_{i=1}^n P_i) \cap F_{n+1}$ et $(\bigcap_{i=1}^n F_i) \cap P_{n+1}$ sont disjoints donc :

$$P(L_1 = n) = P\left(\left(\bigcap_{i=1}^n P_i\right) \cap F_{n+1}\right) + P\left(\left(\bigcap_{i=1}^n F_i\right) \cap P_{n+1}\right).$$

Puis comme les événements P_i et F_i sont tous mutuellement indépendants, on a :

$$P(L_1 = n) = \left(\prod_{i=1}^n P(P_i)\right) P(F_{n+1}) + \left(\prod_{i=1}^n P(F_i)\right) P(P_{n+1}).$$

Pour tout $i \in \llbracket 1, n+1 \rrbracket$, on a $P(P_i) = p$ et $P(F_i) = q$. Donc :

$$\boxed{P(L_1 = n) = p^n q + q^n p.}$$

Calculons désormais :

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{+\infty} P(L_1 = n) &= \sum_{n=1}^{+\infty} (p^n q + q^n p) \\ &= \sum_{n=1}^{+\infty} p^n q + \sum_{n=1}^{+\infty} q^n p \\ &\quad \text{(les séries convergent comme série à termes géométriques de raison } < 1) \\ &= q \times \frac{p}{1-p} + p \times \frac{q}{1-q} \\ &= \frac{(1-p)p}{1-p} + \frac{p(1-p)}{p} \\ &\quad \text{(on remplace } q \text{ par } 1-p) \\ &= p + (1-p) \\ &= \boxed{1}. \end{aligned}$$

2. (a) Comme précédemment, si on commence par Pile, si l'événement $[L_1 = n] \cap [L_2 = k]$ cela signifie que l'on a eu n Pile puis k Face et de nouveau un Pile. C'est l'inverse si on commence par Face.

On a donc :

$$\begin{aligned} &[L_1 = n] \cap [L_2 = k] \\ &= \left(\left(\bigcap_{i=1}^n P_i \right) \cap \left(\bigcap_{i=1}^k F_{n+i} \right) \cap P_{n+k+1} \right) \cup \left(\left(\bigcap_{i=1}^n F_i \right) \cap \left(\bigcap_{i=1}^k P_{n+i} \right) \cap F_{n+k+1} \right). \end{aligned}$$

Comme dans la question précédente, l'union est disjointe et les événements sont indépendants, on a donc :

$$\begin{aligned}
 & P([L_1 = n] \cap [L_2 = k]) \\
 = & P\left(\left(\bigcap_{i=1}^n P_i\right) \cap \left(\bigcap_{i=1}^k F_{n+i}\right) \cap P_{n+k+1}\right) + P\left(\left(\bigcap_{i=1}^n F_i\right) \cap \left(\bigcap_{i=1}^k P_{n+i}\right) \cap P_{n+k+1}\right) \\
 = & \left(\prod_{i=1}^n P(P_i)\right) \left(\prod_{i=1}^k P(F_{n+i})\right) P(P_{n+k+1}) + \left(\prod_{i=1}^n P(F_i)\right) \left(\prod_{i=1}^k P(P_{n+i})\right) P(P_{n+k+1}) \\
 = & p^n q^k p + q^n p^k q \\
 = & \boxed{p^{n+1} q^k + q^{n+1} p^k}.
 \end{aligned}$$

- (b) On utilise désormais la formule des probabilités totales appliqué au système complet d'événements $\{[L_1 = n]\}_{n \geq 1}$:

$$\begin{aligned}
 P(L_2 = k) &= \sum_{n=1}^{+\infty} P([L_2 = k] \cap [L_1 = n]) \\
 &= \sum_{n=1}^{+\infty} (p^{n+1} q^k + q^{n+1} p^k) \\
 &= q^k p \sum_{n=1}^{+\infty} p^n + p^k q \sum_{n=1}^{+\infty} q^n \\
 &\quad \text{(les deux séries convergent bien donc on peut séparer la somme)} \\
 &= q^k p \frac{p}{1-p} + p^k q \frac{q}{1-q} \\
 &= \frac{q^k p^2}{q} + \frac{p^k q^2}{p} \\
 &= \boxed{q^{k-1} p^2 + p^{k-1} q^2}.
 \end{aligned}$$

- (c) L_2 admet une espérance si la série : $\sum_{k=1}^{+\infty} k P(L_2 = k)$ converge absolument. Comme L_2 est positive, c'est équivalent à la convergence simple.

On a :

$$\sum_{k=1}^{+\infty} k P(L_2 = k) = \sum_{k=1}^{+\infty} k (q^{k-1} p^2 + p^{k-1} q^2).$$

Or les séries $\sum_{k=1}^{+\infty} k q^{k-1} p^2$ et $\sum_{k=1}^{+\infty} k p^{k-1} q^2$ convergent : ce sont des séries géométriques dérivées. L_2 admet donc une espérance et on a :

$$\begin{aligned}
 E(L_2) &= \sum_{k=1}^{+\infty} k q^{k-1} p^2 + \sum_{k=1}^{+\infty} k p^{k-1} q^2 \\
 &= p^2 \frac{1}{(1-q)^2} + q^2 \frac{1}{(1-p)^2} \\
 &= p^2 \frac{1}{p^2} + q^2 \frac{1}{q^2} \\
 &= \boxed{2}.
 \end{aligned}$$

Partie II - Étude du nombre de séries lors des n premiers lancers

1. • N_1 est le nombre de séries sur la première valeur. On a donc toujours $N_1 = 1$. Ainsi N_1 suit une loi certaine. On a donc $E(N_1) = 1$.
- Pour deux lancers, on peut avoir 1 (tous les résultats sont identiques) ou 2 (on obtient un résultat de chaque) séries. Donc $N_2(\Omega) = \{1, 2\}$.

On a alors :

$$\begin{aligned} P(N_2 = 1) &= P((F_1 \cap P_2) \cup (P_1 \cap F_2)) \\ &= P(F_1)P(P_2) + P(P_1)P(F_2) \\ &\quad (\text{incompatibilité puis indépendance}) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \\ &= \boxed{\frac{1}{2}}. \end{aligned}$$

On a donc $P(N_2 = 2) = 1 - P(N_2 = 1) = \boxed{\frac{1}{2}}$ puisque ces événements sont contraires dans le cas particulier où on se limite aux deux premiers lancers.

On en déduit :

$$\boxed{E(N_2) = 1 \times \frac{1}{2} + 2 \times \frac{1}{2} = \frac{3}{2}}.$$

- On a de manière similaire $N_3(\Omega) = \{1, 2, 3\}$.

On peut calculer explicitement $P(N_3 = k)$ pour $k \in \{1, 2, 3\}$ en donnant les événements à chaque fois, mais on va plutôt s'inspirer de la question suivante afin de commencer à voir comment cela peut marcher dans le cas général.

Cas $N_3 = 1$: S'il y a une seule série, cela signifie que les résultats de tirage sont tous les mêmes (soit tous Pile soit tous Face). On a donc :

$$[N_3 = 1] = (P_1 \cap P_2 \cap P_3) \cup (F_1 \cap F_2 \cap F_3).$$

Par incompatibilité et indépendance, on obtient :

$$P(N_3 = 1) = p^3 + q^3 = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \boxed{\frac{1}{4}}.$$

On va regarder l'autre cas extrême : $[N_3 = 3]$. Cette fois, tous les résultats ne seront pas les mêmes. Mais pour avoir 3 séries, on doit changer de résultat à chaque fois et donc, dès que le premier résultat est connu (pile ou face), tous les suivants sont nécessaires. Ainsi :

$$[N_3 = 3] = (P_1 \cap F_2 \cap P_3) \cup (F_1 \cap P_2 \cap F_3).$$

Puis :

$$P(N_3 = 3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \boxed{\frac{1}{4}}.$$

Et encore une fois, on déduit :

$$P(N_3 = 2) = 1 - P(N_3 = 1) - P(N_3 = 3) = \boxed{\frac{1}{2}}.$$

On peut désormais calculer :

$$\boxed{E(N_3) = 1 \times \frac{1}{4} + 2 \times \frac{1}{2} + 3 \times \frac{1}{4} = 2}.$$

2. Comme dans la question précédente, on a toujours au moins 1 séries et sur n lancers, on en a au plus n , toutes les valeurs entières intermédiaires étant possibles. On a donc :

$$N_n(\Omega) = \llbracket 1, n \rrbracket.$$

On a alors :

$$[N_n = 1] = \left(\bigcap_{i=1}^n P_i \right) \cup \left(\bigcap_{i=1}^n F_i \right).$$

On en déduit, encore une fois par incompatibilité puis par indépendance :

$$P(N_n = 1) = p^n + q^n = \frac{1}{2^{n-1}}.$$

De même, on peut expliciter l'événement $[N_n = n]$ comme dans la question précédente pour $[N_3 = 3]$:

$$[N_n = n] = \left(\underbrace{P_1 \cap F_2 \cap P_3 \cap \dots \cap F_n}_{n \text{ termes}} \right) \cup \left(\underbrace{F_1 \cap P_2 \cap F_3 \cap \dots \cap P_n}_{n \text{ termes}} \right).$$

où pour des facilités d'écriture, j'ai écrit le dernier terme dans le cas n pair. On en déduit, une dernière fois par incompatibilité puis par indépendance :

$$P(N_n = n) = \underbrace{p \times q \times p \times \dots \times q}_{n \text{ termes}} + \underbrace{p \times q \times p \times \dots \times q}_{n \text{ termes}} = \frac{1}{2^{n-1}}.$$

Le cas impair donne le même résultat grâce à la condition $p = q = \frac{1}{2}$ que l'on s'est donnée pour cette question.

3.

```

1 import numpy as np
import numpy.random as rd

def simulation(m):
5     X = np.zeros(m)
     N = np.zeros(m)
     X[0] = rd.randint(2)
     N[0] = 1
     for i in range(1,m):
10         X[i] = rd.randint(2)
         if X[i] == X[i-1]:
             N[i] = N[i-1]
         else:
             N[i] = N[i-1] + 1
15     return N

```

4. Fonction génératrice de N_n .

- (a) Le sujet ne pose pas la question de la convergence et pour cause : la somme est finie.

En ce qui concerne l'espérance, on peut appliquer le théorème de transfert (qui ne soulève donc aucune question de convergence) :

$$E(s^{N_n}) = \sum_{k=1}^n s^k P(N_n = k) = G_n(s).$$

- (b) La somme étant finie, G_n est dérivable comme somme de fonctions dérivables. On a de plus pour $s \in [0, 1]$:

$$G'_n(s) = \sum_{k=1}^n P(N_n = k) k s^{k-1}.$$

Donc :

$$G'_n(1) = \sum_{k=1}^n P(N_n = k)k1^{k-1} = \sum_{k=1}^n P(N_n = k)k.$$

On reconnaît l'espérance de N_n . Donc :

$$\boxed{G'_n(1) = E(N_n)}.$$

- (c) L'événement $[N_n = k] \cap P_n$ est l'événement « il y a k séries sur les lancers 1 à n et le dernier lancer est Pile ». Si on suppose que cet événement a lieu et si on se concentre sur les lancers 1 à $n-1$, il y a alors deux possibilités : soit le dernier Pile en $n+1$ est le début d'une nouvelle série, soit il en prolonge une. Formalisons le en terme d'événements.

Il faut se concentrer sur le lancer $n-1$. Les événements F_{n-1} et P_{n-1} forment un système complet d'événements. Donc :

$$[N_n = k] \cap P_n = ([N_n = k] \cap P_{n-1} \cap P_n) \cup ([N_n = k] \cap F_{n-1} \cap P_n)$$

où l'union est disjointe. Par incompatibilité des événements, on a donc :

$$P([N_n = k] \cap P_n) = P([N_n = k] \cap P_{n-1} \cap P_n) + P([N_n = k] \cap F_{n-1} \cap P_n).$$

Commençons par calculer $P([N_n = k] \cap P_{n-1} \cap P_n)$. On a :

$$[N_n = k] \cap P_{n-1} \cap P_n = [N_{n-1} = k] \cap P_{n-1} \cap P_n$$

puisque si P_n et P_{n-1} sont tous deux réalisés, le nombre de séries ne changent pas de $n-1$ à n . Donc :

$$P([N_n = k] \cap P_{n-1} \cap P_n) = P([N_{n-1} = k] \cap P_{n-1} \cap P_n) = P([N_{n-1} = k] \cap P_{n-1})P(P_n)$$

où la dernière égalité utilise l'indépendance des événements. Et donc finalement :

$$\boxed{P([N_n = k] \cap P_{n-1} \cap P_n) = \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k] \cap P_{n-1})}.$$

De même, on a :

$$[N_n = k] \cap F_{n-1} \cap P_n = [N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1} \cap P_n$$

puisque si P_n et F_{n-1} sont tous deux réalisés, le nombre de séries augmente de 1 de $n-1$ à n . Donc :

$$P([N_n = k] \cap F_{n-1} \cap P_n) = P([N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1} \cap P_n) = P([N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1})P(P_n)$$

où la dernière égalité utilise l'indépendance des événements. Et donc finalement :

$$\boxed{P([N_n = k] \cap F_{n-1} \cap P_n) = \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1})}.$$

En regroupant, on obtient bien :

$$\boxed{P([N_n = k] \cap P_n) = \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k] \cap P_{n-1}) + \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1})}.$$

On admet la formule donnée par l'énoncé :

$$P([N_n = k] \cap F_n) = \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k] \cap F_{n-1}) + \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k-1] \cap P_{n-1}).$$

Et on utilise désormais la formule des probabilités totales appliquée au système complet P_n, F_n :

$$\begin{aligned} P(N = k) &= P([N = k] \cap P_n) + P([N = k] \cap F_n) \\ &= \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k] \cap P_{n-1}) + \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1}) \\ &+ \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k] \cap F_{n-1}) + \frac{1}{2}P([N_{n-1} = k-1] \cap P_{n-1}) \\ &= \frac{1}{2}(P([N_{n-1} = k] \cap P_{n-1}) + P([N_{n-1} = k] \cap F_{n-1})) \\ &+ \frac{1}{2}(P([N_{n-1} = k-1] \cap P_{n-1}) + P([N_{n-1} = k-1] \cap F_{n-1})) \\ &\quad \text{(on regroupe les termes selon la valeur de } N_{n-1}\text{)} \\ &= \boxed{\frac{1}{2}P(N_{n-1} = k) + \frac{1}{2}P(N_{n-1} = k-1)}. \end{aligned}$$

La dernière ligne provient de l'utilisation de la formule des probabilités totales appliquée avec le système $\{P_{n-1}, F_{n-1}\}$ sur chacune des parenthèses.

(d) Soit $n \geq 2$ et soit $s \in [0, 1]$. On a :

$$\begin{aligned}
 G_n(s) &= \sum_{k=1}^n P(N_n = k) s^k \\
 &= \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} P(N_{n-1} = k) + \frac{1}{2} P(N_{n-1} = k-1) \right) s^k \\
 &\quad \text{(Formule de la question précédente valable car } n \geq 2) \\
 &= \frac{1}{2} \left(\sum_{k=1}^n P(N_{n-1} = k) s^k + \sum_{k=1}^n P(N_{n-1} = k-1) s^k \right) \\
 &= \frac{1}{2} \left(\sum_{k=1}^{n-1} P(N_{n-1} = k) s^k + \sum_{k=1}^n P(N_{n-1} = k-1) s^k \right) \\
 &\quad \text{(le dernier terme de la 1^{ère} somme est nul car } P(N_{n-1} = n) = 0) \\
 &= \frac{1}{2} \left(\sum_{k=1}^{n-1} P(N_{n-1} = k) s^k + \sum_{k'=0}^{n-1} P(N_{n-1} = k') s^{k'+1} \right) \\
 &\quad \text{(changement d'indice } k' = k-1) \\
 \\
 &= \frac{1}{2} \left(\sum_{k=1}^{n-1} P(N_{n-1} = k) s^k + \sum_{k=1}^{n-1} P(N_{n-1} = k) s^{k+1} \right) \\
 &\quad \text{(le premier terme de la 2^{ème} somme est nul car } P(N_{n-1} = 0) = 0) \\
 &= \frac{1}{2} \left(\sum_{k=1}^{n-1} P(N_{n-1} = k) s^k + s \sum_{k=1}^{n-1} P(N_{n-1} = k) s^k \right) \\
 &= \frac{1}{2} (G_{n-1}(s) + s G_{n-1}(s)) \\
 &= \frac{1+s}{2} G_{n-1}(s).
 \end{aligned}$$

On a donc bien :

$$G_n(s) = \frac{1+s}{2} G_{n-1}(s).$$

À s fixé, $(G_n(s))$ est donc une suite géométrique de raison $\frac{1+s}{2}$.

Calculons désormais :

On en déduit l'expression de la suite géométrique :

$$G_n(s) = \left(\frac{1+s}{2} \right)^{n-1} G_1(s) = \left(\frac{1+s}{2} \right)^{n-1} s.$$

(e) Il suffit de se rappeler que $G'_n(1) = E(N_n)$ et c'est cette espérance que l'on veut calculer. D'après la question précédente, on a :

$$G_n(s) = \left(\frac{1+s}{2} \right)^{n-1} s.$$

G_n est donc dérivable (on le savait déjà dans les premières questions) et :

$$G'_n(s) = \frac{n-1}{2} \left(\frac{1+s}{2} \right)^{n-2} s + \left(\frac{1+s}{2} \right)^{n-1}.$$

Donc :

$$G'_n(1) = \frac{n-1}{2} \left(\frac{1+1}{2} \right)^{n-2} \times 1 + \left(\frac{1+1}{2} \right)^{n-1} = \frac{n-1}{2} + 1 = \frac{n+1}{2}.$$

C'est-à-dire :

$$E(N_n) = \frac{n+1}{2}.$$

Partie III - Probabilité d'avoir une infinité de fois deux Pile consécutifs.

1. La fonction $f : x \mapsto e^{-x}$ est convexe puisque sa dérivée seconde est $x \mapsto -(-e^{-x})$ est positive. Elle est donc au dessus de sa tangente en n'importe quel point. Une équation de sa tangente en 0 est :

$$y = f'(0)(x - 0) + f(0) = -x + 1.$$

Donc, pour tout $x \in \mathbb{R}$, on a :

$$1 - x \leq e^{-x}.$$

2. (a) La série de terme général $P(A_i)$ diverge. Or c'est une série à termes positifs, elle diverge donc vers $+\infty$.
On a donc :

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{i=k}^n P(A_i) &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\underbrace{\sum_{i=0}^n P(A_i)}_{\rightarrow +\infty} - \underbrace{\sum_{i=0}^{k-1} P(A_i)}_{\text{constant}} \right) \\ &= \boxed{+\infty}. \end{aligned}$$

(b) On a :

$$\begin{aligned} P(C_n) &= P\left(\bigcup_{k \leq i \leq n} A_i\right) \\ &= 1 - P\left(\overline{\bigcup_{k \leq i \leq n} A_i}\right) \\ &= 1 - P\left(\bigcap_{k \leq i \leq n} \overline{A_i}\right) \\ &= \boxed{1 - \prod_{k=i}^n P(\overline{A_i})}. \end{aligned}$$

(car les $\overline{A_i}$ sont indépendants)

Or pour tout $i \in \llbracket k, n \rrbracket$, on a :

$$P(\overline{A_i}) = 1 - P(A_i)$$

et d'après la première question, on a :

$$1 - P(A_i) \leq \exp(-P(A_i)).$$

Donc :

$$0 \leq P(\overline{A_i}) \leq \exp(-P(A_i))$$

où on a précisé que $P(A_i)$ est positive car c'est une probabilité. Cela de les multiplier termes à termes pour obtenir :

$$\prod_{i=k}^n P(\overline{A_i}) \leq \prod_{i=k}^n \exp(-P(A_i))$$

c'est-à-dire :

$$-\prod_{i=k}^n P(\overline{A_i}) \geq -\exp\left(-\sum_{i=k}^n P(A_i)\right).$$

Donc :

$$P(C_n) = 1 - \prod_{i=k}^n P(\overline{A_i}) \geq 1 - \exp\left(-\sum_{i=k}^n P(A_i)\right).$$

Or $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{i=k}^n P(A_i) = +\infty$ (d'après la question précédente) donc :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \exp\left(-\sum_{i=k}^n P(A_i)\right) = 0.$$

Par passage à la limite des inégalités larges, on en déduit :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(C_n) \geq 1.$$

Or $P(C_n)$ est une probabilité et donc inférieure à 1. Par passage à la limite, on trouve :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(C_n) \leq 1.$$

Et donc :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(C_n) = 1.$$

- (c) Pour tout $n \geq k$, on a $C_{n+1} = C_n \cup A_{n+1}$. Donc $C_n \subset C_{n+1}$. Ainsi la suite d'événements $(C_n)_{n \geq k}$ est croissante pour l'inclusion.

On en déduit par le théorème de la limite monotone pour les probabilités que :

$$P\left(\bigcup_{i=k}^{+\infty} C_i\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcup_{i=k}^n C_i\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(C_n) = 1.$$

- (d) On a clairement :

$$\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i \subset \bigcup_{n=k}^{+\infty} C_n$$

puisque $A_i \subset C_i$ pour tout $i \geq k$.

Montrons l'inclusion réciproque. Soit $\omega \in \bigcup_{n=k}^{+\infty} C_n$. Montrons que $\omega \in \bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i$.

Comme $\omega \in \bigcup_{n=k}^{+\infty} C_n$, il existe $n \geq k$ tel que $\omega \in C_n$. Or $C_n = \bigcup_{i=k}^n A_i$. Donc $\omega \in \bigcup_{i=k}^n A_i$. Donc il existe $i \in \llbracket k, n \rrbracket$ tel que $\omega \in A_i$.

Comme $\omega \in A_i$, ω appartient également à l'union $\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i$. Donc :

$$\bigcup_{n=k}^{+\infty} C_n \subset \bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i.$$

Donc par double inclusion :

$$\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i = \bigcup_{n=k}^{+\infty} C_n.$$

On en déduit :

$$P\left(\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i\right) = P\left(\bigcup_{n=k}^{+\infty} C_n\right) = 1.$$

3. Pour $n \in \mathbb{N}$, on note l'événement A_n : « on obtient Pile au $(2n)^{\text{ème}}$ et au $(2n+1)^{\text{ème}}$ lancers ».

On va bien sûr utiliser la question précédente, mais pour cela il faut d'abord vérifier que la série des $P(A_n)$ diverge. On a :

$$\begin{aligned} P(A_n) &= P(P_{2n} \cap P_{2n+1}) \\ &= P(P_{2n})P(P_{2n+1}) \\ &\quad (\text{indépendance}) \\ &= p^2. \end{aligned}$$

Donc $P(A_n)$ ne dépend pas de n et la série des $P(A_n)$ diverge (et même diverge grossièrement).

Donc d'après la question précédente, on a :

$$P\left(\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i\right) = 1.$$

Notons l'événement B_k : « on obtient deux Pile consécutifs après le lancer k ». On a :

$$\begin{aligned} B_k &= \bigcup_{i=k}^{+\infty} (P_k \cap P_{k+1}) \\ &= \bigcup_{i=k}^{+\infty} (P_{2k} \cap P_{2k+1}) \cup \bigcup_{i=k}^{+\infty} (P_{2k+1} \cap P_{(2k+1)+1}) \\ &\quad \text{(On sépare les termes pairs et impairs)} \\ &= \left(\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i\right) \cup \left(\bigcup_{i=k}^{+\infty} (P_{2k+1} \cap P_{(2k+1)+1})\right). \end{aligned}$$

Et donc :

$$\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i \subset B_k.$$

Ainsi :

$$P(B_k) \geq P\left(\bigcup_{i=k}^{+\infty} A_i\right) \geq 1.$$

Or $P(B_k) \leq 1$ puisque c'est une probabilité. Donc :

$$P(B_k) = 1.$$

Ainsi la probabilité d'obtenir deux Pile consécutifs après n'importe quel lancer vaut bien 1.

Exercice 2 - ESCP ECT 2019

1. (a) g est bien dérivable comme quotient. De plus, pour $t \geq 0$, on a :

$$g'(t) = -\frac{-2t}{(1+t^2)^2} = \frac{2t}{(1+t^2)^2} = f(t).$$

- (b) $I(x)$ est une intégrale sur un segment (la fonction f est bien définie et continue sur \mathbb{R}_+). On a donc pour $x \geq 0$:

$$I(x) = \int_0^x \frac{2t}{(1+t^2)^2} dt = \left[-\frac{1}{1+t^2}\right]_0^x = 1 - \frac{1}{1+x^2}.$$

- (c) Soit $A \in \mathbb{R}_+$. On a :

$$\int_0^A f(t) dt = \int_0^A \frac{2t}{(1+t^2)^2} dt = I(A).$$

Or $I(A) = 1 - \frac{1}{1+A^2}$. Et donc :

$$\int_0^A f(t) dt = 1 - \underbrace{\frac{1}{1+A^2}}_{\xrightarrow{A \rightarrow +\infty} 0} \xrightarrow{A \rightarrow +\infty} 1.$$

Donc $\int_0^{+\infty} f(t)dt$ converge et $\int_0^{+\infty} f(t)dt = 1$. De plus pour $t < 0$, $f(t) = 0$ donc $\int_{-\infty}^0 f(t)dt = 0$.

D'où :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = 1.$$

Ainsi f est une fonction positive, continue et d'intégrale sur \mathbb{R} convergente égale à 1, c'est donc bien une densité de probabilité.

2. On a pour $x \in \mathbb{R}$:

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt.$$

La deuxième ligne est la formule de la fonction de répartition lorsque l'on connaît la densité.

Si $x < 0$, alors comme $f(t) = 0$ pour tout $t < 0$, on a $F(x) = 0$.

Si $x \geq 0$, alors on a :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_0^x f(t)dt = I(x).$$

Donc :

$$F(x) = 1 - \frac{1}{1+x^2} = \frac{1+x^2-1}{1+x^2} = \frac{x^2}{1+x^2}.$$

On a donc bien :

$$\forall x \in \mathbb{R}, F(x) = \begin{cases} \frac{x^2}{1+x^2} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}.$$

3. (a) La fonction Q est dérivable comme quotient et pour tout $x \in \mathbb{R}_+$, on a :

$$Q'(x) = \frac{2x(1+x^2) - x^2 \times 2x}{(1+x^2)^2} = \frac{2x}{(1+x^2)^2}$$

qui est du signe de x et donc strictement positif sur \mathbb{R}_+^* . Ainsi Q est strictement croissante sur \mathbb{R}_+^* également.

De plus :

$$Q(0) = 0 \quad \text{et} \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} Q(x) = 1.$$

Comme Q est continue, le théorème de la bijection s'applique. Q est donc une bijection de \mathbb{R}_+ sur $[0, 1]$.

Comme $Y = Q(X)$ et que $X(\Omega) = \mathbb{R}_+$, on a :

$$Y(\Omega) = Q(\mathbb{R}_+) = [0, 1[.$$

(b) Soit $y \in [0, 1[$. On a :

$$G(y) = P(Y \leq y) = P\left(\frac{X^2}{1+X^2} \leq y\right) = P(X^2 \leq y(1+X^2)). \quad (\text{puisque } 1+X^2 > 0)$$

Donc :

$$G(y) = P(X^2(1-y) \leq y) = P\left(X^2 \leq \frac{y}{1-y}\right). \quad (\text{car } 1-y > 0 \text{ puisque } y < 1)$$

Puis :

$$\begin{aligned} G(y) &= P\left(-\sqrt{\frac{y}{1-y}} \leq X \leq \sqrt{\frac{y}{1-y}}\right) \quad (\text{car } \frac{y}{1-y} \geq 0 \text{ puisque } y \in [0, 1[) \\ &= P\left(X \leq \sqrt{\frac{y}{1-y}}\right) \quad (\text{parce que } X \geq 0 \text{ presque sûrement}) \\ &= F\left(\sqrt{\frac{y}{1-y}}\right). \end{aligned}$$

Or pour $y \in [0, 1[$, on a : $0 \leq \sqrt{\frac{y}{1-y}}$. Donc :

$$F\left(\sqrt{\frac{y}{1-y}}\right) = \frac{\left(\sqrt{\frac{y}{1-y}}\right)^2}{1 + \left(\sqrt{\frac{y}{1-y}}\right)^2} = \frac{\frac{y}{1-y}}{1 + \frac{y}{1-y}} = \frac{\frac{y}{1-y}}{\frac{1-y+y}{1-y}} = y.$$

D'où finalement, pour tout $y \in [0, 1[$:

$$\boxed{G(y) = y.}$$

De plus, en tant que fonction de répartition G est croissante. Donc pour tout $y \leq 0$, on a $G(y) \leq G(0) = 0$. Or G est positive. Donc pour tout $y \leq 0$, on a $G(y) = 0$.

De même, pour tout $y \geq 1$, on a $G(y) \geq G(1)$. Or :

$$G(1) = P(Y \leq 1) = 1$$

puisque $Y(\Omega) = [0, 1[$.

Donc $G(y) \geq 1$ pour tout $y \in [0, 1[$ et comme G est nécessairement plus petit que 1 (c'est une probabilité), on a $G(y) = 1$ pour tout $y \in [0, 1[$.

Ainsi pour $y \in \mathbb{R}$:

$$\boxed{G(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y < 0 \\ y & \text{si } 0 \leq y < 1 \\ 1 & \text{si } 1 \leq y \end{cases}}$$

c'est-à-dire que G est la fonction de répartition de la loi uniforme sur $[0, 1[$. Donc Y suit la loi uniforme sur $[0, 1[$.

(c) On a :

$$\begin{aligned} Y &= \frac{X^2}{1 + X^2} \\ \Leftrightarrow (1 + X^2)Y &= X^2 \\ &\text{(pas de problème de division par 0 en remontant)} \\ \Leftrightarrow X^2(Y - 1) &= -Y \\ \Leftrightarrow X^2 &= \frac{Y}{1 - Y} \\ &\text{(puisque } 1 \notin Y(\Omega)) \\ \Leftrightarrow X &= \sqrt{\frac{Y}{1 - Y}}. \\ &\text{(car } X \geq 0) \end{aligned}$$

On peut donc simuler X avec le code suivant :

```
1 import numpy as np
import numpy.random as rd

Y = rd.random()
5 X = np.sqrt(Y/(1-Y))
```

4. (a) Soit $x > 0$. Pour $h > 0$, on a :

$$\begin{aligned}
 T_h(x) &= \frac{1}{h} \times P_{[X>x]}([X \leq x+h]) \\
 &= \frac{1}{h} \times \frac{P([X > x] \cap [X \leq x+h])}{P(X > x)} \\
 &= \frac{1}{h} \times \frac{P(x < X \leq x+h)}{P(X > x)} \\
 &= \frac{\int_x^{x+h} f(t)dt}{h} \frac{1}{1 - P(X \leq x)} \\
 &= \frac{\int_x^{x+h} f(t)dt}{h} \frac{1}{1 - F(x)}.
 \end{aligned}$$

Comme F est une primitive de f , on a :

$$\frac{\int_x^{x+h} f(t)dt}{h} = \frac{F(x+h) - F(x)}{h}.$$

Donc :

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{\int_x^{x+h} f(t)dt}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{F(x+h) - F(x)}{h} = F'(x) = f(x).$$

D'où :

$$\boxed{\lim_{h \rightarrow 0} T_h(x) = \frac{f(x)}{1 - F(x)}}.$$

(b) Soit $x > 0$. On a :

$$\begin{aligned}
 T(x) &= \frac{f(x)}{1 - F(x)} \\
 &= \frac{\frac{2x}{(1+x^2)^2}}{1 - \frac{x^2}{1+x^2}} \\
 &= \frac{\frac{2x}{(1+x^2)^2}}{\frac{1+x^2-x^2}{1+x^2}} \\
 &= \boxed{\frac{2x}{1+x^2}}.
 \end{aligned}$$

(c) Soit $x > 0$. On a :

$$\begin{aligned}
 \int_0^x T(t)dt &= \int_0^x \frac{2t}{1+t^2} dt \\
 &= [\ln(1+t^2)]_0^x \\
 &= \boxed{\ln(1+x^2)}.
 \end{aligned}$$

Il y a plusieurs moyens de trouver l'expression en fonction de f . On peut reconnaître que $T(x) = \frac{f(x)}{1-F(x)}$ est de la même forme que la dérivée de $-\ln \circ (1 - F)$.

On peut aussi remarquer que comme : $F(x) = \frac{x^2}{1+x^2}$ pour $x \geq 0$, on a :

$$x^2 = \frac{F(x)}{1 - F(x)}.$$

Donc :

$$\begin{aligned} \int_0^x T(t)dt &= \ln(1+x^2) \\ &= \ln\left(1 + \frac{F(x)}{1-F(x)}\right) \\ &= \ln\left(\frac{1-F(x)+F(x)}{1-F(x)}\right) \\ &= \boxed{-\ln(1-F(x))}. \end{aligned}$$

Exercice 3 - ECRICOME ECS 2008

J'ai failli écrire « cf DS précédent ». Mais bon, pour que vous puissiez regarder dès la sortie du DS, revoici la correction.

1. (a) Soit $x \geq 0$. Pour $n \in \mathbb{N}^*$, on a :

$$f_n(x) = \frac{1}{n} - \frac{1}{n+x} = \frac{n+x-n}{n(n+x)} = \frac{x}{n(n+x)} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{x}{n^2}.$$

La série $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x}{n^2}$ converge (critère de Riemann). Donc par équivalence de séries à termes positifs, la série de terme général $f_n(x)$ converge également.

- (b) On a :

$$F(0) = \sum_{n=1}^{+\infty} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n+0} \right) = 0.$$

On a également $F(1) = \sum_{n=1}^{+\infty} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right)$. Passons aux sommes partielles. Pour $N \in \mathbb{N}^*$, on a :

$$\sum_{n=1}^N \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right) = 1 - \underbrace{\frac{1}{N+1}}_{\xrightarrow[N \rightarrow +\infty]{} 0}.$$

Donc $F(1) = 1$.

2. Commençons par remarquer que f_n est effectivement dérivable sur \mathbb{R}_+ dès lors que $n \geq 1$. On a pour $x \in \mathbb{R}_+$:

$$f'_n(x) = \frac{1}{(n+x)^2} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{n^2}.$$

Encore une fois $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^2}$ converge d'après le critère de Riemann. Donc, par équivalence de termes positifs, la série de terme général $f'_n(x)$ converge.

3. (a) φ est de classe \mathcal{C}^2 sur \mathbb{R}_+^* . On a pour $x \in \mathbb{R}_+^*$, $\varphi''(x) = \frac{2}{x^3}$. Cette dérivée seconde est décroissante, donc sur l'intervalle $[n, +\infty[$, on peut la majorer par sa valeur en n .

Donc l'inégalité de Taylor-Lagrange nous donne à l'ordre 2, au voisinage de $x_0 \in [n, +\infty[$:

$$|\varphi(x) - \varphi(x_0) - (x-x_0)\varphi'(x_0)| \leq \frac{(x-x_0)^2}{2} \varphi''(n) \leq \frac{(x-x_0)^2}{2} \times \frac{2}{n^3} \leq \frac{(x-x_0)^2}{n^3}.$$

- (b) Soit $x \in \mathbb{R}_+$ et soit $h \neq 0$ tel que $x+h \in \mathbb{R}_+$. On a :

$$\begin{aligned} |f_n(x+h) - f_n(x) - hf'_n(x)| &= \left| \frac{1}{n} - \frac{1}{n+x+h} - \frac{1}{n} + \frac{1}{n+x} - h \frac{1}{(n+x)^2} \right| \\ &= \left| -\varphi(n+x+h) + \varphi(n+x) + ((n+x+h) - (n+x))\varphi'(n+x) \right| \\ &\stackrel{\text{signe inversé}}{=} \left| \varphi(n+x+h) - \varphi(n+x) - ((n+x+h) - (n+x))\varphi'(n+x) \right| \\ &\leq \frac{h^2}{n^3}. \end{aligned}$$

Or la série $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{h^2}{n^3}$ converge (critère de Riemann). Donc, par comparaison,

la série de terme général $|f_n(x+h) - f_n(x) - hf'_n(x)|$ converge absolument donc converge.

(c) Soit $x \in \mathbb{R}_+$ et soit $h \neq 0$ tel que $x+h \in \mathbb{R}_+$. On a :

$$\begin{aligned} \left| \frac{F(x+h) - F(x)}{h} - G(x) \right| &= \left| \frac{\sum_{n=1}^{+\infty} f_n(x+h) - \sum_{n=1}^{+\infty} f_n(x)}{h} - \sum_{n=1}^{+\infty} f'_n(x) \right| \\ &= \left| \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{h} (f_n(x+h) - f_n(x) - hf'_n(x)) \right| \\ &\quad \text{(somme de séries convergentes)} \\ &\leq \frac{1}{|h|} \sum_{n=1}^{+\infty} |f_n(x+h) - f_n(x) - hf'_n(x)| \\ &\quad \text{(inégalité triangulaire)} \\ &\leq \frac{1}{|h|} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{h^2}{n^3} \\ &\leq |h| \underbrace{\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^3}}_{\text{constante}}. \end{aligned}$$

Ainsi, en posant $K = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^3}$, on a bien :

$$\left| \frac{F(x+h) - F(x)}{h} - G(x) \right| \leq K|h|.$$

(d) Ainsi, on a :

$$0 \leq \left| \frac{F(x+h) - F(x)}{h} - G(x) \right| \leq \underbrace{K|h|}_{\xrightarrow{h \rightarrow 0} 0}$$

Donc, par encadrement $\lim_{h \rightarrow 0} \frac{F(x+h) - F(x)}{h} = G(x)$ c'est-à-dire la limite existe et est réelle.

F est donc dérivable en x et on a :

$$F'(x) = G(x).$$

4. (a) $x \in \mathbb{R}_+$ est fixé. On étudie alors la fonction $\psi : t \mapsto \frac{1}{t} - \frac{1}{t+x}$. Elle est dérivable sur \mathbb{R}_+^* et pour $t \in \mathbb{R}_+^*$, on a $\psi'(t) = -\frac{1}{t^2} + \frac{1}{(t+x)^2} \leq 0$.

Donc ψ est décroissante et donc pour $k \in \mathbb{N}^*$:

$$\forall t \in [k, k+1], \psi(k+1) \leq \psi(t) \leq \psi(k)$$

qui peut aussi s'écrire $\forall t \in [k, k+1], f_{k+1}(x) \leq \frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \leq f_k(x)$. Par croissance de l'intégrale, on trouve :

$$\underbrace{\int_k^{k+1} f_{k+1}(x) dt}_{=f_{k+1}(x)} \leq \int_k^{k+1} \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt \leq \underbrace{\int_k^{k+1} f_k(x) dt}_{=f_k(x)}$$

(b) On somme l'inégalité de droite précédente, avec $n \geq 2$:

$$\underbrace{\sum_{k=1}^n \int_k^{k+1} \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt}_{=f_1^{n+1} \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt} \leq \sum_{k=1}^n f_k(x).$$

On obtient bien la première inégalité.

Pour l'autre inégalité, on procède de manière similaire :

$$\underbrace{\sum_{k=1}^{n-1} f_{k+1}(x)}_{=\sum_{k'=2}^n f_{k'}(x)} \leq \underbrace{\sum_{k=1}^{n-1} \int_k^{k+1} \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt}_{=\int_1^n \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt}.$$

On rajoute alors le premier terme manquant de la somme :

$$\sum_{k=1}^n f_k(x) \leq \underbrace{f_1(x)}_{=1 - \frac{1}{1+x} = \frac{x}{1+x}} + \int_1^n \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt.$$

On a bien finalement :

$$\int_1^{n+1} \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt \leq \sum_{k=1}^n f_k(x) \leq \frac{x}{x+1} + \int_1^n \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt.$$

(c) Le but est de passer à la limite $n \rightarrow +\infty$. Calculons d'abord la forme des termes de gauche et droite.

$$\int_1^n \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt = [\ln(t) - \ln(t+x)]_1^n = \ln(n) - \ln(n+x) - \ln(1) + \ln(1+x) = \ln \frac{n(1+x)}{n+x}.$$

On a $\frac{n(1+x)}{n+x} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1+x$ donc : $\int_1^n \left(\frac{1}{t} - \frac{1}{t+x} \right) dt \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \ln(1+x)$.

Par passage à la limite, on en déduit l'encadrement :

$$\ln(1+x) \leq \underbrace{\sum_{k=1}^{+\infty} f_k(x)}_{=F(x)} \leq \frac{x}{x+1} + \ln(1+x).$$

(d) Puisqu'on étudie la limite $x \rightarrow +\infty$, on peut diviser par $\ln(1+x)$. On obtient pour $x > 0$:

$$1 \leq \frac{F(x)}{\ln(1+x)} \leq \underbrace{\frac{x}{(x+1)\ln(1+x)}}_{\xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 0} + 1.$$

Donc par encadrement, $\frac{F(x)}{\ln(1+x)} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 1$ c'est-à-dire :

$$F(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \ln(1+x).$$

Exercice 4 - EDHEC ECS 2016

1. (a) On a :

$$(f - \text{Id})^2 + f \circ (2\text{Id} - f) = f^2 - 2f + \text{Id} + 2f - f^2 \boxed{= \text{Id}.}$$

(car f et Id commutent)

(b) Pour $x \in \mathbb{R}$, on a donc $\boxed{(f - \text{Id})^2(x) + (f \circ (2\text{Id} - f))(x) = \text{Id}(x) = x.}$

(c) Le résultat permet de montrer que $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) + \text{Im}(f)$. En effet, pour $x \in \mathbb{R}^n$, on a :

$$x = (f - \text{Id})^2(x) + (f \circ (2\text{Id} - f))(x).$$

Or $(f \circ (2\text{Id} - f))(x) = f((2\text{Id} - f)(x)) \in \text{Im}(f)$ par définition. De plus, on a :

$$f((f - \text{Id})^2(x)) = (f \circ (f - \text{Id})^2)(x) = 0.$$

Donc $(f - \text{Id})^2(x) \in \text{Ker}(f)$. Ainsi, on peut écrire :

$$x = \underbrace{(f - \text{Id})^2(x)}_{\in \text{Ker}(f)} + \underbrace{(f \circ (2\text{Id} - f))(x)}_{\in \text{Im}(f)}.$$

Donc on a bien $x \in \text{Ker}(f) + \text{Im}(f)$ et donc $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) + \text{Im}(f)$.

Il reste à prouver que $\text{Ker}(f)$ et $\text{Im}(f)$ sont en somme directe. Faisons-le par un calcul sur les dimensions.

On a :

$$\dim(\text{Ker}(f) + \text{Im}(f)) = \dim \text{Ker}(f) + \dim \text{Im}(f) - \dim \text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f).$$

Or $\dim(\text{Ker}(f) + \text{Im}(f)) = \dim \mathbb{R}^n = n$. De plus, d'après le théorème du rang, on a :

$$\dim \text{Ker}(f) + \dim \text{Im}(f) = \dim \mathbb{R}^n = n.$$

Donc nécessairement :

$$\dim \text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f) = 0.$$

Cela implique que $\text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f) = \{0_{\mathbb{R}^n}\}$ et donc que $\text{Ker}(f)$ et $\text{Im}(f)$ sont en somme directe.

Donc finalement $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) \oplus \text{Im}(f)$.

2. (a) Soit $P \in \mathbb{R}_1[X]$. On écrira $P = aX + b$ avec $a, b \in \mathbb{R}$. On a :

$$\begin{aligned} \frac{1}{4}(X-1)(X-4) + XP(X) &= 1 \\ \Leftrightarrow \frac{1}{4}(X^2 - 5X + 4) + X(aX + b) &= 1 \\ \Leftrightarrow X^2 - 5X + 4 + 4aX^2 + 4bX &= 4 \\ \Leftrightarrow (4a+1)X^2 + (4b-5)X &= 0 \\ \Leftrightarrow \begin{cases} 4a+1 &= 0 \\ 4b-5 &= 0 \end{cases} \\ \Leftrightarrow \begin{cases} a &= -\frac{1}{4} \\ b &= \frac{5}{4} \end{cases} \end{aligned}$$

Ainsi $P = -\frac{1}{4}X + \frac{5}{4}$ est l'unique polynôme de degré 1 tel que :

$$\frac{1}{4}(X-1)(X-4) + XP(X) = 1$$

(b) Comme f et Id commutent, on peut faire les mêmes calculs en remplaçant X par f . On trouve alors :

$$\frac{1}{4}(f - \text{Id}) \circ (f - 4\text{Id}) + f \circ \left(-\frac{1}{4}f + \frac{5}{4}\text{Id}\right) = \text{Id}.$$

On en déduit que pour tout $x \in \mathbb{R}^n$:

$$x = \frac{1}{4}((f - \text{Id}) \circ (f - 4\text{Id}))(x) + (f \circ \left(-\frac{1}{4}f + \frac{5}{4}\text{Id}\right))(x).$$

Comme dans la première question, on peut alors remarquer que :

$$(f \circ \left(-\frac{1}{4}f + \frac{5}{4}\text{Id}\right))(x) = f\left(\left(-\frac{1}{4}f + \frac{5}{4}\text{Id}\right)(x)\right) \in \text{Im}(f)$$

et : $f\left(\frac{1}{4}((f - \text{Id}) \circ (f - 4\text{Id}))(x)\right) = \frac{1}{4}f \circ (f - \text{Id}) \circ (f - 4\text{Id})(x) = 0_{\mathbb{R}^n}$.

Donc $\frac{1}{4}((f - \text{Id}) \circ (f - 4\text{Id}))(x) \in \text{Ker}(f)$. D'où :

$$x = \underbrace{\frac{1}{4}((f - \text{Id}) \circ (f - 4\text{Id}))(x)}_{\in \text{Ker}(f)} + \underbrace{(f \circ \left(-\frac{1}{4}f + \frac{5}{4}\text{Id}\right))(x)}_{\in \text{Im}(f)}.$$

Ainsi, on a $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) + \text{Im}(f)$.

Il reste à prouver que $\text{Ker}(f)$ et $\text{Im}(f)$ sont en somme directe. On procède exactement comme dans la question 1 :

$$\dim \text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f) = \underbrace{\dim(\text{Ker}(f) + \text{Im}(f))}_{=n} - \underbrace{(\dim \text{Ker}(f) + \dim \text{Im}(f))}_{=n} = 0.$$

D'où $\mathbb{R}^n = \text{Ker}(f) \oplus \text{Im}(f)$.

3. (a) Comme P est de degré p , il existe $a_0, a_1, \dots, a_p \in \mathbb{R}$ tel que $P = a_0 + a_1X + a_2X^2 + \dots + a_pX^p$ où $a_p \neq 0$. On a $P(0) = 0$. Donc :

$$\underbrace{a_0 + a_1 \times 0 + a_2 \times 0^2 + \dots + a_p \times 0^p}_{=a_0} = 0.$$

Donc $P = a_1X + a_2X^2 + \dots + a_pX^p$.

De plus $P'(X) = a_1 + 2a_2X + \dots + pa_pX^{p-1}$. Donc $P'(0) = a_1$. Et comme $P'(0) \neq 0$, on a : $a_1 \neq 0$.

Donc il existe bien $(a_1, \dots, a_p) \in \mathbb{R}^p$ avec $a_1 \neq 0$ (et même $a_p \neq 0$) tel que $P = a_1X + a_2X^2 + \dots + a_pX^p$.

- (b) Soit $x \in \text{Ker}(f) \cap \text{Im}(f)$. Montrons que $x = 0$.

Comme $x \in \text{Im}(f)$, il existe $y \in \mathbb{R}^n$, tel que $x = f(y)$. Comme P est un polynôme annulateur de f , on a :

$$a_1f(y) + a_2(f \circ f)(y) + \dots + a_pf^p(y) = 0$$

que l'on peut réécrire dans ce contexte : $a_1x + a_2f(x) + \dots + a_pf^{p-1}(x) = 0$.

Or $x \in \text{Ker}(f)$. Donc $f(x) = \dots = f^{p-1}(x) = 0$ puis :

$$a_1x = 0.$$

Et comme $a_1 \neq 0$, on a finalement $x = 0$.

Donc $\text{Im}(f)$ et $\text{Ker}(f)$ sont en somme directe.

De plus, d'après le théorème du rang, on a : $\dim \text{Im}(f) + \dim \text{Ker}(f) = \dim \mathbb{R}^n$. Et ainsi, par égalité des dimensions, on a :

$$\text{Im}(f) \oplus \text{Ker}(f) = \mathbb{R}^n.$$

- (c) Les deux questions précédentes sont l'application de cette question avec $P = X(X - 1)^2$ et $P = X(X - 1)(X - 4)$ respectivement. On a bien dans chaque cas que ce sont des polynômes annulateurs de degré au moins 2, avec $P(0) = 0$ et $P'(0) \neq 0$.