

DM12

Correction du devoir maison facultatif

Exercice 1 (Ecricome 2005)

1. Tout d'abord, on montre par récurrence que la suite est bien définie (il se pourrait en effet qu'à un certain rang $n \in \mathbb{N}^*$, on ait $u_{n-1} < n$ et que $u_n = \sqrt{u_{n-1} + n}$ ne soit pas défini) et que pour tout $n \in \mathbb{N}$, $u_n \geq 0$.

Init. u_0 est bien définie et $u_0 \geq 0$, donc la propriété est vraie au rang $n = 0$.

Hér. Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Supposons la propriété vraie au rang $n - 1$, et montrons la propriété au rang n .

On a $u_{n-1} \geq 0$ par hypothèse de récurrence, donc $n + u_{n-1} \geq 0$. Ainsi $u_n = \sqrt{n + u_{n-1}}$ est bien défini, et positif. D'où la propriété au rang n .

Concl. Par principe de récurrence, u_n est bien défini et positif pour tout $n \in \mathbb{N}$.

Vérifions à présent l'inégalité demandée. On a $u_0 \geq 0 = \sqrt{0}$, et pour tout $n \in \mathbb{N}^*$:

$$n \leq n + u_{n-1} \quad \Rightarrow \quad \sqrt{n} \leq \sqrt{n + u_{n-1}} = u_n$$

par croissance de la fonction racine carrée. Ainsi, on a bien $u_n \geq \sqrt{n}$ pour tout $n \in \mathbb{N}$.

On a $\sqrt{n} \rightarrow +\infty$ lorsque $n \rightarrow +\infty$. Par théorème de comparaison, on en déduit que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n \text{ existe et vaut } +\infty.$$

2. (a) Pour tout $x \geq 0$, on a :

$$\frac{1+x}{2} - \sqrt{x} = \frac{1+x-2\sqrt{x}}{2} = \frac{(1-\sqrt{x})^2}{2} \geq 0.$$

D'où l'inégalité souhaitée.

- (b) Montrons par récurrence que pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a $u_n \leq n + \frac{u_0}{2^n}$.

Init. On a $u_0 \leq 0 + \frac{u_0}{2^0}$, donc la propriété est vraie pour $n = 0$.

Hér. Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Supposons la propriété vraie au rang $n - 1$. Montrons qu'elle est vraie au rang n .

On applique l'inégalité de la question précédente à $x = n + u_{n-1}$:

$$u_n = \sqrt{n + u_{n-1}} \leq \frac{1 + n + u_{n-1}}{2} = \frac{1+n}{2} + \frac{u_{n-1}}{2}.$$

Or par hypothèse de récurrence, on a :

$$u_{n-1} \leq n - 1 + \frac{u_0}{2^{n-1}}.$$

En remplaçant dans l'expression précédente, on obtient :

$$u_n \leq \frac{1+n}{2} + \frac{n-1}{2} + \frac{u_0}{2^n} = n + \frac{u_0}{2^n}.$$

D'où la propriété au rang n .

Concl. Par principe de récurrence, on a $u_n \leq n + \frac{u_0}{2^n}$ pour tout $n \in \mathbb{N}$.

On a alors pour tout $n \in \mathbb{N}^*$:

$$u_{n-1} \leq n - 1 + \frac{u_0}{2^{n-1}} \Rightarrow 0 \leq \frac{u_{n-1}}{n^2} \leq \frac{n-1}{n^2} + \frac{u_0}{n^2 2^{n-1}}$$

Puisque $\frac{n-1}{n^2} + \frac{u_0}{n^2 2^{n-1}} = \frac{1}{n} - \frac{1}{n^2} + \frac{u_0}{n^2 2^{n-1}}$ converge vers 0 lorsque $n \rightarrow +\infty$. Par le théorème des gendarmes, $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_{n-1}}{n^2}$ existe et vaut 0.

(c) On a pour tout $n \in \mathbb{N}^*$:

$$\frac{u_n}{n} = \frac{\sqrt{n+u_{n-1}}}{n} = \sqrt{\frac{n+u_{n-1}}{n^2}} = \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{u_{n-1}}{n^2}}$$

Or $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} + \frac{u_{n-1}}{n^2} = 0$ par la question précédente. Donc $\left(\frac{u_n}{n}\right)_{n \geq 1}$ converge bien vers 0.

(d) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On a :

$$\sqrt{n} \leq u_n = \sqrt{n+u_{n-1}}$$

d'où :

$$1 \leq \frac{u_n}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{n+u_{n-1}}{n}}$$

On a donc bien que, pour tout entier n non nul, $1 \leq \frac{u_n}{\sqrt{n}} \leq \sqrt{1 + \frac{u_{n-1}}{n}}$.

On a :

$$\frac{u_{n-1}}{n} = \frac{u_{n-1}}{n-1} \frac{n-1}{n}$$

Or, on a par la question précédente que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_{n-1}}{n-1} = 0$, et puisque $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n-1}{n} = 1$, on obtient par produit des limites :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_{n-1}}{n} = 0.$$

Ainsi on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sqrt{1 + \frac{u_{n-1}}{n}} = 1$. Par le théorème des gendarmes, la limite $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_n}{\sqrt{n}}$ existe et vaut 1. Ainsi on a l'équivalent $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n}$.

3. On pose $w_n = u_n - \sqrt{n}$.

(a) On a le développement limité usuel suivant en 0 :

$$\sqrt{1+x} = (1+x)^{1/2} = 1 + \frac{1}{2}x + o(x).$$

On en déduit en particulier l'équivalent suivant :

$$\sqrt{1+x} - 1 \underset{x \rightarrow 0}{\sim} \frac{1}{2}x.$$

De plus pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a :

$$\begin{aligned} w_n &= u_n - \sqrt{n} = \sqrt{n+u_{n-1}} - \sqrt{n} \\ &= \sqrt{n} \left(\sqrt{1 + \frac{u_{n-1}}{n}} - 1 \right) \end{aligned}$$

Or on a montré que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_{n-1}}{n} = 0$, donc :

$$\sqrt{1 + \frac{u_{n-1}}{n}} - 1 \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{2} \frac{u_{n-1}}{n}.$$

Enfin on a vu que $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n}$, donc que $u_{n-1} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n-1}$. On obtient donc :

$$w_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n} \frac{u_{n-1}}{2n} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n} \frac{\sqrt{n-1}}{2n} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n} \frac{\sqrt{n}}{2n} = \frac{1}{2}.$$

La suite $(w_n)_{n \in \mathbb{N}}$ admet bien la limite $\ell = \frac{1}{2}$ lorsque $n \rightarrow +\infty$.

(b) On multiplie par la quantité conjuguée :

$$\sqrt{n} - \sqrt{n-1} = \frac{(\sqrt{n} - \sqrt{n-1})(\sqrt{n} + \sqrt{n-1})}{\sqrt{n} + \sqrt{n-1}} = \frac{n - (n-1)}{\sqrt{n} + \sqrt{n-1}} = \frac{1}{\sqrt{n} + \sqrt{n-1}}.$$

On en déduit que $\lim_{n \rightarrow +\infty} (\sqrt{n} - \sqrt{n-1}) = 0$.

On a $u_n = w_n + \sqrt{n}$ pour tout n , d'où en remplaçant :

$$\begin{aligned} u_n - u_{n-1} &= (w_n + \sqrt{n}) - (w_{n-1} + \sqrt{n-1}) \\ &= (w_n - w_{n-1}) + (\sqrt{n} - \sqrt{n-1}) \end{aligned}$$

Or on a $\lim w_n = \frac{1}{2}$, donc $\lim w_{n-1} = \frac{1}{2}$, et par différence $\lim w_n - w_{n-1} = 0$. On peut donc conclure avec le calcul de la limite à la question précédente que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} (u_n - u_{n-1}) = 0.$$

(c) Puisque $\lim_{n \rightarrow +\infty} (u_n - u_{n-1}) = 0$, on a $u_n - u_{n-1} \geq -\frac{1}{2}$ à partir d'un certain rang, c'est-à-dire qu'il existe un entier naturel N_0 tel que pour tout entier n :

$$n \geq N_0 \quad \Rightarrow \quad u_n \geq u_{n-1} - \frac{1}{2}.$$

(d) On a en utilisant la définition de la suite (u_n) que :

$$u_{n+1} - u_n = \sqrt{n+u_n} - \sqrt{n-1+u_{n-1}}$$

On multiplie par la quantité conjuguée :

$$\begin{aligned} u_{n+1} - u_n &= \frac{(\sqrt{n+u_n} - \sqrt{n-1+u_{n-1}})(\sqrt{n+u_n} + \sqrt{n-1+u_{n-1}})}{\sqrt{n+u_n} + \sqrt{n-1+u_{n-1}}} \\ &= \frac{(n+u_n) - (n-1+u_{n-1})}{\sqrt{n+u_n} + \sqrt{n-1+u_{n-1}}} = \frac{1+u_n - u_{n-1}}{\sqrt{n+u_n} + \sqrt{n-1+u_{n-1}}}. \end{aligned}$$

La quantité au dénominateur étant toujours positive, $u_{n+1} - u_n$ est du signe de $1+u_n - u_{n-1}$.

Or pour $n \geq N_0$, on a :

$$1 + u_n - u_{n-1} \geq 1 - 1/2 = 1/2 \geq 0$$

On a donc pour tout $n \geq N_0$, $u_{n+1} - u_n \geq 0$. En d'autres termes, la suite (u_n) est croissante à partir d'un certain rang (le rang N_0).

4. On peut proposer la fonction suivante :

```

1 | def suite(n):
2 |     U = 1
3 |     for k in range(n)
4 |         U = np.sqrt(U+k); # sqrt est la fonction racine
   | carré
5 |     return(U)

```

Exercice 2 (Edhec 2019)**Partie 1 : définition de l'adjoint u^* d'un endomorphisme u de E .**

1. (a) Supposons qu'un tel endomorphisme u^* de E existe, alors on a :

$$\forall x, y \in E, \quad \langle u(x), y \rangle = \langle x, u^*(y) \rangle$$

Fixons $y \in E$, et soit $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$. On a pour $x = e_i$:

$$\langle u(e_i), y \rangle = \langle e_i, u^*(y) \rangle.$$

Or \mathcal{B} étant une base **orthonormée**, on sait d'après le cours que :

$$u^*(y) = \sum_{i=1}^n \langle e_i, u^*(y) \rangle e_i.$$

Ce qui donne donc avec les égalités précédentes :

$$u^*(y) = \sum_{i=1}^n \langle u(e_i), y \rangle e_i.$$

- (b) Si u^* existe, alors pour tout $y \in E$, on a obtenu les coordonnées du vecteur $u^*(y)$ dans la base \mathcal{B} . Ainsi le vecteur $u^*(y)$ est déterminé de manière unique pour tout $y \in E$, et donc

u^* est unique.

2. (a) Pour tout $y \in E$, on a :

$$u^*(y) = \sum_{i=1}^n \langle e_i, u^*(y) \rangle e_i \in E.$$

Donc u^* est bien à valeurs dans E . Montrons que cette application est linéaire. Soit pour cela $x, y \in E$ et $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$. On a :

$$\begin{aligned} u^*(\lambda x + \mu y) &= \sum_{i=1}^n \langle u(e_i), \lambda x + \mu y \rangle e_i \\ &= \lambda \sum_{i=1}^n \langle u(e_i), x \rangle e_i + \mu \sum_{i=1}^n \langle u(e_i), y \rangle e_i \quad \text{par lin. à droite de } \langle \cdot, \cdot \rangle \\ &= \lambda u^*(x) + \mu u^*(y) \end{aligned}$$

Donc u^* est bien linéaire. C'est bien un $\boxed{\text{endomorphisme de } E}$.

- (b) Reste à montrer que cet endomorphisme est effectivement solution du problème posé. Pour tout $x, y \in E$, on a :

$$\begin{aligned} \langle x, u^*(y) \rangle &= \left\langle x, \sum_{i=1}^n \langle u(e_i), y \rangle e_i \right\rangle \\ &= \sum_{i=1}^n \langle u(e_i), y \rangle \langle x, e_i \rangle \quad \text{par lin. à droite de } \langle \cdot, \cdot \rangle \\ &= \left\langle \sum_{i=1}^n \langle x, e_i \rangle u(e_i), y \right\rangle \quad \text{par lin. à gauche de } \langle \cdot, \cdot \rangle \\ &= \left\langle u \left(\sum_{i=1}^n \langle x, e_i \rangle e_i \right), y \right\rangle \quad \text{par lin. de } u \\ &= \langle u(x), y \rangle \end{aligned}$$

car $x = \sum_{i=1}^n \langle x, e_i \rangle e_i$ puisque \mathcal{B} est une base orthonormée.

Ainsi $\boxed{\text{l'endomorphisme } u^* \text{ est bien solution du problème posé}}$, et $\boxed{\text{c'est l'unique solution}}$ d'après la question 1. On appelle *adjoint* de u cet endomorphisme.

Partie 2 : étude des endomorphismes normaux.

3. Puisque f un endomorphisme symétrique de E , on a pour tout $x, y \in E$:

$$\langle f(x), y \rangle = \langle x, f(y) \rangle.$$

Ainsi f est un endomorphisme de E solution du problème posé à la partie 1. Or, on vient de le voir, ce problème admet une unique solution, qui n'est autre que f^* , l'adjoint de f . Par unicité de la solution de ce problème, on a donc $f = f^*$.

De plus on a :

$$f^* \circ f = f \circ f = f \circ f^*.$$

Donc f est un endomorphisme normal.

4. (a) Pour tout $x \in E$, on a :

$$\begin{aligned} \|u(x)\|^2 &= \langle u(x), u(x) \rangle = \langle x, u^*(u(x)) \rangle && \text{par déf. de l'adjoint} \\ &= \langle x, u^* \circ u(x) \rangle = \langle x, u \circ u^*(x) \rangle && \text{car } u \text{ et } u^* \text{ commutent} \\ &= \langle x, u(u^*(x)) \rangle = \langle u^*(x), u^*(x) \rangle && \text{par déf. de l'adjoint} \\ &= \|u^*(x)\|^2. \end{aligned}$$

Ainsi on a bien pour tout $x \in E$, $\|u(x)\| = \|u^*(x)\|$.

(b) On a :

$$x \in \text{Ker}(u) \Leftrightarrow u(x) = 0_E \Leftrightarrow \|u(x)\| = 0 \underset{\text{quest. 4.(a)}}{\Leftrightarrow} \|u^*(x)\| = 0 \Leftrightarrow u^*(x) = 0_E \Leftrightarrow x \in \text{Ker}(u^*).$$

Ainsi on a bien $\text{Ker}(u) = \text{Ker}(u^*)$.

5. Supposons que F soit un sous-espace vectoriel stable par u , c'est-à-dire :

$$\forall x \in F, \quad u(x) \in F.$$

Montrons que F^\perp est stable par u^* . Prenons pour cela $y \in F^\perp$ et montrons que $u^*(y) \in F^\perp$. On a pour tout $x \in F$:

$$\langle x, u^*(y) \rangle \underset{\text{def. de l'adjoint}}{=} \underbrace{\langle u(x), y \rangle}_{\substack{\in F \\ \in F^\perp}} = 0$$

Ainsi on a bien $u^*(y) \in F^\perp$, et donc F^\perp est stable par u^* .

6. (a) Comme u et u^* commutent, on sait par le cours que les sous-espaces propres de l'un sont stables par l'autre. Redémontrons le ici. Soit donc $x \in E_\lambda$. Montrons que $u^*(x) \in E_\lambda$:

$$u(u^*(x)) = u \circ u^*(x) = u^* \circ u(x) = u^*(\lambda \cdot x) = \lambda u^*(x)$$

par linéarité de u^* . Ainsi on a bien $u^*(x) \in E_\lambda$, et E_λ est stable par u^* .

(b) Pour tout $x, y \in E$, on a par définition de l'adjoint de u :

$$\langle u^*(x), y \rangle = \langle x, u(y) \rangle.$$

Or on sait par la partie 1 qu'il existe un **unique** endomorphisme $(u^*)^*$, l'adjoint de u^* , satisfaisant :

$$\forall x, y \in E, \quad \langle u^*(x), y \rangle = \langle x, (u^*)^*(y) \rangle.$$

Par unicité de l'endomorphisme solution du problème de la partie 1, on a donc $(u^*)^* = u$.

On sait par la question précédente que E_λ est stable par u . D'après la question 5., le sous-espace E_λ^\perp est donc stable par $(u^*)^* = u$, d'où le résultat voulu.

Exercice 3 (Edhec 2007)

1. Les X_i sont indépendants et suivent tous une loi $\mathcal{E}(1) = \gamma(1)$. Par stabilité de la loi gamma par somme, on a $S_n \hookrightarrow \gamma(n)$. On en déduit que :

$$E(S_n) = n \quad \text{et} \quad V(S_n) = n.$$

2. Les variables X_i sont indépendantes et identiquement distribuées. Elles admettent toutes une espérance (qui vaut 1) et une variance (qui vaut 1 également). Par le théorème central limite, on sait que :

$$S_n^* = \frac{S_n - n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} S \hookrightarrow \mathcal{N}(0, 1).$$

On en déduit en particulier que :

$$P(S_n \leq n) = P(S_n - n \leq 0) = P\left(\frac{S_n - n}{\sqrt{n}} \leq 0\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} P(X \leq 0) = \Phi(0) = \frac{1}{2}$$

où Φ désigne la fonction de répartition de la loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

3. Comme S_n suit une loi $\gamma(n)$, une densité de S_n est donnée par :

$$f : t \in \mathbb{R} \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq 0 \\ \frac{t^{n-1}}{\Gamma(n)} e^{-t} & \text{si } t > 0 \end{cases} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq 0 \\ \frac{t^{n-1}}{(n-1)!} e^{-t} & \text{si } t > 0 \end{cases}.$$

Pour tout $n \geq 1$, on a donc :

$$P(S_n \leq n) = \int_{-\infty}^n f(t) dt = \int_0^n \frac{t^{n-1}}{(n-1)!} e^{-t} dt.$$

Avec la question précédente, on peut donc conclure que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^n \frac{t^{n-1}}{(n-1)!} e^{-t} dt = \frac{1}{2}.$$

4. (a) Les bornes de l'intégrale ainsi que le terme dans l'exponentielle nous incite à faire le changement de variables $t = nz$. Ce changement de variable est affine, donc licite, et on a :

$$dt = ndz, \quad z : 0 \rightarrow 1 \quad \text{lorsque} \quad t : 0 \rightarrow n.$$

Par le théorème de changement de variables, les intégrales $\int_0^n \frac{t^{n-1}}{(n-1)!} e^{-t} dt$ et $\int_0^1 \frac{(nz)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-nz} ndz$ sont de même nature, c'est-à-dire convergente car la première converge, et on a :

$$\int_0^n \frac{t^{n-1}}{(n-1)!} e^{-t} dt = \frac{n^n}{(n-1)!} \int_0^1 z^{n-1} e^{-nz} dz.$$

Par la question précédente, on a :

$$\frac{n^n}{(n-1)!} \int_0^1 z^{n-1} e^{-nz} dz = \int_0^n \frac{t^{n-1}}{(n-1)!} e^{-t} dt \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{2}.$$

On en déduit par opération sur les équivalents (quotient en l'occurrence) que :

$$\int_0^1 z^{n-1} e^{-nz} dz \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{(n-1)!}{2n^n} = \frac{n!}{2n^{n+1}}.$$

(b) En utilisant que $n! \sim \sqrt{2\pi n} n^n e^{-n}$, on obtient :

$$\frac{n!}{2n^{n+1}} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\sqrt{2\pi n} n^n e^{-n}}{2n^{n+1}} = \sqrt{\frac{\pi}{2n}} e^{-n}.$$

On obtient donc le nouvel équivalent suivant :

$$\boxed{\int_0^1 z^{n-1} e^{-nz} dz \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{\frac{\pi}{2n}} e^{-n}.}$$

Problème (Edhec 2018)

Partie I : simulations de S_k et T_k .

1. Étant donné la structure du programme (tant que $c < k$, $n = n+1$), on observe que n correspond au nombre de lancers de la pièce, et que c représente le nombre de piles obtenus lors de ces n lancers. Le paramètre c augmente de 1 lorsqu'on la pièce tombe sur pile, ce qui survient avec une probabilité p . Il nous faut donc une instruction qui a une probabilité p de se réaliser, et alors on augmentera c de 1, et $1 - p$ d'échouer, et c restera alors inchangé. Une manière de le faire est d'utiliser l'instruction `rd.random() < p` dans la boucle `if`. En effet `rd.random()` renvoie une réalisation d'une variable suivant une loi $\mathcal{U}([0, 1])$. Cette réalisation est donc $\leq p$ avec une probabilité p , ce qui correspond bien à la probabilité d'obtenir un pile avec la pièce au n -ème lancer.

La boucle `while` s'arrête lorsque le compteur c est égal à k , ce qui correspond à obtenir k piles. La variable n contient alors le nombre de lancers nécessaires à l'obtention des k piles, ce qui correspond à une réalisation de S_k .

On obtient donc le code suivant :

```

1 | k = int(input('donnez une valeur pour k :'))
2 | p = int(input('donnez une valeur pour p :'))
3 | n = 0
4 | c = 0
5 | while c < k :
6 |     n = n + 1
7 |     if rd.random() <= p :
8 |         c = c + 1
9 | print(n)

```

2. De même, n représente le nombre de lancers. Mais ici, la variable c doit contenir le nombre de piles **consécutifs**, et on s'arrête lorsqu'on a obtenu k piles consécutifs, c'est-à-dire lorsque $c = k$, pour renvoyer n encore. On doit donc augmenter c de 1 lorsqu'on obtient un pile, ce qu'on simulera encore par `rd.random() <= p`. Si par contre on obtient un face, ce qui correspondra au cas où `rd.random() <= p` n'est pas réalisé, alors on remet le compteur c à 0 (la série de piles obtenue étant de longueur $< k$). On obtient donc le code suivant :

```

7 |         if rd.random() <= p :
8 |             c = c + 1
9 |         else :
10 |             c = 0

```

Partie 2 : calcul de l'espérance S_k .

3. S_1 correspond au rang du premier pile dans une succession de lancers. C'est donc le rang du premier succès (« obtenir pile »), avec probabilité de succès p , dans une succession d'épreuves de Bernoulli identiques et indépendantes. Ainsi S_1 suit une loi $\mathcal{G}(p)$. En particulier $E(S_1)$ existe

et vaut $E(S_1) = \frac{1}{p}$.

4. (a) X_{n-1} est égal au nombre de piles obtenus lors des $n - 1$ premiers lancers. Il s'agit donc du nombre de succès lors de $n - 1$ épreuves de Bernoulli identiques et indépendantes avec probabilité de succès p . Donc X_{n-1} suit une loi $\mathcal{B}(n - 1, p)$.

(b) S_k est le rang d'apparition du k -ème pile. Pour cela, on doit donc avoir lancer au moins k fois la pièce. Ainsi $S_k \geq k$. De plus pour tout $n \geq k$, l'évènement $[S_k = n]$ est bien réalisable puisqu'on peut obtenir $n - k$ « faces » suivis de k « piles ». Ainsi on a $S_k(\Omega) = \llbracket k, +\infty \llbracket = \{n \in \mathbb{N}, n \geq k\}$.

L'évènement $[S_k = n]$ est réalisé si et seulement si on obtient le k -ème « pile » au n -ème lancer, soit si et seulement si on a obtenu $k - 1$ « pile » parmi des $n - 1$ premiers lancers et pile lors du n -ème lancer. Ainsi on a :

$$[S_k = n] = [X_{n-1} = k - 1] \cap P_n.$$

(c) Les évènements $[X_{n-1} = k - 1]$ et P_n étant indépendants, puisque les lancers le sont, on a :

$$P(S_k = n) = P([X_{n-1} = k - 1] \cap P_n) = P(X_{n-1} = k - 1)P(P_n) = \binom{n - 1}{k - 1} p^{k-1} (1 - p)^{n-1-(k-1)} p$$

car $X_{n-1} \hookrightarrow \mathcal{B}(n - 1, p)$. On obtient donc que :

$$\forall n \geq k, \quad P(S_k = n) = \binom{n - 1}{k - 1} p^k q^{n-k}.$$

5. (a) Z_i représente le nombre de lancers nécessaires à l'obtention du i -ème « pile » après l'obtention du $(i - 1)$ -ème « pile ». Il s'agit donc du nombre de lancers nécessaires à l'obtention d'un pile. Les lancers étant indépendants, Z_i suit donc une loi $\mathcal{G}(p)$.

Cette justification conviendrait très bien lors du concours. En détail, au cas où l'argument précédent ne vous convainc pas totalement, on peut aussi le retrouver par le calcul suivant : on applique la formule des probabilités totales au système complet d'évènements $([S_{i-1} = n])_{n \geq i-1}$. On obtient que pour tout $k \geq 1$:

$$\begin{aligned} P(Z_i = k) &= \sum_{n=i-1}^{+\infty} P(Z_i = k, S_{i-1} = n) = \sum_{n=i-1}^{+\infty} P(S_i = k + n, S_{i-1} = n) \\ &= \sum_{n=i-1}^{+\infty} P([S_{i-1} = n] \cap F_{n+1} \cap \dots \cap F_{n+k-1} \cap P_{n+k}) \\ &= \sum_{n=i-1}^{+\infty} P(S_{i-1} = n)P(F_{n+1}) \dots P(F_{n+k-1})P(P_{n+k}) \quad \text{par indépendance des lancers} \\ &= \sum_{n=i-1}^{+\infty} P(S_{i-1} = n)(1 - p)^{k-1} p = (1 - p)^{k-1} p \sum_{n=i-1}^{+\infty} P(S_{i-1} = n) = (1 - p)^{k-1} p \end{aligned}$$

On retrouve bien que $Z_i \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$.

(b) On a :

$$S_k = (S_k - S_{k-1}) + (S_{k-1} - S_{k-2}) + \dots + (S_2 - S_1) + S_1 \quad \boxed{= Z_k + Z_{k-1} + \dots + D_2 + D_1.}$$

(c) Puisque pour tout $1 \leq i \leq k$, Z_i possède une espérance qui vaut $\frac{1}{p}$, on en déduit par linéarité de l'espérance que $E(S_k)$ existe aussi et vaut :

$$E(S_k) = \sum_{i=1}^k E(Z_k) \quad \boxed{= \frac{k}{p}.}$$

6. (a) Les Z_i admettent toutes une même espérance $\frac{1}{p}$ et une même variance. De plus elles sont indépendantes (admis dans l'énoncé). Par la loi faible des grands nombres, on peut donc conclure que $\boxed{\overline{Z}_k \text{ converge en probabilité vers } \frac{1}{p}.}$

(b) La fonction $f : x \in \mathbb{R}_+^* \mapsto \frac{1}{x}$ est continue sur \mathbb{R}_+^* , et on a $\frac{1}{p} \in \mathbb{R}_+^*$. Par la propriété admise dans l'énoncé (qui généralise l'une des propriétés du cours), on obtient que $\frac{1}{\overline{Z}_k} = \frac{k}{S_k} \xrightarrow{P} p$.

$$\boxed{\frac{k}{S_k} \text{ est donc un estimateur convergent de } p.}$$

(c) Puisque $\{[S_{k-1} = j], j \geq k-1\}$ est un SCE, la série $\sum_{j \geq k-1} P(S_{k-1} = j)$ converge et sa

$$\text{somme vaut } \boxed{\sum_{j=k-1}^{+\infty} P(S_{k-1} = j) = 1.}$$

Par le théorème de transfert, la variable aléatoire $\frac{k-1}{S_{k-1}}$ admet une espérance si et seulement si la série $\sum_{j \in S_k(\Omega)} \frac{k-1}{j-1} P(S_k = j) = \sum_{j \geq k} \frac{k-1}{j-1} \binom{j-1}{k-1} p^k q^{j-k}$ converge absolument. Puisque cette série est à termes positifs, on étudie sa convergence. On a (en utilisant la formule de Pascal et le fait que $k \geq 2$) :

$$\begin{aligned} \frac{k-1}{j-1} \binom{j-1}{k-1} p^k q^{j-k} &= \binom{j-2}{k-2} p^k q^{j-k} = p \binom{j-2}{k-2} p^{k-1} q^{(j-1)-(k-1)} \\ &= p P(S_{k-1} = j-1) \end{aligned}$$

Il s'agit du terme général d'une série convergente, donc $\boxed{\frac{k-1}{S_{k-1}}$ admet bien une espérance et on a :

$$E\left(\frac{k-1}{S_{k-1}}\right) = p \sum_{j=k}^{+\infty} P(S_{k-1} = j-1) = p \sum_{j=k-1}^{+\infty} P(S_{k-1} = j) \quad \boxed{= p.}$$

D'où le résultat souhaité.

(d) On a :

$$\begin{aligned} E\left(\frac{k}{S_k}\right) - p &= E\left(\frac{k}{S_k}\right) - E\left(\frac{k-1}{S_{k-1}}\right) = E\left(\frac{k(S_k-1) - (k-1)S_k}{S_k(S_k-1)}\right) \\ &= E\left(\frac{S_k - k}{S_k(S_k-1)}\right) \end{aligned}$$

Or on a $S_k \geq k$, donc $T_k = \frac{S_k - k}{S_k(S_k - 1)} \geq 0$. De plus par le calcul précédent, T_k admet une espérance, et par le théorème de transfert :

$$E(T_k) = \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{n-k}{n(n-1)} P(S_k = n) = \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{n-k}{n(n-1)} \binom{n-1}{k-1} p^k q^{n-k} > 0.$$

Ainsi $E_\theta \left(\frac{k}{S_k} \right) - p > 0$, et $\frac{k}{S_k}$ est un estimateur biaisé de p .

Partie 3 : calcul de l'espérance de T_k .

7. S_1 désigne le rang d'apparition du premier « pile », alors que T_1 désigne le dernier « pile » de la première série de 1 « pile ». Ainsi on a $S_1 = T_1$.

8. (a) Pour tout $1 \leq j \leq k$, on a :

$$P_1 \cap P_2 \cap \dots \cap P_{j-1} \cap F_j = [W = j]$$

et

$$P_1 \cap \dots \cap P_{k-1} \cap P_k = [W \geq k + 1].$$

Or $\{[W = j], 1 \leq j \leq k\} \cup \{[W \geq k + 1]\}$ est un système complet d'évènements puisque $W(\Omega) = \mathbb{N}^*$ (W suit une loi $\mathcal{G}(1-p)$). D'où le résultat.

(b) Rappelons que T_k est le rang d'apparition du dernier pile de la première série de k piles consécutifs. Supposons qu'on ait fait « face » au premier lancer. Ce lancer ne contribue pas à une série de « pile ». Ainsi pour obtenir pour la première fois une série de k « pile » consécutifs au n -ème lancer, il faudra donc obtenir cette série pour la première fois au bout de $n - 1$ lancers (entre le deuxième lancer et le n -ème lancer). Or la probabilité d'obtenir k « pile » consécutifs pour la première fois au $(n - 1)$ -ème lancer est précisément $P(T_k = n - 1)$. On a donc :

$$\forall n \geq k, \quad P_{F_1}(T_k = n) = P(T_k = n - 1).$$

On admet que T_k admet une espérance, de sorte que toutes les espérances conditionnelles considérées existent bien aussi. Notons de plus que $T_k(\Omega) = \llbracket k, +\infty \rrbracket$ (même argument que pour $S_k(\Omega)$). On a :

$$\begin{aligned} E(T_k|F_1) &= \sum_{n=k}^{+\infty} n P_{F_1}(T_k = n) = \sum_{n=k}^{+\infty} n P(T_k = n - 1) \\ &= \underbrace{k P(T_k = k - 1)}_{=0} + \sum_{n=k+1}^{+\infty} n P(T_k = n - 1) = \sum_{n=k}^{+\infty} (n + 1) P(T_k = n) \\ &= \sum_{n=k}^{+\infty} n P(T_k = n) + \sum_{n=k}^{+\infty} P(T_k = n) \quad \text{car toutes les séries convergent} \\ &= E(T_k) + 1 \end{aligned}$$

car $\{[T_k = n], n \geq k\}$ est un SCE. D'où le résultat voulu.

(c) Soit $i \in \llbracket 2, k \rrbracket$. De la même façon si $P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i$ est réalisé, les i -premiers lancers ne contribuent pas à la constitution d'une série de k -lancers. Ainsi la probabilité d'obtenir pour la première fois k « piles » consécutifs au n -ème lancer sachant $P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i$ réalisé est égal à la probabilité d'obtenir pour la première fois k « piles » consécutifs en exactement $n - i$ lancers (du $(i + 1)$ -ème lancer au n -ème). Ainsi on a :

$$\forall n \geq k, \quad P_{P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i}(T_k = n) = P(T_k = n - i).$$

Notons d'ailleurs que $P(T_k = n - i) = 0$ si $n - i < k$. On obtient alors :

$$\begin{aligned} E(T_k | P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i) &= \sum_{n=k}^{+\infty} n P_{P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i}(T_k = n) = \sum_{n=k}^{+\infty} n P(T_k = n - i) \\ &= \sum_{n=k+i}^{+\infty} n P(T_k = n - i) = \sum_{n=k}^{+\infty} (n + i) P(T_k = n) \\ &= \sum_{n=k}^{+\infty} n P(T_k = n) + i \sum_{n=k}^{+\infty} P(T_k = n) \quad \text{car toutes les séries convergent} \\ &= E(T_n) + i. \end{aligned}$$

Ainsi $\boxed{\text{on a } E(T_k | P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i) = E(T_n) + i \text{ pour tout } i \in \llbracket 2, k \rrbracket.}$

- (d) Si l'évènement $P_1 \cap \dots \cap P_k$ est réalisé, alors on a obtenu une succession de k « pile » consécutifs lors des k premiers lancers, et donc $T_k = k$. Ainsi la loi conditionnelle de T_k sachant l'évènement $P_1 \cap \dots \cap P_k$ est la loi certaine égale à k . On obtient donc que :

$$E(T_k | P_1 \cap \dots \cap P_k) = E(k | P_1 \cap \dots \cap P_k) \boxed{= k.}$$

9. (a) D'après la formule de l'espérance totale appliquée au système complet d'évènements de la question 8.(a), on a (en admettant que $E(T_k)$ existe) :

$$\begin{aligned} E(T_k) &= \left(\sum_{i=1}^k E(T_k | P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i) P(P_1 \cap \dots \cap P_{i-1} \cap F_i) \right) \\ &\quad + E(T_k | P_1 \cap \dots \cap P_k) P(P_1 \cap \dots \cap P_k) \\ &= \left(\sum_{i=1}^k (E(T_k) + i) p^{i-1} (1 - p) \right) + k p^k \\ &= E(T_k) \sum_{i=1}^k p^{i-1} (1 - p) + \sum_{i=1}^k i p^{i-1} (1 - p) + k p^k \\ &= E(T_k) \sum_{j=0}^{k-1} p^j q + \sum_{j=0}^{k-1} (j + 1) p^j (1 - p) + k p^k \end{aligned}$$

D'où le résultat voulu.

- (b) On a (somme des termes d'une progression géométrique de raison $p \neq 1$) :

$$\sum_{j=0}^{k-1} p^j q = q \frac{1 - p^k}{1 - p} = 1 - p^k.$$

Il faut à présent calculer $\sum_{j=0}^{k-1} (j + 1) p^j$. On reconnait ici la « dérivée » de la somme d'une suite géométrique. Soit donc $x \in] - 1, 1[$, on a :

$$\sum_{i=0}^k x^i = \frac{1 - x^{k+1}}{1 - x}.$$

D'où en dérivant par rapport à x (possible car tout est dérivable), on a :

$$\sum_{i=1}^k i x^{i-1} = \frac{-(k + 1) x^k (1 - x) + (1 - x^{k+1})}{(1 - x)^2} = \frac{1 - (k + 1) x^k + k x^{k+1}}{(1 - x)^2}.$$

D'où pour $x = p$, on a :

$$\sum_{j=0}^{k-1} (j+1)p^j = \frac{1 - (k+1)p^k + kp^{k+1}}{(1-p)^2}.$$

On obtient alors en substituant dans l'expression de la question précédente :

$$E(T_k) = E(T_k)(1-p^k) + \frac{1 - (k+1)p^k + kp^{k+1}}{(1-p)} + kp^k$$

soit encore :

$$E(T_k)p^k = \frac{1 - (k+1)p^k + kp^{k+1} + kp^k - kp^{k+1}}{(1-p)}$$

D'où finalement le résultat voulu :

$$E(T_k) = \frac{1-p^k}{qp^k}.$$

10. Lorsque la première série de k « piles » consécutifs s'achève, alors on a déjà obtenu au minimum k « piles », et donc $S_k \leq T_k$. Par croissance de l'espérance, on obtient $E(S_k) \leq E(T_k)$. On en déduit avec les calculs précédents que pour tout $k \in \mathbb{N}^*$ et tout $p \in]0, 1[$:

$$\frac{k}{p} \leq \frac{1-p^k}{qp^k} \Leftrightarrow k(1-p)p^{k-1} \leq 1-p^k \Leftrightarrow kp^{k-1} - kp^k \leq 1-p^k \Leftrightarrow kp^{k-1} - 1 \leq kp^k - p^k = (k-1)p^k.$$

D'où le résultat.