

---

## Devoir Maison n°20

*Solution*

---

### Exercice 1. (D'après ESC 2008)

#### Partie A - Un premier duel de pièces

- (1)  $X$  et  $Y$  désignent deux temps d'attente lors de la répétition d'une épreuve de Bernoulli avec probabilité  $1/3$  pour  $X$  et  $p$  pour  $Y$ . Ainsi, il s'agit de deux lois géométriques:

$$X \hookrightarrow \mathcal{G}(1/3), \quad \text{et} \quad Y \hookrightarrow \mathcal{G}(p).$$

D'après le cours, ces deux v.a. admettent une espérance, et on a

$$E(X) = 3 \quad \text{et} \quad E(Y) = \frac{1}{p}.$$

- (2) (a) Il est immédiat, d'après les propriétés de l'espérance, que  $Z$  admet une espérance et que

$$E(Z) = E(Y) - E(X) = \frac{1 - 3p}{p}.$$

- (b) On peut décomposer

$$(Z = 0) = \bigcup_{k=1}^{+\infty} [(X = k) \cap (Y = k)].$$

La réunion étant clairement disjointe et les lancers étant tous indépendants les uns des autres, on a

$$\begin{aligned} P(Z = 0) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P(X = k)P(Y = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} \frac{1}{3}(1-p)^{k-1}p \\ &= \frac{p}{3} \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{2(1-p)}{3}\right)^{k-1} \\ &= \frac{p}{3} \left(\frac{1}{1 - \frac{2(1-p)}{3}}\right) \\ &= \frac{p}{1 + 2p}, \end{aligned}$$

ce qu'on voulait.

(c) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . De la même manière que précédemment,

$$\begin{aligned}
 P(Z = n) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P(Y = n + k)P(X = k) \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} \frac{1}{3} (1-p)^{n+k-1} p \\
 &= \frac{p(1-p)^n}{3} \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{2(1-p)}{3}\right)^{k-1} \\
 &= \frac{p(1-p)^n}{3} \times \frac{3}{1+2p} \\
 &= \frac{p}{1+2p} (1-p)^n,
 \end{aligned}$$

ce qui est bien l'égalité attendue.

(d) On passe par le complémentaire

$$\begin{aligned}
 P(Z < 0) &= 1 - \left( P(Z = 0) + \sum_{n=1}^{+\infty} P(Z = n) \right) \\
 &= 1 - \left( \frac{p}{1+2p} + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{p}{1+2p} (1-p)^n \right) \\
 &= 1 - \frac{p}{1+2p} \times \frac{1}{1-(1-p)} \\
 &= 1 - \frac{1}{1+2p} \\
 &= \frac{2p}{1+2p}.
 \end{aligned}$$

( $Z = 0$ ) signifie qu'il y a égalité; ( $Z > 0$ ) signifie que le joueur  $B$  perd de l'argent (car alors  $Y > X$ ), alors que ( $Z < 0$ ) signifie que c'est  $A$  qui perd de l'argent

(e) Si  $p = 1/3$  (c'est à dire avec des pièces qui donnent *Pile* avec la même probabilité), on a  $P(Z < 0) = P(Z > 0) = 2/5$ . Les deux joueurs ont la même probabilité de perdre de l'argent, c'est tout à fait intuitif.

## Partie B - Un autre jeu de pièces

(1) On propose le programme SciLab suivant:

```

function y=lancer_simultane()
...if rand()<=1/3 then
...    a=1; //si A fait Pile, a reçoit 1
...else
...    a=0; //sinon 0
...end
...if rand()<=p then
...    b=1; //si B fait Pile, b reçoit 1
...else
...    b=0; //sinon 0
...end
...if a==b then //si les résultats sont les mêmes
...    y=1; //y reçoit 1
...else
...    y=0; //sinon 0
...end
endfunction

```

- (2) Pour que  $A$  et  $B$  soient différents, il faut (et il suffit) que  $A$  fasse *Pile* et  $B$  *Face*, ou le contraire. On a donc

$$P(A \neq B) = \frac{1}{3} \times (1 - p) + \frac{2}{3} \times p = \frac{1 + p}{3}.$$

- (3) La somme à payer  $H_N$  est égale au nombre de résultats différents au cours de  $N$  lancers. Il est alors clair que  $H_N$  suit une loi binomiale

$$H_N \hookrightarrow \mathcal{B}\left(N, \frac{1+p}{3}\right).$$

**Exercice 2.** (D'après **EDHEC 2003**). Pour  $n \geq 1$ , on considère l'intégrale généralisée

$$I_n = \int_n^{+\infty} \frac{\exp\left(\frac{1}{x}\right)}{x^2} dx.$$

- (1) Pour montrer que l'intégrale est bien convergente, on va faire le changement de variable  $u = 1/x^2$  (ce qui donne  $dx/x^2 = -du$ )

$$\begin{aligned} \int_n^A \exp\left(\frac{1}{x^2}\right) \frac{1}{x^2} dx &= - \int_{1/n}^{1/A} e^u du \\ &= \int_{1/A}^{1/n} e^u du \\ &= [e^u]_{1/A}^{1/n} = \exp\left(\frac{1}{n}\right) - \exp\left(\frac{1}{A}\right) \\ &\rightarrow \exp\left(\frac{1}{n}\right) - 1, \quad A \rightarrow +\infty. \end{aligned}$$

Ainsi,  $I_n$  est bien convergente, et

$$I_n = \exp\left(\frac{1}{n}\right) - 1.$$

- (2) On utilise une limite usuelle. En effet,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} n \cdot I_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\exp\left(\frac{1}{n}\right) - 1}{1/n} = \lim_{u \rightarrow 0} \frac{e^u - 1}{u} = 1.$$

**Exercice 3.** (D'après **EML 2016**)

On considère la fonction  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  définie par

$$f(t) = \frac{e^{-t}}{(1 + e^{-t})^2}.$$

- (1) On vérifie facilement, pour  $t \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} f(-t) &= \frac{e^t}{(1 + e^t)^2} \\ &= \frac{e^{2t} e^{-t}}{(e^t(e^{-t} + 1))^2} \\ &= \frac{e^{2t}}{e^{2t}} \times \frac{e^{-t}}{(1 + e^{-t})^2} \\ &= f(t), \end{aligned}$$

et la fonction est bien paire.

- (2)  $f$  est le quotient de deux fonction continues et strictement positives sur  $\mathbb{R}$ , elle est donc strictement positive et continue sur  $\mathbb{R}$ .

(3) Par parité de  $f$ , il suffit de montrer la convergence et de calculer l'intégrale

$$\int_0^{+\infty} f(t)dt,$$

ce qu'on fait sans difficulté. En effet,

$$\begin{aligned} \int_0^A f(t)dt &= \left[ -\frac{1}{1+e^t} \right]_0^A \\ &= \frac{1}{2} - \frac{1}{1+e^A} \\ &\longrightarrow \frac{1}{2}, \quad A \rightarrow +\infty \end{aligned}$$

Ainsi, l'intégrale est bien convergente et

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = 2 \int_0^{+\infty} f(t)dt = 1.$$

☞ On constate que  $f$  est une densité de probabilité.

(4) On sait, par croissance comparée que, pour tout entier  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} x^n e^{-x} = 0.$$

En particulier,

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} t^3 e^{-t} = 0$$

et donc

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} t^2 \cdot tf(t) = 0.$$

Par conséquent, il existe  $M \geq 0$ , tel que pour tout  $t \geq M$ ,  $tf(t) \geq 1/t^2$ . Or,  $t \mapsto tf(t)$  est continue sur  $[0; +\infty[$  - donc en particulier sur  $[0; M]$  et l'intégrale de  $tf(t)$  est finie - et

$$\int_M \frac{dt}{t^2}$$

converge. Par comparaison, l'intégrale étudiée est elle aussi convergente.