

DM 12 pour le 5 janvier 2026

EXERCICE 1

Soit n un entier naturel tel que $n \geq 2$. On dispose d'un paquet de n cartes C_1, C_2, \dots, C_n que l'on distribue intégralement, les unes après les autres entre n joueurs J_1, J_2, \dots, J_n selon le protocole suivant :

- la première carte C_1 est donnée à J_1 ;
- la deuxième carte C_2 est distribuée de façon équiprobable entre J_1 et J_2 ;
- la troisième carte C_3 est distribuée de façon équiprobable entre J_1, J_2 et J_3 ;
- et ainsi de suite, jusqu'à la dernière carte C_n qui est donc distribuée de façon équiprobable entre les joueurs J_1, J_2, \dots, J_n .

Les différentes distributions sont effectuées de manières indépendantes.

On suppose l'expérience modélisée sur un espace probabilisé (Ω, P) .

On note X_n la variable aléatoire égale au nombre de joueurs qui n'ont reçu aucune carte à la fin de la distribution.

Pour $1 \leq j \leq i$, on note $A_{i,j}$ l'événement: "la i -ème carte est donnée au joueur j ".

Q 1 Déterminer $X_n(\Omega)$ et calculer $P(X_n = 0)$ et $P(X_n = n - 1)$.

Pour tout i de $[[1, n]]$, on note B_i la variable aléatoire qui vaut 1 si J_i n'a reçu aucune carte à la fin de la distribution et qui vaut 0 sinon.

Q 2 Déterminer la loi de B_i . Exprimer la variable aléatoire X_n en fonction des variables aléatoires B_i et en déduire l'espérance de X_n .

Q 3 En utilisant les questions précédentes, donner la loi de X_4 (peu de calculs).

Q 4 Montrer que pour i et j dans $[[1, n]]$ tels que $i < j$, on a :

$$P((B_i = 1) \cap (B_j = 1)) = \frac{(i-1)(j-2)}{n(n-1)}$$

Q 5 En déduire que $\text{cov}(B_i, B_j) = -\frac{(i-1)(n-j+1)}{n^2(n-1)}$.

Q 6 Montrer que $V(X_n) = \frac{n+1}{12}$.

EXERCICE 2

Dans tout l'exercice, d désigne un entier naturel tel que $d \geq 2$ et x un réel, $x > 0$.

Q 7 Ecrire sans démonstration l'inégalité de Taylor-Lagrange pour une fonction de classe C^{n+1} .

En déduire qu'il existe $M > 0$ tel que $\forall t \in \mathbb{R}$, $|t| \leq \frac{1}{2} \Rightarrow |\ln(1-t) + t| \leq Mt^2$.

Q 8 Soit $x > 0$. On pose, pour $d \in \mathbb{N}$, $d \geq 2$, $u_d = \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor} \ln\left(1 - \frac{k}{d}\right)$ et $v_d = \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor} \frac{k}{d}$

- Montrer que la suite $(u_d + v_d)_{d \geq 2}$ converge vers 0.

- En déduire que la suite (u_d) converge vers $-\frac{x^2}{2}$.

Soit $(U_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes définies sur le même espace probabilisé (Ω, P) suivant toute la loi uniforme discrète sur $[[1, d]]$.

Soit N_d la variable aléatoire définie sur (Ω, P) par :

$$\forall \omega \in \Omega, N_d(\omega) = \inf \{i \geq 2 \mid U_i(\omega) \in \{U_1(\omega), U_2(\omega), \dots, U_{i-1}(\omega)\}\}$$

$(N_d$ est le temps d'attente de la première répétition dans les valeurs de la suite $(U_n)_{n \geq 1}$).

Q 9 Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}$ tel que $2 \leq n \leq d$, on a :

$$P(N_d > n) = \left(1 - \frac{1}{d}\right) \left(1 - \frac{2}{d}\right) \times \dots \times \left(1 - \frac{n-1}{d}\right)$$

Q 10 Pour tout $x > 0$, déterminer la limite de $P\left(\frac{N_d}{\sqrt{d}} > x\right)$ lorsque d tend vers l'infini.

Q 11 Montrer que $E(N_d) = \sum_{k=0}^d P(N_d > k)$.

Q 12 Justifier que l'intégrale généralisée $\int_0^{+\infty} (1 + \frac{t}{d})^d e^{-t} dt$ converge et montrer que $E(N_d) = \int_0^{+\infty} (1 + \frac{t}{d})^d e^{-t} dt$.

PROBLEME

Retour à l'origine d'une marche aléatoire sur \mathbb{Z}

Dans cet exercice, nous allons étudier le déplacement aléatoire d'un pion se déplaçant dans l'ensemble des entiers relatifs. A l'étape $n = 0$, on suppose que le pion se trouve en 0. Ensuite, si le pion se trouve à l'étape n sur l'entier $x \in \mathbb{Z}$, alors à l'étape $n + 1$, le pion a une chance sur 2 de se trouver en $x + 1$ et une chance sur deux de se trouver en $x - 1$, ceci indépendamment des mouvements précédents.

Pour modéliser cette situation, on se place dans un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) et on considère une suite $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ de variables aléatoires réelles indépendantes dont la loi est donnée par :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, \quad P(X_k = 1) = P(X_k = -1) = \frac{1}{2}.$$

On considère également la suite de variables aléatoires réelles $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par $S_0 = 0$ et :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad S_n = \sum_{k=1}^n X_k.$$

L'objectif de cet exercice est de déterminer la loi de la variable aléatoire T définie de la façon suivante :

- si pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on a $S_n \neq 0$, on pose $T = +\infty$;
- sinon, on pose $T = \min\{n \in \mathbb{N}^* \mid S_n = 0\}$.

L'événement $(T = +\infty)$ se réalise donc si et seulement si l'ensemble $\{n \in \mathbb{N}^* \mid S_n = 0\}$ est vide.

On définit les suites $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(q_n)_{n \in \mathbb{N}}$ par :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad p_n = P(S_n = 0) \text{ et } q_n = \begin{cases} 0 & \text{si } n = 0, \\ P(T = n) & \text{si } n > 0. \end{cases}$$

Partie I - Calcul de p_n

On fixe un entier $n \in \mathbb{N}$.

Q 13 Que représente la variable aléatoire S_n ?

Q 14 Calculer p_0 , p_1 et p_2 .

Q 15 Justifier que, si n est impair, alors on a $p_n = 0$.

On considère pour tout $k \in \mathbb{N}^*$ la variable aléatoire Y_k définie par $Y_k = \frac{X_k+1}{2}$. On admet que $(Y_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ est une suite de variables aléatoires mutuellement indépendantes.

Q 16 Soit $k \in \mathbb{N}^*$. Montrer que Y_k suit une loi de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$.

Q 17 Pour $n > 0$, donner la loi de $Z_n = Y_1 + \dots + Y_n$ et exprimer S_n en fonction de Z_n .

Q 18 On suppose que $n = 2m$ avec $m \in \mathbb{N}$. Déduire de la question précédente que :

$$p_{2m} = \binom{2m}{m} \frac{1}{4^m}.$$

Partie II - Fonction génératrice de la suite $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$

On note R_p le rayon de convergence de la série entière $\sum_{n \geq 0} p_n x^n$ et f la somme de cette série entière sur son intervalle de convergence.

Q 19 Montrer que $R_p \geq 1$.

Q 20 Montrer que pour tout $m \in \mathbb{N}^*$, on a :

$$p_{2m} = \frac{(-1)^m}{m!} \prod_{k=1}^m \left(-\frac{1}{2} - k + 1 \right).$$

Q 21 Déterminer un nombre $\alpha \in \mathbb{R}$ tel que $f(x) = (1 - x^2)^\alpha$ pour tout $x \in]-1, 1[$.

Partie III - Loi de la variable aléatoire T

On note R_q le rayon de convergence de la série entière $\sum_{n \geq 0} q_n x^n$ et g la somme de cette série entière sur son intervalle de convergence. Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on considère également la fonction $g_n : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ définie par $g_n(x) = q_n x^n$ pour tout $x \in \mathbb{R}$.

Q 22 Calculer q_1 et q_2 .

Q 23 Justifier que $R_q \geq 1$.

Q 24 Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et $k \in [[0, n]]$.

1. Justifier que les événements $(T = k)$ et $\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0 \right)$ sont indépendants.

2. Soit A et B les variables aléatoires définies sur Ω à valeurs dans $\{-1, 1\}^{n-k}$ par $A = (X_1, \dots, X_{n-k})$ et $B = (X_{k+1}, \dots, X_n)$. Justifier que A et B suivent la même loi.

3. Justifier que $P\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0\right) = p_{n-k}.$

4. En déduire la relation

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad p_n = \sum_{k=0}^n p_{n-k} q_k.$$

Q 25 En utilisant un produit de Cauchy et la relation ci-dessus, montrer que :

$$\forall x \in]-1, 1[, \quad f(x)g(x) = f(x) - 1.$$

Q 26 En déduire que $g(x) = 1 - \sqrt{1 - x^2}$ pour tout $x \in]-1, 1[$, puis calculer le développement en série entière de la fonction $x \mapsto 1 - \sqrt{1 - x^2}$ en précisant son rayon de convergence.

Q 27 En déduire une expression de q_n pour tout $n \in \mathbb{N}^*$.

Q 28 En admettant que l'égalité $g(x) = 1 - \sqrt{1 - x^2}$ est vraie sur $[-1, 1]$, déterminer la valeur de $P(T = +\infty)$.

Q 29 Question abordable après le chapitre sur les fonctions génératrices (hors DM12):
La variable aléatoire T admet-elle une espérance?

EXERCICE 1

R 1 On a $X_n(\Omega) = [[0, n-1]]$ car on peut donner une carte à chacun ou toutes les cartes à J_1 , ou toute situation intermédiaire.

Notons $A_{i,j}$ l'évènement «la i -ème carte est donnée au joueur j ». Pour $j \in [[1, i]]$, $P(A_{i,j}) = \frac{1}{i}$.

L'évènement $(X_n = 0)$ est réalisé si et seulement si, pour tout i , le joueur i reçoit la i -ème carte; ainsi :

$$P(X_n = 0) = P\left(\bigcap_{i=1}^n A_{i,i}\right) \underset{\text{indép}}{=} \prod_{i=1}^n P(A_{i,i}) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{i} = \frac{1}{n!}$$

L'évènement $(X_n = n-1)$ est réalisé si et seulement si, pour tout i , le joueur 1 reçoit la i -ème carte. De même que précédemment on obtient alors : $P(X_n = 0) = \frac{1}{n!}$.

R 2 B_i est une variable qui suit la loi de Bernoulli et $(B_i = 1) = \bigcap_{k=i}^n \overline{A_{k,i}}$: Le joueur i n'a pas été servi à partir de la i ème distribution (il ne peut pas être servi avant). Or $P(\overline{A_{k,i}}) = \frac{k-1}{k}$ donc, par indépendance,

$$P(B_i = 1) = \frac{i-1}{i} \times \frac{i}{i+1} \times \cdots \times \frac{n-1}{n} = \frac{i-1}{n}$$

Comme B_i est une variable de Bernoulli, on a $E(B_i) = P(B_i = 1) = \frac{i-1}{n}$.

Le nombre de joueurs non servis est $X_n = \sum_{i=1}^n B_i$ donc, par linéarité de l'espérance

$$E(X_n) = \sum_{i=0}^n E(B_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (i-1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} i = \frac{n-1}{2}.$$

R 3 D'après la première question, on a : $P(X_4 = 0) = P(X_4 = 3) = \frac{1}{24}$.

Comme $(X_4 = 0), (X_4 = 1), (X_4 = 2), (X_4 = 3)$ est un système complet d'évènements, on en déduit que :

$$P(X_4 = 1) + P(X_4 = 2) = 1 - P(X_4 = 0) - P(X_4 = 3) = \frac{22}{24}$$

Par ailleurs, d'après la deuxième question, on a : $P(X = 1) + 2P(X = 2) + 3P(X = 3) = E(X_4) = \frac{3}{2}$. En résolvant ce système linéaire de deux équations à deux inconnues on en déduit : $P(X = 1) = P(X = 2) = \frac{11}{24}$.

R 4 Réaliser $(B_i = 1) \cap (B_j = 1)$, c'est donner les cartes $C_i, C_{i+1}, \dots, C_{j-1}$ à quelqu'un d'autre que J_i , puis donner les cartes C_j, \dots, C_n ni à J_i ni à J_j i.e:

$$(B_i = 1) \cap (B_j = 1) = \left(\bigcap_{k=i}^{j-1} \overline{A_{k,i}}\right) \cap \bigcap_{k=j}^n (\overline{A_{k,i}} \cap \overline{A_{k,j}})$$

Or $(\overline{A_{k,i}} \cap \overline{A_{k,j}}) = \overline{(A_{k,i} \cup A_{k,j})}$ donc $P(\overline{A_{k,i}} \cap \overline{A_{k,j}}) = 1 - \frac{2}{k} = \frac{k-2}{k}$ d'où, par indépendance

$$P((B_i = 1) \cap (B_j = 1)) = \left(\prod_{k=i}^{j-1} P(\overline{A_{k,i}})\right) \times \prod_{k=j}^n P(\overline{A_{k,i}} \cap \overline{A_{k,j}}) = \prod_{k=i}^{j-1} \frac{k-1}{k} \times \prod_{k=j}^n \frac{k-2}{k}$$

Or $\prod_{k=i}^{j-1} \frac{k-1}{k} = \frac{i-1}{j-1}$ et $\prod_{k=j}^n \frac{k-2}{k} = \frac{j-2}{j} \times \frac{j-1}{j+1} \times \cdots \times \frac{n-3}{n-1} \times \frac{n-2}{n} = \frac{(j-2)(j-1)}{(n-1)n}$ donc

$$P((B_i = 1) \cap (B_j = 1)) = \frac{(j-2)(i-1)}{(n-1)n}$$

R 5 B_i , B_j et $B_i \times B_j$ sont des variables de Bernoulli d'espérance égale au paramètre,

$$\text{cov}(B_i, B_j) = E(B_i \times B_j) - E(B_i)E(B_j) = \frac{(j-2)(i-1)}{(n-1)n} - \frac{i-1}{n} \times \frac{j-1}{n} = \frac{(i-1)n(j-2) - (n-1)(j-1)}{n(n-1)}$$

$$\text{donc } \text{cov}(B_i, B_j) = \frac{(i-1)-n+j-1}{n} \frac{n(n-1)}{n^2(n-1)} = -\frac{(i-1)(n-j+1)}{n^2(n-1)}$$

R 6 Comme B_i est une variable aléatoire de BERNoulli, on a :

$$V(B_i) = P(B_1 = 1)(1 - P(B_1 = 1)) = \frac{i-1}{n} \left(1 - \frac{i-1}{n}\right) = \frac{(i-1)(n-i+1)}{n^2}.$$

On a $X_n = \sum_{i=1}^n B_i$ et $V\left(\sum_{i=1}^n B_i\right) = \sum_{i=1}^n V(B_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{cov}(B_i, B_j)$ donc

$$V(X_n) = \sum_{i=1}^n \frac{(i-1)(n-(i-1))}{n^2} - 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \frac{(i-1)(n-j+1)}{n^2(n-1)}$$

$$V(X_n) = \left(\frac{1}{n^2} \left(n \sum_{k=0}^{n-1} k - \sum_{k=0}^{n-1} k^2 \right) \right) - 2 \left(\sum_{j=2}^n \sum_{i=1}^{j-1} \frac{(i-1)(n-j+1)}{n^2(n-1)} \right)$$

$$V(X_n) = \frac{n-1}{2} - \frac{(n-1)(2n-1)}{6n} - 2 \sum_{j=2}^n \frac{(j-2)(j-1)(n-j+1)}{2n^2(n-1)} = \frac{n^2-1}{6n} - \sum_{j=2}^n \frac{(j-2)(j-1)(n-j+1)}{2n^2(n-1)}$$

$$\text{Or } \sum_{j=2}^n \frac{(j-2)(j-1)(n-j+1)}{n^2(n-1)} = \frac{n^2-1}{6n} - \frac{1}{n^2(n-1)} \sum_{j=1}^{n-1} j(j-1)(n-j) = \frac{1}{n^2(n-1)} \sum_{j=1}^{n-1} j^3 - (n+1)j^2 + nj$$

$$V(X_n) = \frac{n^2-1}{6n} + \frac{1}{n^2(n-1)} \left(\left(\frac{n(n-1)}{2} \right)^2 - (n+1) \frac{(n-1)n(2n-1)}{6} + n \frac{n(n-1)}{2} \right)$$

$$V(X_n) = \frac{n^2-1}{6n} + \frac{n(n-1)}{4n} - \frac{(n+1)(2n-1)}{6n} + \frac{1}{2} = \frac{n+1}{12}.$$

EXERCICE 2

R 7 Soit $f : x \mapsto \ln(1+x)$. La fonction f est de classe C^2 sur $\left[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right]$.

Pour $x \in \left[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right]$, $|f(x) - (f(0) + f'(0)x)| \leq M_2 \frac{|x-0|^2}{2!}$ avec $M_2 = \sup_{x \in \left[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right]} |f''(x)|$ (qui existe car f'' est continue).

Or $f(0) = 0$ et $f'(0) = 1$ donc $|\ln(1+x) - x| \leq Mx^2$ (avec $M = \frac{M_2}{2}$).

On en déduit, $\forall t \in \mathbb{R}$, $|t| \leq \frac{1}{2} \Rightarrow |\ln(1-t) + t| \leq Mt^2$ (remplacer x par $-t$ dans l'inégalité précédente).

R 8 Si $k \leq \lfloor x\sqrt{d} \rfloor$ alors $k \leq x\sqrt{d}$ donc $\frac{k}{d} \leq \frac{x}{\sqrt{d}}$ et $\lim_{d \rightarrow +\infty} \frac{x}{\sqrt{d}} = 0$ donc il existe un rang d_0 à partir duquel

$$\frac{x}{\sqrt{d}} \leq \frac{1}{2}.$$

Pour $d \geq d_0$, si $k \leq \lfloor x\sqrt{d} \rfloor$ alors $\frac{k}{d} \leq \frac{1}{2}$ et on peut appliquer l'inégalité de la question précédente à $\frac{k}{d}$.

$$|u_d + v_d| = \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor} \left| \ln\left(1 - \frac{k}{d}\right) + \frac{k}{d} \right| \leq \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor} M \left(\frac{k}{d}\right)^2 = \frac{M}{d^2} \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor} k^2 = \frac{M}{d^2} \frac{n_0(n_0+1)(2n_0+1)}{6} \text{ avec } n_0 = \lfloor x\sqrt{d} \rfloor \text{ donc}$$

$$n_0 \leq x\sqrt{d}. \text{ On en déduit que } 0 \leq \frac{n_0(n_0+1)(2n_0+1)}{6d^2} \leq \frac{x\sqrt{d}(x\sqrt{d}+1)(2x\sqrt{d}+1)}{6d^2} \underset{d \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{2x^2}{\sqrt{d}} \underset{d \rightarrow +\infty}{\rightarrow} 0.$$

On a donc bien $\boxed{\lim_{d \rightarrow +\infty} (u_d + v_d) = 0}$.

$$Or v_d = \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor} \frac{k}{d} = \frac{n_0(n_0+1)}{2d} \text{ avec } \frac{\binom{x\sqrt{d}-1}{d} \binom{(x\sqrt{d}-1)+1}{d}}{d} \leq \frac{n_0(n_0+1)}{d} \leq \frac{x\sqrt{d} \binom{x\sqrt{d}+1}{d}}{d}.$$

$$Or \frac{x\sqrt{d} \binom{x\sqrt{d}+1}{d}}{d} \sim_{d \rightarrow +\infty} x^2 \text{ et } \frac{\binom{x\sqrt{d}-1}{d} \binom{(x\sqrt{d}-1)+1}{d}}{d} \sim_{d \rightarrow +\infty} x^2 \text{ donc } \lim_{d \rightarrow +\infty} v_d = \frac{x^2}{2}.$$

$$Or \lim_{d \rightarrow +\infty} (u_d + v_d) = 0 \text{ et } u_d = (u_d + v_d) - v_d \text{ donc } \boxed{\lim_{d \rightarrow +\infty} (u_d + v_d) = -\frac{x^2}{2}}.$$

R 9 Je propose deux solutions

1: méthode rigoureuse basée sur le dénombrement:

Notons E l'ensemble des n listes (u_1, \dots, u_n) sans répétitions de $[[1, d]]$.

On a $(N_d > n) = (U_1, \dots, U_n) \in E$ donc, c'est-à-dire $(N_d > n) = \bigcup_{(u_1, \dots, u_n) \in E} ((U_1 = u_1) \cap \dots \cap (U_n = u_n))$.

Par indépendance, $P((U_1 = u_1) \cap \dots \cap (U_n = u_n)) = \frac{1}{d^n}$ et, comme l'union est disjointe et qu'il y a $d \times (d-1) \times \dots \times (d-(n-1))$ listes (u_1, \dots, u_n) sans répétitions de $[[1, d]]$, $P(N_d > n) = \frac{d \times (d-1) \times \dots \times (d-(n-1))}{d^n} = \frac{d-1}{d} \times \frac{d-2}{d} \times \dots \times \frac{d-(n-1)}{d}$.

2: Méthode où on admet la valeur de certaines probabilités conditionnelles

On a $(N_d > n)$ équivaut à U_1, \dots, U_{n-1}, U_n sont tous distincts deux à deux: "il n'y a pas de répétition avant l'instant n ".

Soit E_k l'événement: " U_1, \dots, U_{k-1}, U_k sont distincts".

On a $(N_d > n) = E_2 \cap E_3 \cap \dots \cap E_n$.

On a donc (formule des probabilités composées): $P(N_d > n) = P(E_2) \times P_{E_2}(E_3) \times \dots \times P_{E_{n-1}}(E_n)$.

Or $P(E_2) = \frac{d-1}{d}$ et $P_{E_k}(E_{k+1}) = \frac{d-k}{d}$: probabilité que U_k n'appartienne pas l'ensemble $\{U_1, \dots, U_{k-1}\}$. (c'est ce point qui est admis: on ne voit pas bien comment l'indépendance de U_1, \dots, U_n joue).

On a donc $P(N_d > n) = \frac{d-1}{d} \times \frac{d-2}{d} \times \dots \times \frac{d-(n-1)}{d} = (1 - \frac{1}{d})(1 - \frac{2}{d}) \dots (1 - \frac{n-1}{d})$.

(*): on peut aussi raisonner sur les résultats de U_1, \dots, U_n :

R 10 Soit $x > 0$. On choisit l'entier d assez grand de façon à avoir $x\sqrt{d} \leq d$. Les questions précédentes donnent:

$$\ln \left(P(N_d > x\sqrt{d}) \right) = \sum_{k=1}^{\lfloor x\sqrt{d} \rfloor - 1} \ln \left(1 - \frac{k}{d} \right) \xrightarrow{d \rightarrow +\infty} -\frac{x^2}{2}$$

Donc, par continuité de l'exponentielle: $\lim_{d \rightarrow +\infty} P\left(\frac{N_d}{\sqrt{d}} > x\right) = e^{-x^2/2}$.

R 11 On a $N_d(\Omega) = [[2, d+1]]$ car U_1, \dots, U_{d+1} ne peuvent pas être deux à deux distincts.

Fait en exercice (cas des VA finies) et figure dans le cours (cas des VA discrètes à valeurs dans \mathbb{N}).

R 12 On a $\left(1 + \frac{t}{d}\right)^d e^{-t} = \sum_{k=0}^d \binom{d}{k} \frac{t^k}{d^k} e^{-t}$ et $\forall k \in \mathbb{N}$, $t \mapsto t^k e^{-t}$ car $t^k e^{-t} = o_{n \rightarrow +\infty}(\frac{1}{t^2})$ donc $\int_0^{+\infty} t^k e^{-t} dt$ est convergente.

On montre par récurrence sur $k \geq 0$ que: $\int_0^{+\infty} t^k e^{-t} dt = k!$ (fait en cours).

On a donc $\int_0^{+\infty} \left(1 + \frac{t}{d}\right)^d e^{-t} dt = \sum_{k=0}^d \frac{\binom{d}{k}}{d^k} \int_0^{+\infty} t^k e^{-t} dt = \sum_{k=0}^d \frac{\binom{d}{k} k!}{d^k}$.

Or si $k \geq 1$, $P(N_d > k) = \frac{d-1}{d} \times \frac{d-2}{d} \times \dots \times \frac{d-(k-1)}{d} = \frac{d!}{(d-k)! \times d^k}$ et cette relation est aussi valable pour $k = 0$:

$$P(N_d > k) = 1 = \frac{d!}{d! \times d^0}.$$

$$\text{On a donc } \int_0^{+\infty} \left(1 + \frac{t}{d}\right)^d e^{-t} dt = \sum_{k=0}^d P(N_d > k) = E(N_d).$$

PROBLEME:

Partie I - Calcul de p_n

R 13 Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Chaque variable X_k modélise le pas de l'instant k , donc $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ modélise la position du pion à l'instant n .

Comme $S_0 = 0$, S_0 modélise aussi la position du pion à l'instant 0.

R 14 $p_0 = P(S_0 = 0) = 1$.

Comme $S_1(\Omega) = X_1(\Omega) = \{\pm 1\}$, on a $p_1 = P(S_1 = 0) = 0$.

Enfin, $p_2 = P(S_2 = 0) = P(X_1 + X_2 = 0)$ et $(X_1 + X_2 = 0) = (X_1 = 1 \cap X_2 = -1) \cup (X_1 = -1 \cap X_2 = 1)$ donc $p_2 = P(X_1 = 1 \cap X_2 = -1) + P(X_2 = -1 \cap X_1 = 1)$ $\underset{\text{indép}}{=} P(X_1 = 1)P(X_2 = -1) + P(X_1 = -1)P(X_2 = 1)$ donc $p_2 = \frac{1}{2} \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$.

R 15 On a $S_n(\omega) = \sum_{k=1}^n \underbrace{X_k(\omega)}_{\in \{\pm 1\}} = 0$ si et seulement si le nombre de $k \in [[1, n]]$ tels que $X_k(\omega) = 1$ est égal au

nombre de $k \in [[1, n]]$ tels que $X_k(\omega) = -1$, ce qui n'est pas possible si n est impair, donc si n est impair. $p_n = P(S_n = 0) = 0$.

R 16 On a $X_k(\omega) = 1 \Rightarrow Y_k(\omega) = 1$ et $X_k(\omega) = -1 \Rightarrow Y_k(\omega) = 0$ donc $Y_k(\Omega) = \{0, 1\}$, donc Y_k suit une loi de Bernoulli. De plus, $P(Y_k = 1) = P\left(\frac{X_k+1}{2} = 1\right) = P(X_k = 1) = \frac{1}{2}$, donc Y_k suit une loi de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$.

R 17 • Les variables $(Y_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ suivent toutes une loi de Bernoulli de même paramètre $\frac{1}{2}$ et sont indépendantes (vérification immédiate à partir de l'indépendance des X_i), donc, pour tout $n > 0$, $Z_n = \sum_{i=1}^n Y_i$ suit une loi binomiale de paramètres n et $\frac{1}{2}$.

Par suite, $Z_n(\Omega) = [[0, n]]$ et, pour tout $k \in [[0, n]]$,

$$P(Z_n = k) = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{n-k} = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^n.$$

• De plus,

$$Z_n = \sum_{i=1}^n Y_i = \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2}X_i + \frac{1}{2}\right) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n X_i + \frac{n}{2} = \frac{S_n + n}{2},$$

donc $S_n = 2Z_n - n$.

R 18 Pour tout $m \in \mathbb{N}^*$, $2m > 0$, donc, d'après la question précédente,

$$\begin{aligned} p_{2m} &= P(S_{2m} = 0) = P(2Z_{2m} - 2m = 0) = P(Z_{2m} = m) \\ &= \binom{2m}{m} \left(\frac{1}{2}\right)^{2m} = \binom{2m}{m} \frac{1}{4^m}. \end{aligned}$$

Comme $\binom{0}{0} \frac{1}{4^0} = 1 = p_0$, ce résultat est encore valable pour $m = 0$. On suppose que $n = 2m$ avec $m \in \mathbb{N}$.

Partie II - Fonction génératrice de la suite $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$

R 19 Pour tout $n \in \mathbb{N}$, $|p_n| = P(S_n = 0) \leq 1$, donc le rayon de convergence de $\sum_{n \geq 0} p_n x^n$ est supérieur ou égal au rayon de convergence de $\sum_{n \geq 0} 1 x^n$, c'est-à-dire $R_p \geq 1$.

R 20 Pour tout $m \in \mathbb{N}^*$, on a :

$$\begin{aligned}
\frac{(-1)^m}{m!} \prod_{k=1}^m \left(-\frac{1}{2} - k + 1 \right) &= \frac{1}{m!} \prod_{k=1}^m \left(-\left(-\frac{1}{2} - k + 1 \right) \right) \\
&= \frac{1}{m!} \prod_{k=1}^m \left(\frac{2k-1}{2} \right) \\
&= \frac{1}{m! 2^m} \prod_{k=1}^m (2k-1) \\
&= \frac{1}{m! 2^m} \frac{\prod_{k=1}^m (2k-1) \prod_{k=1}^m (2k)}{\prod_{k=1}^m (2k)} \\
&= \frac{1}{m! 2^m} \frac{\prod_{k=1}^{2m} k}{2^m \prod_{k=1}^m k} \\
&= \frac{1}{m! 2^m} \frac{(2m)!}{2^m m!} = \frac{(2m)!}{m! m!} \frac{1}{2^m 2^m} = \binom{2m}{m} \frac{1}{4^m} = p_{2m}
\end{aligned}$$

R 21 D'après le cours, pour tout $\alpha \in \mathbb{R}$, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$(1+x)^\alpha = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\alpha(\alpha-1)\dots(\alpha-n+1)}{n!} x^n = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n!} \prod_{k=1}^n (\alpha-k+1) x^n.$$

Par suite, pour tout $x \in]-1, 1[$, comme $(-x^2) \in]-1, 1[$, on a

$$(1-x^2)^\alpha = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n!} \prod_{k=1}^n (\alpha-k+1) (-x^2)^n = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n!} \prod_{k=1}^n (\alpha-k+1) x^{2n}.$$

Par ailleurs, avec les expressions trouvées pour p_n dans la partie précédente, on a, pour tout $x \in]-1, 1[$ (on a $R_p \geq 1$),

$$\begin{aligned}
f(x) &= \sum_{n=0}^{+\infty} p_n x^n = p_0 + \sum_{n=1}^{+\infty} p_{2n} x^{2n} + \sum_{n=0}^{+\infty} \underbrace{p_{2n+1}}_{=0} x^{2n+1} \\
&= 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} p_{2n} x^{2n}.
\end{aligned}$$

D'où, pour $\alpha = -1/2$, comme $p_{2n} = \frac{(-1)^n}{n!} \prod_{k=1}^n (\alpha-k+1)$ pour tout $n \geq 1$ d'après la question précédente, on a $f(x) = (1-x^2)^{-1/2}$ pour tout $x \in]-1, 1[$.

Partie III - Loi de la variable aléatoire T

R 22 • Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $T = n \Rightarrow S_n = 0$, donc $(T = n) \subset (S_n = 0)$, donc $P(T = n) \leq P(S_n = 0)$.

Or, pour tout n impair, $P(S_n = 0) = 0$, donc, pour tout n impair, $q_n = P(T = n) = 0$. En particulier, pour $n = 1$, $q_1 = 0$.

• $S_1 = 0$ est impossible, donc, par définition de T , on a $T \geq 2$ et $T = 2 \Leftrightarrow S_2 = 0$, donc $q_2 = P(T = 2) = P(S_2 = 0) = p_2 = \frac{1}{2}$.

R 23 Découle comme précédemment de $|q_n| = P(T = n) \leq 1$.

R 24 Relation $p_n = \sum_{k=0}^n p_k q_{n-k}$.

1. Première réponse (vague) ($T = k$) ne dépend que des variables aléatoires X_1, \dots, X_k et d'après le lemme des coalitions, $f(X_1, \dots, X_k)$ et $g(X_{k+1}, \dots, X_n)$ donc ($T = k$) et $\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0 \right)$ sont indépendants. Problème: qu'est-ce que f ?

Deuxième réponse: Amélioration de ce qui précède:

Si $f : (x_1, \dots, x_k) \mapsto (x_1, x_1 + x_2, x_1 + \dots + x_{k-1}, x_1 + \dots + x_k)$ et $U_k = f(X_1, \dots, X_k) = (X_1, X_1 + X_2, X_1 + \dots + X_{k-1}, X_1 + \dots + X_k)$

$$(T = k) = \left(U_k \in \underbrace{\mathbb{Z}^* \times \mathbb{Z}^* \times \dots \times \mathbb{Z}^*}_{k-1 \text{ fois}} \times \{0\} \right).$$

2. X_1, \dots, X_{n-k} sont indépendantes, X_{k+1}, \dots, X_n sont indépendantes et $X_i \sim X_{k+i}$ donc

$P(A = (x_1, \dots, x_{n-k})) = \prod_{i=1}^{n-k} P(X_i = x_i) = \prod_{i=1}^{n-k} P(X_{k+i} = x_i) = P(B = (x_1, \dots, x_{n-k}))$ donc A et B suivent la même loi.

3. On a $\sum_{i=1}^{n-k} X_i = f(A)$ et $\sum_{i=k+1}^n X_i = f(B)$ avec $f : (x_1, \dots, x_{n-k}) \mapsto x_1 + \dots + x_{n-k}$.

Or $A \sim B$ donc $f(A) \sim f(B)$ donc $P\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0\right) = P\left(\sum_{i=1}^{n-k} X_i = 0\right) = p_{n-k}$.

4. On a $S_n = 0 \Rightarrow T \leq n$ donc

$$(S_n = 0) = (S_n = 0) \cap (T \leq n) = (S_n = 0) \cap \left(\bigcup_{k=0}^n (T = k) \right) = \bigcup_{k=0}^n ((S_n = 0) \cap (T = k)).$$

Or $T = k \Rightarrow \sum_{i=1}^k X_i = 0$ donc $S_n = 0$ et $(T = k) \Rightarrow \sum_{i=k+1}^n X_i = 0$ donc

$$(S_n = 0) \cap (T = k) \subset \left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0 \right) \cap (T = k).$$

L'inclusion réciproque est immédiate donc $(S_n = 0) = \bigcup_{k=0}^n \left(\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0 \right) \cap (T = k) \right)$ (union disjointe) donc

$$p_n = P(S_n = 0) = \sum_{k=0}^n P\left(\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0\right) \cap (T = k)\right) = \sum_{k=0}^n P\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0\right) \times P(T = k) \text{ (indépendance précédente)}$$

donc $p_n = \sum_{k=0}^n p_{n-k} q_k$ d'après la question précédente donc $p_n = \sum_{k=0}^n p_k q_{n-k}$ (changement d'indice. J'aurais pu inverser les rôles de k et $n - k$ dès le départ).

R 25 f et g sont deux fonctions développables en série entière au moins sur $]-1, 1[$, donc, par produit de Cauchy, fg est développable en série entière au moins sur $]-1, 1[$ et, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$\begin{aligned} f(x)g(x) &= \left(\sum_{n=0}^{+\infty} p_n x^n \right) \left(\sum_{n=0}^{+\infty} q_n x^n \right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\sum_{k=0}^n p_k q_{n-k} \right) x^n \\ &= \left(\sum_{k=0}^0 p_k q_{n-k} \right) x^0 + \sum_{n=1}^{+\infty} \left(\sum_{k=0}^n p_k q_{n-k} \right) x^n \\ &= p_0 q_0 + \sum_{n=1}^{+\infty} p_n q_n x^n \quad (\text{d'après la question précédente}) \end{aligned}$$

donc

$$f(x)g(x) = 0 + \sum_{n=1}^{+\infty} p_n x^n = -1 + p_0 x^0 + \sum_{n=1}^{+\infty} p_n x^n = -1 + f(x).$$

R 26 • Comme, pour tout $x \in]-1, 1[$, $f(x) = (1 - x^2)^{-1/2}$ (d'après la question 21), la relation obtenue à la question précédente devient :

$$\forall x \in]-1, 1[, \quad (1 - x^2)^{-1/2} g(x) = (1 - x^2)^{-1/2} - 1,$$

donc, en multipliant de part et d'autre par $\sqrt{1 - x^2} = (1 - x^2)^{1/2}$, on a bien, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$g(x) = 1 - \sqrt{1 - x^2}.$$

• Pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$(1 + x)^\alpha = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n!} \prod_{k=1}^n (\alpha - k + 1) x^n,$$

donc, pour $\alpha = 1/2$, on a, pour tout $x \in]-1, 1[$, comme $(-x^2) \in]-1, 1[$,

$$\sqrt{1 - x^2} = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n!} \prod_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} - k + 1\right) (-x^2)^n = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(-1)^n}{n!} \prod_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} - k + 1\right) x^{2n},$$

donc

$$g(x) = 1 - \sqrt{1 - x^2} = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{n+1}}{n!} \prod_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} - k + 1\right) x^{2n},$$

où le rayon de convergence de cette série entière vaut 1.

R 27 Pour tout $x \in]-1, 1[$, $g(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} q_n x^n = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{n+1}}{n!} \prod_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} - k + 1\right) x^{2n}$, donc, par unicité du développement en série entière sur $] -1, 1[$, on a :

$$q_0 = 0, \quad \left(\forall n \in \mathbb{N}^*, q_{2n} = \frac{(-1)^{n+1}}{n!} \prod_{k=1}^n \left(\frac{1}{2} - k + 1\right) \right) \text{ et } (\forall n \in \mathbb{N}, q_{2n+1} = 0).$$

R 28 • Comme $T(\Omega) = \mathbb{N} \cup \{+\infty\}$, on a

$$P(T = +\infty) = 1 - \sum_{n=0}^{+\infty} P(T = n) = 1 - \sum_{n=0}^{+\infty} q_n = 1 - \sum_{n=0}^{+\infty} q_n 1^n = 1 - g(1).$$

Or $g(1) = 1 - \sqrt{1 - 1^2}$ (résultat admis) donc $P(T = +\infty) = 0$.

R 29 Pour $x \in]-1, 1[$, $g(x) = 1 - \sqrt{1 - x^2}$, donc g est dérivable sur $] -1, 1[$ et, pour tout $x \in] -1, 1[$,

$$g'(x) = \frac{2x}{2\sqrt{1 - x^2}} = \frac{x}{\sqrt{1 - x^2}} \xrightarrow{x \rightarrow 1^-} +\infty.$$

On a $\lim_{x \rightarrow 1^-} g'(x) = +\infty$.

Si g était dérivable en 1, g serait continue en 0 et comme $\lim_{x \rightarrow 1^-} g'(x) = +\infty$, cela contredirait le fait que g est dérivable en 1 (th limite de la dérivée) donc T n'admet pas d'espérance.