

# DM 09 : DÉMOCRATIE

PSI 1 2024/2025

pour le vendredi 20 décembre 2024

## PARTIE 1 : TOUS LES CANDIDATS

### 1 Premier tirage

**1.1**  $\{U_0, U_1, \dots, U_N\}$  est un système complet d'évènements car  $U_0, U_1, \dots, U_N$  sont incompatibles deux à deux et que le premier tirage se fait dans une des  $N + 1$  urnes numérotées de 0 à  $N$  donc que  $\Omega = \bigcup_{0 \leq k \leq N} U_k$ .

**1.2** Pour  $k \in \llbracket 1; N \rrbracket$  et  $j \in \llbracket 0; N \rrbracket$ , on a  $\mathbb{P}_{U_j}(A_k) = \frac{1}{N}$  si  $k \leq j$  (car l'urne  $j$  contient une boule numéro  $k$  sur  $N$  boules en tout dans  $U_j$ ) et  $\mathbb{P}_{U_j}(A_k) = 0$  si  $k > j$  (et ceci même si  $j = 0$  car  $k \geq 1$  et que l'urne  $U_j$  ne contient pas de boule numérotée  $k$  par hypothèse).

**1.3** Par la formule des probabilités totales, pour  $k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}(A_k) = \sum_{j=0}^N \mathbb{P}_{U_j}(A_k) \mathbb{P}(U_j)$  d'après la question

1.1. Par la question 1.2,  $\mathbb{P}(A_k) = \sum_{j=0}^N \mathbb{P}_{U_j}(A_k) \mathbb{P}(U_j) = \sum_{j=k}^N \frac{1}{N(N+1)}$  car l'énoncé impose  $\mathbb{P}(U_j) = \frac{1}{N+1}$  (il y a équiprobabilité du choix des  $N + 1$  urnes). Ainsi,  $\mathbb{P}(A_k) = \frac{N - k + 1}{N(N+1)}$ .

**1.4** La famille  $\{A_0, A_1, \dots, A_N\}$  est aussi un système complet d'évènements par construction. Par additivité, on a  $\mathbb{P}(\Omega) = \mathbb{P}(A_0) + \mathbb{P}(A_1) + \dots + \mathbb{P}(A_N) = 1$ . Ainsi,  $\mathbb{P}(A_0) = 1 - \sum_{k=1}^N \mathbb{P}(A_k) = 1 - \sum_{j=1}^N \frac{j}{N(N+1)}$  avec le changement d'indice  $j = N - k + 1$  ce qui donne  $\mathbb{P}(A_0) = 1 - \frac{N(N+1)}{2N(N+1)} = \frac{1}{2}$ .

### 2 Second tirage

**2.1** Pour  $k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}_{A_0}(B_k) = 0$  (pas de boule numéro  $k$  dans  $U_0$ ) et, si  $i \in \llbracket 1; N \rrbracket$ , on a  $\mathbb{P}_{A_i}(B_k) = 0$  si  $k > i$  (pas de boule  $k$  dans  $U_i$ ) et  $\mathbb{P}_{A_i}(B_k) = \frac{1}{N}$  si  $k \leq i$  (une seule boule numéro  $k$  parmi  $N$  boules dans  $U_i$ ).

**2.2** Si  $k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\{A_0, A_1, \dots, A_N\}$  est un système complet d'évènements donc, par la formule des probabilités totales,  $\mathbb{P}(B_k) = \sum_{i=0}^N \mathbb{P}_{A_i}(B_k) \mathbb{P}(A_i) = \frac{1}{N} \sum_{i=k}^N \frac{N - i + 1}{N(N+1)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N-k+1} \frac{j}{N(N+1)} = \frac{(N - k + 1)(N - k + 2)}{2N^2(N+1)}$ .

Comme  $\{B_0, B_1, \dots, B_N\}$  est à nouveau un système complet d'évènements,  $\mathbb{P}(B_0) = 1 - \sum_{k=1}^N \mathbb{P}(B_k)$ , ainsi

$\mathbb{P}(B_0) = 1 - \sum_{k=1}^N \frac{(N - k + 1)(N - k + 2)}{2N^2(N+1)} = 1 - \sum_{j=1}^N \frac{j(j+1)}{2N^2(N+1)}$  avec le changement d'indice  $j = N - k + 1$  donc

$\mathbb{P}(B_0) = 1 - \frac{1}{2N^2(N+1)} \left( \frac{N(N+1)(2N+1)}{6} + \frac{N(N+1)}{2} \right) = 1 - \frac{N(N+1)(2N+4)}{12N^2(N+1)} = 1 - \frac{1}{N^2(N+1)} \binom{N+2}{3}$ .

### 3 Généralisation

**3.1** Encore,  $\mathbb{P}_{A_{n,0}}(A_{n+1,k}) = 0$  (pas de boule  $k$  dans  $U_0$ ) et, si  $i \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}_{A_{n,i}}(A_{n+1,k}) = \frac{1}{N}$  si  $k \leq i$  (une seule boule numéro  $k$  parmi  $N$  boules dans  $U_i$ ) et  $\mathbb{P}_{A_{n,i}}(A_{n+1,k}) = 0$  si  $k > i$  (pas de boule  $k$  dans  $U_i$ ).

**3.2** On procède par récurrence sur  $n$ .

Initialisation : si  $n = 1$ , d'après 1.3,  $\forall k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}(A_{1,k}) = \mathbb{P}(A_k) = \frac{N - k + 1}{N(N+1)} = \frac{1}{N^1(N+1)} \binom{N+1-k}{1}$ .

**Hérédité** : soit  $n \geq 1$  tel que  $\forall k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}(A_{n,k}) = \frac{1}{N^n(N+1)} \binom{N+n-k}{n}$ .  $\{A_{n,0}, A_{n,1}, \dots, A_{n,N}\}$  est un système complet d'évènements donc, par la formule des probabilités totales, si  $k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ , on a la relation 
$$\mathbb{P}(A_{n+1,k}) = \sum_{i=0}^N \mathbb{P}(A_{n,i} | A_{n+1,k}) \mathbb{P}(A_{n,i}) = \frac{1}{N} \sum_{i=k}^N \frac{1}{N^n(N+1)} \binom{N+n-i}{n} = \frac{1}{N^{n+1}(N+1)} \sum_{i=k}^N \binom{N+n-i}{n}$$

ce qui donne, par la formule des colonnes, 
$$\mathbb{P}(A_{n+1,k}) = \frac{1}{N^{n+1}(N+1)} \binom{N+n+1-k}{n+1}.$$

Par principe de récurrence,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\forall k \in \llbracket 1; N \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}(A_{n,k}) = \frac{1}{N^n(N+1)} \binom{N+n-k}{n}$ .

**3.3** Soit  $n \geq 1$ , la famille  $\{A_{n,0}, A_{n,1}, \dots, A_{n,N}\}$  est à nouveau un système complet d'évènements. Par additivité, on a  $\mathbb{P}(\Omega) = \mathbb{P}(A_{n,0}) + \mathbb{P}(A_{n,1}) + \dots + \mathbb{P}(A_{n,N}) = 1$ . Ainsi, toujours par la formule des colonnes,

$$\mathbb{P}(A_{n,0}) = 1 - \sum_{k=1}^N \mathbb{P}(A_{n,k}) = 1 - \frac{1}{N^n(N+1)} \sum_{k=1}^N \binom{N+n-k}{n} = 1 - \frac{1}{N^n(N+1)} \binom{N+n}{n+1}.$$

Pour  $n = 1$ ,  $\mathbb{P}(A_{1,0}) = 1 - \frac{1}{N(N+1)} \binom{N+1}{2} = 1 - \frac{N(N+1)}{2N(N+1)} = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$  conformément à 1.4.

## PARTIE 2 : ÉLU

### 1 Au tirage $n$

**1.1** Si  $\omega \in C_n$ , alors une boule portant le numéro 0 est apparue avant le tirage  $n$ , mais comme à partir de ce tirage on ne tire que dans l'urne 0 puisqu'elle ne possède qu'une seule boule numérotée 0, alors  $\omega \in A_{n,0}$ . Ceci prouve que  $C_n \subset A_{n,0}$ . Réciproquement, si  $\omega \in A_{n,0}$ , alors le tirage  $n$  donne la boule 0 donc il est apparu une boule 0 avant le tirage  $n$  et on a donc  $\omega \in C_n$ ; ce qui établit l'inclusion  $A_{n,0} \subset C_n$ .

Par double inclusion,  $C_n = A_{n,0}$ . Ainsi,  $\mathbb{P}(C_n) = \mathbb{P}(A_{n,0}) = 1 - \frac{1}{N^n(N+1)} \binom{N+n}{n+1}$  d'après la partie 1.

**1.2** Il est clair avec les notations de l'énoncé que  $C_n = Z_n \cup C_{n-1}$  (selon que l'apparition d'une boule avant le tirage  $n$  intervient pour la première fois au tirage  $n$  ou avant le tirage  $n-1$ ) et que ces deux évènements sont incompatibles. Ainsi,  $\mathbb{P}(C_n) = \mathbb{P}(Z_n) + \mathbb{P}(C_{n-1})$  et on en déduit d'après la question précédente que, pour  $n \geq 2$ , on a 
$$\mathbb{P}(Z_n) = \mathbb{P}(C_n) - \mathbb{P}(C_{n-1}) = \frac{1}{N^{n-1}(N+1)} \binom{N+n-1}{n} - \frac{1}{N^n(N+1)} \binom{N+n}{n+1}.$$

### 2 Au cours de l'évolution

**2.1** Par construction,  $Z = \bigcup_{n \geq 1} Z_n$  car pour que 0 apparaisse au cours de l'évolution, il est nécessaire et suffisant qu'il existe  $n \in \mathbb{N}^*$  tel qu'une boule numérotée 0 apparaisse pour la première fois au tirage  $n$ .

**2.2** Or ces évènements  $Z_n$  étant clairement incompatibles deux à deux, on a par  $\sigma$ -additivité la relation

$$\mathbb{P}(Z) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(Z_n) = \mathbb{P}(Z_1) + \sum_{n=2}^{+\infty} \mathbb{P}(Z_n). \text{ Par conséquent, comme cette série converge, que } Z_1 = A_0 \text{ avec } \mathbb{P}(A_0) = \frac{1}{2} \text{ d'après la question 1.4 de la partie 1 et que } \forall n \geq 2, \mathbb{P}(Z_n) = u_n - u_{n+1} \text{ d'après la question 1.2}$$

de la partie 2 avec  $u_n = \frac{1}{N^{n-1}(N+1)} \binom{N+n-1}{n} = \frac{1}{N^{n-1}(N+1)} \binom{N+n-1}{N-1}$ , on obtient par dualité suite/série la relation  $\mathbb{P}(Z) = \mathbb{P}(Z_1) + u_2 - \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n$ . Comme  $\binom{N+1}{2} = \frac{N(N+1)}{2}$ , on en déduit que

$$\mathbb{P}(Z) = \frac{1}{2} + \frac{1}{N(N+1)} \binom{N+1}{2} - \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = \frac{1}{2} + \frac{N(N+1)}{2N(N+1)} - \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = 1 - \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n. \text{ Or on sait que}$$

$$u_n = \frac{1}{N^{n-1}(N+1)} \binom{N+n-1}{N-1} = \frac{1}{N^{n-1}(N+1)} \times \frac{(N+n-1)(N+n-2) \cdots (n+1)}{(N-1)!} \underset{+ \infty}{\sim} \frac{n^{N-1}}{(N-1)! N^n}. \text{ Par croissances comparées, comme } N \geq 2, \text{ on a } n^{N-1} = o(N^n) \text{ d'où } \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = 0 \text{ et on a enfin } \mathbb{P}(Z) = 1.$$