

**DEVOIR À LA MAISON N°11**  
Corrigé

1. **Étude d'un exemple**

Une urne contient 5 boules rouges et 6 boules blanches indiscernables au toucher. On extrait **simultanément** 5 boules de cette urne.

$X$  est la variable aléatoire qui dénombre, parmi les 5 boules tirées, les boules rouges obtenues.

**Modélisation** – L'expérience aléatoire consiste à extraire une combinaison de 5 boules prises parmi 11 : on peut donc associer à cette expérience l'univers  $\Omega$  constitué des combinaisons de 5 boules prises parmi 11 et le cardinal de  $\Omega$  est  $\binom{11}{5}$ .

Les boules étant indiscernables au toucher,  $\Omega$  peut être muni de l'équiprobabilité : pour tout événement  $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ ,  $p(A) = \frac{\text{Card } A}{\text{Card } \Omega}$ .

- (a) Il y a 5 boules rouges et 6 boules blanches dans l'urne : quand on choisit dans cette urne 5 boules simultanément, il peut y avoir 0, 1, 2, 3, 4 ou 5 boules rouges.
- (b) Soit  $k \in \{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$ . L'événement  $(X = k)$  est réalisé par l'obtention d'une combinaison contenant  $k$  boules rouges et  $5 - k$  boules blanches.

Pour choisir simultanément  $k$  boules rouges parmi 5, on a  $\binom{5}{k}$  possibilités. Pour chacune de ces possibilités, on a ensuite  $\binom{6}{5-k}$  choix possibles pour compléter notre combinaison. Ainsi, le cardinal de  $(X = k)$  est  $\binom{5}{k} \binom{6}{5-k}$ .

Pour tout  $k \in \{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$ ,

$$p(X = k) = \frac{\binom{5}{k} \binom{6}{5-k}}{\binom{11}{5}}$$

- (c) On sait que :

$$\sum_{k=0}^5 p(X = k) = 1$$

Ainsi,

$$\sum_{k=0}^5 \frac{\binom{5}{k} \binom{6}{5-k}}{\binom{11}{5}} = 1$$

$$\frac{1}{\binom{11}{5}} \sum_{k=0}^5 \binom{5}{k} \binom{6}{5-k} = 1$$

$$\sum_{k=0}^5 \binom{5}{k} \binom{6}{5-k} = \binom{11}{5}$$

- (d) Avec un peu de patience, l'espérance de  $X$  est  $E(X) = \sum_{k=0}^5 kp(X = k) = \frac{25}{11}$ .

## 2. Généralisation

La modélisation est la même que dans la partie 1, mais ici le cardinal de  $\Omega$  est  $\binom{a+b}{b}$ .

(a) L'ensemble des valeurs prises par  $X$  est  $\{0, 1, \dots, b\}$ .

(b) Comme ci-dessus, pour tout  $k \in \{0, 1, \dots, b\}$ ,  $p(X = k) = \frac{\binom{b}{k} \binom{a}{b-k}}{\binom{a+b}{b}}$ .

(c) De  $\sum_{k=0}^b p(X = k) = 1$ , on déduit que si  $a$  et  $b$  désignent des entiers naturels non nuls tels que  $b \leq a$ ,

$$\text{alors : (1) } \sum_{k=0}^b \binom{b}{k} \binom{a}{b-k} = \binom{a+b}{b}.$$

(d) Calcul de l'espérance de  $X$

i. Soit  $k$  un entier tel que  $1 \leq k \leq b$ .

$$k \binom{b}{k} = k \frac{b!}{k!(b-k)!} = b \frac{(b-1)!}{(k-1)!(b-k)!} = b \frac{(b-1)!}{(k-1)!(b-1-(k-1))!} = b \binom{b-1}{k-1}.$$

ii. L'égalité (1) est valable pour tous entiers naturels  $a$  et  $b$  non nuls tels que  $b \leq a$ .

- Si  $b > 1$ , alors  $b-1 \in \mathbb{N}^*$  et  $b-1 \leq a$  : on peut appliquer (1) avec  $a$  et  $b-1$  et le résultat s'ensuit.
- Si  $b = 1$ , alors  $b-1 = 0$  et d'une part :

$$\sum_{k=0}^{b-1} \binom{b-1}{k} \binom{a}{b-k-1} = \sum_{k=0}^0 \binom{b-1}{k} \binom{a}{b-k-1} = 1$$

D'autre part :

$$\binom{a+b-1}{b-1} = 1$$

Ainsi, l'égalité demandée est vraie dans tous les cas.

iii. Calcul de l'espérance de  $X$ .

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^b k \frac{\binom{b}{k} \binom{a}{b-k}}{\binom{a+b}{b}} \\ &= \frac{1}{\binom{a+b}{b}} \sum_{k=1}^b k \binom{b}{k} \binom{a}{b-k} \\ &= \frac{1}{\binom{a+b}{b}} \sum_{k=1}^b b \binom{b-1}{k-1} \binom{a}{b-k} \\ &= \frac{b}{\binom{a+b}{b}} \sum_{k=1}^b \binom{b-1}{k-1} \binom{a}{b-k} \\ &= \frac{b}{\binom{a+b}{b}} \sum_{k=0}^{b-1} \binom{b-1}{k} \binom{a}{b-1-k} \\ &= \frac{b}{\binom{a+b}{b}} \binom{a+b-1}{b-1} \\ &= \frac{b}{b^2} \\ &= \frac{b}{a+b} \end{aligned}$$

La dernière égalité s'obtient en utilisant la formule donnant  $\binom{n}{p}$  en fonction des factorielles et en simplifiant.