

Exercice 1

2. (La question 1 est inutile.)

$X(\Omega) = \llbracket 1, m \rrbracket$ car on peut effectuer entre 1 et m tirages.

$$P(X=1) = P(S_1) = \frac{1}{m}$$

$$P(X=2) = P(\bar{S}_1 \cap S_2) = P(\bar{S}_1) \times P_{\bar{S}_1}(S_2) = \frac{m-1}{m} \times \frac{1}{m-1} = \frac{1}{m}$$

etc. -

Plus généralement, pour tout $k \in \llbracket 1, m \rrbracket$:

$$P(X=k) = P(\bar{S}_1 \cap \bar{S}_2 \cap \dots \cap \bar{S}_{k-1} \cap S_k)$$

$$= P(\bar{S}_1) \times P_{\bar{S}_1}(S_2) \times \dots \times P_{\bar{S}_1 \cap \dots \cap \bar{S}_{k-2}}(\bar{S}_{k-1}) \times P_{\bar{S}_1 \cap \dots \cap \bar{S}_{k-1}}(S_k)$$

$$= \frac{m-1}{m} \times \frac{m-2}{m-1} \times \dots \times \frac{m-1-(k-2)}{m-(k-2)} \times \frac{1}{m-(k-1)}$$

$$= \frac{\cancel{m-1}}{m} \times \frac{\cancel{m-2}}{\cancel{m-1}} \times \dots \times \frac{\cancel{m-k+1}}{\cancel{m-k+2}} \times \frac{1}{\cancel{m-k+1}}$$

$$= \frac{1}{m}$$

Donc: $\forall k \in \llbracket 1, m \rrbracket, P(X=k) = \frac{1}{m}$

Autrement dit: $X \subset \mathcal{U}(\llbracket 1, m \rrbracket)$

Remarque: On peut retrouver ce résultat par un raisonnement plus simple:

Les boules étant indiscernables, elles ont toutes la même probabilité d'être tirée

au k -ième tirage. Comme il y a m boules, chaque boule a une probabilité de $\frac{1}{m}$

d'être tirée au k -ième tirage. Ainsi, la m -ième boule, comme toutes les autres, a

une probabilité de $\frac{1}{m}$ d'être tirée au m -ième tirage: $P(X=k) = \frac{1}{m}$

Exercice 2

1. $X(\Omega) = \llbracket 1, m+1 \rrbracket$.

Notons P_i l'événement "obtenir pile au i -ième lancer".

$$\begin{aligned}\forall k \in \llbracket 1, m \rrbracket, P(X=k) &= P(\bar{P}_1 \cap \dots \cap \bar{P}_{k-1} \cap P_k) \\ &= P(\bar{P}_1) \times \dots \times P(\bar{P}_{k-1}) \times P(P_k) \quad \text{par indépendance des lancers.} \\ &= (1-p) \times \dots \times (1-p) \times p \\ &= (1-p)^k p\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}P(X=m+1) &= P(\bar{P}_1 \cap \dots \cap \bar{P}_m) \\ &= P(\bar{P}_1) \times \dots \times P(\bar{P}_m) \quad \text{par indépendance des lancers.} \\ &= (1-p)^m\end{aligned}$$

D'où

$$P(X=k) = \begin{cases} (1-p)^k p & \text{si } k \in \llbracket 1, m \rrbracket \\ (1-p)^m & \text{si } k = m+1 \end{cases}$$

2. Question difficile \rightarrow vous l'aurez en DM (avec indications).

Exercice 3

1. Soit $x \in \mathbb{R}$. On cherche $P(Y \leq x)$.

- Si $x < 2$, $P(Y \leq x) = 0$ car Y vaut au minimum 2.
- Si $x \geq m$, $P(Y \leq x) = 1$ car Y vaut au maximum m .
- Si $x \in [2, m]$:

$(Y \leq x)$ est l'évènement "la plus grande des 2 boules est inférieure ou égale à x ".

Cet évènement est aussi "les 2 boules ont un numéro inférieur ou égal à x ".

Et comme les numéros sont des entiers, cet évènement s'écrit encore :

"les 2 boules ont un numéro inférieur ou égal à $\lfloor x \rfloor$ ".

Or il y a $\binom{m}{2}$ tirages possibles, tous équiprobables.

Et parmi ces tirages, il y en a $\binom{\lfloor x \rfloor}{2}$ dont les 2 boules sont inférieures ou

égales à $\lfloor x \rfloor$

$$\text{Donc } P(Y \leq x) = \frac{\binom{\lfloor x \rfloor}{2}}{\binom{m}{2}} = \frac{\frac{\lfloor x \rfloor (\lfloor x \rfloor - 1)}{2}}{\frac{m(m-1)}{2}} = \frac{\lfloor x \rfloor (\lfloor x \rfloor - 1)}{m(m-1)}.$$

D'où :

$$P(Y \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 2 \\ \frac{\lfloor x \rfloor (\lfloor x \rfloor - 1)}{m(m-1)} & \text{si } x \in [2, m[\\ 1 & \text{si } x \geq m \end{cases}$$

Loi de γ :

$$\gamma(\Omega) = \llbracket 2, m \rrbracket$$

$$\forall k \in \llbracket 2, m \rrbracket, P(\gamma=k) = P(\gamma \leq k) - P(\gamma \leq k-1).$$

$$\bullet P(\gamma=2) = P(\gamma \leq 2) - P(\gamma \leq 1)$$

$$= P(\gamma \leq 2) = \frac{2(2-1)}{m(m-1)}$$

$$\bullet \forall k \in \llbracket 3, m \rrbracket, P(\gamma=k) = P(\gamma \leq k) - P(\gamma \leq k-1)$$

$$= \frac{k(k-1)}{m(m-1)} - \frac{(k-1)(k-2)}{m(m-1)}$$

$$= \frac{(k-1)(k-(k-2))}{m(m-1)}$$

$$= \frac{2(k-1)}{m(m-1)}$$

D'où :

$$\forall k \in \llbracket 2, m \rrbracket \quad P(\gamma=k) = \frac{2(k-1)}{m(m-1)}$$

Espérance de γ :

$$E(\gamma) = \sum_{k=2}^m k \times \frac{2(k-1)}{m(m-1)}$$

$$= \frac{2}{m(m-1)} \times \sum_{k=2}^m k^2 - k$$

$$= \frac{2}{m(m-1)} \times \sum_{k=1}^m k^2 - k \quad (\text{car pour } k=1, k^2 - k = 0)$$

$$= \frac{2}{m(m-1)} \times \left(\frac{m(m+1)(2m+1)}{6} - \frac{m(m+1)}{2} \right)$$

$$= \frac{1}{m-1} \left(\frac{(m+1)(2m+1)}{3} - \frac{3(m+1)}{3} \right)$$

$$= \frac{(m+1)(2m-2)}{3(m-1)} = \frac{2(m+1)}{3}$$

$$E(X) = \frac{2(m+1)}{3}$$

Exercice 4

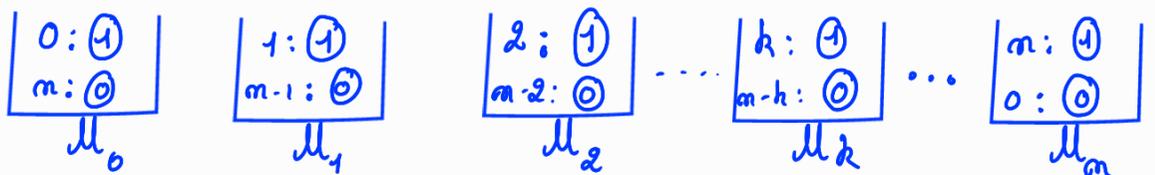
 Dans cette exercice, il faut bien comprendre en quoi consiste l'expérience !

L'expérience se fait en 2 étapes :

1^{ère} étape : on lance n fois une pièce d'équilibre, qui tombe sur "Pile" avec la probabilité p (et donc sur "Face" avec une probabilité $1-p$)

On note Y le nombre de "Pile" obtenus

2^{ème} étape : On a $n+1$ urnes, numérotées de 0 à n :



On tire une boule dans l'urne dont le numéro est donné par Y .

X est le numéro de cette boule.

1. $Y \subset B(n, p)$

2. $X(\Omega) = \llbracket 0, 1 \rrbracket$

$(Y=0), (Y=1), \dots, (Y=n)$ est un s.c.e.

Donc, d'après la formule des probabilités totales :

$$\begin{aligned} P(X=1) &= \sum_{k=0}^n P((Y=k) \cap (X=1)) \\ &= \sum_{k=0}^n P(Y=k) \times P_{(Y=k)}(X=1) \\ &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \times \frac{k}{n} \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \end{aligned}$$

$P_{(Y=k)}(X=1) = \frac{k}{n}$ car si $Y=k$, on tire une boule dans l'urne k qui contient n boules, dont k avec le numéro 1.

car pour $k=0$, $\frac{k}{n} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = 0$

$$= \sum_{k=1}^m \binom{m-1}{k-1} p^k (1-p)^{m-k}$$

$$\text{car } \binom{m}{k} = \frac{m}{k} \binom{m-1}{k-1}$$

$$= \sum_{k'=0}^{m-1} \binom{m-1}{k'} p^{k'+1} (1-p)^{m-(k'+1)}$$

Où a posé $k'=k-1$ (dnc $k=k'+1$)

$$= p \sum_{k'=0}^{m-1} \binom{m-1}{k'} p^{k'} (1-p)^{m-1-k'}$$

→ binôme de Newton.

$$= p (p+1-p)^{m-1}$$

$$= p$$

Dnc $P(X=1) = p$ et $P(X=0) = 1-p$.

Bref $X \hookrightarrow B(p)$