

*Solutions Exercices MP/MP\**

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Probabilités sur un univers dénombrable</b>	<b>2</b>
----------	--	----------

# 1 Probabilités sur un univers dénombrable

**Solution 1.1.**

1. On note  $P$  : 'le lancer initial donne pile',  $F$  : 'le lancer initial donne face',  $B_k$  : 'la  $k$ -ième boule est blanche',  $N_k$  : 'la  $k$ -ième boule est noire'.

On a

$$\mathbb{P}(B_k) = \mathbb{P}(P) \mathbb{P}_P(B_k) + \mathbb{P}(F) \mathbb{P}_F(B_k) = \frac{1}{2} \frac{k}{k+1} + \frac{1}{2} \frac{1}{k+1} \quad (1.1)$$

donc

$$\boxed{\mathbb{P}(B_k) = \frac{1}{2}} \quad (1.2)$$

2. On a

$$\boxed{\mathbb{P}_{B_k}(P) = \mathbb{P}_P(B_k) \frac{\mathbb{P}(P)}{\mathbb{P}(B_k)} = \frac{k}{k+1} \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} 1} \quad (1.3)$$

3. On a

$$\mathbb{P}(B_1 \cap \dots \cap B_k) = \frac{1}{2} \mathbb{P}_P(B_1 \cap \dots \cap B_k) + \frac{1}{2} \mathbb{P}_F(B_1 \cap \dots \cap B_k) \quad (1.4)$$

$$= \frac{1}{2} \left( \prod_{j=1}^k \frac{j}{j+1} + \prod_{j=1}^k \frac{1}{j+1} \right) \quad (1.5)$$

$$\boxed{= \frac{1}{2} \left( \frac{1}{k+1} + \frac{1}{(k+1)!} \right)} \quad (1.6)$$

4. On a

$$\mathbb{P}(B_k \cap B_{k+1}) = \frac{1}{2} \left( \frac{k}{k+1} \times \frac{k+1}{k+2} + \frac{1}{k+1} \times \frac{1}{k+2} \right) \quad (1.7)$$

$$= \frac{1}{2} \left( \frac{k(k+1)+1}{(k+1)(k+2)} \right) \quad (1.8)$$

Donc on a indépendance si et seulement si

$$\mathbb{P}(B_k \cap B_{k+1}) = \mathbb{P}(B_k) \mathbb{P}(B_{k+1}) = \frac{1}{4} \Leftrightarrow \frac{k(k+1)+1}{(k+1)(k+2)} = \frac{1}{2} \quad (1.9)$$

$$\Leftrightarrow 2k(k+1)+2 = (k+2)(k+2) \quad (1.10)$$

$$\Leftrightarrow 2k^2+2k = k^2+3k \quad (1.11)$$

$$\Leftrightarrow \boxed{k=1} \quad (1.12)$$

Ainsi, seuls les deux premiers tirages sont indépendants.

**Remarque 1.1.** *Seuls les deux premiers tirages sont indépendants car le premier tirage est indépendant du lancer de pièce.*

**Solution 1.2.**

1.

$$\boxed{p_0 = 1, q_0 = 0, p_N = 0, q_N = 1} \quad (1.13)$$

2. Soit  $a \in \llbracket 1, N - 1 \rrbracket$ . Puisque les lancers de pièce sont indépendants, on peut partitionner selon le résultat du premier lancer. On a donc [probabilités conditionnelles]

$$\boxed{p_a = p \times p_{a+1} + q \times p_{a-1}} \quad (1.14)$$

L'équation caractéristique est

$$pX^2 - x + q = 0 \quad (1.15)$$

On a  $\Delta = 1 - 4pq = 1 - 4(1 - p)p = 4p^2 - 4p + 1 = (1 - 2p)^2$ .

Ainsi, si  $p \neq \frac{1}{2}$ , il existe  $(\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2$  tels que pour tout  $a \in \llbracket 0, N \rrbracket$ , on a

$$p_a = \alpha + \beta \left(\frac{q}{p}\right)^a \quad (1.16)$$

Grâce aux valeurs en  $a = 0, a = N$ , on en déduit que

$$\boxed{p_a = \frac{1}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N} \times \left( \left(\frac{q}{p}\right)^a - \left(\frac{q}{p}\right)^N \right)} \quad (1.17)$$

Si  $p = \frac{1}{2}$ , il existe  $(\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2$  tels que

$$p_a = \alpha a + \beta \quad (1.18)$$

Grâce aux valeurs en  $a = 0, a = N$ , on en déduit que

$$\boxed{p_a = \frac{1}{N} (N - a)} \quad (1.19)$$

3. Pour tout  $a \in \llbracket 1, N - 1 \rrbracket$ , on a

$$q_a = pq_{a+1} + qp_{a-1} \quad (1.20)$$

donc pour tout  $a \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket$ , on a

$$p_a + q_a = p(p_{a+1} + q_{a+1}) + q(p_{a-1} + q_{a-1}) \quad (1.21)$$

Comme  $p_0 + q_0 = p_N + q_N = 1$ , on a pour tout  $a \in \llbracket 0, N \rrbracket$ ,

$$\boxed{p_a + q_a = 1} \quad (1.22)$$

Ainsi, le jeu s'arrête presque sûrement en temps fini.

### Solution 1.3.

1. Les tirs sont indépendants donc

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_n) &= (1-a)^n \times (1-b)^n \times a \\ \mathbb{P}(B_n) &= (1-a)^n \times (1-b)^n \times (1-a) \times b \end{aligned} \quad (1.23)$$

2. On a

$$G_A = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \quad (1.24)$$

réunion disjointe. Donc

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(G_A) &= \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n) = \frac{a}{1-(1-a)(1-b)} = \frac{a}{a+b-ab} \\ \mathbb{P}(G_B) &= \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B_n) = \frac{b(1-a)}{a+b-ab} \end{aligned} \quad (1.25)$$

Ainsi,

$$\boxed{\mathbb{P}(G_A) + \mathbb{P}(G_B) = 1} \quad (1.26)$$

3. On a  $\mathbb{P}(G_A) = \mathbb{P}(G_B)$  si et seulement si

$$\frac{a}{1-a} = b \quad (1.27)$$

Cela implique que  $\frac{a}{1-a} \in ]0, 1[$  ce qui est possible uniquement (après étude de fonction) si

$$\boxed{a \in \left] 0, \frac{1}{2} \right[ \text{ et } b = \frac{a}{1-a}} \quad (1.28)$$

### Solution 1.4.

1. Pour  $n \in \mathbb{N}^*$ , on pose  $E_n$  : 'Le joueur gagne au bout du  $n$ -ième lancer' (évènement disjoints) et  $G$  : 'Le joueur gagne'. On a  $G \cup_{n \in \mathbb{N}^*} E_n$ . Donc

$$\mathbb{P}(G) = \sum_{n \in \mathbb{N}^*} \mathbb{P}(E_n) = \sum_{n \in \mathbb{N}^*} \left(\frac{1}{2}\right)^n \times \frac{1}{n} = \ln(2) \quad (1.29)$$

2. On note  $P_n$  : 'le joueur obtient pile au  $n$ -ième lancer',  $P$  : 'il obtient pile'. On a

$$\mathbb{P}_G(P_n) = \frac{\mathbb{P}(G \cap P_n)}{\mathbb{P}(G)} = \frac{\mathbb{P}_{P_n}(G) \times \mathbb{P}(P_n)}{\mathbb{P}(G)} \quad (1.30)$$

donc

$$\mathbb{P}_G(P_n) = \frac{\frac{1}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^n}{\ln(2)} \quad (1.31)$$

Puis

$$\mathbb{P}_G(P) = \sum_{n \in \mathbb{N}^*} \mathbb{P}_G(P_n) = 1 \quad (1.32)$$

**Remarque 1.2.** On a utilisé le résultat suivant : pour tout  $x \in ]0, 1[$ ,

$$\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x^n}{n} = -\ln(1-x) \quad (1.33)$$

Soit on connaît le résultat avec les séries entières, soit on le redémontre à la main : pour  $N \geq 1$ , on a

$$\sum_{n=1}^N \frac{x^n}{n} = \int_0^1 \sum_{n=1}^N x^n t^{n-1} dt \quad (1.34)$$

$$= x \int_0^1 \frac{1 - (xt)^N}{1 - xt} dt \quad (1.35)$$

$$= \underbrace{\int_0^1 \frac{x}{1 - xt} dt}_{=[\ln(1-xt)]_0^1} + R_N \quad (1.36)$$

avec  $|R_N| \leq \frac{x^{N+1}}{1-x} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} 0$  d'où le résultat.

**Solution 1.5.**

1. On a

$$\sum_{k=0}^{+\infty} p_k = p_0 + p_1 + \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{1 - 2\alpha}{2^{k-1}} = 2\alpha + (1 - 2\alpha) \times \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{2^k} = 1 \quad (1.37)$$

donc

$$\boxed{\text{c'est une probabilité sur } \mathbb{N}.} \quad (1.38)$$

2. Pour tout  $k \in \mathbb{N}$ , on note  $E_k$  : 'la famille a  $k$  enfants et exactement 2 garçons',  $E$  : 'la famille a exactement 2 garçons',  $A_k$  : 'la famille a  $k$  enfants'.

On a alors

$$\mathbb{P}(E) = \sum_{k=2}^{+\infty} \mathbb{P}_{A_k}(E_k) \times \mathbb{P}(A_k) \quad (1.39)$$

$$= \sum_{k=2}^{+\infty} \binom{k}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^k \times p_k \quad (1.40)$$

$$= \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{k(k-1)}{2^{k+1}} \times \frac{1-2\alpha}{2^{k-1}} \quad (1.41)$$

$$= (1-2\alpha) \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{k(k-1)}{2^{2k}} \quad (1.42)$$

$$= (1-2\alpha) \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k+1)(k+2)}{2^{2k+4}} \quad (1.43)$$

$$= \frac{1}{16} (1-2\alpha) \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(k+1)(k+2)}{4^k} = \frac{1}{16} (1-2\alpha) \times \frac{1}{\left(\frac{3}{4}\right)^3} \quad (1.44)$$

$$\boxed{= \frac{4(1-2\alpha)}{27}} \quad (1.45)$$

3. On note  $F$  : 'la famille a au moins 2 filles',  $F_k$  : 'la famille a exactement  $k$  filles et au moins 4 enfants',  $G$  : 'la famille a au moins 2 garçons',  $G_k$  : 'la famille a exactement  $k$  garçons et au moins 4 enfants'.

On a

$$\mathbb{P}_G(G) = \frac{\mathbb{P}(F \cap G)}{\mathbb{P}(G)} \quad (1.46)$$

et  $\overline{F \cap G} = \overline{F} \cup \overline{G} = F_0 \cup F_1 \cup G_0 \cup G_1$ . Donc, comme  $\mathbb{P}(F_0) = \mathbb{P}(G_0)$  et  $\mathbb{P}(F_1) = \mathbb{P}(G_1)$ , on a  $\mathbb{P}(F \cap G) = 1 - 2(\mathbb{P}(G_0) + \mathbb{P}(G_1))$ .

On a alors

$$\mathbb{P}(G_0) = \sum_{k=4}^{+\infty} \binom{k}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^k p_k \quad (1.47)$$

$$= \sum_{k=4}^{+\infty} \frac{1-2\alpha}{2^{2k-1}} \quad (1.48)$$

$$= 2(1-2\alpha) \frac{1}{4^4} \times \frac{1}{1-\frac{1}{4}} \quad (1.49)$$

$$= 2(1-2\alpha) \times \frac{1}{4^3} \times \frac{1}{3} \quad (1.50)$$

et

$$\mathbb{P}(G_1) = \sum_{k=4}^{+\infty} \binom{k}{1} \left(\frac{1}{2}\right)^k p_k \quad (1.51)$$

$$= \sum_{k=4}^{+\infty} k \times \frac{1}{2^k} \times \frac{1-2\alpha}{2^{k-1}} \quad (1.52)$$

$$= (1-2\alpha) \sum_{k=4}^{+\infty} \frac{k}{2^{2k-1}} \quad (1.53)$$

$$= (1-2\alpha) \times \frac{2}{4} \sum_{k=4}^{+\infty} \frac{k}{4^{k-1}} \quad (1.54)$$

$$= \frac{1-2\alpha}{2} \sum_{k=3}^{+\infty} \frac{k+1}{4^k} \quad (1.55)$$

$$= \frac{1-2\alpha}{2} \times \left( \frac{1}{\left(1-\frac{1}{4}\right)^2} - 1 - \frac{2}{4} - \frac{3}{4^2} \right) \quad (1.56)$$

et on calcule enfin

$$\boxed{\mathbb{P}(G) = 1 - \mathbb{P}(G_0) - \mathbb{P}(G_1)} \quad (1.57)$$

**Solution 1.6.** Pour tout  $k \geq 1$ , on note  $A_k$  : ‘A gagne à son lancé  $k$ ’ et  $B_k$  de manière équivalente pour le joueur B. On note  $G_A$  : ‘A gagne’ et de même pour B. On a ainsi

$$G_A = \bigcup_{k \geq 1} A_k \quad (1.58)$$

(réunion disjointe) et pareil pour  $G_B$ . On a

$$\mathbb{P}(A_k) = \left(1 - \frac{5}{36}\right)^{k-1} \times \left(1 - \frac{1}{6}\right)^{k-1} \times \frac{5}{36} \quad (1.59)$$



d'où

$$\mathbb{P}(G_A) = \frac{5}{36} \times \frac{1}{1 - (1 - \frac{5}{36})(1 - \frac{1}{6})} \quad (1.60)$$

et pareil

$$\boxed{\mathbb{P}(G_B) = \frac{1}{6} \times \left(1 - \frac{5}{36}\right) \times \frac{1}{1 - (1 - \frac{5}{36})(1 - \frac{1}{6})} > \mathbb{P}(G_A)} \quad (1.61)$$

et

$$\mathbb{P}(G_A) + \mathbb{P}(G_B) = 1 \quad (1.62)$$

donc  $G_A \cup G_B$  est presque sur.

**Solution 1.7.** Soit  $k \in \llbracket 0, \lfloor \frac{n}{2} \rfloor \rrbracket$ . La probabilité que l'on tire  $2k$  boules blanches est (loi binomiale) :

$$\binom{n}{2k} \times \left(\frac{a}{a+b}\right)^{2k} \times \left(\frac{b}{a+b}\right)^{n-2k} \quad (1.63)$$

donc la probabilité que le nombre de boules blanches tirées soit pair est

$$\mathbb{P}_P = \sum_{0 \leq 2k \leq n} \binom{n}{2k} \times \left(\frac{a}{a+b}\right)^{2k} \times \left(\frac{b}{a+b}\right)^{n-2k} \quad (1.64)$$

De même, la probabilité que le nombre de boules blanches tirées soit impair est

$$\mathbb{P}_I = \sum_{0 \leq 2k+1 \leq n} \binom{n}{2k+1} \times \left(\frac{a}{a+b}\right)^{2k+1} \times \left(\frac{b}{a+b}\right)^{n-2k-1} \quad (1.65)$$

On a alors

$$\mathbb{P}_P + \mathbb{P}_I = 1 \quad (1.66)$$

et

$$\mathbb{P}_P - \mathbb{P}_I = \sum_{k'=0}^n \binom{n}{k'} (-1)^{k'} \left(\frac{a}{a+b}\right)^{k'} \left(\frac{b}{a+b}\right)^{n-k'} = \left(\frac{b-a}{a+b}\right)^n \quad (1.67)$$

On a donc

$$\boxed{\mathbb{P}_P = \frac{1}{2} \left(1 + \left(\frac{b-a}{a+b}\right)^n\right)} \quad (1.68)$$

**Remarque 1.3.** Si on note  $\mathbb{P}_3$  la probabilité que le nombre de boules blanches tirées soit multiple de 3 :

$$\mathbb{P}_3 = \sum_{0 \leq 3k \leq n} \binom{n}{3k} \left(\frac{a}{a+b}\right)^{3k} \left(\frac{b}{a+b}\right)^{n-3k} \quad (1.69)$$

On note  $\mathbb{P}_2$  la probabilité pour que le nombre de boules blanches tirées soit congru à 2 module 3, et on définit  $\mathbb{P}_1$  de même. Alors on a

$$\begin{cases} \mathbb{P}_1 + \mathbb{P}_2 + \mathbb{P}_3 &= 1 \\ j\mathbb{P}_1 + j^2\mathbb{P}_2 + \mathbb{P}_3 &= \left(\frac{b+ja}{a+b}\right)^n \\ j^2\mathbb{P}_1 + j\mathbb{P}_2 + \mathbb{P}_3 &= \left(\frac{b+j^2a}{a+b}\right)^n \end{cases} \quad (1.70)$$

et donc

$$\mathbb{P}_3 = \frac{1}{3} \left( 1 + \left( \frac{b+ja}{a+b} \right)^n + \left( \frac{b+j^2a}{a+b} \right)^n \right) \quad (1.71)$$

**Solution 1.8.** Soit pour  $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ,

$$A_i = \{\sigma \in \Sigma_n \mid \sigma(i) = i\} \quad (1.72)$$

$$A = \{\sigma \in \Sigma_n \mid \sigma \text{ a un point fixe}\} \quad (1.73)$$

On a

$$A = \bigcup_{i=1}^n A_i \quad (1.74)$$

On a

$$|A| = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \sum_{\substack{J \subset \llbracket 1, n \rrbracket \\ |J|=k}} \left| \bigcap_{i \in J} A_i \right| \quad (1.75)$$

Il y a  $\binom{n}{k}$  tels  $J$ , et on a

$$\left| \bigcap_{i \in J} A_i \right| = |\{\sigma \in \Sigma_n \mid \forall i \in J, \sigma(i) = i\}| = (n-k)! \quad (1.76)$$

Ainsi,

$$|A| = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \binom{n}{k} (n-k)! \quad (1.77)$$

donc

$$p_n = \sum_{k=1}^n \frac{(-1)^{k-1}}{k!} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{k-1}}{k!} = -\left(\frac{1}{e} - 1\right) = 1 - \frac{1}{e} \quad (1.78)$$

## Table des figures