

## CHAPITRE 30 - ESPACES PROBABILISÉS

## Exercice 30.1

On note  $E_i$  l'événement « provient de l'entreprise  $i$  » et  $D$  l'événement « un objet est défectueux ». Comme  $E_1$  et  $E_2$  sont incompatibles, d'après la formule des probabilités totales,  $P(D) = P(D|E_1)P(E_1) + P(D|E_2)P(E_2) = \frac{17}{100}$ . On cherche ensuite

$$P(E_2|D) = \frac{P(D|E_2)P(E_2)}{P(D)} = \frac{3}{17}$$

## Exercice 30.2

On note  $B = \bigcap_{i=1}^n \overline{A_i}$  l'événement recherché. Puisque les événements sont indépendants, leurs complémentaires aussi et ainsi

$$\mathbb{P}(B) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(\overline{A_i}) = \prod_{i=1}^n (1 - \mathbb{P}(A_i)).$$

Puisque, pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $e^x \geq 1 + x$ , pour tout  $x \in [0, 1]$ ,  $0 \leq 1 - x \leq e^{-x}$  et ainsi  $\mathbb{P}(B) \leq \prod_{i=1}^n \exp(-\mathbb{P}(A_i)) = \exp\left(-\sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i)\right)$ .

## Exercice 30.3

1. L'univers  $\Omega$  est l'ensemble des 6-listes de  $\{0, 1\}^6$  comportant au plus 5 fois le 1. La tribu est l'ensemble  $\mathcal{P}(\Omega)$ , la probabilité choisie correspond à ce qui est donné par l'énoncé (chaque situation n'est pas équiprobable).
2. On note  $A_k$  l'événement : « la boîte contient  $k$  chocolats ». La famille  $(A_0, \dots, A_5)$  est un système complet d'événement. On note  $C_1$  l'événement « il y a un chocolat dans le premier compartiment ». On a

$$\mathbb{P}(C_1) = \sum_{k=0}^5 \mathbb{P}(C_1|A_k) \mathbb{P}(A_k) = \frac{1}{6} \sum_{k=1}^5 \mathbb{P}(C_1|A_k).$$

Pour déterminer chacune des probabilités conditionnelles, on a un simple problème de dénombrement (équiprobabilité de chaque répartition lorsque le nombre de chocolat est donné). Pour  $k \geq 1$ , le nombre totale de listes de 6 éléments avec  $k$  fois 1 est  $\binom{6}{k}$  et le nombre totale de listes de 6 éléments avec  $k$  fois 1, commençant par 1 est  $\binom{5}{k-1}$ , d'où

$$\mathbb{P}(C_1|A_k) = \frac{\binom{5}{k-1}}{\binom{6}{k}} = \frac{k}{6}.$$

$$\text{Finalement } \mathbb{P}(C_1) = \frac{1}{36} (1 + 2 + \dots + 5) = \frac{5 \cdot 6}{2 \cdot 6 \cdot 6} = \frac{5}{12}$$

3. On note  $C_2$  l'événement « il y a un chocolat dans le premier compartiment ». On veut déterminer  $\mathbb{P}(C_2|C_1) = \frac{\mathbb{P}(C_2 \cap C_1)}{\mathbb{P}(C_1)}$ . On détermine de même

$$\mathbb{P}(C_1 \cap C_2) = \sum_{k=0}^5 \mathbb{P}(C_1 \cap C_2|A_k) \mathbb{P}(A_k)$$

On a  $\mathbb{P}(C_1 \cap C_2|A_k) = 0$  pour  $k = 0$  ou  $k = 1$ . Pour  $k \geq 2$ ,  $\mathbb{P}(C_1 \cap C_2|A_k) = \frac{\binom{4}{k-2}}{\binom{6}{k}} = \frac{k(k-1)}{30}$ . On n'a plus qu'à calculer :

$$\mathbb{P}(C_2|C_1) = \frac{12}{5} \sum_{k=2}^5 \mathbb{P}(C_1 \cap C_2|A_k) \frac{1}{6} = \frac{1}{5 \cdot 15} \sum_{k=2}^5 k(k-1) = \frac{8}{15}.$$

On peut remarquer que  $\frac{8}{15} > \frac{5}{12}$

4. On a  $\mathbb{P}(\overline{C_1}) = \frac{7}{12}$ ,  $\mathbb{P}(\overline{C_1} \cap C_2|A_k) = \frac{\binom{4}{k-1}}{\binom{6}{k}} = \frac{k(6-k)}{30}$  et

$$\mathbb{P}(C_2|\overline{C_1}) = \frac{12}{7} \frac{1}{6 \cdot 30} \sum_{k=1}^5 k(6-k) = \frac{2 \cdot 35}{5 \cdot 6 \cdot 7} = \frac{1}{3}$$

## Exercice 30.4

1. Notons  $B_k$  (resp.  $V_k$  l'événement « on tire une boule bleue (resp. verte) au  $k$ ème tirage »). On cherche la probabilité de l'événement  $E = \bigcup_{1 \leq i \leq n} (V_1 \cap \dots \cap V_{i-1} \cap B_i \cap V_{i+1} \cap \dots \cap V_n)$ . Les événements  $C_i$  étant incompatibles,  $P(E) = \sum_{i=1}^n P(C_i)$ . Avec la formule des probabilités composées,

$$P(C_i) = P(V_1) \times P(V_2|V_1) \times \dots \times P(B_i|(V_1 \cap \dots \cap V_{i-1})) \times \dots \times P(V_n|V_1 \cap \dots \cap V_{n-1})$$

d'où

$$P(C_i) = \frac{v}{v+b} \times \dots \times \frac{v}{v+b} \times \frac{b}{v+b} \times \frac{v}{v+b-1} \times \dots \times \frac{v}{v+b-1} = \frac{bv^{n-1}}{(v+b)^i (v+b-1)^{n-i}}$$

et finalement

$$P(E) = \frac{bv^{n-1}}{(v+b-1)^n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{v+b-1}{v+b} \right)^i = \frac{bv^{n-1}}{(v+b-1)^{n-1}} \left[ 1 - \left( \frac{v+b-1}{v+b} \right)^n \right]$$

2. On a  $\mathbb{P}(B_1|V_2) = \frac{\mathbb{P}(V_2 \cap B_1)}{\mathbb{P}(V_2)} = \frac{\mathbb{P}(V_2|B_1)\mathbb{P}(B_1)}{\mathbb{P}(V_2)}$ . On a  $\mathbb{P}(B_1) = \frac{b}{b+v}$ ,  $\mathbb{P}(V_2|B_1) = \frac{v}{b+v-1}$ . Pour calculer  $\mathbb{P}(V_2)$  on utilise la formule des probabilités totales :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(V_2) &= \mathbb{P}(V_2|B_1)\mathbb{P}(B_1) + \mathbb{P}(V_2|V_1)\mathbb{P}(V_1) = \frac{v}{b+v-1} \frac{b}{b+v} + \frac{v}{b+v} \frac{v}{b+v} \\ &= \frac{v}{b+v} \left( \frac{b}{b+v-1} + \frac{v}{b+v} \right) \end{aligned}$$

Cela donne

$$\mathbb{P}(B_1|V_2) = \frac{b}{b+v-1} \frac{1}{\frac{b}{b+v-1} + \frac{v}{b+v}}$$

Si on note  $N = v + b$ , on obtient  $\mathbb{P}(B_1|V_2) = \frac{bN}{N^2 - v}$ .

## Exercice 30.5

1. On a  $X_1 = {}^t(1 \ 0 \ 0)$  et  $p_1 = p$ .  
2. On exprime  $a_{n+1}$  en fonction des suites aux rang  $n$  - on note  $A_n$  : « le tirage  $n$  s'effectue dans l'urne  $A$  », et  $B_n$  et  $C_n$  pour les urnes  $B$  et  $C$ .  
On a

$$\mathbb{P}(A_{n+1}) = \mathbb{P}(A_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(A_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(A_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$$

avec  $\mathbb{P}(A_{n+1}|A_n) = p$ ,  $\mathbb{P}(A_{n+1}|B_n) = \mathbb{P}(A_{n+1}|C_n) = \frac{1-p}{2}$ . Cela donne

$$a_{n+1} = pa_n + \frac{1-p}{2}b_n + \frac{1-p}{2}c_n.$$

On a le même type de résultat pour les autres suites. Avec  $M = \begin{pmatrix} p & \frac{1-p}{2} & \frac{1-p}{2} \\ \frac{1-p}{2} & p & \frac{1-p}{2} \\ \frac{1-p}{2} & \frac{1-p}{2} & p \end{pmatrix}$ , on a la relation  $X_{n+1} = MX_n$ .

3. On en déduit  $X_{n+1} = M^n X_1$ . Pour calculer  $M^n$ , le plus simple est d'écrire

$$M = \frac{1-p}{2}J_3 + \frac{3p-1}{2}I_3$$

où  $J$  est la matrice ne comportant que des 1 et qui vérifie  $J^2 = 3J$  et plus généralement  $J^k = 3^{k-1}J$  si  $k \geq 1$ . Par la formule du binôme, en notant  $\alpha = \frac{1-p}{2}$  et  $\beta = \frac{3p-1}{2}$ ,

$$\begin{aligned} M^n &= \beta^n I_3 + \left( \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} 3^{k-1} \beta^k \alpha^{n-k} \right) J = \beta^n I_3 + \frac{1}{3} \left( \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} 3^k \beta^k \alpha^{n-k} - \alpha^n \right) J \\ &= \beta^n I_3 + \frac{(3\beta + \alpha)^n - \alpha^n}{3} J = \beta^n I_3 + \frac{1 - \alpha^n}{3} J \end{aligned}$$

On a alors  $X_{n+1} = M^n X_1$ , première colonne de  $M^n$ , c'est-à-dire

$$X_{n+1} = \begin{pmatrix} \beta^n + \frac{1 - \alpha^n}{3} \\ \frac{1 - \alpha^n}{3} \\ \frac{1 - \alpha^n}{3} \end{pmatrix}$$

On vérifie que  $|\alpha| < 1$  et  $|\beta| < 1$ , ce qui donne 3 fois la limite  $\frac{1}{3}$  (assez logique)

**Exercice 30.6**

On se place dans l'univers  $\Omega = \{0, 1\}^{\mathbb{N}}$  avec la tribu permettant d'obtenir les événements Pile ou Face au lancer  $k$  (événements indépendants) et la probabilité qui correspond.

1. On note  $F_k$  l'événement « on obtient Face au lancer  $k$  » et  $P_k$  l'événement contraire « on obtient Pile au lancer  $k$  ». Le lancer  $k$  de  $A$  correspond au  $2k - 1$ -ème lancer. On veut déterminer

$$\mathbb{P}(P_1 \cap P_2 \cap \dots \cap P_{2k-2} \cap F_{2k-1})$$

Les événements étant indépendants, on a

$$\mathbb{P}(P_1 \cap P_2 \cap \dots \cap P_{2k-2} \cap F_{2k-1}) = \mathbb{P}(P_1) \mathbb{P}(P_2) \dots \mathbb{P}(P_{2k-2}) \mathbb{P}(F_{2k-1}) = (1-p)^{2k-2} p.$$

2. Si on note  $A_n$  l'événement « A gagne à son lancer  $n$  », et  $G_A$  l'événement « A gagne », on a  $A = \bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} A_n$ , cette union étant disjointe. On a par propriété d'une probabilité,

$$\mathbb{P}(G_A) = \sum_{n=1}^{+\infty} (1-p)^{2n-2} p = p \frac{1}{1-(1-p)^2} = \frac{p}{2p-p^2} = \frac{1}{2-p}.$$

3. On réalise le même travail sur l'événement  $G_B$  : « B gagne ».

$$\mathbb{P}(G_B) = \sum_{n=1}^{+\infty} (1-p)^{2n-1} p = p(1-p) \frac{1}{1-(1-p)^2} = \frac{1-p}{2-p}.$$

La partie ne se termine pas lorsque aucun des joueurs ne gagne. Cela correspond à l'événement  $\overline{G_A \cup G_B}$ . Puisque  $G_A$  et  $G_B$  sont incompatibles,  $\mathbb{P}(G_A \cup G_B) = \mathbb{P}(G_A) + \mathbb{P}(G_B) = \frac{1}{2-p} + \frac{1-p}{2-p} = 1$ . La non terminaison du jeu est de probabilité nulle.

4. On a  $\mathbb{P}(G_B) \geq \mathbb{P}(G_A)$  si et seulement si  $1-p \geq 1$  soit  $p \leq 0$  ce qui est impossible... il vaut mieux commencer (si la pièce est équilibrée alors  $\mathbb{P}(G_A) = \frac{2}{3}$ ).

**Exercice 30.7**

On modélise le tirage de 2 dés en les distinguant (couleur par exemple). Un tirage est un élément de  $\llbracket 1; 6 \rrbracket^2$ . On a 36 couples possibles. Sur couples, il y en a 4 pour lesquels la somme des dés est 5 et 6 dont la somme est 7. La probabilité d'obtenir une somme 5 à un lancer est  $p = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}$  et celle d'avoir 7 est  $q = \frac{1}{6}$ , celle d'avoir ni 5, ni 7 est  $r = \frac{26}{36} = \frac{13}{18}$ .

1. On note  $A_k$  l'événement « la somme des dés au tirage  $k$  est différente de 5 et 7 »,  $B_k$  : « la somme des dés au tirage  $k$  est 5 » et  $C_k$  : « la somme des dés au tirage  $k$  est 7 ». On veut déterminer  $\mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1} \cap B_n)$ . Puisque les tirages sont indépendants, on a

$$\mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1} \cap B_n) = \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2) \dots \mathbb{P}(A_{n-1}) \mathbb{P}(B_n) = r^{n-1} p.$$

2. Le jeu s'arrête sur la somme 5 correspond à l'événement  $\bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} E_n$ , la réunion étant disjointe. On a alors

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} E_n\right) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(E_n) = \frac{p}{1-r} = \frac{1/9}{5/18} = \frac{2}{5}.$$

3. Même travail avec  $F_n$  : « on obtient la somme 7 au lancer  $n$  sans avoir obtenu 5 ou 7 avant ». On a  $\mathbb{P}(F_n) = r^{n-1} q$  et la probabilité que le jeu s'arrête sur 7 est

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} F_n\right) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(F_n) = \frac{q}{1-r} = \frac{1/6}{5/18} = \frac{3}{5}.$$

4. Les deux événements précédents sont incompatibles, donc la probabilité que le jeu s'arrête est  $\frac{2}{5} + \frac{3}{5} = 1$ . La probabilité que le jeu ne s'arrête pas est nulle.

**Exercice 30.9**

On note  $J_n$  : «  $A_n$  joue »,  $G_n$  : «  $A_n$  gagne le tournoi ».

1. On a  $\mathbb{P}(G_n) = \mathbb{P}(G_n \cap J_n) = \mathbb{P}(G_n | J_n) \mathbb{P}(J_n)$ . Or  $\mathbb{P}(G_n | J_n) = \frac{1}{8}$  (le joueur doit gagner 3 fois de suite). Ainsi,  $p_n = \frac{1}{8} q_n$ .
2. On a au moins 3 parties, donc les 4 premiers joueurs participent et  $q_1 = q_2 = q_3 = q_4 = 1$ . On prend  $n \geq 5$  et on cherche une relation vérifiée par  $J_n$ . Si le joueur  $A_n$  entre en jeu (à la partie  $n-1$ ), il ne peut rencontrer que les joueurs  $A_{n-1}$  ou  $A_{n-2}$  (et pas  $A_{n-3}$  car sinon il aurait gagné contre  $A_{n-4}$ ,  $A_{n-2}$  et  $A_{n-1}$ ). On a  $J_n = J_{n,n-1} \cup J_{n,n-2}$  où  $J_{n,k}$  est l'événement «  $A_n$  entre en jeu contre  $A_k$  ». Ces deux événements sont incompatibles donc  $\mathbb{P}(J_n) = \mathbb{P}(J_{n,n-1}) + \mathbb{P}(J_{n,n-2})$ . On a  $J_{n,n-1}$  qui correspond à «  $A_{n-1}$  entre en jeu et gagne sa première partie » de probabilité  $\mathbb{P}(A_{n-1} \text{ gagne sa première partie} | J_{n-1}) \mathbb{P}(J_{n-1}) = \frac{1}{2} q_{n-1}$ . De même, si on note  $E =$  «  $A_{n-2}$  gagne sa

première partie »,  $F$  : «  $A_{n-2}$  gagne sa seconde partie », on a

$$\mathbb{P}(J_{n,n-2}) = \mathbb{P}(J_{n-2} \cap E \cap F) = \mathbb{P}(J_{n-2}) \mathbb{P}(E|J_{n-2}) \mathbb{P}(F|J_{n-2} \cap E) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times q_{n-2} = \frac{1}{4} q_{n-2}.$$

On obtient bien,  $q_n = \frac{1}{2} q_{n-1} + \frac{1}{4} q_{n-2}$  pour  $n \geq 5$ , avec les conditions initiales  $q_3 = q_4 = 1$ .

3. On a une relation de récurrence linéaire d'ordre 2 à coefficients constants. Les racines de l'équation caractéristique  $r^2 = \frac{1}{2}r + \frac{1}{4}$  sont distinctes et valent  $q_1 = \frac{1+\sqrt{5}}{4}$  et  $q_2 = \frac{1-\sqrt{5}}{4}$ . On trouve comme solution

$$\forall n \geq 3, q_n = \frac{4}{\sqrt{5}} (x_1^{n-1} - x_2^{n-1}).$$

*remarque* : les calculs sont pénibles si on écrit les conditions aux rangs 3 et 4 pour déterminer les constantes. Une astuce ici serait de poser  $w_n$  une suite qui vérifie la même relation de récurrence pour tout  $n \geq 2$  avec  $w_3 = w_4 = 1$ , de calculer  $w_2, w_1$  et  $w_0$  par la relation de récurrence  $w_2 = 4w_4 - 2w_3 = 2$ ,  $w_1 = 4w_3 - 2w_2 = 0$  et  $w_0 = 4w_2 - 2w_1 = 8$  afin de déterminer  $w_n$  pour tout  $n$  à partir de  $w_0$  et  $w_1$ .

### Exercice 30.10

On examine le premier lancer de dé et en notant  $A_1$  l'événement « A gagne le premier lancer ». La formule des probabilités totales donne

$$\mathbb{P}(A_{n,m}) = \mathbb{P}(A_{n,m} | A_1) \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_{n,m} | \overline{A_1}) \mathbb{P}(\overline{A_1})$$

Mais  $\mathbb{P}(A_{n,m} | A_1) = \mathbb{P}(A_{n+1,m-1})$  et  $\mathbb{P}(A_{n,m} | \overline{A_1}) = \mathbb{P}(A_{n-1,m+1})$ . En notant  $a_n = \mathbb{P}(A_{n,N-n})$ , on a la relation de récurrence

$$a_n = p a_{n+1} + q a_{n-1}$$

et  $a_0 = \mathbb{P}(A_{0,N}) = 1$  puisque A est ruiné au départ et de même  $a_N = \mathbb{P}(A_{N,0}) = 0$  puisque B est ruiné dès le départ. L'équation caractéristique est  $pr^2 - r + q$  qui possède 1 comme racine évidente ( $p + q = 1$ ) et comme le produit vaut  $q/p$ , la deuxième racine est  $q/p$ . Deux cas se présentent :

1.  $p \neq q$ , on trouve

$$a_n = \frac{a^n p^{N-n} - q^N}{p^N - q^N}$$

2.  $p = q = 1/2$ ,

$$a_n = \frac{N-n}{N} = \frac{b}{a+b}$$

### Exercice 30.12

Soit  $A = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} A_n$  - c'est bien un événement ( $\mathcal{T}$  est une tribu). On note  $B_N = \bigcap_{n \leq N} A_n$ . Puisque les événements  $A_n$  sont mutuellement indépendants,

$\mathbb{P}(B_N) = \prod_{k=0}^N \mathbb{P}(A_k)$ . On a  $A = \bigcap_{N \in \mathbb{N}} B_N$  avec  $(B_N)_{N \in \mathbb{N}}$  décroissante pour l'inclusion. On en déduit par propriété de la limite décroissante :

$$\mathbb{P}(A) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(B_N) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{k=0}^N \mathbb{P}(A_k).$$

### Exercice 30.13

- fonction du second degré, le maximum est au milieu des deux racines 0 et 1 donc en  $1/2$  et vaut  $1/4$ .
- Si  $A$  et  $B$  sont incompatibles alors  $B \subset \overline{A}$ . On a  $\mathbb{P}(B) \leq 1 - \mathbb{P}(A)$  et  $\mathbb{P}((\overline{A}) \cap B) \leq \mathbb{P}(A) (1 - \mathbb{P}(A)) \leq \frac{1}{4}$  d'après la question précédente.
- (a) On a  $\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(B \cap A) + \mathbb{P}(B \cap \overline{A})$ . Cela donne

$$\mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(B \cap A) \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B \cap \overline{A}) \mathbb{P}(A)$$

et ainsi

$$\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A \cap B) (1 - \mathbb{P}(A)) - \mathbb{P}(B \cap \overline{A}) \mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A \cap B) \mathbb{P}(\overline{A}) - \mathbb{P}(\overline{A} \cap B) \mathbb{P}(A)$$

- (b) On a donc  $\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B) \leq \mathbb{P}(A \cap B) \mathbb{P}(\overline{A}) \leq \frac{1}{4}$  puisque  $A \cap B$  et  $\overline{A}$  sont deux événements incompatibles. De même, on a

$$\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B) \geq -\mathbb{P}(B \cap \overline{A}) \mathbb{P}(A) \geq -\frac{1}{4}.$$

Finalement  $|\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B)| \leq \frac{1}{4}$ .

**Exercice 30.14**

Cela vient des propriétés simples de l'application image réciproque

- $\mathcal{T}$  est bien contenu dans  $\mathcal{P}(\Omega)$  et  $\Omega = f^{-1}(\Omega') \in \mathcal{T}$ ,
- Soit  $A \in \mathcal{T}$ . Il existe  $B \in \mathcal{T}'$  tel que  $A = f^{-1}(B)$ . On a alors  $\bar{A} = f^{-1}(\bar{B})$ . Puisque  $\mathcal{T}'$  est une tribu,  $\bar{B} \in \mathcal{T}'$  et  $\bar{A} = f^{-1}(\bar{B}) \in \mathcal{T}$ .
- On sait que  $f^{-1}\left(\bigcup_{i \in I} B_i\right) = \bigcup_{i \in I} f^{-1}(B_i)$  pour toute famille de parties de  $\Omega'$ . Si  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une famille d'éléments de  $\mathcal{T}$ , il existe pour chaque  $n \in \mathbb{N}$ ,  $B_n \in \mathcal{T}'$  tel que  $A_n = f^{-1}(B_n)$ . Alors

$$\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} f^{-1}(B_n) = f^{-1}\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_n\right).$$

Puisque  $\mathcal{T}'$  est une tribu,  $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_n$  est dans  $\mathcal{T}'$  et  $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n$  est dans  $\mathcal{T}$

Finalement  $\mathcal{T}$  est une tribu de  $\Omega$ .

**Exercice 30.15**

- On peut le faire de deux manières :
  - en vérifiant les différentes propriétés d'une tribu :  $\Omega$  est obtenu pour  $T = \mathbb{N}$ , le complémentaire de  $A = \bigcup_{n \in T} A_n$  est  $\bar{A} = \bigcup_{n \in T'} A_n$  où  $T' = \mathbb{N} \setminus T$  et la stabilité par union dénombrable (si  $B_k = \bigcup_{n \in T_k} A_n$  alors  $\bigcup_{k \in \mathbb{N}} B_k = \bigcup_{n \in T'} A_n$  où  $T' = \bigcup_{k \in \mathbb{N}} T_k \in \mathcal{P}(\mathbb{N})$ ).
  - On considère l'application  $f : \Omega \rightarrow \mathbb{N}$  qui à  $\omega \in \Omega$  associe l'unique  $n \in \mathbb{N}$  tel que  $\omega \in A_n$ . Avec cela,  $\mathcal{A} = f^{-1}(\mathcal{P}(\mathbb{N}))$  image réciproque d'une tribu sur  $\mathbb{N}$ .
- Soit  $\mathcal{T}$  une tribu infinie sur  $\Omega$ . On commence par définir les ensembles  $A_n$  candidats : ce sont les ensembles les plus petits qu'on peut distinguer dans la tribu ( $A_n$  est l'intersection de tous les éléments de la tribu qui contiennent  $A_n$ ). On définit une relation d'équivalence entre les éléments de  $\Omega$  :

$$\omega \mathcal{R} \omega' \text{ lorsque } \forall t \in \mathcal{T}, \omega \in t \Leftrightarrow \omega' \in t.$$

Les classes d'équivalence pour cette relation forment une partition de  $\Omega$ . Si  $A \in \mathcal{T}$ , alors  $A = \bigcup_{\omega \in A} \omega = \bigcup_{\omega \in A} \text{Cl}(\omega)$  où  $\text{Cl}(\omega)$  est la classe de  $\omega$  (cela vient directement de la relation d'équivalence : si  $\omega$  est dans un élément de la tribu alors tous les éléments de la classe le sont). Puisque  $\Omega$  est dénombrable, il y a au plus un nombre dénombrable de classes d'équivalences. De plus le nombre de classe d'équivalence ne peut pas être fini sinon il n'y aurait qu'un nombre fini d'éléments dans la tribu (au plus  $2^p$  si  $p$  est le nombre de classes d'équivalence). Il y a donc un nombre dénombrable de classes d'équivalence. On note  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  ces classes d'équivalences. D'après la relation  $A = \bigcup_{\omega \in A} \text{Cl}(\omega)$ , la tribu  $\mathcal{T}$  est contenu dans la tribu  $\mathcal{A}$  : tout élément de  $\mathcal{T}$  est de la forme  $\bigcup_{n \in T} A_n$  pour un certain  $T \subset \mathbb{N}$ . Réciproquement, on vérifie que chaque  $A_n$  est bien dans  $\mathcal{T}$  (ce qui, par union dénombrable ou fini, justifiera que tous les éléments de  $\mathcal{A}$  sont dans  $\mathcal{T}$ ). Si  $\omega \in A_n$ . On considère tous les éléments de la tribu qui contiennent  $\omega$  : ce sont les  $\bigcup_{n \in T_i} A_n$  où  $T_i$  est une famille de  $\mathcal{P}(\mathbb{N})$ . Leur intersection est  $B = \bigcup_{n \in T} A_n$  où  $T$  est l'intersection de tous les  $T_i$  donc  $T \in \mathcal{P}(\mathbb{N})$  avec de plus  $n \in T$  car  $A_n$  est dans tous les éléments de  $\mathcal{T}$  qui contiennent  $\omega$ . Si  $B \neq A_n$  alors on aurait une contradiction avec la définition de  $A_n$  car pour tout  $\omega' \in B$ , on a  $\omega \mathcal{R} \omega'$ . Finalement  $A_n \in \mathcal{T}$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .

- D'après ce qu'on vient de voir, une tribu sur  $\Omega$  est soit finie, soit en bijection avec  $\mathcal{P}(\mathbb{N})$  non dénombrable.

**Exercice 30.16**

- Si on note  $B_m = \bigcap_{n \geq m} A_n$ ,  $B_m$  est bien un événement en tant qu'intersection dénombrable d'événements. On a alors  $B = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_m$  qui est un événement en tant qu'union dénombrable d'événements. On a la même chose pour  $C$ .
- On note de nouveau  $B_m = \bigcap_{n \geq m} A_n$  et  $C_j = \bigcap_{p \geq j} A_p$  pour  $j$  et  $m$  entiers. Soit  $m$  et  $j$  deux entiers. Si on note  $i = \max(m, j)$ , alors  $B_m \subset A_i \subset C_j$ . Ainsi, pour tout  $m$  et  $j$ , on a  $B_m \subset C_j$  donc  $B_m \subset \bigcap_{j \in \mathbb{N}} C_j = C$ . Puisque, pour tout  $m \in \mathbb{N}$ ,  $B_m \subset C$ , on a  $\bigcup_{m \in \mathbb{N}} B_m \subset C$ , c'est-à-dire  $B \subset C$ . Plus précisément, on a les inclusions

$$B_1 \subset B_2 \subset \dots \subset B_k \subset B_{k+1} \subset \dots \subset B \subset C \subset \dots \subset C_{j+1} \subset C_j \subset \dots \subset C_1.$$

- On a  $\omega \in B$  lorsqu'il existe  $m_0 \in \mathbb{N}$  tel que  $\omega \in B_{m_0}$ , c'est-à-dire que  $\omega \in A_m$  pour tout  $m \geq m_0$  :  $\omega$  est dans tous les événements sauf un nombre fini.
  - On a  $\omega \in C$  lorsque, pour tout  $m \in \mathbb{N}$ , il existe  $n_0 \geq m$  tel que  $\omega \in A_{n_0}$  :  $\omega$  est dans un nombre infini d'événements. Avec cela on retrouve que  $B \subset C$ .

**Exercice 30.17**

- (a) On note  $C_n = \bigcup_{m \geq n} A_m$  et  $C = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} C_n$ . Puisque  $C$  est l'intersection décroissante des  $C_n$ , on a  $\mathbb{P}(C) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(C_n)$ . Or  $\mathbb{P}(C_n) \leq$

$\sum_{m=n}^{+\infty} \mathbb{P}(A_m)$ . Le reste d'une série convergente tend vers 0, donc la limite cherchée est nulle.

(b) L'événement  $C$  est de probabilité nulle et  $C$  est l'ensemble des éléments  $\omega$  qui sont dans une infinité des  $A_n$ .

2. (a) inégalité de convexité standard.

(b) On s'intéresse à l'événement contraire  $\bar{C}$  et on va montrer que sa probabilité est nulle. On a  $\bar{C} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \left( \bigcap_{m \geq n} \bar{A}_m \right)$ . En tant que réunion

croissante, on a  $\mathbb{P}(\bar{C}) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( \bigcap_{m \geq n} \bar{A}_m \right)$ . On les événements  $A_n$  étant indépendants, les événements  $\bar{A}_n$  le sont aussi. Ainsi, pour  $N > n$ , on a

$$\mathbb{P} \left( \bigcap_{m=n}^N \bar{A}_m \right) = \prod_{m=n}^N \mathbb{P}(\bar{A}_m) = \prod_{m=n}^N (1 - \mathbb{P}(A_m)) \leq \prod_{m=n}^N \exp(-\mathbb{P}(A_m)) = \exp \left( - \sum_{m=n}^N \mathbb{P}(A_m) \right).$$

On a utilisé le fait que  $1 - \mathbb{P}(A_m) \geq 0$  pour majorer le produit. En passant à la limite lorsque  $N$  tend vers  $+\infty$ , on obtient  $\mathbb{P} \left( \bigcap_{m \geq n} \bar{A}_m \right) = 0$ .

Finalement, par limite croissante,  $\mathbb{P}(\bar{C}) = 0$ .

(c) On note  $A_n$  l'événement « on obtient Pile au lancer  $n$  ». Les événements  $A_n$  sont indépendants et, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(A_n) = p$ . Ainsi  $\sum \mathbb{P}(A_n)$  est divergente. L'événement « on obtient Pile une infinité de fois » est  $\limsup A_n$  et il est de probabilité 1. Pour la seconde question, on ne peut pas se contenter de considérer les événements  $B_n = A_n \cap A_{n+1} \cap \dots \cap A_{n+m-1}$  car ils ne sont pas indépendants. On découpe en paquet de taille  $m$  : on note  $B_n = A_{mn} \cap A_{mn+1} \cap \dots \cap A_{m(n+1)-1}$ . On a  $\mathbb{P}(B_n) = p^m$  (constant), les événements  $B_n$  sont indépendants et  $\sum \mathbb{P}(B_n)$  diverge. La probabilité d'obtenir un nombre infini de séquence de  $m$  Piles consécutifs est donc 1.

**Exercice 30.18**

1. On note  $S_k$  l'événement « on n'a pas obtenu 6 au tirage  $k$  ». Les événements sont indépendants et  $\mathbb{P}(S_k) = \frac{5}{6}$  pour tout  $k$ . On a  $A_n = S_1 \cap \dots \cap S_n$  d'où  $\mathbb{P}(A_n) = \left(\frac{5}{6}\right)^n$ .

2. On a  $F_k = S_1 \cap \dots \cap S_{k-1} \cap \bar{S}_k$ . De nouveau, par indépendance,  $\mathbb{P}(F_n) = \frac{1}{6} \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}$ .

3. On a  $K = \bigcap_{n \in \mathbb{N}^*} A_n$ . Par continuité décroissante  $\mathbb{P}(K) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(A_n) = 0$ .

4. On a  $\bar{K} = \bigcup_{k \in \mathbb{N}^*} \mathbb{P}(F_k)$ . Puisque les  $F_k$  sont disjoints, on a

$$\mathbb{P}(\bar{K}) = \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(F_k) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{6} \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} = \frac{1}{6} \frac{1}{1 - \frac{5}{6}} = 1.$$

On en déduit que  $\mathbb{P}(K) = 1 - \mathbb{P}(\bar{K}) = 0$ .

5. Cette question rejoint l'exercice sur les limites supérieures et inférieures.

→ On note  $R_k$  l'événement « obtenir 6 au tirage  $k$  ». On a  $\omega \in G$  si et seulement si, pour tout  $N \in \mathbb{N}$ , il existe  $k \geq N$ ,  $\omega \in R_k$  c'est-à-dire  $\omega \in \bigcup_{k \geq N} R_k$ . En combinant, cela donne

$$G = \bigcap_{N \in \mathbb{N}^*} \left( \bigcup_{k \geq N} R_k \right).$$

De même  $\omega \in H$  si et seulement si il existe  $N \in \mathbb{N}$  tel que  $\omega \in \bigcap_{k \geq N} R_k$  ce qui permet d'écrire

$$H = \bigcup_{N \in \mathbb{N}^*} \left( \bigcap_{k \geq N} R_k \right).$$

→ Calcul de  $\mathbb{P}(H)$  : Les événements  $R_k$  sont indépendants. On a  $\mathbb{P} \left( \bigcap_{k=N}^M R_k \right) = \frac{1}{6^{M-N+1}}$  et par continuité décroissante (par rapport à  $M$ ),

on a  $\mathbb{P} \left( \bigcap_{k \geq N} R_k \right) = 0$ . Si on note  $H_n = \bigcup_{n=1}^N \left( \bigcap_{k \geq N} R_k \right)$ , par continuité croissante, on a

$$\mathbb{P}(H) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \bigcup_{n=1}^N \left( \bigcap_{k \geq N} R_k \right) = \lim_{N \rightarrow +\infty} 0 = 0$$

→ Calcul de  $\mathbb{P}(G)$  : on note  $G_N = \bigcup_{k \geq N} R_k$ . C'est une suite décroissante d'événements donc  $\mathbb{P}(G) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(G_N)$ . On vérifie alors

que  $\mathbb{P}(G_N) = 1$  pour tout  $N \in \mathbb{N}$  ou plutôt  $\mathbb{P}(\bar{G}_N) = 0$ . En effet,  $\bar{G}_N = \bigcap_{k \geq N} \bar{R}_k$  et par continuité décroissante, on a  $\mathbb{P}(\bar{G}_N) = \lim_{M \rightarrow +\infty} \left(\frac{5}{6}\right)^{M-N+1} = 0$ .

## Exercice 30.19

- Il suffit de vérifier que  $\sum_{k \in \mathbb{N}^*} p_k = 1$  (puisque, pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $p_k \geq 0$ ). Or  $\sum_{k \in \mathbb{N}^*} p_k = \frac{1}{\zeta(a)} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^a} = \frac{\zeta(a)}{\zeta(a)} = 1$ .
- On a  $P_a(2\mathbb{N}^*) = \sum_{k=1}^{+\infty} p_{2k} = \frac{1}{\zeta(a)} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{(2k)^a} = \frac{1}{2^a}$ . Plus généralement, pour  $p \in \mathbb{N}^*$ , on a  $P_a(p\mathbb{N}^*) = \frac{1}{p^a}$ .
- Les deux événements sont indépendants si  $P_a(A \cap B) = P_a(A) \cap P_a(B) = \frac{1}{(jm)^a}$ . Or  $A \cap B = (j\mathbb{N}^*) \cap (m\mathbb{N}^*) = q\mathbb{N}^*$  où  $q$  est le ppcm de  $j$  et  $m$ . On a alors  $P_a(A \cap B) = \frac{1}{q^a}$ . Les événements sont indépendants si et seulement si  $\forall m = jm$ , c'est-à-dire si et seulement si  $j$  et  $m$  sont premiers entre-eux.
- On considère un nombre fini des  $A_i : A_{i_1}, \dots, A_{i_k}$  avec  $i_1 < \dots < i_k$ . On a  $n \in \bigcap_{q=1, \dots, k} A_{i_q}$  si et seulement si  $n$  est multiple non nul de  $p_{i_1} \dots p_{i_k}$ . On en déduit que  $\bigcap_{q=1, \dots, k} A_{i_q} = (p_{i_1} \dots p_{i_k})\mathbb{N}^*$ , de probabilité  $\frac{1}{(p_{i_1} \dots p_{i_k})^a} = \prod_{q=1}^k P_a(A_{i_q})$ . Les événements sont bien mutuellement indépendants.
- On a  $C_n = \bigcap_{i=1}^n \overline{A_i}$ . Puisque les événements  $A_n$  sont mutuellement indépendants, leurs complémentaires le sont aussi et

$$P_a(C_n) = \prod_{i=1}^n (1 - P_a(A_i)) = \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{1}{p_i^a}\right).$$

- Les  $C_n$  forment une suite décroissante pour l'inclusion. Leur intersection est l'ensemble des entiers non nuls divisibles par aucun nombre premiers, donc  $C = \bigcup_{p \in \mathbb{N}} C_p = \{1\}$ . Par limite décroissante

$$P_a(C) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{1}{p_i^a}\right).$$

Or  $P_a(\{1\}) = \frac{1}{\zeta(a)}$ . Ainsi

$$\zeta(a) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \prod_{i=1}^n \left(1 - \frac{1}{p_i^a}\right)^{-1}.$$

## Exercice 30.20

- On a directement  $\mathbb{P}(A_k) = \frac{1}{2}$ . On note  $B_k$  : « on a obtenu un nombre pair de piles lors des  $k$  premiers tirage ». On a, pour  $k < n$ , puisque  $(A_{k+1}, \overline{A_{k+1}})$  est un système complet d'événements :

$$\mathbb{P}(B_{k+1}) = \mathbb{P}(B_{k+1} \cap A_{k+1}) + \mathbb{P}(B_{k+1} \cap \overline{A_{k+1}}).$$

L'événement  $B_{k+1}$  se décompose en  $(B_k \cap \overline{A_{k+1}}) \cup (\overline{B_k} \cap A_{k+1})$  (pair au tirage  $k$  et Face au  $k+1$ -ème ou impair au tirage  $k$  et Pile). Cela donne  $B_{k+1} \cap A_{k+1} = \overline{B_k} \cap A_{k+1}$  (on a eu Pile au  $k+1$ -ème, il faut et il suffit d'avoir un nombre impair au  $k$ -ième). On a alors

$$\mathbb{P}(B_{k+1} \cap A_{k+1}) = \mathbb{P}(\overline{B_k} \cap A_{k+1}) = \mathbb{P}(\overline{B_k}) \mathbb{P}(A_{k+1}) = \frac{1}{2} \mathbb{P}(\overline{B_k})$$

car le résultat du tirage  $k+1$  est indépendant des  $k$  premiers tirages. De la même manière

$$\mathbb{P}(B_{k+1} \cap \overline{A_{k+1}}) = \mathbb{P}(B_k \cap \overline{A_{k+1}}) = \mathbb{P}(B_k) \mathbb{P}(\overline{A_{k+1}}) = \frac{1}{2} \mathbb{P}(B_k).$$

Finalement  $\mathbb{P}(B_{k+1}) = \frac{1}{2} (\mathbb{P}(B_k) + \mathbb{P}(\overline{B_k})) = \frac{1}{2}$  (et c'est vrai aussi pour  $B_1$ ). On a donc directement  $\mathbb{P}(B) = \frac{1}{2}$  (on aurait pu se contenter de le faire uniquement pour ce rang car on n'obtient pas de relation de récurrence - on peut en revanche facilement généraliser avec une pièce truquée).

- Si  $n$  est impair, alors  $A_1 \cap \dots \cap A_n \cap B = \emptyset$ , de probabilité nulle. Si  $n$  est pair, alors  $A_1 \cap \dots \cap A_n \subset B$ , donc

$$\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n \cap B) = \mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n) = \frac{1}{2^n}$$

alors que  $\mathbb{P}(A_1) \dots \mathbb{P}(A_n) \mathbb{P}(B) = \frac{1}{2^{n+1}}$ . Les événements ne sont donc pas mutuellement indépendants.

- Si la sous-famille ne contient pas  $B$ , c'est immédiat. On considère donc une sous famille où on a retiré l'événement  $A_k$  pour  $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$  fixé. On prend alors  $p$  événements dans cet ensemble de  $n$  événements. Le seul cas intéressant est lorsqu'on a  $p-1$  des  $A_i$  et  $B$  (les autres cas donnent directement le bon résultat). On s'intéresse donc à  $A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{p-1}} \cap B$ . On doit montrer que sa probabilité est  $\frac{1}{2^p}$ .

On note  $C$  l'événement « la parité du nombre de piles dans les  $n - (p - 1) = n - p + 1$  autres tirages est celle de  $p - 1$  », de sorte que  $A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{p-1}} \cap B = A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{p-1}} \cap C$ . Puisque  $C$  ne fait intervenir que les résultats des tirages qui ne sont pas  $i_1, \dots, i_{p-1}$ , l'événement  $C$  est indépendant de  $A_{i_1}, \dots, A_{i_{p-1}}$  donc  $\mathbb{P}(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{p-1}} \cap C) = \frac{1}{2^{p-1}} \mathbb{P}(C)$ . Avec le raisonnement de la première question, on a  $\mathbb{P}(C) = \frac{1}{2}$ . Cela donne  $\mathbb{P}(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{p-1}} \cap B) = \frac{1}{2^p}$ .