

# Chapitre 32

## Espaces probabilisés finis

<b>32 Espaces probabilisés finis</b>	<b>1</b>
32.19Exemple . . . . .	2
32.25Exemple . . . . .	2
32.26Exemple . . . . .	2
32.28Définition implicite d'un espace probabilisé par la donnée d'une loi de variable aléatoire . . . . .	3
32.30Probabilité conditionnelle . . . . .	3
32.31Formule des probabilités totales . . . . .	4
32.32Exemple . . . . .	4
32.33Formule de Bayes . . . . .	4
32.35Exemple . . . . .	5
32.37Formule des probabilités composées . . . . .	5
32.43Indépendance et complémentarité . . . . .	5
32.44Exemple . . . . .	6
32.48Exemple . . . . .	6
32.50Une propriété des couples de variables aléatoires indépendantes . . . . .	7
32.51Exemple . . . . .	7
32.53Exemple . . . . .	7
32.54Exemple . . . . .	8

### 32.19 Exemple

#### Exemple 32.19

Une urne contient 3 boules blanches et 5 boules noires. On en tire simultanément 4 boules. Avec quelle probabilité n'a-t-on tiré que des boules noires ?

Sans perte de généralité, on peut numéroté les boules de 1 à 8, les 3 premières boules sont blanches et les 5 suivantes noires.

On note  $X$  la variable aléatoire donnant la 4-combinaison des boules obtenues.

$$X \hookrightarrow \mathcal{U}(P_4[[1, 8]])$$

En notant  $A$  "on ne tire que des boules noires", on a :

$$\begin{aligned} A &= (X \in P_4[[4, 8]]) \\ P(A) &= P(X \in P_4[[4, 8]]) \\ &= \frac{|P_4[[4, 8]]|}{|P_4[[1, 8]]|} \\ &= \frac{\binom{5}{4}}{\binom{8}{4}} \end{aligned}$$

### 32.25 Exemple

#### Exemple 32.25

On choisit un entier  $X$  au hasard entre  $-3$  et  $3$ . Quelle est la loi de la variable  $X^2 + 1$  ?

$$X \hookrightarrow \mathcal{U}([-3, 3])$$

$$(X^2 + 1)(\omega) = \{1, 2, 5, 10\}$$

Et :

$$\begin{aligned} P(X^2 + 1 = 1) &= P(X = 0) \\ &= \frac{1}{7} \\ P(X^2 + 1 = 2) &= P(X = -1) + P(X = 1) \\ &= \frac{2}{7} \\ P(X^2 + 1 = 5) &= P(X = -2) + P(X = 2) \\ &= \frac{2}{7} \\ P(X^2 + 1 = 10) &= P(X = -3) + P(X = 3) \\ &= \frac{2}{7} \end{aligned}$$

### 32.26 Exemple

#### Exemple 32.26

On choisit un entier  $X$  au hasard entre 1 et  $2n$ . Quelle est la loi de  $(-1)^X$  ?

$$\begin{aligned}
X &\hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, 2n \rrbracket) \\
(-1)^X &\hookrightarrow \{-1, 1\} \\
P((-1)^X = 1) &= P(X \text{ pair}) \\
&= \frac{n}{2n} \\
&= \frac{1}{2} \\
&= P((-1)^X = -1)
\end{aligned}$$

### 32.28 Définition implicite d'un espace probabilisé par la donnée d'une loi de variable aléatoire

#### Théorème 32.28

Soit  $E = \{x_1, \dots, x_r\}$  un ensemble et  $p_1, \dots, p_r \in [0, 1]$  des réels pour lesquels  $\sum_{i=1}^r p_i = 1$ . Il existe alors un espace probabilisé  $(\Omega, P)$  et une variable aléatoire  $X$  sur  $\Omega$ , d'image  $E$ , pour lesquels pour tout  $i \in \llbracket 1, r \rrbracket$  :

$$P(X = x_i) = p_i$$

$$\omega = E \text{ et } X = \text{id}$$

On applique (32.12) pour avoir l'existence de  $P$ .

### 32.30 Probabilité conditionnelle

#### Théorème 32.30

Soit  $(\Omega, P)$  un espace probabilisé fini et  $B \in \mathcal{P}(\Omega)$  pour lequel  $P(B) > 0$ . Pour tout  $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ , le réel

$$P(A | B) = P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

est appelé la probabilité conditionnelle de  $A$  sachant  $B$ . L'application  $P_B$  est alors une probabilité sur  $\Omega$ , appelée sa probabilité conditionnelle sachant  $B$ .

—

$$P_B(\Omega) = \frac{P(\Omega \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$$

—

$$\begin{aligned}
P_B(A \sqcup C) &= \frac{P(B \cap (A \sqcup C))}{P(B)} \\
&= \frac{P(B \cap A) \sqcup (B \cap C))}{P(B)} \\
&= \frac{P(B \cap A)}{P(B)} + \frac{P(B \cap C)}{P(B)} \\
&= P_B(A) + P_B(C)
\end{aligned}$$

### 32.31 Formule des probabilités totales

#### Théorème 32.31

Soit  $(\Omega, P)$  un espace probabilisé fini et  $\{A_1, \dots, A_n\}$  un système complet d'événements de  $\Omega$  de probabilités strictement positives. Alors, pour tout  $B \in \mathcal{P}(\Omega)$  :

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P_{A_i}(B)P(A_i)$$

Soit  $B \in \mathcal{P}(\Omega)$ . On a :

$$\begin{aligned} P(B) &= P(B \cap \Omega) \\ &= P(B \cap \bigsqcup_{i=1}^n A_i) \\ &= P(\bigsqcup_{i=1}^n (B \cap A_i)) \\ &= \sum_{i=1}^n P(B \cap A_i) \\ &= \sum_{i=1}^n P(B \mid A_i)P(A_i) \end{aligned}$$

Avec  $P(A_i) > 0$  pour définir les probabilités conditionnelles.

### 32.32 Exemple

#### Exemple 32.32

Dans une classe de 40 étudiants (25 filles et 15 garçons), le professeur principal se propose de désigner brutalement deux délégués provisoires. Il prend une liste de la classe, ferme les yeux et pointe au hasard un premier nom avec la pointe du stylo puis de même avec un deuxième. Avec quelle probabilité le deuxième nom tiré est celui d'un garçon ?

On note  $G_i$  : "le  $i$ -ème nom tiré est celui d'un garçon".

$\{G_1, \overline{G_1}\}$  forme un système complet d'événements de probabilités strictement positives.

D'après la formule des probabilités totales :

$$\begin{aligned} P(G_2) &= P(G_2 \mid G_1) \times P(G_1) + P(G_2 \mid \overline{G_1}) \times P(\overline{G_1}) \\ &= \frac{14}{39} \times \frac{3}{8} + \frac{15}{39} \times \frac{5}{8} \end{aligned}$$

### 32.33 Formule de Bayes

#### Théorème 32.33

Soit  $(\Omega, P)$  un espace probabilisé fini et  $B \in \mathcal{P}(\Omega)$  pour lequel  $P(B) > 0$ .

1. Pour tout  $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ , si  $P(A) > 0$ , alors

$$P_B(A) = \frac{P_A(B)P(A)}{P(B)}$$

2. Soit  $\{A_1, \dots, A_n\}$  un système complet d'événements de  $\Omega$  de probabilités strictement positives. Alors

$$\forall j \in \llbracket 1, n \rrbracket, P_B(A_j) = \frac{P_{A_j}(B)P(A_j)}{\sum_{i=1}^n P_{A_i}(B)P(A_i)}$$

1.

$$P(A)P(B) = P(A \cap B) = P(B)P(A | B)$$

2.

$$P(A_j | B) = \frac{P(A_j)P(B | A_j)}{\sum_{i=1} P(A_i)P(B | A_i)} \text{ (probas totales)}$$

### 32.35 Exemple

#### Exemple 32.35

Juge au tribunal, je dois juger de la culpabilité d'une compagnie de taxis bleus. Un soir de brouillard, un taxi a percuté un piéton qui traversait la rue dans son bon droit, puis a pris la fuite. Un témoin affirme que le taxi était bien bleu et c'est sur la base de ce témoignage que le procès a été instruit. Or dans la ville, deux compagnies de taxis se partagent le marché. La compagnie des taxis bleus et la compagnie des taxis verts. Toutefois, les taxis vert dominent le marché au sens où 90% des taxis dans la ville sont verts. On demande au témoin d'effectuer des tests de reconnaissance des couleurs pour mesurer la fiabilité de son témoignage. Il s'avère qu'il est fiable dans 90% des cas pour la couleur bleue et 80% des cas pour la couleur verte. Dois-je condamner ou non la compagnie des taxis bleus ?

— On note  $B$  : "le taxi coupable est bleu"

— On note  $T_B$  : "le témoin pense que le taxi coupable est bleu"

On souhaite calculer  $P(B | T_B)$ .

—  $P(B) = 0.1$

—  $P(T_B | B) = 0.9$

—  $P(T_B | \bar{B}) = 0.8$

On a :

$$\begin{aligned} P(B | T_B) &= \frac{P(T_B | B) \times P(B)}{P(T_B | B)P(B) + P(T_B | \bar{B})P(\bar{B})} \\ &= \frac{0.9 \times 0.1}{0.9 \times 0.1 + (1 - 0.8) \times 0.9} \\ &= \frac{9}{9 + 2 \times 9} \\ &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

### 32.37 Formule des probabilités composées

#### Théorème 32.37

Soit  $(\Omega, P)$  un espace probabilisé fini et  $(A_1, \dots, A_n) \in \mathcal{P}(\Omega)^n$  pour lesquels  $P(A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}) > 0$ , alors :

$$P(A_1 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1) \times P_{A_1}(A_2) \times \dots \times P_{A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}}(A_n)$$

$$\begin{aligned} \prod_{i=1}^n P(A_i | A_1 \dots A_{i-1}) &= \prod_{k=1}^n \frac{P(A_1 \cap \dots \cap A_{k-1} \cap A_k)}{P(A_1 \cap \dots \cap A_{k-1})} \\ &= P(A_1 \cap \dots \cap A_n) \end{aligned}$$

### 32.43 Indépendance et complémentarité

#### Théorème 32.43

Soit  $(\Omega, P)$  un espace probabilisé fini et  $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{P}(\Omega)$ . Si  $A_1, \dots, A_n$  sont indépendants, les événements  $A_1^0, \dots, A_n^0$  le sont aussi, pour tout  $A_1^0 \in \{A_1, \bar{A}_1\}, \dots, A_n^0 \in \{A_n, \bar{A}_n\}$ .

- On s'occupe du cas  $n = 2$ .  
On généralise ensuite par récurrence.
- Soit  $A, B$  deux événements indépendants.

$$\begin{aligned}
 P(A \cap \overline{B}) &= P(A \setminus B) \\
 &= P(A) - P(A \cap B) \\
 &= P(A) - P(A)P(B) \\
 &= P(A)(1 - P(B)) \\
 &= P(A)P(\overline{B})
 \end{aligned}$$

Donc  $A$  et  $\overline{B}$  sont indépendants.

## 32.44 Exemple

### Exemple 32.44

Le concept d'indépendance va maintenant nous permettre de définir une loi usuelle très importante en pratique : la loi binomiale. Intéressons-nous pour cela à la répétition  $n$  fois indépendamment d'une expérience aléatoire à deux issues, disons « favorable » et « défavorable » de probabilité  $p$  pour la première. Quelle est la loi du nombre  $X$  d'issues favorables ?

$$X(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket$$

Pour tout  $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ,  $F_i$  : "la  $i$ -ème issue est favorable".

Soit  $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$ .

$$\begin{aligned}
 (X = k) &= \bigsqcup_{I \in P_k(\llbracket 1, n \rrbracket)} \left( \bigcap_{i \in I} F_i \bigcap_{i \notin I} \overline{F_i} \right) \\
 P(X = k) &= \sum_{I \in P_k(\llbracket 1, n \rrbracket)} P \left( \bigcap_{i \in I} F_i \bigcap_{i \notin I} \overline{F_i} \right) \\
 &= \sum_{I \in P_k(\llbracket 1, n \rrbracket)} \prod_{i \in I} P(F_i) \prod_{i \notin I} P(\overline{F_i}) \quad (\text{indépendance}) \\
 &= \sum_{I \in P_k(\llbracket 1, n \rrbracket)} p^{|I|} (1-p)^{n-|I|} \\
 &= p^k (1-p)^{n-k} |P_k(\llbracket 1, n \rrbracket)| \\
 &= \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}
 \end{aligned}$$

## 32.48 Exemple

### Exemple 32.48

On lance 5 fois un dé équilibré à 6 faces dont 2 blanches et 4 noires. Avec quelle probabilité obtient-on exactement 3 fois une face noire ?

Soit  $X$  le nombre de faces noires obtenues.

$$X \hookrightarrow \mathcal{B}(5, \frac{4}{6}).$$

$$P(X = 3) = \binom{5}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^3 \left(\frac{1}{3}\right)^2$$

## 32.50 Une propriété des couples de variables aléatoires indépendantes

### Théorème 32.50

Soit  $(\Omega, P)$  un espace probailisé fini et  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires sur  $\Omega$ . Si  $X$  et  $Y$  sont indépendantes, alors pour toute parties  $A$  de  $X(\Omega)$  et  $B$  de  $Y(\Omega)$ , les événements  $(X \in A)$  et  $(Y \in B)$  sont indépendantes, i.e. :

$$P(X \in A \text{ et } Y \in B) = P(X \in A) \times P(Y \in B)$$

$$A = \{a_1, \dots, a_n\}, B = \{b_1, \dots, b_m\}.$$

$$\begin{aligned} P(X \in A \text{ et } Y \in B) &= P\left(\bigsqcup_{1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq p} (X = a_i) \text{ et } (Y = b_j)\right) \\ &= \sum_{1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq p} P(X = a_i \text{ et } Y = b_j) \\ &= \sum_{1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq p} P(X = a_i)P(Y = b_j) \\ &= \sum_{1 \leq i \leq n} P(X = a_i) \sum_{1 \leq j \leq p} P(Y = b_j) \\ &= P(X \in A)P(Y \in B) \end{aligned}$$

## 32.51 Exemple

### Exemple 32.51

On lance un dé à 6 faces 2 fois et on note  $X_1$  (resp.  $X_2$ ) la face obtenue au premier (resp. au second) lancer. Avec quelle probabilité obtient-on els deux fois une face impaire ?

$X_1$  et  $X_2$  sont indépendants.

$$\begin{aligned} P(X_1 \text{ et } X_2 \text{ impairs}) &= P(X_1 \text{ impair}) \times P(X_2 \text{ impair}) \\ &= \frac{1}{4} \end{aligned}$$

## 32.53 Exemple

### Exemple

Soit  $(p_1, \dots, p_n) \in [0; 1]^n$  et  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires indépendantes de lois respectives  $\mathcal{B}(p_1), \dots, \mathcal{B}(p_n)$ , alors  $X_1 \times \dots \times X_n \hookrightarrow \mathcal{B}(p_1 \times \dots \times p_n)$ .

$$\begin{aligned} X_i &\hookrightarrow \mathbb{B}(p_i) : P(X_i = 1) = p_i \quad (P(X_i = 0) = 1 - p_i). \\ (X_1 \times \dots \times X_n)(\Omega) &= P(X_1 = 1 \text{ et } \dots \text{ et } X_n = 1). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X_1 \cdots X_n = 1) &= P(X_1 = 1 \text{ et } \dots \text{ et } X_n = 1) \\ &= \prod_{k=1}^n P(X_k = 1) \\ &= \prod_{k=1}^n p_k \end{aligned}$$

## 32.54 Exemple

### Exemple 32.54

Un jeu de 32 cartes a été malicieusement truqué. On y a remplacé une autre carte que l'as de pique par un deuxième as de pique. On répète  $n$  fois avec remise l'expérience consistant à tirer 4 cartes. À partir de quelle valeur de  $n$  la probabilité de déceler la supercherie est-elle supérieure ou égale à 0.9 ?

Soit  $X$  la variable aléatoire donnant la 4-combinaison de cartes. On peut numéroté les cartes de 1 à 32, où 1 et 2 sont les as de pique.

$X \hookrightarrow \mathcal{U}(P_4[[1, 32]])$ .

On a :

$$\begin{aligned} P(\{1, 2\} \subset X) &= \frac{\binom{32}{2}}{\binom{32}{4}} \\ &= \frac{29 \times 30}{2} \times \frac{4!28!}{32!} \\ &= \frac{3}{248} \end{aligned}$$

Sur  $n$  tirages successifs. La probabilité  $p$  de déceler la supercherie est :

$$p = 1 - \left(\frac{245}{248}\right)^n$$

On a alors :

$$\begin{aligned} p \geq 0.9 &\Leftrightarrow \left(\frac{245}{248}\right)^n \leq 0.1 \\ &\Leftrightarrow n \geq \frac{\ln 0.1}{\ln 245 - \ln 248} \end{aligned}$$