

Khôlles de Mathématiques - Semaine 30

Hugo Vangilluwen

8 juin 2024

Pour cette semaine, E est un ensemble fini de cardinal $n \in \mathbb{N}^*$ et (Ω, \mathbf{P}) désigne un espace probabilisé fini.

1 p -partage d'un ensemble E et leur dénombrement

Soit $p \in \mathbb{N}^*$. Un p -partage de E est un p -liste $(A_1, \dots, A_p) \in \mathcal{P}(E)^p$ de parties de E (éventuellement vide), deux à deux disjointes qui recouvrent E c'est-à-dire telles que :

$$\forall (i, j) \in \llbracket 1; p \rrbracket, i \neq j \implies A_i \cap A_j = \emptyset \quad \text{et} \quad \bigcup_{i=1}^p A_i = E \quad (1)$$

Soient $(n_1, \dots, n_p) \in \mathbb{N}^p$ tels que $n = n_1 + \dots + n_p$ est un p -partage de E tel que

$$\forall (i, j) \in \llbracket 1; p \rrbracket, |A_i| = n_i$$

Le nombre de p -partage de type (n_1, \dots, n_p) est :

$$\frac{n!}{\prod_{i=1}^p n_i!} \quad (2)$$

Démonstration. Considérons les p -partages de type (n_1, \dots, n_p) et appliquons le principe des choix successifs :

$$\left(\underbrace{A_1}_{\binom{n}{n_1} \text{ choix}}, \underbrace{A_2}_{\binom{n}{n_2} \text{ choix}}, \underbrace{A_3}_{\binom{n}{n_3} \text{ choix}}, \dots, \underbrace{A_p}_{\binom{n}{n_p} \text{ choix}} \right)$$

donc il y a

$$\frac{n!}{n_1! \cancel{(n-n_1)!}} \frac{\cancel{(n-n_1)!}}{n_2! \cancel{(n-n_1-n_2)!}} \frac{\cancel{(n-n_1-n_2)!}}{n_3! \cancel{(n-n_1-n_2-n_3)!}} \dots \frac{\cancel{(n-(n_1+\dots+n_{p-1})!}}{n_p! \underbrace{(n_1+\dots+n_p)!}_{=0!}}$$

Donc, au total, il y a $\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_p!}$ p -partages. □

2 Une probabilité conditionnelle est une probabilité

Soit B un événement de probabilité non nulle. L'application \mathbf{P}_B

$$\mathbf{P}_B \left| \begin{array}{ll} \mathcal{P}(\Omega) & \mapsto \\ A & \rightarrow \end{array} \right. \begin{array}{l} [0; 1] \\ \frac{\mathbf{P}(A \cap B)}{\mathbf{P}(B)} \end{array} \quad (3)$$

est une probabilité sur Ω .

Démonstration.

- Soit $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ fixé quelconque.
On a $\emptyset \subset A \cap B \subset B$ donc par croissance de la probabilité, $0 = \mathbf{P}(\emptyset) \leq \mathbf{P}(A \cap B) \leq \mathbf{P}(B)$. En divisant par $\mathbf{P}(B) \neq 0$, $0 \leq \mathbf{P}_B(A) \leq 1$. Donc \mathbf{P}_B est *bien définie*.
- $\mathbf{P}_B(\Omega) = \frac{\mathbf{P}(\Omega \cup B)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(B)}{\mathbf{P}(B)} = 1$
- Soient $(A, A') \in \mathcal{P}(\Omega)^2$ fixés quelconques tels que A et A' sont incompatibles.

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_B(A \sqcup A') &= \frac{\mathbf{P}(B \cap (A \sqcup A'))}{\mathbf{P}(B)} \\ &= \frac{\mathbf{P}((B \cap A) \sqcup (B \cap A'))}{\mathbf{P}(B)} \text{ car } (B \cap A) \cap (B \cap A') \subset A \cap A' = \emptyset \\ &= \frac{\mathbf{P}(B \cap A) + \mathbf{P}(B \cap A')}{\mathbf{P}(B)} \\ &= \mathbf{P}_B(A) + \mathbf{P}_B(A') \end{aligned} \quad (4)$$

Ainsi, \mathbf{P}_B est bien une probabilité sur Ω . □

3 Montrer que si A et B sont des événements indépendants, alors A et \bar{B} aussi

Démonstration. Supposons donc que $0 \leq \mathbf{P}(A) \leq 1$ et $0 \leq \mathbf{P}(B) \leq 1$. D'une part, $\{B, \bar{B}\}$ constitue un système complet donc

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(A) &= \mathbf{P}(A \cap B) + \mathbf{P}(A \cap \bar{B}) \\ \iff \mathbf{P}(A) &= \mathbf{P}(A)\mathbf{P}(B) + \mathbf{P}(A \cap \bar{B}) \\ \iff \mathbf{P}(A) - \mathbf{P}(A)\mathbf{P}(B) &= \mathbf{P}(A \cap \bar{B}) \\ \iff \mathbf{P}(A)(1 - \mathbf{P}(B)) &= \mathbf{P}(A \cap \bar{B}) \\ \iff \mathbf{P}(A)\mathbf{P}(\bar{B}) &= \mathbf{P}(A \cap \bar{B}) \end{aligned}$$

Donc A et \bar{B} sont indépendants □

4 Formule des probabilités composées

Démonstration. Soient (A_1, \dots, A_n) , n événements tels que $\mathbf{P}(\bigcap_{i=1}^n A_i) \neq 0$ Pour $k \in \llbracket 2, n \rrbracket$ posons

$$\mathcal{H}_k : \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = \mathbf{P}(A_1)\mathbf{P}_{A_1}(A_2)\mathbf{P}_{A_1 \cap A_2}(A_3)\mathbf{P}_{A_1 \cap A_2 \cap A_3}(A_4) \dots \mathbf{P}_{A_1 \cap \dots \cap A_{k-1}}(A_k)''$$

★ Initialisation, $k \leftarrow 2$ d'une part, $\bigcap_{i=1}^n A_i \subset A_1$, donc par croissance de \mathbf{P} ,

$$0 < \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) \leq \mathbf{P}(A_1)$$

Si bien que $\mathbf{P}(A_1) \neq 0$ donc la probabilité conditionnelle \mathbf{P}_{A_1} a un sens. D'où, par définition d'une probabilité conditionnelle :

$$\mathbf{P}(A_1 \cap A_2) = \mathbf{P}(A_1)\mathbf{P}_{A_1}(A_2)$$

Donc \mathcal{H}_2 est vérifiée.

★ Hérité Soit $k \in \llbracket 2, n-1 \rrbracket$ fixé quelconque tel que \mathcal{H}_k est vérifiée.

D'abord, remarquons que $\bigcap_{i=1}^n A_i \subset \bigcap_{i=1}^k A_i$ donc par croissance de \mathbf{P} ,

$$0 < \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) \leq \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^k A_i\right)$$

Si bien que $\mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^k A_i\right) \neq 0$ donc la probabilité conditionnelle $\mathbf{P}_{A_1 \cap \dots \cap A_k}$ a un sens.

$$\begin{aligned}\mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^{k+1} A_i\right) &= \mathbf{P}\left(\left(\bigcap_{i=1}^k A_i\right) \cap A_{k+1}\right) \\ &= \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=1}^k A_i\right) \mathbf{P}_{\bigcap_{i=1}^k A_i}(A_{k+1}) \\ &= \mathbf{P}(A_1) \mathbf{P}_{A_1}(A_2) \mathbf{P}_{A_1 \cap A_2}(A_3) \dots \mathbf{P}_{A_1 \cap \dots \cap A_{k-1}}(A_k) \mathbf{P}_{A_1 \cap \dots \cap A_k}(A_{k+1})\end{aligned}$$

Donc \mathcal{H}_{k+1} est aussi vérifiée

□

5 Formule des probabilités totales et formule de Bayes

Démonstration. — Formule des probabilités totales

Soit (A_1, \dots, A_n) un système complet d'événements. Comme ils sont incompatibles

$$\mathbf{P}\left(\bigsqcup_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n \mathbf{P}(A_k)$$

Le système est de plus complet donc $\bigsqcup_{k=1}^n A_k = \Omega$. Donc $\sum_{k=1}^n \mathbf{P}(A_k) = 1$.

(A_1, \dots, A_n) sont aussi deux à deux incompatibles, donc $(B \cap A_1, \dots, B \cap A_n)$ aussi. De plus $B = B \cap \Omega = B \cap (\bigsqcup_{k=1}^n A_k) = \bigsqcup_{k=1}^n (B \cap A_k)$ Donc

$$\mathbf{P}(B) = \mathbf{P}\left(\bigsqcup_{k=1}^n (B \cap A_k)\right) = \sum_{k=1}^n \mathbf{P}(B \cap A_k)$$

De plus, en passant aux probabilités conditionnelles $(\mathbf{P}_{A_i})_{1 \leq i \leq n}$ on a

$$\mathbf{P}(B) = \sum_{k=1}^n \mathbf{P}(A_k) \mathbf{P}_{A_k}(B)$$

— Formule de Bayes

Soient A et B deux événements de probabilité non nulle, on a alors :

$$\mathbf{P}(A) \mathbf{P}_A(B) = \mathbf{P}(A \cap B) = \mathbf{P}(B) \mathbf{P}_B(A)$$

donc

$$\mathbf{P}_A(B) = \frac{\mathbf{P}(B) \mathbf{P}_B(A)}{\mathbf{P}(A)}$$

□

6 Loi d'une fonction de X

Soit X une variable aléatoire sur Ω et g une fonction définie sur $X(\Omega)$. La loi de probabilité $Y = g(X)$ est donnée par $Y(\Omega) = g(X(\Omega))$ et

$$\forall y \in Y(\Omega), \mathbf{P}_Y(\{y\}) = \mathbf{P}(Y = y) = \sum_{x \in g^{-1}(\{y\})} \mathbf{P}(X = x) = \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ g(x) = y}} \mathbf{P}(X = x)$$

Démonstration. Utilisons le système complet $(X = x)_{x \in X(\Omega)}$ associé à la variable aléatoire X et la formule des probabilités totales

$$\begin{aligned}
\mathbf{P}_Y(\{y\}) &= \mathbf{P}(Y = y) = \sum_{x \in X(\Omega)} \mathbf{P}((Y = y) \cap (X = x)) \\
&= \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ g(x)=y}} \mathbf{P}((g(X) = y) \cap (X = x)) + \underbrace{\sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ g(x) \neq y}} \mathbf{P}((g(X) = y) \cap (X = x))}_{=0}
\end{aligned}$$

Remarquons ainsi que

★ Si $g(x) = y$

$$\omega \in (X = x) \implies X(\omega) = x \implies g(X(\omega)) = g(x) \implies \omega \in (g(X) = y)$$

De plus $(X = x) \subset (g(X) = y)$ donc $(g(X) = y) \cap (X = x) = (X = x)$

★ Sinon, si $g(x) \neq y$

$$\omega \in (X = x) \implies X(\omega) = x \implies g(X(\omega)) = g(x) \neq y \implies \omega \notin (g(X) = y)$$

Dans ce cas, $(g(X) = y) \cap (X = x) = \emptyset$

Ainsi,

$$\begin{aligned}
\mathbf{P}_y(\{y\}) &= \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ g(x)=y}} \underbrace{\mathbf{P}((g(X) = y) \cap (X = x))}_{=(X=x)} + \underbrace{\sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ g(x) \neq y}} \mathbf{P}((g(X) = y) \cap (X = x))}_{=0} \\
&= \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ g(x)=y}} \mathbf{P}(X = x) \\
&= \sum_{x \in g^{-1}(\{y\})} \mathbf{P}(X = x)
\end{aligned}$$

□

7 Si $X \geq 0$ presque sûrement, $\mathbf{E}(X) = 0 \iff X = 0$ presque sûrement

Démonstration. Soit $X \geq 0$ presque sûrement

— Supposons que $\mathbf{E}(X) = 0$ Par hypothèse, l'évènement $(X < 0)$ est négligeable donc

$$\begin{aligned}
\mathbf{E}(X) &= \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\}) \\
&= \sum_{\omega \in (X=0)} \underbrace{X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\})}_{=0} + \sum_{\omega \in (X<0)} \underbrace{X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\})}_{=0} + \sum_{\omega \in (X>0)} X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\}) \\
&= \sum_{\omega \in (X>0)} X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\})
\end{aligned}$$

Soit $\omega_0 \in (X > 0)$ fixé quelconque La nullité de l'espérance donne

$$0 \leq X(\omega_0) \mathbf{P}(\{\omega_0\}) \leq \sum_{\omega \in (X>0)} X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\}) = \mathbf{E}(X) = 0$$

donc $X(\omega_0) \mathbf{P}(\{\omega_0\}) = 0$, or $X(\omega_0) > 0$ donc $\mathbf{P}(\{\omega_0\}) = 0$ donc

$$\mathbf{P}(X > 0) = \sum_{\omega_0 \in (X>0)} \mathbf{P}(\{\omega_0\}) = 0$$

Donc $(X > 0)$ est négligeable, mais $(X < 0)$ est négligeable aussi, donc

$$0 \leq \mathbf{P}((X > 0) \cup (X < 0)) \leq \mathbf{P}(X > 0) + \mathbf{P}(X < 0) = 0$$

donc l'évènement contraire de $(X > 0) \cup (X < 0)$, qui est $(X = 0)$ est certain

— Supposons $X = 0$ presque sûrement.

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(X) &= \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\}) \\ &= \sum_{\omega \in (X=0)} \underbrace{X(\omega) \mathbf{P}(\{\omega\})}_{=0} + \sum_{\omega \in (X \neq 0)} X(\omega) \underbrace{\mathbf{P}(\{\omega\})}_{=0} \\ &= 0\end{aligned}$$

□

8 Calcul de l'espérance et la variance d'une variable aléatoire suivant une loi binomiale

Démonstration. Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et $p \in [0, 1]$ Supposons que $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$

$$\begin{aligned}\mathbf{E}(X) &= \sum_{\omega \in X(\Omega)} \omega \mathbf{P}(X = \omega) \\ &= \sum_{k=0}^n k \mathbf{P}(X = k) \\ &= \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n k \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= n \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!((n-1)-(k-1))!} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= n \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= n \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} p^{j+1} (1-p)^{n-1-j} \\ &= np \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} p^j (1-p)^{n-1-j} \\ &= np(p + (1-p))^{n-1} = np\end{aligned}$$

Pour la variance, calculons d'abord $\mathbf{E}(X^2)$

$$\begin{aligned}
\mathbf{E}(X^2) &= \sum_{k=0}^n k^2 \mathbf{P}(X = k) \\
&= \sum_{k=1}^n k \underbrace{k \binom{n}{k}}_{n \binom{n-1}{k-1}} p^k (1-p)^{n-k} \\
&= n \sum_{k=1}^n \underbrace{k}_{(k-1)+1} \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k} \\
&= n \sum_{k=1}^n (k-1) \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k} + n \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k} \\
&= n \sum_{k=2}^n \underbrace{(k-1) \binom{n-1}{k-1}}_{(n-1) \binom{n-2}{k-2}} p^k (1-p)^{n-k} + n \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k} \\
&= n(n-1) \underbrace{\sum_{i=0}^{n-2} \binom{n-2}{i} p^{i+2} (1-p)^{(n-2)-i}}_{\text{en posant } i=k-2} + n \underbrace{\sum_{i=0}^{n-1} \binom{n-1}{i} p^{i+1} (1-p)^{(n-1)-i}}_{\text{en posant } i=k-1} \\
&= n(n-1)p^2(p + (1-p))^{n-2} + np(p + (1-p))^{n-1} \\
&= n(n-1)p^2 + np \\
&= np((n-1)p + 1)
\end{aligned}$$

D'où,

$$\mathbb{V}(X) = \mathbf{E}(X^2) - \mathbf{E}(X)^2 = np((n-1)p + 1) - n^2p^2 = np(1-p)$$

Calcul alternatif de \mathbf{E}^2 En utilisant la formule de transfert pour $f \leftarrow \begin{pmatrix} X(\Omega) & \rightarrow & \dots \\ x & \mapsto & x(x-1) \end{pmatrix}$

$$\begin{aligned}
\mathbf{E}(X(X-1)) &= \sum_{k=0}^n k(k-1) \mathbf{P}(X = k) \\
&= \sum_{k=0}^n k(k-1) \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\
&= n(n-1) \sum_{k=2}^n \binom{n-2}{k-2} p^k (1-p)^{n-k} \\
&= n(n-1)p^2 \sum_{j=0}^{n-2} \binom{n-2}{j} p^j (1-p)^{n-2-j} \\
&= n(n-1)p^2(p + (1-p))^{n-2} \\
&= n(n-1)p^2
\end{aligned}$$

Donc en remarquant que

$$\mathbf{E}(X^2) = \mathbf{E}(X(X-1) + X) = \mathbf{E}(X(X-1)) + \mathbf{E}(X) = n(n-1)p^2 + np$$

Donc

$$\mathbb{V}(X) = \mathbf{E}(X^2) - \mathbf{E}(X)^2 = n(n-1)p^2 + np - n^2p^2 = np(1-p)$$

□