

Corrigés des exercices de la septième feuille

66

Considérons l'événement

A : « au moins l'une des cartes tirées est un roi ».

Voici une approche par l'événement contraire. Il est bien-sûr possible de considérer directement l'événement A . L'événement contraire de A est

\bar{A} : « aucune des cartes tirées n'est un roi ».

La probabilité de tirer un roi d'un des jeux de cartes est $\frac{4}{52} = \frac{1}{13}$, donc la probabilité de tirer une carte qui ne soit pas un roi est $1 - \frac{1}{13} = \frac{12}{13}$. Comme le tirage des cartes de chaque jeu est indépendant, $P(\bar{A}) = \frac{12}{13} \cdot \frac{12}{13} = \frac{144}{169}$. Alors $P(A) = 1 - P(\bar{A}) = \frac{25}{169}$.

67

Considérons les événements

— M : « la personne est malade »,

— T : « le test est positif ».

D'après la formule de Bayes,

$$\begin{aligned} P(M|T) &= \frac{P(T|M)P(M)}{P(T|M)P(M) + P(T|\bar{M})P(\bar{M})} \\ &= \frac{0,99 \cdot 10^{-4}}{0,99 \cdot 10^{-4} + 10^{-3}(1 - 10^{-4})} \\ &\approx 0,09. \end{aligned}$$

Commentaire. À l'inverse,

$$P(\bar{M}|T) = 1 - P(M|T) \approx 0,91.$$

Cela signifie que le test systématique de la population ne serait pas efficace, puisqu'une écrasante majorité des personnes révélées par le test seraient en réalité saines. Autrement dit, le test n'est pas assez fiable par rapport à la rareté de la maladie.

68

CCP25

1. Considérons les événements T_1 « pour le premier tirage, on choisit l'urne U_1 » et T_2 « pour le premier tirage, on choisit l'urne U_2 ». Sans autre précision de l'énoncé, considérons que les événements T_1 et T_2 sont équiprobables. Ils forment clairement un système complet d'événements. Alors, d'après les probabilités totales,

$$p_1 = P(B_1) = P(B_1|T_1)P(T_1) + P(B_1|T_2)P(T_2).$$

Comme l'urne U_1 contient 5 boules, dont deux blanches, $P(B_1|T_1) = \frac{2}{5}$. De même, $P(B_1|T_2) = \frac{4}{7}$. Alors

$$p_1 = \frac{2}{5} \cdot \frac{1}{2} + \frac{4}{7} \cdot \frac{1}{2} = \frac{17}{35}.$$

2. Pour tout $n \geq 2$, considérons les événements $T_{n,i}$ « pour le n^{e} tirage, on choisit l'urne U_i », où $i \in \{1, 2\}$. Ils forment encore un système complet d'événements. Ainsi,

$$\begin{aligned} p_n &= P(B_n) \\ &= P(B_n|T_{n,1})P(T_{n,1}) + P(B_n|T_{n,2})P(T_{n,2}). \end{aligned}$$

De même que plus haut, $P(B_n|T_{n,1}) = \frac{2}{5}$ et $P(B_n|T_{n,2}) = \frac{4}{7}$, puisque les urnes U_i sont les mêmes au n^{e} tirage qu'au premier. En outre, le choix de l'urne U_1 pour le n^{e} tirage résulte de l'obtention d'une boule blanche au tirage précédent, donc $P(T_{n,1}) = P(B_{n-1}) = p_{n-1}$ et $P(T_{n,2}) = P(\bar{B}_{n-1}) = 1 - p_{n-1}$. Ainsi,

$$p_n = \frac{2}{5}p_{n-1} + \frac{4}{7}(1 - p_{n-1}) = -\frac{6}{35}p_{n-1} + \frac{4}{7}.$$

Ainsi, la suite (p_n) est arithmético-géométrique. Le point fixe ℓ de la fonction $x \mapsto -\frac{6}{35}x + \frac{4}{7}$ est $\ell = \frac{20}{41}$. En le retranchant à l'égalité précédente, on a

$$\begin{aligned} p_n - \ell &= -\frac{6}{35}p_{n-1} + \frac{4}{7} - \ell \\ &= -\frac{6}{35}p_{n-1} + \frac{4}{7} - (-\frac{6}{35}\ell + \frac{4}{7}) \\ &= -\frac{6}{35}(p_{n-1} - \ell), \end{aligned}$$

donc la suite $(p_n - \ell)$ est géométrique et

$$p_n - \ell = (-\frac{6}{35})^{n-1}(p_1 - \ell) = (-\frac{6}{35})^{n-1}(-\frac{3}{1435}).$$

Finalement,

$$p_n = \frac{20}{41} + \frac{1}{82}(-\frac{6}{35})^n.$$

69

CS

PRÉLIMINAIRES. L'énoncé n'est pas forcément très clair. Il s'agit de tirages avec remise, et même beaucoup de remises puisqu'on rajoute des boules parfois, en supposant bien-sûr que $a > 0$. Ensuite, l'événement A_n considère que l'on tire des boules blanches à chaque fois lors des n premiers tirages.

RELATION DE RÉCURRENCE. Soit $n \in \mathbb{N}$. D'après la formule des probabilités totales,

$$P(A_{n+1}) = P(A_{n+1}|A_n)P(A_n) + P(A_{n+1}|\bar{A}_n)P(\bar{A}_n).$$

Comme l'événement A_{n+1} considère que l'on a tiré $n+1$ fois une boule blanche, $P(A_{n+1}|\bar{A}_n) = 0$. Ensuite, quand on a tiré n fois une boule blanche, à chaque fois on rajoute a boules, donc au $(n+1)^{\text{e}}$ tirage, il y a dans l'urne $b+an$ boules blanches et donc $2b+an$ boules. Alors $P(A_{n+1}|A_n) = \frac{b+an}{2b+an}$. Et l'on obtient la relation attendue : $p_{n+1} = \frac{b+an}{2b+an}p_n$.

LIMITE. Tout d'abord, on voit que $p_{n+1}/p_n < 1$, donc la suite (p_n) décroît strictement. Comme elle est naturellement bornée, elle converge.

Ensuite, avec le logarithme,

$$\begin{aligned} \ln p_{n+1} - \ln p_n &= \ln(b+an) - \ln(2b+an) \\ &= \ln\left(1 + \frac{b}{an}\right) - \ln\left(1 + \frac{2b}{an}\right) \\ &= \frac{b}{an} - \frac{2b}{an} + O\left(\frac{1}{n^2}\right) \\ &\sim -\frac{b}{an}. \end{aligned}$$

Comme la série harmonique diverge, la série $\sum(\ln p_{n+1} - \ln p_n)$ diverge, donc la suite $(\ln p_n)$ diverge. Or elle décroît, par croissance du logarithme et décroissance de (p_n) , donc elle tend vers $-\infty$. Il s'ensuit que (p_n) tend vers 0, puisque $p_n = e^{\ln p_n}$ et par composition de limites.

70
CCP25

Pour tout $n \in \mathbb{N}$, puisque les événements A_n , B_n et C_n forment un système complet d'événements,

$$\begin{aligned} P(A_{n+1}) &= P(A_{n+1}|A_n)P(A_n) \\ &\quad + P(A_{n+1}|B_n)P(B_n) \\ &\quad + P(A_{n+1}|C_n)P(C_n). \end{aligned}$$

Comme il change de point d'eau chaque jour, $P(A_{n+1}|A_n) = 0$. De plus, $P(A_{n+1}|B_n) = \frac{1}{2}$. En effet, quand il est au point B au jour n , il a autant de chance le jour $n+1$ de venir en A que d'aller en C . De même, $P(A_{n+1}|C_n) = \frac{1}{2}$. Alors $a_{n+1} = \frac{1}{2}(b_n + c_n)$. En outre, toujours parce que A_n , B_n et C_n forment un système complet d'événements, $a_n + b_n + c_n = 1$. Alors $a_{n+1} = \frac{1}{2}(1 - a_n)$, et la suite (a_n) est arithméticogéométrique.

Cherchons ℓ tel que $\ell = \frac{1}{2}(1 - \ell)$: $\ell = \frac{1}{3}$. Soit $n \in \mathbb{N}$. Par définition de ℓ ,

$$a_{n+1} - \ell = \frac{1}{2}(1 - a_n) - (\frac{1}{2}(1 - \ell)) = -\frac{1}{2}(a_n - \ell).$$

La suite $(a_n - \ell)_{n \in \mathbb{N}}$ est géométrique de raison $-\frac{1}{2}$, donc $a_n - \ell = (-\frac{1}{2})^n(a_0 - \ell)$. Comme $a_0 = 1$, $a_n = \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(-\frac{1}{2})^n$.

De même, les suites (b_n) et (c_n) vérifient la même relation de récurrence, avec $b_0 = c_0 = 0$. En passant, elles sont donc égales :

$$b_n = c_n = \frac{1}{3} - \frac{1}{3}(-\frac{1}{2})^n.$$

Commentaire. Bien-sûr, d'autres résolutions sont envisageables. À vous de jouer.

71
MP15

1. Comme les événements E_n sont mutuellement indépendants, les $\overline{E_n}$ le sont aussi, et l'on aimera dire

$$P\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \overline{E_n}\right) = \prod_{n \in \mathbb{N}} P(\overline{E_n}).$$

Malheureusement, la notion de produit infini n'est pas au programme, donc cette approche est exclue.

En revanche, d'après le théorème de la continuité décroissante,

$$P\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \overline{E_n}\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{k=0}^n \overline{E_k}\right),$$

car la suite $(\bigcap_{k=0}^n \overline{E_k})_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante puisque pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$\bigcap_{k=0}^{n+1} \overline{E_k} = \left(\bigcap_{k=0}^n \overline{E_k}\right) \cap E_{n+1} \subset \bigcap_{k=0}^n \overline{E_k}.$$

Et l'on peut bien affirmer que pour $n \in \mathbb{N}$,

$$P\left(\bigcap_{k=0}^n \overline{E_k}\right) = \prod_{k=0}^n P(\overline{E_k}),$$

grâce à la mutuelle indépendance évoquée plus haut.

De plus, pour $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$,

$$P(\overline{E_k}) = 1 - P(E_k) \leq \exp(-P(E_k)).$$

En effet, pour tout $x \in \mathbb{R}$, $e^{-x} \geq 1 - x$ par convexité. Ainsi,

$$\begin{aligned} \prod_{k=0}^n P(\overline{E_k}) &\leq \prod_{k=0}^n \exp(-P(E_k)) \\ &= \exp\left(-\sum_{k=0}^n P(E_k)\right). \end{aligned}$$

Si l'on suppose que la série $\sum_{n \geq 0} P(E_n)$ converge,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} -\sum_{k=0}^n P(E_k) = -\sum_{n \in \mathbb{N}} P(E_n),$$

et par continuité de l'exponentielle,

$$\begin{aligned} P\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \overline{E_n}\right) &= \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{k=0}^n \overline{E_k}\right) \\ &\leq \lim_{n \rightarrow +\infty} \exp\left(-\sum_{k=0}^n P(E_k)\right) \\ &= \exp\left(-\sum_{n \in \mathbb{N}} P(E_n)\right), \end{aligned}$$

ce que l'on voulait.

Si l'on suppose que la série $\sum_{n \geq 0} P(E_n)$ diverge, comme pour tout $k \in \mathbb{N}$, $P(E_k) \geq 0$,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} -\sum_{k=0}^n P(E_k) = -\infty.$$

Grâce à la limite de l'exponentielle en $-\infty$, on a donc

$$\begin{aligned} P\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \overline{E_n}\right) &= \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{k=0}^n \overline{E_k}\right) \\ &\leq \lim_{n \rightarrow +\infty} \exp\left(-\sum_{k=0}^n P(E_k)\right) = 0. \end{aligned}$$

Autrement dit,

$$P\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \overline{E_n}\right) = 0.$$

On obtient à nouveau ce que l'on voulait, en écrivant

$$\sum_{n \in \mathbb{N}} P(E_n) = +\infty$$

et $\exp(-\infty) = 0$.

2. Considérons les événements

- A : « la boule 10 sort une infinité de fois » ;
- et pour tout $n \geq 10$, A_n : « la boule 10 sort le n^{e} jour ».

Dire que A est réalisé signifie que pour tout $n \geq 10$, à partir du n^{e} jour, la boule 10 sort au moins une fois. Cela s'écrit

$$A = \bigcap_{n=10}^{+\infty} \left(\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k \right).$$

La suite d'événements $(\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k)_{n \geq 10}$ est décroissante, puisque pour tout $n \geq 10$,

$$\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k = A_n \cup \left(\bigcup_{k=n+1}^{+\infty} A_k \right) \supset \bigcup_{k=n+1}^{+\infty} A_k.$$

Donc, toujours d'après le théorème de la continuité décroissante,

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k\right).$$

Par ailleurs, pour tout $n \geq 10$,

$$P\left(\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k\right) = 1 - P\left(\overline{\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k}\right) = 1 - P\left(\bigcap_{k=n}^{+\infty} \overline{A_k}\right).$$

Avec la première question, sachant que les tirages sont mutuellement indépendants,

$$P\left(\bigcap_{k=n}^{+\infty} \overline{A_k}\right) \leq \exp\left(-\sum_{k \geq n} P(A_k)\right).$$

Or, au k^{e} jour, l'urne contient k boules, donc $P(A_k) = 1/k$. Donc la série diverge et l'on a vu que cela entraîne que

$$P\left(\bigcap_{k=n}^{+\infty} \overline{A_k}\right) = 0.$$

Finalement, pour tout $n \geq 10$,

$$P\left(\bigcup_{k=n}^{+\infty} A_k\right) = 1 - 0 = 1,$$

d'où $P(A) = 1$.