

Programme de colle Probabilités

Classe de MPSI

Lycée du Parc

Exercice 1 (ddl)

Soient A, B deux parties d'un ensemble Ω fini vérifiant

$$A \cap B \neq \emptyset, A \cap \bar{B} \neq \emptyset, \bar{A} \cap B \neq \emptyset \text{ et } \bar{A} \cap \bar{B} \neq \emptyset$$

A quelle condition sur $(a, b, c, d) \in]0, 1[^4$ existe-t-il une probabilité P sur Ω vérifiant

$$P(A | B) = a, P(A | \bar{B}) = b, P(B | A) = c \text{ et } P(B | \bar{A}) = d?$$

Solution. On pose $x = P(A \cap B)$ etc. Alors $x + y + z + t = 1$, et x , etc positifs. Inversement, on peut construire P étant donnés x, y, z , et t arbitraires ad hoc (on a une partition de Ω).

Après injection dans les conditions à base de a, b etc, on a
$$\left\{ \begin{array}{l} (1-a)x - az = 0 \\ bx + y + bz = b \\ (1-c)x - cy = 0 \\ dx + dy + z = d \end{array} \right.$$

Finalement, il existe une probabilité telle que voulue si, et seulement si, $ad(1-b)(1-c) = bc(1-a)(1-d)$.

□

Exercice 2 (ddl – modélisation)

On dispose r boules à l'intérieur de n urnes (avec $r \leq n$), chaque urne pouvant contenir plusieurs boules. Les répartitions possibles sont équiprobables.

a) Déterminer la probabilité de l'évènement :

A : « chaque urne contient au plus une boule »

b) Déterminer la probabilité de l'évènement :

B : « il existe une urne contenant au moins deux boules »

Solution. Une répartition est une application de $[[1, r]]$ dans $[[1, n]]$: il y en a n^r . Une répartition vérifiant A est une application injective. D'où $P(A)$.

$$P(B) = 1 - P(A)$$

□

Exercice 3 (ddl)

On se donne $N + 1$ urnes numérotées de 0 à N . L'urne de numéro k contient k boules blanches et $N - k$ boules noires. On choisit une urne au hasard, chaque choix étant équiprobable. Dans l'urne choisie, on tire des boules avec remise.

a) Quelle est la probabilité que $(n + 1)$ -ième boule tirées soit blanche sachant que les n précédentes l'étaient toutes ?

b) Que de vient cette probabilité lorsque $N \rightarrow +\infty$?

Solution. a) Dans l'urne d'indice k , la probabilité de tirer une boule blanche vaut k/N .

Dans cette même urne, la probabilité de tirer une succession de n boules blanches vaut $(k/N)^n$.

Par la formule des probabilités totales, la probabilité qu'après choix d'une urne, nous tirions une succession

de n boules blanches vaut
$$\pi_n = \frac{1}{N+1} \sum_{k=0}^N \left(\frac{k}{N}\right)^n.$$

Notons A_k l'événement, la boule tirée lors du k -ième tirage est une boule blanche. La probabilité conditionnelle cherchée vaut

$$P(A_{n+1} | A_1 \cap \dots \cap A_n) = \frac{P(A_1 \cap \dots \cap A_{n+1})}{P(A_1 \cap \dots \cap A_n)} = \frac{\pi_{n+1}}{\pi_n}$$

b) Somme de Riemann, $\pi_n \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \int_0^1 t^n dt = \frac{1}{n+1}$. Conclusion. \square

Exercice 4 (ddl)

Une urne contient initialement b boules blanches et r boules rouges. On tire de celle-ci une boule, on note sa couleur et on la remet accompagnée de d boules de la même couleur. On répète l'expérience à l'envi. Déterminer la probabilité que la boule tirée soit blanche lors du n -ième tirage.

Solution. p_n la proba. $p_1 = \frac{b}{b+r}$, $p_2 = \frac{b}{b+r+d} \frac{r}{b+r} + \frac{b+d}{b+r+d} \frac{b}{b+r} = \frac{b}{b+r}$. Puis récurrence forte : La probabilité de tirer une boule blanche au $n+1$ -ième tirage sachant que k boules blanches ont déjà été tirées vaut $\frac{b+dk}{b+r+nd}$. Formule des probas totales :

$$p_n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \frac{b+dk}{b+r+nd} \left(\frac{b}{b+r}\right)^k \left(\frac{r}{b+r}\right)^{n-k}$$

Avec le classique $k \binom{n}{k} = n \binom{n-1}{k-1}$, on a

$$p_n = \frac{1}{b+r+nd} \left(\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} b \left(\frac{b}{b+r}\right)^k \left(\frac{r}{b+r}\right)^{n-k} + \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} \frac{bnd}{b+r} \left(\frac{b}{b+r}\right)^j \left(\frac{r}{b+r}\right)^{n-1-j} \right)$$

Puis la formule du binôme. \square

Exercice 5 (ddl)

Une succession d'individus A_1, \dots, A_n se transmet une information binaire du type « oui » ou « non ». Chaque individu A_k transmet l'information qu'il a reçu avec la probabilité p à l'individu A_{k+1} ou la transforme en son inverse avec la probabilité $1-p$. Chaque individu se comporte indépendamment des autres. Calculer la probabilité p_n pour que l'information reçue par A_n soit identique à celle émise par A_1 . On suppose $0 < p < 1$. Quelle est la limite de p_n quand n tend vers l'infini ?

Solution. p_n la proba. $p_1 = 1$, $p_2 = p$, $p_{n+1} = pp_n + (1-p)(1-p_n)$. \square

Exercice 6 (ddl)

Soit X une variable aléatoire réelle sur un espace probabilisé fini. Etablir

$$E(X)^2 \leq E(X^2)$$

Solution. Cauchy-Schwarz. \square

Exercice 7 (ddl)

Soit X une variable aléatoire binomiale de taille n et de paramètre $p \in]0, 1[$. Calculer l'espérance de la variable

$$Y = \frac{1}{X+1}$$

Solution. Avec le classique $k \binom{n}{k} = n \binom{n-1}{k-1}$. $E(Y) = \frac{1 - (1-p)^{n+1}}{p(n+1)}$. □

Exercice 8 (ddl)

Dans cet exercice, les variables aléatoires sont toutes supposées prendre leurs valeurs dans \mathbb{Z} .

On appelle fonction caractéristique d'une variable aléatoire X l'application $\varphi_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ définie par

$$\varphi_X(u) = E(e^{iuX})$$

a) Vérifier que φ_X est 2π -périodique et de classe \mathcal{C}^∞ .

Calculer $\varphi_X(0)$. Comment interpréter $\varphi'_X(0)$ et $\varphi''_X(0)$?

b) Calculer la fonction caractéristique d'une variable X suivant une loi de Bernoulli de paramètre p .

Même question avec une loi binomiale de paramètres n et p .

c) Soient X une variable aléatoire réelle et x_0 un entier. Vérifier

$$P(X = x_0) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \varphi_X(u) e^{-iux_0} du$$

En déduire

$$\varphi_X = \varphi_Y \Rightarrow X = Y$$

d) Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes. Vérifier

$$\varphi_{X+Y} = \varphi_X \varphi_Y$$

e) Exploiter ce résultat pour retrouver la fonction caractéristique d'une variable aléatoire suivant une loi binomiale.

Exercice 9

TODO : vieux exos ECE, marches aléatoires r. cerf.

Solution.

□