# MATHÉMATIQUES ÉPREUVE B

Durée: 3 heures 30 minutes

L'usage d'une calculatrice est autorisé pour cette épreuve. Si, au cours de l'épreuve, un candidat repère ce qui lui semble être une erreur d'énoncé, il le signale sur sa copie et poursuit sa composition en expliquant les raisons des initiatives qu'il a été amené à prendre.

Les parties I et II sont indépendantes, la partie III très largement indépendante des parties I et II.

#### Notations

Dans tout le problème,  $\mathbb{R}$  désigne l'ensemble des nombres réels. Pour tous entiers naturels n et  $k, n \geq k, \binom{n}{k}$  désigne le nombre de combinaisons de k éléments choisis parmi n. Par convention, on prend  $\binom{n}{0} = 1$ . Pour une variable aléatoire réelle X, E(X) et V(X) désignent respectivement l'espérance et la variance de X (lorsque celles-ci existent).

#### Préliminaires

Lorsqu'on dispose des résultats chiffrés d'une série d'expériences aléatoires, il est légitime de s'intéresser à la suite de ces résultats rangés dans l'ordre croissant. Cette suite ordonnée est appelée suite des statistiques d'ordre. L'objectif de ce problème est d'étudier par deux exemples la loi des statistiques d'ordre d'un échantillon de variables aléatoires indépendantes.

Dans tout ce problème, n désigne un entier naturel supérieur ou égal à 2 fixé.

#### I. Première partie

Au cours d'un scrutin, des enquêteurs organisent un sondage à la sortie des bureaux de vote. On considère que le scrutin débute à l'instant 0 et s'achève à l'instant 1. La liste électorale comprend n noms, numérotés de 1 à n. Il ne peut pas y avoir d'abstentions.

On modélise l'instant d'arrivée de l'électeur  $i, 1 \le i \le n$  par une variable aléatoire  $X_i$  de loi uniforme sur le segment [0,1]. Les variables  $X_i$  sont supposées mutuellement indépendantes.

On note  $(Y_1, Y_2, ..., Y_n)$  les n variables aléatoires ayant pour valeur les valeurs des variables  $(X_1, X_2, ..., X_n)$  ordonnées dans l'ordre croissant. Par exemple, pour n=4 si on obtient  $X_1=0,3$ ;  $X_2=0,1$ ;  $X_3=0,7$ ;  $X_4=0,2$ , on aura  $Y_1=0,1$ ;  $Y_2=0,2$ ;  $Y_3=0,3$ ;  $Y_4=0,7$ .

- I.1. On s'intéresse tout d'abord aux instants d'arrivée du premier et du dernier votant, respectivement  $Y_1 = \min\{X_1, ... X_n\}$  et  $Y_n = \max\{X_1, ... X_n\}$ .
- **I.1.a.** Montrer que pour tout x dans [0,1],  $P(Y_n \le x) = x^n$ .

1/4 T.S.V.P.

I.1.b. Donner la fonction de répartition  $F_n$  de  $Y_n$ . En déduire que  $Y_n$  est une variable aléatoire à densité. Montrer que la fonction  $f_n$  définie par :

$$f_n : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$$

$$x \mapsto \begin{cases} nx^{n-1} & \text{si } 0 < x < 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

est une densité de  $Y_n$ .

I.1.c. Montrer que pour tout x dans [0,1],  $P(Y_1 > x) = (1-x)^n$ .

I.1.d. Donner la fonction de répartition  $F_1$  de  $Y_1$ . En déduire que  $Y_1$  est une variable aléatoire à densité. Montrer que la fonction  $f_1$  définie par :

$$f_1 : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$$

$$x \mapsto \begin{cases} n(1-x)^{n-1} & \text{si } 0 < x < 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

est une densité de  $Y_1$ .

**I.2.a.** Montrer que  $Y_n$  et  $1-Y_1$  ont la même loi. En déduire des relations entre  $E(Y_1)$  et  $E(Y_n)$  d'une part,  $V(Y_1)$  et  $V(Y_n)$  d'autre part.

**I.2.b.** Montrer que  $E(Y_n) = \frac{n}{n+1}$ . En déduire  $E(Y_1)$ .

**I.2.c.** Montrer que  $V(Y_n) = \frac{n}{(n+1)^2(n+2)}$ . En déduire  $V(Y_1)$ .

I.3. Pour obtenir une estimation statistique des résultats du scrutin, on décide de s'intéresser au k premiers votes où k est un entier inférieur à n suffisamment grand. On cherche donc maintenant la loi et l'espérance de  $Y_k$ ,  $1 \le k \le n$ , instant d'arrivée du k-ième votant.

Pour un réel x fixé dans [0,1], on introduit pour tout entier naturel  $i,\ 1 \le i \le n$  la variable aléatoire  $U_i$  valant 1 si l'événement  $\{X_i \le x\}$  est réalisé, 0 sinon. On introduit également la variable aléatoire  $U = \sum_{i=1}^n U_i$ .

**I.3.a.** Donner la loi de U.

**I.3.b.** Pour un entier naturel k,  $1 \le k \le n$ , fixé, montrer que les événements  $\{Y_k \le x\}$  et  $\{U \ge k\}$  sont égaux. En déduire que  $P(Y_k \le x) = \sum_{j=k}^n \binom{n}{j} x^j (1-x)^{n-j}$ .

I.4. Dans la suite de cette partie, on notera  $F_k$  la fonction de répartition de  $Y_k$  et  $f_k$  sa densité continue sur  $\mathbb{R}$  pour tout entier naturel k,  $2 \le k \le n-1$  (on ne cherchera pas à calculer  $f_k$ ).

**I.4.a.** Pour tout x dans [0,1] et tout entier k,  $2 \le k \le n-1$  montrer que  $F_k(x) = 1 - F_{n-k+1}(1-x)$ . En déduire  $f_k(x) = f_{n-k+1}(1-x)$ , puis des relations entre  $E(Y_k)$  et  $E(Y_{n-k+1})$  d'une part,  $V(Y_k)$  et  $V(Y_{n-k+1})$  d'autre part.

**I.4.b.** Montrer que pour tout entier naturel  $k,\ 1 \le k \le n,\ E(Y_k) = \int_0^1 [1 - F_k(x)] dx$ . En déduire que  $E(Y_{k+1} - Y_k) = \binom{n}{k} \int_0^1 x^k (1-x)^{n-k} dx$ .

**I.4.c.** On introduit la suite  $I_k(n) = \binom{n}{k} \int_0^1 x^k (1-x)^{n-k} dx$  pour k entier naturel,  $0 \le k \le n$ . Montrer que pour tout k entier naturel,  $0 \le k \le n-1$ ,  $I_k(n) = I_{k+1}(n)$ . En déduire la valeur de  $I_k(n)$ 

pour tout entier naturel  $k, 0 \le k \le n$ .

**I.4.d.** En déduire que pour tout entier naturel k,  $1 \le k \le n$ ,  $E(Y_k) = \frac{k}{n+1}$ .

## II. Deuxième partie

Une machine possède n composants qui peuvent tomber en panne de façon indépendante. On suppose pour simplifier que tous les composants ont la même durée de vie moyenne. On modélise l'instant où le composant i tombe en panne par une variable aléatoire  $X_i$ ,  $1 \le i \le n$  de loi exponentielle de paramètre 1 sur  $[0, +\infty[$ . Comme dans la partie précédente, on notera  $(Y_1, Y_2, ..., Y_n)$  les n variables aléatoires de mêmes valeurs ordonnées dans l'ordre croissant.

On s'intéresse au cas où la machine ne peut plus fonctionner dès que l'un des composants est en panne (respectivement dès que tous les composants sont en panne). La durée de fonctionnement de la machine est dans ce cas la variable  $Y_1$  (respectivement  $Y_n$ ).

II.1.a. Montrer que pour tout x dans  $[0, +\infty[$ ,  $P(Y_n \le x) = (1 - e^{-x})^n$ .

II.1.b. Donner la fonction de répartition  $F_n$ . En déduire que  $Y_n$  est une variable aléatoire à densité et donner une densité  $f_n$  de  $Y_n$ .

II.1.c. Donner de même la fonction de répartition  $F_1$  de  $Y_1$ . En déduire que  $Y_1$  est une variable aléatoire à densité et donner une densité  $f_1$  de  $Y_1$ . En déduire que  $Y_1$  suit une loi exponentielle dont on précisera le paramètre, puis donner  $E(Y_1)$  et  $V(Y_1)$ .

II.2.a. Montrer que l'intégrale  $\int_0^{+\infty} x e^{-x} (1-e^{-x})^{n-1} dx$  converge. En déduire que  $E(Y_n)$  existe.

II.2.b. En utilisant la formule du binôme de Newton, montrer que :  $E(Y_n) = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(-1)^k \binom{n}{k+1}}{k+1}$ .

**II.2.c.** Montrer que pour tout couple d'entiers naturels (j,k) compris entre entre 1 et n-1, vérifiant  $j \le k-1$ , on a  $k \binom{k}{j} = j \binom{k}{j} + k \binom{k-1}{j}$ .

**II.2.d.** On introduit la suite u de terme général  $u_k = \sum_{j=0}^{k-1} \frac{(-1)^j \binom{k}{j+1}}{j+1}$  pour tout entier  $k \geq 1$ .

Montrer, en utilisant II.2.c., que  $u_k = u_{k-1} + \frac{1}{k}$  pour tout  $k \ge 2$ . En déduire que  $E(Y_n) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$ .

II.3.a. Soit  $(a_i)_{1 \le i \le n} \in \mathbb{R}^n$ . Montrer que  $\left(\sum_{i=1}^n a_i\right)^2 = 2\sum_{1 \le i \le j \le n} a_i a_j - \sum_{i=1}^n a_i^2$ .

II.3.b. On introduit la suite v de terme général  $v_k = \sum_{j=0}^{k-1} (-1)^j \frac{\binom{k}{j+1}}{(j+1)^2}$  pour tout entier  $k \ge 1$ . Montrer que  $\forall k \ge 2, \ v_k - v_{k-1} = \frac{1}{k}u_k$ .

3/4 T.S.V.P.

II.3.c. Montrer que  $E(Y_n^2) = 2v_n$  puis, en utilisant II.3.a, montrer que  $V(Y_n)$  existe et vaut  $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{k^2}$ 

### III. Troisième partie

On considère maintenant le cas général de n variables aléatoires réelles  $(X_1,...X_n)$  mutuellement indépendantes et de même loi de fonction de répartition F continue sur  $\mathbb{R}$ , et de classe  $C^2$  sur  $\mathbb{R}$  sauf peut-être en un nombre fini de points.

On notera f une densité de  $X_i$  sur  $\mathbb{R}$  telle que f(x) = F'(x) en tout point x de  $\mathbb{R}$  où F est dérivable. On suppose de plus que les intégrales  $\int_{\mathbb{R}} x f(x) dx$  et  $\int_{\mathbb{R}} x^2 f(x) dx$  sont convergentes.

Comme dans les parties précédentes, on appellera  $(Y_1,...,Y_n)$  la suite des  $X_i$  ordonnées de façon croissante. Dans toute cette partie, on notera  $F_k$  la fonction de répartition de  $Y_k$  pour tout entier naturel  $k, 1 \le k \le n$ .

III.1. On cherche dans un premier temps à déterminer la loi de  $Y_k$  pour tout  $k, 1 \le k \le n$ .

III.1.a. Montrer que 
$$P(Y_k \le x) = \sum_{j=k}^n \binom{n}{j} F(x)^j (1 - F(x))^{n-j}$$
.

III.1.b. En déduire la fonction de répartition  $F_k$  de  $Y_k$ , puis qu'une densité  $f_k$  de  $Y_k$  est donnée pour tout  $x \in \mathbb{R}$  par  $f_k(x) = n \binom{n-1}{k-1} f(x) F(x)^{k-1} (1 - F(x))^{n-k}$ .

III.2. On s'intéresse maintenant à la loi du couple  $(Y_n, Y_1)$ .

NOTATION 1 : On appelle fonction de répartition du couple de variable aléatoire (X, Y) l'application F définie pour tout couple (x, y) dans  $\mathbb{R}^2$  par  $F(x, y) = P([X \le x] \cap [Y \le y])$ .

**NOTATION 2** : On admettra que la densité de la fonction de répartition F du couple (X,Y), supposée  $C^1$  sur  $\mathbb{R}^2$ , s'obtient en dérivant successivement F par rapport aux deux variables.

III.2.a. Pour tout couple (x,y) dans  $\mathbb{R}^2$ , calculer  $P([Y_1 > y] \cap [Y_n \le x])$ . En déduire la fonction de répartition  $\Phi$  du couple  $(Y_n, Y_1)$ .

III.2.b. Montrer qu'une densité du couple  $(Y_n, Y_1)$  peut s'écrire

$$\phi : \mathbb{R}^2 \longrightarrow \mathbb{R}$$

$$(x,y) \mapsto \begin{cases} n(n-1)f(x)f(y)[F(x) - F(y)]^{n-2} & \text{si } x \geq y \\ 0 & \text{si } x < y \end{cases}$$

III.3. On se place désormais et jusqu'à la fin du problème dans le cas de variables  $(X_i)_{1 \le i \le n}$  uniformes sur [0, 1]. On pourra utiliser tous les résultats de la partie I.

III.3.a. Montrer que 
$$E[(Y_n - Y_1)^2] = \frac{n(n-1)}{(n+1)(n+2)}$$
.  
III.3.b. En déduire que  $E(Y_1Y_n) = \frac{1}{n(n+1)(n+2)}$ .

III.3.b. En déduire que  $E(Y_1Y_n) = \frac{1}{n+2}$ 

III.3.c. Calculer la covariance de Y<sub>1</sub> et Y<sub>n</sub> ainsi que leur coefficient de corrélation.

FIN