

# Banque d'Épreuves des Concours des Écoles d'Actuariat et Statistique

Session 2019

## Épreuve de mathématiques

Durée : 4h

Toutes les variables aléatoires qui interviennent dans ce problème sont discrètes et définies sur le même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ .

On note  $[x]$  la partie entière d'un réel  $x$ . On rappelle que l'indicatrice  $\mathbf{1}_A$  d'un événement  $A$  est la variable aléatoire qui, à chaque  $\omega \in \Omega$ , associe  $\mathbf{1}_A(\omega) = 1$  si  $\omega \in A$  et  $\mathbf{1}_A(\omega) = 0$  sinon.

On rappelle qu'une fonction réelle  $h$ , définie sur  $\mathbb{R}$ , est dite convexe si, pour tout couple  $(x, y) \in \mathbb{R}^2$  et tout réel  $\lambda \in [0, 1]$ , on a :  $h(\lambda x + (1 - \lambda)y) \leq \lambda h(x) + (1 - \lambda)h(y)$ . Le candidat se rappellera, ou admettra, que si une fonction  $h$  est définie sur  $\mathbb{R}$  et convexe alors, pour tout réel  $a$ , la fonction  $p_a : x \mapsto \frac{h(x) - h(a)}{x - a}$  est croissante sur  $\mathbb{R} \setminus \{a\}$ .

### Partie I - Préliminaires

On établit ici des résultats qui seront utilisées dans la suite du problème. Les questions sont indépendantes.

1. Soit  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires, indépendantes et suivant toutes la loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ . On pose, pour tout entier naturel, non nul  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ .

- (a) Quelle est, pour tout entier naturel  $n$  non nul, la loi de  $S_n$  ?  
 (b) Prouver, pour tout  $\varepsilon > 0$  et pour tout entier naturel  $n$  non nul, l'inégalité :

$$\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \lambda + \varepsilon\right) \leq \frac{\lambda}{n\varepsilon^2}.$$

2. Soit  $(x, \mu) \in \mathbb{R}^2$  avec  $0 < \mu < x$ .

On considère l'application  $\Psi$  qui, à chaque réel  $\theta \geq 0$ , associe

$$\Psi(\theta) = \exp\left(\mu(e^\theta - 1) - \theta x\right).$$

- (a) Montrer que la fonction  $\Psi$  a un minimum sur  $\mathbb{R}_+$  et déterminer sa valeur.  
 (b) Soit  $\lambda > 0$ ,  $\varepsilon > 0$  et  $n \in \mathbb{N}^*$ . On pose  $x = n(\lambda + \varepsilon)$  et  $\mu = n\lambda$ .  
 Justifier, dans ces conditions, l'existence d'un réel  $a > 0$  (fonction de  $\lambda$  et  $\varepsilon$  mais pas de  $n$ ) pour lequel  $\min_{\theta \geq 0} \Psi(\theta) = e^{-an}$ .

3. Soit  $g$  une fonction de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}$  telle que, pour tout  $(x, y) \in \mathbb{R}^2$ ,  $g\left(\frac{x+y}{2}\right) \leq \frac{g(x) + g(y)}{2}$ .

- (a) Prouver, pour tout couple  $(x, y) \in \mathbb{R}^2$ , pour tout entier naturel  $n$  et pour tout entier  $k \in \llbracket 0, 2^n \rrbracket$ , l'inégalité :

$$g\left(\frac{k}{2^n}x + \left(1 - \frac{k}{2^n}\right)y\right) \leq \frac{k}{2^n}g(x) + \left(1 - \frac{k}{2^n}\right)g(y).$$

On pourra raisonner par récurrence sur l'entier  $n$ , et observer que, si  $p$  est un entier, on a l'égalité :  $\frac{2p + (2p + 2)}{2} = 2p + 1$ .

- (b) On pose  $D = \bigcup_{n=0}^{+\infty} \left\{ \frac{k}{2^n}; k \in \llbracket 0, 2^n \rrbracket \right\}$  et on considère un réel  $\lambda$  de  $[0, 1]$ .

On note, pour tout entier naturel  $n$ ,  $d_n = \frac{\lfloor \lambda 2^n \rfloor}{2^n}$ .

Vérifier que la suite  $(d_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une suite d'éléments de  $D$ , **croissante** et convergente vers  $\lambda$ .

- (c) On suppose, de plus, que la fonction  $g$  est croissante. Montrer qu'elle est convexe.

4. Soit  $X$  une variable aléatoire discrète possédant une espérance.

- (a) Rappeler l'inégalité de Markov.

- (b) On suppose, de plus, la variable  $X$  à valeurs positives ou nulles. Établir, pour tout réel  $x > 0$ , l'inégalité

$$\mathbf{P}(X \geq x) \leq \inf_{\theta > 0} \frac{\mathbf{E}(e^{\theta X})}{e^{\theta x}}.$$

5. Soit  $X$  une variable aléatoire, **possédant une espérance** et telle que  $X(\Omega) = \{x_k; k \in \mathbb{N}^*\}$  où la suite  $(x_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  est à valeurs dans  $\mathbb{R}_+$ , strictement croissante et de limite  $+\infty$ . On pose  $x_0 = 0$ . On note, pour tout entier naturel  $n$ ,  $\alpha_n = \mathbf{E}(X \mathbf{1}_{[X \leq x_n]})$ .

- (a) Prouver la convergence de la suite  $(\alpha_n)_{n \in \mathbb{N}}$ .  
 (b) Soit  $\varepsilon > 0$ .

Justifier l'existence d'un entier naturel  $N$  tel que, pour tout entier  $n \geq N$ , on a :

$$\mathbf{E}(X) - \varepsilon \leq \alpha_n.$$

En déduire que la suite  $(\alpha_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge vers  $\mathbf{E}(X)$ .

- (c) Soit  $\beta$  la fonction qui, à chaque réel  $K \geq 0$  associe,  $\beta(K) = \mathbf{E}(X \mathbf{1}_{[X \leq K]})$ .  
 Prouver l'égalité  $\lim_{K \rightarrow +\infty} \beta(K) = \mathbf{E}(X)$ .

**On admet** que ce résultat est valable pour toute variable aléatoire discrète à valeurs positives ou nulles.

6. Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  concave et décroissante. Soit  $x \in \mathbb{R}$ .

- (a) Justifier l'existence d'une limite finie, négative ou nulle, à droite en  $x$ , pour la fonction  $u \mapsto \frac{f(u) - f(x)}{u - x}$ . On note  $\theta_0$  cette limite.  
 (b) Prouver, pour tout réel  $u$ , l'inégalité :  $f(u) \leq f(x) + \theta_0(u - x)$ .  
 (c) En déduire l'égalité

$$\inf_{\theta \geq 0} \sup_{u \in \mathbb{R}} (f(u) + \theta(u - x)) = f(x),$$

en ayant, pour tout réel  $\theta$ , posé  $\sup_{u \in \mathbb{R}} (f(u) + \theta(u - x)) = +\infty$  quand la fonction  $u \mapsto f(u) + \theta(u - x)$  n'est pas majorée.

7. Soit  $X$  une variable aléatoire telle que  $X(\Omega) = \{x_k; k \in \mathbb{N}^*\}$  où la suite  $(x_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  est à valeurs dans  $\mathbb{R}_+$ , strictement croissante et de limite  $+\infty$ . On pose  $x_0 = 0$ .

- (a) Vérifier que la fonction qui à chaque réel  $t$  associe  $\mathbf{P}(X > t)$  est continue par morceaux sur  $\mathbb{R}$ .  
 (b) Soit  $r$  un entier naturel.

Prouver l'égalité  $\int_0^{x_{r+1}} \mathbf{P}(X > t) dt = \sum_{k=0}^r (x_{k+1} - x_k) \mathbf{P}(X > x_k)$ , puis l'égalité

$$\int_0^{x_{r+1}} \mathbf{P}(X > t) dt = \sum_{k=1}^r x_k \mathbf{P}(X = x_k) + x_{r+1} \mathbf{P}(X > x_r).$$

- (c) Prouver que la variable aléatoire  $X$  a une espérance si et seulement si l'intégrale impropre  $\int_0^{+\infty} \mathbf{P}(X > t) dt$  converge et que, dans ce cas, on a l'égalité :

$$\mathbf{E}(X) = \int_0^{+\infty} \mathbf{P}(X > t) dt.$$

**On admet** que ce résultat s'étend à toute variable aléatoire discrète à valeurs positives ou nulles.

8. Soit  $(v_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  une suite d'éléments de  $\mathbb{R}_+$  vérifiant, pour tout  $(m, n) \in (\mathbb{N}^*)^2$ , l'inégalité :

$$v_{m+n} \leq v_m + v_n.$$

(a) Justifier l'existence du nombre  $\rho = \inf \left\{ \frac{v_n}{n} ; n \in \mathbb{N}^* \right\}$ .

(b) Soit  $\varepsilon > 0$  et  $N \in \mathbb{N}^*$  tel que  $\rho \leq \frac{v_N}{N} < \rho + \varepsilon$ .

Soit  $(k, r) \in \mathbb{N} \times \llbracket 0, N-1 \rrbracket$  et  $n = kN + r$ . Prouver l'inégalité  $\frac{v_n}{n} \leq \frac{v_N}{N} + \frac{v_r}{n}$  et en déduire, pour tout entier  $n$  assez grand, l'encadrement  $\rho \leq \frac{v_n}{n} \leq \rho + 2\varepsilon$ .

On en déduit ainsi que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{v_n}{n} = \rho$ .

**Dans toute la suite du problème**, on considère une suite  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  de variables aléatoires discrètes, à valeurs **positives ou nulles**, indépendantes et suivant toutes la loi de  $X_1$ . On pose, pour tout entier naturel  $n$  non nul,  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ .

On suppose, de plus, que, pour tout réel  $t$ ,  $\mathbf{P}(X_1 > t) > 0$ .

9. (a) Soit  $(m, n) \in (\mathbb{N}^*)^2$  et  $(u, v) \in \mathbb{R}^2$ . Établir l'inégalité :

$$\mathbf{P}(S_{m+n} \geq mu + nv) \geq \mathbf{P}(S_m \geq mu) \mathbf{P}(S_n \geq nv).$$

(b) Prouver, pour tout entier naturel  $n$  non nul et pour tout réel  $u$ , l'inégalité :

$$\mathbf{P}(S_n \geq nu) > 0.$$

(c) En déduire que, pour tout réel  $u$ ,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\ln \mathbf{P}(S_n \geq nu)}{n} = \sup_{n \in \mathbb{N}^*} \frac{\ln \mathbf{P}(S_n \geq nu)}{n}$ .

## Partie II - Le théorème de Cramer

### 1. Une inégalité

(a) Soit  $J$  une partie de  $\mathbb{R}$  telle que, pour tout élément  $x$  de  $J$ , l'intervalle  $]-\infty, x]$  est inclus dans  $J$ . Prouver que la partie  $J$  est un intervalle de  $\mathbb{R}$ .

(b) Vérifier que la fonction  $\varphi : \theta \mapsto \ln \mathbf{E}(e^{\theta X_1})$  est définie sur un intervalle  $I$  de  $\mathbb{R}$  contenant  $\mathbb{R}_-$ .

(c) Déterminer l'intervalle  $I$  et la valeur de  $\varphi(\theta)$  pour tout  $\theta \in I$ , dans les cas où  $X_1$  suit la loi géométrique de paramètre  $p \in ]0, 1[$  ou la loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ .

2. (a) Vérifier que la fonction  $H : u \mapsto \sup_{n \in \mathbb{N}^*} \frac{1}{n} \ln (\mathbf{P}(S_n \geq nu))$  est définie sur  $\mathbb{R}$ , et qu'elle est décroissante.

(b) Prouver, pour tout couple  $(u, v) \in \mathbb{R}^2$ , l'inégalité :  $H\left(\frac{u+v}{2}\right) \geq \frac{1}{2}(H(u) + H(v))$ .

On utilisera I - 9.

(c) Qu'en déduit-on pour la fonction  $H$ ?

3. Soit  $\theta \in I \cap \mathbb{R}_+$ .

(a) Justifier, pour tout entier naturel  $n$  non nul, l'égalité :  $\mathbf{E}(e^{\theta S_n}) = \left(\mathbf{E}(e^{\theta X_1})\right)^n$ .

(b) En déduire, pour tout réel  $u$  et pour tout entier naturel  $n$  non nul, l'inégalité :

$$\varphi(\theta) \geq \frac{1}{n} \ln \left( e^{n\theta u} \mathbf{P}(S_n \geq nu) \right).$$

(c) Conclure à l'inégalité :

$$\varphi(\theta) \geq \sup_{u \in \mathbb{R}} (\theta u + H(u)).$$

4. Le cas d'égalité si  $\theta = 0$

Établir l'égalité :  $\varphi(0) = \sup_{u \in \mathbb{R}} H(u)$ .

5. L'autre inégalité si  $\theta > 0$

On rappelle que les variables  $X_k$  sont discrètes, à valeurs positives ou nulles, indépendantes et suivent toutes la loi de  $X_1$ , et que, pour tout réel  $t$ ,  $\mathbf{P}(X_1 > t) > 0$ .

Soit  $K > 0$ ,  $\theta > 0$  et  $n \in \mathbb{N}^*$ .

(a) i. Prouver l'inégalité :

$$\ln \left( \mathbf{E}(e^{\theta X_1} \mathbf{1}_{[X_1 \leq K]}) \right) = \frac{1}{n} \ln \left( \mathbf{E}(e^{\theta S_n} \prod_{i=1}^n \mathbf{1}_{[X_i \leq K]}) \right).$$

ii. En déduire l'inégalité :

$$\ln \left( \mathbf{E}(e^{\theta X_1} \mathbf{1}_{[X_1 \leq K]}) \right) \leq \frac{1}{n} \ln \left( \mathbf{E}(e^{\theta S_n} \mathbf{1}_{[S_n \leq nK]}) \right).$$

(b) Justifier l'existence d'une espérance pour la variable  $e^{\theta S_n} \mathbf{1}_{[S_n \leq nK]}$  et établir l'inégalité :

$$\mathbf{E}(e^{\theta S_n} \mathbf{1}_{[S_n \leq nK]}) \leq \int_0^{\exp(n\theta K)} \mathbf{P}(e^{\theta S_n} > t) dt.$$

(c) En déduire l'inégalité  $\mathbf{E}(e^{\theta S_n} \mathbf{1}_{[S_n \leq nK]}) \leq 1 + n\theta \int_0^K \mathbf{P}(S_n > nu) e^{n\theta u} du$ , puis l'inégalité :

$$\ln \left( \mathbf{E}(e^{\theta X_1} \mathbf{1}_{[X_1 \leq K]}) \right) \leq \frac{1}{n} \ln \left( 1 + n\theta K \exp(nM(\theta)) \right),$$

où l'on a posé  $M(\theta) = \sup_{u \in \mathbb{R}} (\theta u + H(u))$ .

6. Prouver, pour tout réel  $K$  assez grand et pour tout entier naturel  $n$  non nul, l'inégalité :

$$\ln \left( \mathbf{E}(e^{\theta X_1} \mathbf{1}_{[X_1 \leq K]}) \right) \leq \frac{\ln(2n\theta K)}{n} + M(\theta).$$

7. En déduire l'inégalité :  $\varphi(\theta) \leq M(\theta)$ .

Il y a donc égalité via 3 - (c).

8. Conclure, pour tout réel  $x$ , à l'égalité :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \ln \mathbf{P}(S_n \geq nx) = \inf_{\theta \geq 0} (\ln \mathbf{E}(e^{\theta X_1}) - \theta x).$$

9. Soit  $\lambda > 0$  et  $\varepsilon > 0$ .

(a) Justifier l'existence d'un réel  $a > 0$  pour lequel, pour tout entier naturel  $n$  assez grand, on a :

$$\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \lambda + \varepsilon\right) \leq e^{-an}.$$

(b) Retrouver ce résultat, en utilisant les résultats des questions I-2 et I-4, dans le cas particulier où  $X_1$  suit la loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ .