

**Partie I – étude d'une fonction de deux variables**

On note  $U$  l'ouvert  $]0, 1[^2$  de  $\mathbb{R}^2$  et on définit sur  $U$  une fonction  $K$  par la formule

$$K(x, y) = x \ln \left( \frac{x}{y} \right) + (1 - x) \ln \left( \frac{1 - x}{1 - y} \right).$$

On note  $\mathcal{E} = (e_1, e_2)$  la base canonique de  $\mathbb{R}^2$ . Quand c'est pertinent, on identifie chaque élément de  $\mathbb{R}^2$  avec la matrice de  $\mathcal{M}_{2,1}(\mathbb{R})$  qui lui est canoniquement associée.

**Question 1.** Justifier rapidement que  $U$  est un ouvert de  $\mathbb{R}^2$ .

**Question 2.** Vérifier que  $U$  est une partie convexe de  $\mathbb{R}^2$ .

**Question 3.** Justifier rapidement que  $K$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $U$ .

**Question 4.** Exprimer la dérivée partielle  $\frac{\partial K}{\partial y}$  sur  $U$ .

**Question 5.** Étudier le signe de cette dérivée partielle et en déduire que la fonction  $K$  admet sur  $U$  un minimum global, égal à 0.

**Question 6.** La fonction  $K$  est-elle majorée sur  $U$  ?

**Question 7.** Pour tout  $(x, y) \in U$ , calculer la matrice hessienne de  $K$  au point  $(x, y)$ , notée  $H_K(x, y)$ .

**Question 8.** Pour tout  $(x, y) \in U$ , vérifier l'inégalité  $e_1^T H_K(x, y) e_1 \geq 4$ .

**Question 9.** Soit  $(x, y) \in U$ . On considère l'élément  $z = (y, y)$  de  $U$  et le vecteur  $w = (x - y, 0)$  de  $\mathbb{R}^2$ . Justifier l'égalité

$$K(x, y) = \int_0^1 (1 - t) w^T H_K(z + tw) w dt.$$

Pour cela, on pourra calculer la dérivée seconde de  $t \mapsto K(z + tw)$ .

**Question 10.** En déduire l'inégalité  $K(x, y) \geq 2(x - y)^2$ .

**Partie II – divergence de Kullback**

Dans cette partie, on considère  $Q$  et  $Q^*$ , deux probabilités sur un espace probabilisable  $(\Omega, \mathcal{A})$ . On considère une variable aléatoire  $X$  sur cet espace probabilisable et on suppose que

$$\forall x \in X(\Omega), \quad Q(X = x)Q^*(X = x) > 0.$$

On suppose que les lois de  $X$  relativement aux probabilités  $Q$  et  $Q^*$  sont distinctes. On note alors

$$d(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} Q^*(X = x) \ln \left( \frac{Q^*(X = x)}{Q(X = x)} \right)$$

sous réserve que cette somme existe au sens des familles sommables.

**Partie II.A – un exemple**

Dans cette sous-partie uniquement, on fixe  $\lambda > 0$  et  $\lambda^* > 0$  distincts et on suppose que  $X$  suit la loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$  pour la probabilité  $Q$ , la loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda^*)$  pour la probabilité  $Q^*$ .

**Question 11.** Justifier l'existence de  $d(X)$  et vérifier l'égalité

$$d(X) = -\lambda^* \ln \left( \frac{\lambda}{\lambda^*} \right) + \lambda - \lambda^*.$$

**Question 12.** Préciser le signe de  $d(X)$ .

**Question 13.** Montrer que  $d(X)$  est négligeable devant  $\lambda - \lambda^*$  quand  $\lambda$  tend vers  $\lambda^*$ .

**Partie II.B – une inégalité de convexité**

Dans cette partie, on considère une fonction  $\psi$  de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $]0, +\infty[$  convexe, à valeurs réelles strictement positives.

On considère une variable aléatoire réelle discrète  $U$  sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  à valeurs strictement positives.

On suppose que  $U$  et  $\psi(U)$  sont d'espérance finie.

**Question 14.** Justifier que  $\mathbb{E}(U) > 0$ .

**Question 15.** Pour tout  $x > 0$ , justifier l'inégalité

$$\psi(x) \geq \psi(\mathbb{E}(U)) + \psi'(\mathbb{E}(U))(x - \mathbb{E}(U)).$$

**Question 16.** En déduire l'inégalité de Jensen

$$\psi(\mathbb{E}(U)) \leq \mathbb{E}(\psi(U)).$$

**Question 17.** En déduire qu'en cas d'existence, le nombre  $d(X)$  est positif.

**Partie II.C – une minoration générale**

Dans cette partie, on suppose que  $d(X)$  existe.

On considère une fonction  $g : X(\Omega) \rightarrow \mathbb{R}$  et on pose  $Y = g(X)$ .

On rappelle que pour tout  $y \in Y(\Omega)$ , la notation  $g^{-1}(y)$  désigne l'ensemble

$$\{x \in X(\Omega) ; g(x) = y\}.$$

**Question 18.** Montrer l'inégalité

$$d(X) = d(Y) + \sum_{y \in Y(\Omega)} \left( \mathbb{Q}^*(Y = y) \sum_{x \in g^{-1}(y)} \mathbb{Q}_{(Y=y)}^*(X = x) \ln \left( \frac{\mathbb{Q}_{(Y=y)}^*(X = x)}{\mathbb{Q}_{(Y=y)}(X = x)} \right) \right).$$

**Question 19.** En déduire l'inégalité  $d(X) \geq d(Y)$ .

On introduit maintenant l'ensemble

$$B = \{x \in X(\Omega) ; \mathbb{Q}(X = x) \leq \mathbb{Q}^*(X = x)\}.$$

**Question 20.** Montrer que  $\mathbb{Q}^*(X \in B)$  et  $\mathbb{Q}(X \in B)$  appartiennent à  $]0, 1[$ .

**Question 21.** Justifier l'égalité

$$\sum_{x \in X(\Omega)} |\mathbb{Q}(X = x) - \mathbb{Q}^*(X = x)| = 2(\mathbb{Q}^*(X \in B) - \mathbb{Q}(X \in B)).$$

**Question 22.** Dans cette question, on suppose que  $g$  est la fonction indicatrice de  $B$ , si bien que  $Y$  est la variable de Bernoulli indicatrice de l'événement  $(X \in B)$ .

Montrer alors l'égalité

$$d(Y) = K(\mathbb{Q}^*(X \in B), \mathbb{Q}(X \in B)),$$

où  $K$  est la fonction étudiée dans la partie I.

**Question 23.** Démontrer finalement l'inégalité

$$d(X) \geq \frac{1}{2} \left( \sum_{x \in X(\Omega)} |\mathbb{Q}(X = x) - \mathbb{Q}^*(X = x)| \right)^2.$$