

\*\*\*\*\*  
 EXAMEN – MODULE STATISTIQUE NON PARAMÉTRIQUE  
 \*\*\*\*\*

**Exercice 1 (10 points) :** Soit  $X$  une variable aléatoire de densité inconnue  $f$ . Supposons que nous avons  $n$  observations  $X_1, X_2, \dots, X_n$  provenant de  $X$ . Soit  $K : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction (un noyau),  $h > 0$  (une fenêtre), l'estimateur à noyau de la densité  $f$  est

$$f_n(x) = \frac{1}{nh} \sum_{j=1}^n K\left(\frac{x - X_j}{h}\right).$$

Considérons le problème d'estimation de la première dérivée de la densité :

$$f'(x) = f^{(1)}(x) = \frac{d}{dx} f(x).$$

Un estimateur naturel est donné en fonction de la dérivée de l'estimateur à noyau de  $f$

$$f_n^{(1)}(x) = \frac{d}{dx} f_n(x) = \frac{d}{dx} \frac{1}{nh} \sum_{j=1}^n K\left(\frac{X_j - x}{h}\right) = \frac{1}{nh^2} \sum_{j=1}^n K^{(1)}\left(\frac{X_j - x}{h}\right),$$

avec  $K^{(1)}(t) = \frac{d}{dx} K(t) = K'(t)$ .

De plus, la fonction noyau  $K$  est supposé (densité, bornée, symétrique, de moment d'ordre 4 fini) et que  $K^{(1)}(t)$  existe et différent de 0, avec

$$\int t^2 K(t) dt < \infty, \quad \int t^2 |K(t)| dt < \infty \quad \text{et} \quad \int K^{(1)}(t)^2 dt < \infty.$$

Nous supposons de plus, que  $f$  est 4 fois continûment différentiable. Alors,

$$\begin{aligned} i) \quad E f_n^{(1)}(x) &= f^{(1)}(x) + \frac{h^2}{2} f^{(3)}(x) \mu_2(K) + o(h^2). \\ ii) \quad Var(f_n^{(1)}(x)) &= \frac{1}{nh^3} f(x) R(K^{(1)}) + O\left(\frac{1}{n}\right), \end{aligned}$$

avec  $\mu_2(K) := \int t^2 K(t) dt$  et  $R(g) := \int g^2(t) dt$ .

- 1) Quelles sont les conditions que doit vérifier la fenêtre  $h$ , pour que  $f_n^{(1)}$  converge vers  $f^{(1)}$ .
- 2) Donner l'expression de l'erreur quadratique moyenne asymptotique ( $AMSE$ ) de cet estimateur  $f_n^{(1)}$ . En déduire l' $AMISE$ .
- 3) Donner l'expression de la fenêtre optimale locale, notée  $h_{opt}$ .
- 4) Donner l'expression de la fenêtre optimale globale, notée  $h_{opt}^*$ .
- 5) Quelle est la vitesse de convergence de  $f_n^{(1)}$ . Comparer la avec celle de  $f_n$  qui vaut  $O(n^{-4/5})$ .

**Exercice 2 (10 points) :**

On souhaite tester l'homogénéité et l'association entre deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$ , dont on dispose de l'échantillon:

$X$  : 45 33 38 30 32 47 54 60 82 79

$Y$  : 34 39 29 44 37 62 55 74 101 87 65

Nous utilisons tout d'abord l'approche consistant à situer les valeurs avec la médiane empirique, calculée sur la globalité de l'échantillon.

- 1) Montrer qu'il faut utiliser un test non paramétrique.
- 2) Rappeler la statistique  $M_{n,m}$  de la médiane et l'expression de  $E(M_{n,m})$  et  $Var(M_{n,m})$ .
- 3) Appliquer le test de la médiane et conclure ( $z_{0.975} = 1.96$ ).

Nous souhaitons maintenant, étudié l'association entre  $X$  et  $Y$ . Pour cela nous regroupons les données en 2 sous populations ( $A$ : données  $\leq$  médiane) et ( $B$ : données  $>$  médiane). Nous formons alors le tableau de contingence suivant:

	$X$	$Y$
$A$	$a$	$b$
$B$	$c$	$d$

- 4) Donner les valeurs de  $a, b, c$  et  $d$ , puis calculer le coefficient  $\phi$  de Pearson et conclure.

**Exercice 1 (10 points) :** On a,

$$\begin{aligned} i) \quad E f_n^{(1)}(x) &= f^{(1)}(x) + \frac{h^2}{2} f^{(3)}(x) \mu_2(K) + o(h^2). \\ ii) \quad Var(f_n^{(1)}(x)) &= \frac{1}{nh^3} f(x) R(K^{(1)}) + O\left(\frac{1}{n}\right), \end{aligned}$$

avec  $\mu_2(K) := \int t^2 K(t) dt$  et  $R(g) := \int g^2(t) dt$ .

1) Pour que  $f_n^{(1)}$  converge vers  $f^{(1)}$ , il faut que

$$Biais\left(f_n^{(1)}(x)\right) \rightarrow 0 \text{ et } Var(f_n(x)) \rightarrow 0 \text{ quand } n \rightarrow \infty \quad (1\text{pt})$$

Donc, la fenêtre  $h$  doit vérifier la condition

$$h \rightarrow 0, \quad nh^3 \rightarrow \infty \text{ quand } n \rightarrow \infty. \quad (1\text{pt})$$

2) Expression de l'AMSE :

$$\begin{aligned} AMSE\left(f_n^{(1)}(x)\right) &= ABiais^2\left(f_n^{(1)}(x)\right) + AVar(f_n^{(1)}(x)) \\ &= \frac{h^4}{4} f^{(3)}(x)^2 \mu_2^2(K) + \frac{1}{nh^3} f(x) R(K^{(1)}). \end{aligned} \quad (1\text{pt})$$

En déduire l'AMISE :

$$\begin{aligned} AMISE\left(f_n^{(1)}(x)\right) &= \int AMSE\left(f_n^{(1)}(x)\right) dx \\ &= \frac{h^4}{4} \mu_2^2(K) R(f^{(3)}) + \frac{1}{nh^3} R(K^{(1)}). \end{aligned} \quad (1\text{pt})$$

3) Expression de la fenêtre optimale locale, notée  $h_{opt}$  :

$$h_{opt} = Arg \min_h AMSE\left(f_n^{(1)}(x)\right), \quad (0.5 \text{ pt})$$

c'est la solution de l'équation  $\frac{d}{dh} AMSE\left(f_n^{(1)}(x)\right) = 0$ ,

$$\begin{aligned} h^3 f^{(3)}(x)^2 \mu_2^2(K) - \frac{3}{nh^4} f(x) R(K^{(1)}) &= 0 \Rightarrow h^7 f^{(3)}(x)^2 \mu_2^2(K) = \frac{3}{n} f(x) R(K^{(1)}) \\ \Rightarrow h^7 &= \frac{3 f(x) R(K^{(1)})}{f^{(3)}(x)^2 \mu_2^2(K)} n^{-1} \\ \Rightarrow h_{opt} &= \left( \frac{3 f(x) R(K^{(1)})}{f^{(3)}(x)^2 \mu_2^2(K)} \right)^{1/7} n^{-1/7}. \end{aligned} \quad (1.5 \text{ pt})$$

4) Expression de la fenêtre optimale globale, notée  $h_{opt}^*$ . De même,

$$h_{opt}^* = Arg \min_h AMISE\left(f_n^{(1)}(x)\right) = \left( \frac{3 R(K^{(1)})}{R(f^{(3)}) \mu_2^2(K)} \right)^{1/7} n^{-1/7}. \quad (1.5 \text{ pt})$$

5) Vitesse de convergence de  $f_n^{(1)}$  : Injectons  $h_{opt}^*$  dans la  $AMISE\left(f_n^{(1)}(x)\right)$ ,

$$\begin{aligned} AMISE\left(f_n^{(1)}(x)\right) &\leq AMISE\left(f_n^{(1)}(x), h_{opt}^*\right) = \frac{h_{opt}^{*4}}{4} \mu_2^2(K) R(f^{(3)}) + \frac{1}{nh_{opt}^{*3}} R(K^{(1)}) \\ &= \left(\frac{3R(K^{(1)})}{R(f^{(3)})\mu_2^2(K)}\right)^{4/7} n^{-4/7} \mu_2^2(K) R(f^{(3)}) + n^{-1} R(K^{(1)}) \left(\frac{3R(K^{(1)})}{R(f^{(3)})\mu_2^2(K)}\right)^{-3/7} n^{3/7} \\ &= \left\{3R(K^{(1)})^4 R(f^{(3)})^3 \mu_2^2(K)^3\right\}^{1/7} n^{-4/7} \\ &= O\left(n^{-4/7}\right). \end{aligned} \quad (1.5 \text{ pt})$$

Comme celle de  $f_n$  vaut  $O\left(n^{-4/5}\right) < O\left(n^{-4/7}\right)$ . Alors,  $f_n$  converge plus rapidement que  $f_n^{(1)}$ . (1 pt)

## Exercice 2 (10 points) :

I) Test de la médiane:

1) Il faut utiliser un test non paramétrique car la distribution des données est inconnue. (1 pt)

2) La statistique  $M_{n,m}$  de la médiane est:

$$M_{n,m} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n 1_{(R(X_j) > \frac{N+1}{2})}. \quad (1 \text{ pt})$$

telle que  $R(X_j)$  est le rang de la  $j^{\text{ème}}$  observation de  $X$ . De plus, sous  $H_0$  et pour  $N = 21 = 2k + 1$  (*impair*):

$$E(M_{n,m}) = \frac{N-1}{2N} = \frac{20}{42} = 0.476, \quad Var(M_{n,m}) = \frac{n(N+1)}{2mN^2} = \frac{10(22)}{2(11)(21)^2} = 0.023. \quad (2 \text{ pts})$$

3) Application du test de la médiane: calcul des rangs :

$$\begin{aligned} (X, Y)_{(i)} &= 29, \mathbf{30}, \mathbf{32}, \mathbf{33}, 34, 37, \mathbf{38}, 39, 44, \mathbf{45}, \quad \mathbf{47}, \quad \mathbf{54}, 55, \mathbf{60}, 62, 65, 74, \mathbf{79}, \mathbf{82}, 87, 101 \\ R(X) &= 2, 3, 4, 7, 10, 11, 12, 14, 18, 19 \end{aligned} \quad (1 \text{ pt})$$

Alors,

$$M_{n,m} = \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} 1_{(R(X_j) > 11)} = \frac{4}{10} = 0.4 \quad (1 \text{ pt})$$

et

$$\frac{M_{n,m} - E(M_{n,m})}{\sqrt{Var(M_{n,m})}} = \frac{0.4 - 0.476}{\sqrt{0.023}} = 0.5 < z_{0.975} = 1.96$$

Donc  $H_0$  est acceptée (les variables sont homogènes). (1 pt)

II) Association entre  $X$  et  $Y$  :

1) Tableau de contingence ( $A$ : données  $\leq Med = 47$ ) et ( $B$ : données  $> Med = 47$ ):

	$X$	$Y$
$A$	$a = 6$	$b = 5$
$B$	$c = 4$	$d = 6$

(2 pts)

Le coefficient de  $\phi$  de Pearson est

$$\phi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(b+d)(c+d)(a+c)}} = \frac{6(6) - 5(4)}{\sqrt{11(11)(10)(10)}} = 0.145. \quad (0.5 \text{ pt})$$

Ce qui implique l'absence de liaison (association) entre les deux groupes  $A$  et  $B$ . (0.5 pt)