

CONCOURS D'ACCÈS À L'ÉCOLE DOCTORALE
MODÈLES STOCHASTIQUES, STATISTIQUE ET APPLICATIONS
1^{ère} EPREUVE: STATISTIQUE PARA.-NONPARA.
SUJET 1

Exercice 1. Soient $f \in L^1$ (une fonction intégrable) et K un noyau borné, intégrable et vérifiant $\int_{\mathbb{R}} K(x)dx = 1$ et $|xK(x)| \rightarrow 0$ quand $x \rightarrow \infty$. Montrer que f est continue en tout point de x et

$$\lim_{h_n \rightarrow 0} (f * K_{h_n})(x) = f(x)$$

où $K_h(\cdot) = \frac{1}{h}K\left(\frac{\cdot}{h}\right)$ et $f * g(x) = \int g(x-y)f(y)dy$.

Exercice 2. (1) Soient deux populations gaussiennes P_1 et P_2 . On suppose que $m_1 = m_2 = m$ et $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$. On extrait de chaque population un échantillon de taille n_1 et n_2 respectivement. Montrer que

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1'^2(n_2-1)S_2'^2}{n_1+n_2-2} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}}$$

suit une loi de Student à $n_1 + n_2 - 2$ degrés de liberté.

(2) Soit P une population réparti suivant une loi normale $\mathcal{N}(m, \sigma)$. Deux échantillons de tailles respectives $n_1 = 12$ et $n_2 = 18$ ont pour moyennes $\bar{x}_1 = 22.23$ et $\bar{x}_2 = 21.98$ et écart-type $S_1' = 0.18$ et $S_2' = 0.23$ respectivement. Peut-on conclure que ces deux échantillons proviennent d'une même population pour un seuil de signification de 5%.

Comme K est d'intégrale qui vaut 1, on a:

Exercice 3. Soit X_1, X_2, \dots, X_n un n -échantillon de X de fonction de répartition F et de densité f et soit $x \in \mathbb{R}$ tel que $F(x) < 1$. Admettant que la fonction de hasard $\lambda(x) = \frac{f(x)}{1-F(x)}$ est un paramètre fonctionnel.

- (1) Dédurre un estimateur $\lambda_n(x)$ pour $\lambda(x)$ par la méthode du noyau.
- (2) Montrer que

$$\lambda_n(x) - \lambda(x) = \frac{f_n(x) - f(x)}{1 - f_n(x)} + (F_n(x) - F(x)) \frac{\lambda(x)}{1 - F_n(x)}$$

- (3) En utilisant la convergence presque complète de $F_n(x)$ vers $F(x)$ montrer qu'il existe $\delta > 0$ tel que:

$$\sum_n \mathbb{P}[(1 - F_n(x)) < \delta] < \infty$$

- (4) Etudier la convergence presque complète de l'estimateur $\lambda_n(x)$.

$$\begin{aligned} (f * K_{h_n})(x) - f(x) &= \int f(x-y)K_{h_n}(y)dy - f(x) \int K_{h_n}(y)dy \\ &= \int (f(x-y) - f(x)) K_{h_n}(y)dy \\ &= \int_{|y| \leq \delta} (f(x-y) - f(x)) K_{h_n}(y)dy \\ &\quad - \int_{|y| > \delta} (f(x-y) - f(x)) K_{h_n}(y)dy \end{aligned}$$

Ainsi, pour tout $\delta > 0$:

$$\begin{aligned} |(f * K_{h_n})(x) - f(x)| &\leq \sup_{|y| \leq \delta} |f(x-y) - f(x)| \int_{|y| \leq \delta} K_{h_n}(y)dy + \\ &\quad \int_{|y| > \delta} (f(x-y) - f(x)) K_{h_n}(y)dy \\ &\leq \sup_{|y| \leq \delta} |f(x-y) - f(x)| \int_{|t| \leq \delta|h_n|^{-1}} K(t)dt + \\ &\quad \int_{|y| > \delta} \frac{|f(x-y)|}{|y|} \left| \frac{y}{h_n} \right| K\left(\frac{y}{h_n}\right) dy + |f(x)| \int_{|t| > \delta|h_n|^{-1}} K(t)dt \end{aligned}$$

On obtient donc pour h_n fixé et $\delta \rightarrow 0$ le premier terme du membre droite de cette inégalité tend

vers 0. À cause de la continuité de f , le second terme est majoré par $\delta^{-1} \int_{\mathbb{R}} |f| \sup_{|t| > \delta|h_n|^{-1}} |t| |K(t)| dt$

qui tend vers 0 quand $h_n \rightarrow 0$ et le troisième terme $|f(x)| \int_{|t| > \delta|h_n|^{-1}} K(t)dt \rightarrow 0$ quand $h_n \rightarrow 0$.

Ainsi on vérifie que si f est continue en x

$$|(f * K_{h_n})(x) - f(x)| \xrightarrow{h_n \rightarrow 0} 0 \implies \lim_{h_n \rightarrow 0} (f * K_{h_n})(x) = f(x)$$