

Contrôle Continu "Statistiques des Processus".

Aucun document n'est autorisé.

Durée : 1h30mn.

05 Décembre 2021.

Exercice 1.

Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires i.i.d et centrées. Posons $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$.
Supposons que $\forall n \geq 1, \exists c_n > 0 / |X_n| \leq c_n$ et

$$\exists \alpha, \beta > 0 / \forall n \geq 1, \sum_{i=1}^n c_i^2 \leq n^{2\alpha-\beta}.$$

- Montrer, à l'aide de l'inégalité de Hoeffding, que $\frac{|S_n|}{n^\alpha} \rightarrow 0$ p.s.
- Indication : $\ln(n) = o(n^\beta)$

Exercice 2.

Soient $f \in \sum_d(\beta, L)$ et $X = (X_1, \dots, X_n)$ un échantillon de v.a. de densité f . Pour tout $s < \lfloor \beta \rfloor$, on définit l'estimateur de $f^{(s)}$, la dérivée d'ordre s de f par :

$$\hat{f}_{n,s}(x) = \frac{1}{nh^{s+1}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - x}{h}\right), x \in \mathbb{R} \text{ et } h > 0$$

où K est une fonction telle que pour tout $j \in \{0, \dots, \lfloor \beta \rfloor\} \setminus \{s\}$

$$\int u^j K(u) du = 0, \quad \int u^s K(u) du = s!, \quad \int |u^\beta| |K(u)| du < \infty$$
$$\|f\|_\infty < \infty \quad \text{et} \quad \|K\|_2 < \infty$$

1. Montrer que pour tout $x \in \mathbb{R}$, il existe deux constantes C_B et C_V telles que pour tout $h > 0$, on a :

$$|Biais(\hat{f}_{n,s}(x))| \leq C_B h^{\beta-s},$$
$$Var(\hat{f}_{n,s}(x)) \leq \frac{C_V}{nh^{2s+1}}.$$

2. Montrer que $MSE_{\hat{f}_{n,s}}(h, x) = (Biais \hat{f}_{n,s}(x))^2 + Var(\hat{f}_{n,s}(x))$, puis déduire par deux méthodes différentes que $MSE_{\hat{f}_{n,s}}(h, x) = O\left(n^{-\frac{2(\beta-s)}{2\beta+1}}\right)$. Interpréter le résultat.

Bonne courage.

Contrôle Continu "Statistique des Processus"

Exercice n°1:

$(X_n)_{n \geq 1}$ v.a. i.i.d centrées. $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$

$\forall n \geq 1, \exists c_n > 0 / |X_n| \leq c_n$

$\exists \alpha, \beta > 0 / \forall n \geq 1, \sum_{i=1}^n c_i^2 \leq n^{2\alpha-\beta}$

D'après l'inégalité de Hoeffding: $\forall n > 0: P(|S_n| > n) \leq 2 \exp\left(-\frac{n^2}{2 \sum_{i=1}^n c_i^2}\right)$

Suit $\varepsilon > 0$, pour $n = \varepsilon n^\beta$, on a:

$$P\left(\frac{|S_n|}{n^\alpha} > \varepsilon\right) \leq 2 \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 n^{2\alpha}}{2 \sum_{i=1}^n c_i^2}\right) \leq 2 \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 n^\beta}{2}\right).$$

Donc $n = o(n^\beta)$ donc: $\forall \varepsilon > 0, \exists n_0 \in \mathbb{N} / \forall n \geq n_0, |S_n|/n^\alpha \leq \varepsilon$.
Pour n ε bien choisit, on aura:

$$\exp\left(-\frac{\varepsilon^2 n^\beta}{2}\right) \leq \frac{1}{n^2}.$$

et comme $\sum_{n=1}^{\infty} \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 n^\beta}{2}\right)$ est à terme positifs, d'après la règle de Riemann, $\sum_{n=1}^{\infty} \exp\left(-\frac{\varepsilon^2 n^\beta}{2}\right) < \infty$

En utilisant le lemme de Borel-Cantelli:

$$P\left(\left\{\frac{|S_n|}{n^\alpha} > \varepsilon \text{ i.o.}\right\}\right) = 0 \text{ i.e. } \frac{|S_n|}{n^\alpha} \xrightarrow{\text{p.s.}} 0 \text{ u.q.f.v.}$$

Exercice n°2:

1) $f \in \Sigma_d(B, L)$ c.à.d f est une densité et pour $B, L > 0$,

f est $L(B)$ -fois dérivable sur \mathbb{R} , $\forall x, y \in \mathbb{R}$:

$$\left| f^{(L(B))}(y) - f^{(L(B))}(x) \right| \leq L |x - y|^{B-L(B)}$$

Partie Biais:

$$\begin{aligned} |B(\hat{f}_{n,h}^{(n)}(x))| &= |E(\hat{f}_{n,h}^{(n)}(x)) - f^{(n)}(x)| \\ &= \left| E\left(\frac{1}{n^{h+1}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - x}{h}\right)\right) - f^{(n)}(x) \right| \\ &= \left| \frac{1}{n^{h+1}} \int_{\mathbb{R}} K\left(\frac{u-x}{h}\right) f(u) du - f^{(n)}(x) \right| \end{aligned}$$

$$\left\langle v = \frac{u-x}{h}, du = h dv \right\rangle = \left| \frac{1}{h^{h+1}} \int_{\mathbb{R}} K(v) f(x+hv) dv - f^{(n)}(x) \right|$$

Formule de Taylor Lagrange: $\exists \xi \in]x, x+hv[/$

$$f(x+hv) = \sum_{k=0}^{L(B)-1} \frac{(hv)^k}{k!} f^{(k)}(x) + \frac{(hv)^{L(B)}}{L(B)!} f^{(L(B))}(\xi)$$

En utilisant: $\int u^j k(u) du = 0, \forall j \in \{0, \dots, L\} \setminus \{s\}; s \leq L-1$

$\int u^s k(u) du = s!$, on obtient

$$|B(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x))| = |f^{(s)}(x) + \frac{h^{L-s}}{L!} \int_{\mathbb{R}} k(v) v^{L-s} f^{(L)}(x+vhv) dv - \frac{f^{(s)}(x)}{L!}|$$

Comme $\int_{\mathbb{R}} k(v) v^{L-s} dv = 0$ alors $\frac{h^{L-s}}{L!} \int_{\mathbb{R}} k(v) v^{L-s} f^{(L)}(x) dv = 0$
d'où:

$$|B(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x))| \leq \frac{h^{L-s}}{L!} \int_{\mathbb{R}} |k(v)| |v|^{L-s} |f^{(L)}(x+vhv) - f^{(L)}(x)| dv$$

$$\leq \frac{L h^{L-s}}{L!} \int_{\mathbb{R}} |k(v)| |v|^{L-s} |f^{(L)}(x+vhv) - f^{(L)}(x)| dv$$

$$|f^{(L)}(x) - f^{(L)}(x+vhv)| \leq \frac{L h^{L-s}}{L!} \int_{\mathbb{R}} |k(v)| |v|^{L-s} dv$$

Par hyp: $\int_{\mathbb{R}} |v|^{L-s} |k(v)| dv < \infty$ donc on pose $C_B = \frac{L}{L!} \int_{\mathbb{R}} |v|^{L-s} |k(v)| dv$
on a:

$$|B(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x))| \leq C_B h^{L-s} \quad \text{c.g.f.s.}$$

• Partie variance:

$$\text{Var}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)) = \frac{1}{n^2 h^{2(s+1)}} \sum_{i=1}^n \text{Var}(k(\frac{X_i - x}{h})) \quad (X_i \text{ indep})$$

$$= \frac{1}{n h^{2(s+1)}} \text{Var}(k(\frac{X_1 - x}{h}))$$

$$\leq \frac{1}{n h^{2(s+1)}} \mathbb{E}(k^2(\frac{X_1 - x}{h}))$$

$$= \frac{1}{n h^{2(s+1)}} \int_{\mathbb{R}} k(u) f(x+hu) du$$

$$\leq \frac{\|f\|_{\infty} \cdot \|k\|_2}{n h^{2(s+1)}} = C_V \quad \text{c.g.f.s.}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x) - f^{(s)}(x))^2] &= \mathbb{E}[(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x) - f^{(s)}(x) + \mathbb{E}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)) - \mathbb{E}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)))^2] \\ &= \mathbb{E}[(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x) - \mathbb{E}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)))^2] + \mathbb{E}[(\mathbb{E}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)) - f^{(s)}(x))^2] \\ &\quad + 2 \mathbb{E}[(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x) - \mathbb{E}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x))) (\mathbb{E}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)) - f^{(s)}(x))] \\ &= \text{Var}(\hat{f}_{n,s}^{(L)}(x)) + \text{Biais}^2 \end{aligned}$$

Alors:

$$MSE_{\hat{f}_{n,s}^{(L)}}(h, x) \leq C_B h^{L-s} + C_V \frac{1}{n h^{2(s+1)}} = \psi(h)$$

On cherche à n fixé, la fonction h qui donne l'ordre minimal du terme de série.

1^{ère} Méthode: Comme $h \mapsto C_p^2 h^{2(\beta-1)}$ est croissante sur \mathbb{R}_+^* (puisque $p < LB$) et $h \mapsto \frac{C_V}{n h^{2s+1}}$ est décroissante sur \mathbb{R}_+^* (puisque $2s+1 > 0$ car $s \in \mathbb{N}$). On cherche la fonction h qui réalise un compromis entre le biais au carré et la variance i.e.

$$h^{2(\beta-1)} = \frac{1}{n h^{2s+1}} \text{ ou encore } h^{2\beta+1} = n^{-1} \text{ (aux constantes près)}$$

Donc: $h = n^{-\frac{1}{2\beta+1}}$

En injectant cette valeur dans $\Psi(h)$, on obtient

$$MSE_{f_{n,s}}(n, h) \leq C n^{-\frac{2(\beta-1)}{2\beta+1}} \text{ i.e. :}$$

$$MSE_{f_{n,s}}^{\wedge}(n, h) = O\left(n^{-\frac{2(\beta-1)}{2\beta+1}}\right) \text{ c.g.f.o.}$$

2^{ème} Méthode: $\Psi \in C^2(\mathbb{R}_+^*)$ et pour tout $h > 0$:

$$\Psi'(h) = 2(\beta-1)C_p^2 h^{2(\beta-1)-1} - (2s+1) \frac{C_V}{n h^{2s+2}}$$

$$\Psi''(h) = 2(\beta-1)((2\beta-1)-1)C_p^2 h^{2(\beta-1)-2} + (2s+1)(2s+2) \frac{C_V}{n h^{2s+3}}$$

$$\Psi'(h) = 0 \Leftrightarrow h^* = \left(\frac{(2s+1)C_V}{2(\beta-1)C_p^2} \right)^{\frac{1}{2\beta+1}}$$

* h^* est un point critique sur \mathbb{R}_+^* , on vérifie que $\Psi''(h^*) > 0$ d'où h^* est un minimum local de Ψ sur \mathbb{R}_+^* . Comme aussi c'est l'unique pb critique, donc c'est un minimum global.

En conclusion, en prenant $h = h^*$, nous avons donc,

$$MSE_{f_{n,s}}^{\wedge}(h, x) \leq C n^{-\frac{2(\beta-1)}{2\beta+1}} \text{ c.g.f.o.}$$
