

Première Année Master M.A.E.F. 2017 – 2018

Econométrie II

Contrôle continu n°1, avril 2018

Examen de 1h30. Tout document ou calculatrice est interdit.

Soit une fonction $f : [0, 1] \rightarrow \mathbf{R}$ connue, de classe \mathcal{C}^1 sur $[0, 1]$ et telle que $f(0) \neq f(1)$. On dispose d'une variable $Y = {}^t(Y_1, \dots, Y_n)$ observée pour n individus, émanant du modèle:

$$Y_i = \theta_0 + \theta_1 f\left(\frac{i}{n}\right) + \varepsilon_i \quad \text{pour } i = 1, \dots, n,$$

où $\theta = {}^t(\theta_0, \theta_1)$ est un vecteur de paramètres inconnus et $\varepsilon = {}^t(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ est un vecteur gaussien composé de n v.a.i.d. centrées de variance σ_ε^2 inconnue. On note $\|\cdot\|$ la norme euclidienne classique de \mathbf{R}^n .

1. Montrer que $\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f\left(\frac{i}{n}\right) - \int_0^1 f(t) dt \right| \leq \frac{1}{2n} \sup_{x \in [0,1]} |f'(x)|$ pour tout $n \in \mathbf{N}$ (**2.5 pts**). En déduire $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f\left(\frac{i}{n}\right)$ (**0.5 pts**).

2. On effectue la régression linéaire par moindres carrés de Y . Donner une expression matricielle de $\hat{\theta} = {}^t(\hat{\theta}_0, \hat{\theta}_1)$ (**1 pt**) en justifiant son existence pour n suffisamment grand (**2 pts**), puis l'expression exacte de $\hat{\theta}_0$ et de $\hat{\theta}_1$ (**1 pt**). Montrer le théorème de la limite centrale

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}\left(0, \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\int_0^1 f^2(x) dx - (\int_0^1 f(x) dx)^2} \begin{pmatrix} \int_0^1 f^2(x) dx & -\int_0^1 f(x) dx \\ -\int_0^1 f(x) dx & 1 \end{pmatrix}\right) \quad (\mathbf{2 pts}).$$

3. Rappeler l'expression exacte (non matricielle) d'un estimateur $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ non biaisé de σ_ε^2 (**1 pt**) dont on précisera la loi (**0.5 pts**).
4. Donner l'expression exacte (non matricielle) de la statistique \hat{T} de Student permettant de tester $H_0 : \theta_1 = 0$ contre $H_1 : \theta_1 \neq 0$ (**1 pt**). Lorsque $n \rightarrow \infty$ déterminer en fonction de $\hat{\theta}_1$, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, n et f l'expression de la p -value de ce test (**1 pt**).
5. On note ici $F = {}^t(f(1/n), \dots, f(1))$, $\mathbf{1} = {}^t(1, \dots, 1)$, $[1]$ le sous-espace vectoriel de \mathbf{R}^n engendré par la droite vectorielle $\mathbf{1}$ et P_A la matrice de la projection orthogonale sur un sous-espace vectoriel A de \mathbf{R}^n . Enfin, pour $U = {}^t(U_1, \dots, U_n) \in \mathbf{R}^n$, on note $\bar{U}_n = \frac{1}{n}(U_1 + \dots + U_n)$ et $\bar{U} = \bar{U}_n \mathbf{1}$.

(a) Montrer que $\frac{1}{n} \|Y - \bar{Y}\|^2 = \frac{\theta_1^2}{n} \|F - \bar{F}\|^2 + \frac{2\theta_1}{n} {}^t F P_{[1]^\perp} \varepsilon + \frac{1}{n} \|P_{[1]^\perp} \varepsilon\|^2$ (**1.5 pts**).

(b) Montrer que $\frac{1}{n} \|F - \bar{F}\|^2 \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \int_0^1 f^2(t) dt - \left(\int_0^1 f(t) dt\right)^2$ (**1.5 pts**).

(c) Montrer que $\frac{1}{n} \|P_{[1]^\perp} \varepsilon\|^2 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \sigma_\varepsilon^2$ (**1 pt**).

(d) Déterminer les espérance (**1 pt**) et variance (**2 pts**) de $\frac{2}{n} {}^t F P_{[1]^\perp} \varepsilon$. En déduire que $\frac{2}{n} {}^t F P_{[1]^\perp} \varepsilon \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$ (**1 pt**).

(e) Déduire de tout ce qui précède que le coefficient \hat{R}^2 vérifie $\hat{R}^2 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \left(\int_0^1 f^2(t) dt - \left(\int_0^1 f(t) dt\right)^2\right)}$ (**1.5 pts**). Quelle est sa limite lorsque $\sigma_\varepsilon^2 \rightarrow \infty$ (**0.5 pts**)?

6. Déduire de ce qui précède que si $\theta_1 \neq 0$, alors $\mathbb{P}(\widehat{BIC}(m_0) \leq \widehat{BIC}(m_1)) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$, où m_0 est le modèle sans F et m_1 le modèle avec F (**3 pts**). Qu'en déduire quant à la probabilité de choisir un faux modèle avec le critère BIC (**0.5 pts**)?