

Première Année Master M.A.E.F. 2024 – 2025

Econométrie II

Contrôle continu n°1, mars 2025

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

On suppose que l'on a observé Y_1, \dots, Y_n , n réels avec $n \in \mathbf{N}^*$. On suppose qu'il existe des réels observés $(x_i)_{1 \leq i \leq n}$, avec $0 < x_1 < x_2 < \dots < x_n$, ainsi qu'une fonction $g : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$, inconnue, tels que

$$Y_i = g(x_i) + \varepsilon_i \quad \text{pour tout } i \in \{1, \dots, n\},$$

avec (ε_i) des variables gaussiennes indépendantes de même loi $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$, où $\sigma^2 > 0$ est inconnue. On notera par la suite pour $U, V \in \mathbf{R}^n$, le produit scalaire $\langle U, V \rangle = {}^t U V$ et la norme $\|U\|^2 = \langle U, U \rangle$.

1. Un peu d'algèbre pour commencer... On note X_j le vecteur colonne $(x_i^j)_{1 \leq i \leq n}$. Pour $1 \leq p < n$, montrer que (X_0, X_1, \dots, X_p) forme une famille de rang $p+1$ (**2pts**). En déduire qu'il existe des polynômes Q_j de degré j pour $j = 0, 1, \dots, p$, tels que la famille $(X'_0, X'_1, \dots, X'_p)$ soit une famille orthonormale, en notant X'_j le vecteur colonne $(Q_j(x_i))_{1 \leq i \leq n}$ (**2pts**). Donner explicitement Q_0 et Q_1 (**1pt**).

2. On définit

$$(\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_2, \hat{a}_3) = \arg \min_{(a_0, a_1, a_2, a_3) \in \mathbf{R}^4} \sum_{i=1}^n (Y_i - a_0 - a_1 x_i - a_2 x_i^2 - a_3 x_i^3)^2.$$

Démontrer que pour $n \geq 4$, il existe une matrice M de taille $(4, n)$ (justifier son existence!) dépendant des x_i telle que ${}^t(\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_2, \hat{a}_3) = M Y$ où $Y = {}^t(Y_1, \dots, Y_n)$ (**2pts**).

3. Pour $n \geq 4$, on définit pour $x \in \mathbf{R}$, $\hat{P}(x) = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x + \hat{a}_2 x^2 + \hat{a}_3 x^3$. Pour $x \in \mathbf{R}$ fixé, déterminer la loi de $\hat{P}(x)$ (**2pts**).
4. On suppose uniquement dans cette question que $n = 4$. Démontrer que:

$$\hat{P}(x) = \sum_{i=1}^4 Y_i \frac{\prod_{j=1, j \neq i}^4 (x - x_j)}{\prod_{j=1, j \neq i}^4 (x_i - x_j)} \quad (\mathbf{2pts}).$$

En déduire alors \hat{a}_3 (**1pt**).

5. On suppose ici que g est polynôme de degré 2. Proposer un estimateur $\hat{\sigma}_n^2$ de σ^2 et donner sa loi (**1pt**). Proposer une statistique de test (avec sa loi) pour tester si g est bien un polynôme de degré 2 contre l'hypothèse que g est un polynôme de degré 3 (**2pts**).
6. En reprenant la question 1., montrer que $(\hat{P}(x_i))_{1 \leq i \leq n} = \sum_{j=0}^3 \langle Y, X'_j \rangle X'_j$ (**2pts**). Montrer que pour effectuer le même test qu'à la question 5., on peut utiliser la statistique de test suivante dont on précisera la loi:

$$\hat{T} = \frac{\langle Y, X'_3 \rangle^2}{\frac{1}{n-4} \|Y - \sum_{j=0}^3 \langle Y, X'_j \rangle X'_j\|^2} \quad (\mathbf{3pts}).$$

7. On suppose ici que $g(x) = x^4$. En reprenant la question 1., montrer que:

$$X_4 = \sum_{j=0}^4 \langle X_4, X'_j \rangle X'_j \quad (\mathbf{1pt}).$$

En déduire que $\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{P}(x_i))^2 = \| \langle X_4, X'_4 \rangle X'_4 + \varepsilon - \sum_{j=0}^3 \langle \varepsilon, X'_j \rangle X'_j \|^2$ (**2pts**) et en déduire que $\mathbb{E}[\hat{\sigma}_n^2] = \sigma^2 + \frac{1}{n-4} \langle X_4, X'_4 \rangle^2$ (**2pts**).

8. Pour pouvoir mieux approcher la fonction g quand celle-ci n'est pas un polynôme de $\mathbf{R}^3[X]$ (ensemble des polynômes de degré inférieur ou égal à 3), on découpe l'ensemble des (x_1, \dots, x_n) en m sous-ensembles et on détermine des polynômes de degré 3 sur chaque ensemble. Dans la suite nous considérons seulement le cas où $m = 2$, pour lequel on supposera que $n = 2q$ avec $q \geq 4$. Ainsi, on définit:

$$(\hat{P}_1, \hat{P}_2) = \arg \min_{P_1, P_2 \in \mathbf{R}^3[X]} \left\{ \sum_{i=1}^q (Y_i - P_1(x_i))^2 + \sum_{i=q+1}^{2q} (Y_i - P_2(x_i))^2 \right\}. \quad (1)$$

Démontrer que ${}^t(\hat{P}_1(x_1), \dots, \hat{P}_1(x_q), \hat{P}_2(x_{q+1}), \dots, \hat{P}_2(x_{2q})) = Z\hat{\theta}$ où $\hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \mathbf{R}^8} \|Y - Z\theta\|^2$ et Z est une matrice que l'on précisera (**2pts**). Montrer que le vecteur ${}^t(\hat{P}_1(x_1), \dots, \hat{P}_1(x_q))$ peut s'écrire sous la forme $N(Y_i)_{1 \leq i \leq q}$ avec N une matrice que l'on précisera (**1pt**).

9. Lors de la question précédente, il est très probable qu'entre $\hat{P}_1(x_q)$ et $\hat{P}_2(x_{q+1})$ il y ait un saut conséquent et un changement de variations. Pour éviter cela, on va remplacer dans (1) la condition $P_1, P_2 \in \mathbf{R}^3[X]$ par la condition $P_1, P_2 \in \mathbf{R}^3[X]$, $P_1(x_q) = P_2(x_q)$ et $P_1'(x_q) = P_2'(x_q)$ (la dérivée). En écrivant $P_1(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + a_3x^3$ et $P_2(x) = b_0 + b_1x + b_2x^2 + b_3x^3$, montrer que cette nouvelle condition implique le système:

$$\begin{cases} b_0 &= a_0 - (a_2 - b_2)x_q^2 - 2(a_3 - b_3)x_q^3 \\ b_1 &= a_1 + 2(a_2 - b_2)x_q + 3(a_3 - b_3)x_q^2 \end{cases} \quad (\mathbf{2pts}).$$

Si l'on note \hat{Q}_1 et \hat{Q}_2 la solution de (1) sous la nouvelle condition, en déduire que

$${}^t(\hat{Q}_1(x_1), \dots, \hat{Q}_1(x_q), \hat{Q}_2(x_{q+1}), \dots, \hat{Q}_2(x_{2q})) = \tilde{Z}\hat{\theta} \quad \text{avec} \quad \hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \mathbf{R}^6} \|Y - Z'\theta\|^2 \quad (\mathbf{4pts})$$

où \tilde{Z} est la matrice

$$\tilde{Z} = \begin{pmatrix} 1 & x_1 & x_1^2 & x_1^3 & 0 & 0 \\ 1 & x_2 & x_2^2 & x_2^3 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_q & x_q^2 & x_q^3 & 0 & 0 \\ 1 & x_{q+1} & x_q(2x_{q+1} - x_q) & x_q^2(3x_{q+1} - 2x_q) & (x_{q+1} - x_q)^2 & x_{q+1}^3 + 2x_q^3 - 3x_q^2x_{q+1} \\ 1 & x_{q+2} & x_q(2x_{q+2} - x_q) & x_q^2(3x_{q+2} - 2x_q) & (x_{q+2} - x_q)^2 & x_{q+2}^3 + 2x_q^3 - 3x_q^2x_{q+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{2q} & x_q(2x_{2q} - x_q) & x_q^2(3x_{2q} - 2x_q) & (x_{2q} - x_q)^2 & x_{2q}^3 + 2x_q^3 - 3x_q^2x_{2q} \end{pmatrix}.$$

Si $g \in \mathbf{R}_3[X]$, déterminer le risque quadratique $\mathbb{E}[\|G - Z'\hat{\theta}\|^2]$ avec $G = (g(x_i))_{1 \leq i \leq 2q}$ (**2pts**).