
Sujet 19

Soit un échantillon i.i.d. $(\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n)$ issu d'une variable parente X dont la loi admet une densité f par rapport à la mesure de Lebesgue sur \mathbb{R}^d .

• **Estimateur à noyau multivarié:** Soit \mathbf{H} une matrice symétrique définie positive, que l'on paramétrise comme une matrice de variance, à savoir sous la forme:

$$\mathbf{H} = \begin{pmatrix} h_1^2 & h_{12} \\ h_{12} & h_2^2 \end{pmatrix}.$$

Un noyau multivarié est une fonction $K : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ intégrable et telle que $\int_{\mathbb{R}^d} K(\mathbf{u}) d\mathbf{u} = 1$.

L'estimateur à noyau de la densité est défini pour $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^d$ par:

$$f_{\mathbf{H}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\det \mathbf{H})^{-1/2} K(\mathbf{H}^{-1/2} \cdot (\mathbf{x} - \mathbf{X}_i)). \quad (1)$$

Un noyau multivarié très utilisé est le noyau gaussien défini pour $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^d$ par:

$$K(\mathbf{x}) = (2\pi)^{-d/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \mathbf{x}^t \cdot \mathbf{x}\right).$$

C'est son utilisation qui motive la paramétrisation de la matrice \mathbf{H} comme une matrice de variance. En utilisant le noyau gaussien, (1) devient:

$$f_{\mathbf{H}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2\pi)^{-d/2} (\det \mathbf{H})^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \mathbf{X}_i)^t \cdot \mathbf{H}^{-1/2} \cdot (\mathbf{x} - \mathbf{X}_i)\right).$$

La fonction `kde` du package `ks` implémente l'estimateur à noyau multivarié avec un noyau gaussien tronqué à un hypercube.

Historiquement¹, la matrice \mathbf{H} était choisie dans la classe restreinte $\mathcal{A} = \{h^2 I_d\}$, ce qui fournissait un estimateur plus simple:

$$f_{\mathbf{H}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{nh^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{\mathbf{x} - \mathbf{X}_i}{h}\right).$$

L'intérêt de cette classe restreinte réside dans le fait qu'il y a un seul paramètre de lissage à déterminer. Une autre classe restreinte de paramètres matriciels de lissage est celle des matrices diagonales définies positives² $\mathcal{D} = \{\text{diag}(h_1^2, \dots, h_d^2), h_1, \dots, h_d > 0\}$. La classe la plus générale³

¹Cacoullos, 1966

²Epanenchnikov, 1969

³Deheuvels, 1977

est la classe \mathcal{F} des matrices symétriques définies positives. Elle permet un lissage différent en fonction des différents directions mais implique une plus grande complexité de calcul et surtout le fait d'avoir à choisir un nombre beaucoup plus grand de paramètres de lissage.

Soient les conditions suivantes:

(A₁): f est de carré intégrable et deux fois différentiable et ses dérivées secondes sont continues bornées et de carré intégrable.

(A₂): le noyau $K : \mathbb{R}^d \rightarrow R$ est tel que $\int_{\mathbb{R}^d} K(x)^2 dx < \infty$, K est à symétrie sphérique (ie invariant par rotation centrée en 0) et admet un moment d'ordre 2, donc satisfait $\int z_j K(z) dz = 0$ pour $j = 1, \dots, d$, $\int z_j z_k K(z) dz = 0$ pour $j, k = 1, \dots, d$, $j \neq k$ et $\int z_j^2 K(z) dz = m_2(K) < \infty$ pour $j = 1, \dots, d$.

(A₃): Les matrices $\mathbf{H} = \mathbf{H}_n$ forment une suite de matrices telle que $h_{j,k} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ pour $j, k = 1, \dots, d$ et $n(\det \mathbf{H})^{1/2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$.

Sous ces conditions, un équivalent asymptotique du MISE est:

$$AMISE(\hat{f}_{\mathbf{H}}) = \frac{\int K(x)^2 dx}{n(\det \mathbf{H})^{1/2}} + \frac{(m_2(K))^2}{4} \int_{\mathbb{R}^d} (\text{Tr}(\mathbf{H} \cdot \text{Hess} f(x)))^2 dx.$$

La fenêtre optimale est alors celle qui minimise le AMISE. Comme f'' est inconnue, il faut l'estimer: c'est le principe du *plug-in* (injection). On estime f'' par un estimateur à noyau avec une fenêtre que l'on qualifie de "pilote" et dont le choix est loin d'être une question triviale. Notons que les problèmes d'estimation de f et de f'' ne sont pas équivalents... On peut montrer que la fenêtre optimale est de l'ordre de $n^{-2/(d+4)}$. Le AMISE correspondant à ce choix de fenêtre est l'ordre de $n^{-4/(d+4)}$.

La fonction `Hpi` du package `ks` implémente ce choix.

La matrice H peut être choisie en utilisant le principe de de la règle de référence à la loi normale. On remplace f par la densité gaussienne. Cela fournit

$$\mathbf{H}_{NS} = \left(\frac{4}{d+2} \right)^{2/(d+4)} \frac{1}{n^{2/(d+4)}} \widehat{\Sigma}^2$$

où $\widehat{\Sigma}^2$ est un estimateur de la matrice de variance.

La fonction `Hns` du package `ks` implémente ce choix.

L'idée de la méthode de la validation croisée est de déterminer un choix "optimal" de la fenêtre \mathbf{H} noté \mathbf{H}_{opt} de la façon suivante

$$\begin{aligned} \mathbf{H}_{\text{opt}} &= \arg \min_{h>0} \text{ISE}(\hat{f}_h) \\ &= \arg \min_{\mathbf{H} \in \mathcal{F}} \int (\hat{f}_{\mathbf{H}}(x) - f(x))^2 dx \\ &= \arg \min_{\mathbf{H} \in \mathcal{F}} \left\{ \int (\hat{f}_{\mathbf{H}}(x))^2 dx - 2 \int \hat{f}_{\mathbf{H}}(x) f(x) dx + \int f(x)^2 dx \right\} \\ &= \arg \min_{\mathbf{H} \in \mathcal{F}} \left\{ \int (\hat{f}_{\mathbf{H}}(x))^2 dx - 2 \int \hat{f}_{\mathbf{H}}(x) f(x) dx \right\}. \end{aligned}$$

Notons

$$J(\mathbf{H}) = \int_{\mathbb{R}^d} (\hat{f}_{\mathbf{H}}(x))^2 dx - 2 \int_{\mathbb{R}^d} \hat{f}_{\mathbf{H}}(x) f(x) dx$$

et remarquons que le premier terme est entièrement connu. Ensuite, remarquons que

$$\int_{\mathbb{R}^d} \widehat{f}_{\mathbf{H}}(x) f(x) dx = \mathbb{E} \left[\widehat{f}_{\mathbf{H}}(\mathbf{X}) | \mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n \right]$$

pour un vecteur aléatoire \mathbf{X} de densité f , indépendant de $(\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n)$. On estime alors sans biais $\mathbb{E} \left[\widehat{f}_{\mathbf{H}}(\mathbf{X}) | \mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n \right]$ par la méthode dite du “leave-one-out”. Cela fournit le critère suivant à optimiser le critère en \mathbf{H} :

$$\widehat{J(\mathbf{H})} = \int_{\mathbb{R}^d} (\widehat{f}_{\mathbf{H}}(x))^2 dx - \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \widehat{f}_{-i, \mathbf{H}}(\mathbf{X}_i)$$

où $\widehat{f}_{-i, \mathbf{H}}$ est l’estimateur de f calculé avec la fenêtre \mathbf{H} mais en ôtant l’observation i , ce qui donne:

$$\widehat{f}_{-i, \mathbf{H}}(x) = \frac{1}{(n-1)(\det \mathbf{H})^{1/2}} \sum_{j=1, j \neq i}^n K(\mathbf{H}^{-1/2} \cdot (\mathbf{x} - \mathbf{X}_j)).$$

La fonction `Hlscv` du package `ks` implémente ce choix.

• **Critères objectifs:**

Critères globaux: le carré du biais intégré est donné par

$$\int \left(\mathbb{E} \left[\widehat{f}(x) \right] - f(x) \right)^2 dx,$$

la variance intégrée est donnée par

$$\int \text{Var} \left(\widehat{f}(x) \right) dx,$$

et l’écart quadratique moyen intégré (MISE = Mean Integrated Squared Error) est donné par

$$\int \mathbb{E} \left[\left(\widehat{f}(x) - f(x) \right)^2 \right] dx.$$

Exercice 1.

On note $\varphi_{(m_1, m_2), (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho\sigma_1\sigma_2)}$ la densité de la loi gaussienne bivariée de vecteur moyenne égal à $\begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \end{pmatrix}$ et de matrice de variance égale à $\begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$. Considérons les distributions suivantes:

- la loi uniforme sur le triangle OIJ:

$$f(x, y) = 2 I(0 < x < 1, 0 < y < 1, x + y < 1)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \frac{1}{c} \varphi_{(0,0), (1,1,0)}(x, y) I(x > 0 \text{ ou } y > 0)$$

où

$$c = 1 - \phi_{(0,0), (1,1,0)}(0, 0) = \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^0 \varphi_{(0,0), (1,1,0)}(x, y) dx dy.$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \varphi_{(0,0),(1/4,1,0)}(x, y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = f_{T(4)}(x)f_{T(2)}(y)$$

en notant $f_{T(d)}$ la densité de la loi de Student à d degrés de liberté

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \psi_{(0,0.2,10)}(x)\psi_{(0.5,0.1,4)}(y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \varphi_{(0,0),(1,2,9/10)}(x, y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \frac{1}{5} \varphi_{(0,0),(1,1,0)}(x, y) + \frac{1}{5} \varphi_{(1/2,1/2),(2/3)^2(1,1,0)}(x, y) + \frac{3}{5} \varphi_{(13/12,13/12),(5/9)^2(1,1,0)}(x, y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \frac{1}{2} \varphi_{(-1,1),(1,1,7/10)}(x, y) + \frac{1}{2} \varphi_{(1,-1),4/9(1,1,0)}(x, y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \frac{4}{11} \varphi_{(-3/2,3/2),9/16(1,1,0)}(x, y) + \frac{4}{11} \varphi_{(3/2,-3/2),9/16(1,1,0)}(x, y) + \frac{3}{11} \varphi_{(0,0),9/16(4/5,4/5,-18/25)}(x, y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \frac{1}{3} \varphi_{(-6/5,0),9/25(1,1,7/10)}(x, y) + \frac{1}{3} \varphi_{(6/5,0),9/25(1,1,7/10)}(x, y) + \frac{1}{3} \varphi_{(0,0),9/25(1,1,-7/10)}(x, y)$$

- la loi de densité:

$$f(x, y) = \frac{1}{2} \varphi_{(0,0),(1,1,0)}(x, y) + \frac{1}{10} \varphi_{(0,0),(1/16,1/16,0)}(x, y) + \frac{1}{10} \varphi_{(1,-1),(1/16,1/16,0)}(x, y) \\ + \frac{1}{10} \varphi_{(-1,1),(1/16,1/16,0)}(x, y) + \frac{1}{10} \varphi_{(1,1),(1/16,1/16,0)}(x, y) + \frac{1}{10} \varphi_{(-1,-1),(1/16,1/16,0)}(x, y)$$

Vous pourrez utiliser les fonctions `contour`, `persp` et `image` du logiciel R pour représenter la densité à estimer.

1. Simuler M échantillons de taille n suivant les distributions exposées ci-dessus pour différentes valeurs de n .
2. Déterminer l'estimateur à noyau de la densité en utilisant différentes tailles de fenêtre implémentés dans le logiciel R.
3. Analyser le comportement de l'estimateur à noyau à l'aide des critères objectifs précédemment présentés.