

Estimation non-paramétrique de la densité spectrale d'un processus gaussien observé à des instants aléatoires

Pierre, R. Bertrand

Soit $\mathbf{X} = \{X(t), t \in \mathbb{R}\}$ un processus gaussien centré à accroissements stationnaires, il admet une représentation

$$X(t) = \int_{\mathbb{R}} (e^{it\xi} - 1) \cdot f^{1/2}(\xi) dW(\xi), \quad \text{pour tout } t \in \mathbb{R}, \quad (1)$$

où $W(dx)$ est une mesure de Wiener complexe adaptée et f est une fonction paire, positive appelée densité spectrale. On s'intéresse à l'estimation de la fonction $f(\xi)$ à partir de l'observation d'une trajectoire à des instants discrets irrégulièrement espacés ou aléatoires ; plus précisément, on observe $(X(t_0), X(t_1), \dots, X(t_n))$ avec $t_0 = 0 < t_1 < \dots < t_n = T_n$.

Le cas $f(\xi) = \sigma^2 |\xi|^{-(2H+1)}$ correspond au mouvement brownien fractionnaire et à l'estimation paramétrique de (H, σ) . On adopte ici une approche non paramétrique.

L'estimateur de la densité spectrale $f(\xi)$ pour une fréquence $0 < \xi < \infty$ est construit à partir de l'analyse en ondelette du processus X . Soit ψ une "ondelette mère", pour toute échelle et décalage $(a, b) \in \mathbb{R}_+^* \times \mathbb{R}$, on définit respectivement les coefficients d'ondelette théorique et empirique par

$$W_\psi(a, b) := a^{-1/2} \int_{\mathbb{R}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) X(t) dt \quad \text{et} \quad e_\psi(a, b) := a^{-1/2} \sum_{i=0}^{n-1} \left(\int_{t_i}^{t_{i+1}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \right) X(t_i).$$

Cas d'une observation de \mathbf{X} en temps continu :

Le processus $(W_\psi(a, b))_{b \in \mathbb{R}}$ est stationnaire, gaussien, centré, se décolle à vitesse $|b_2 - b_1|^{-1}$ et a une variance $\mathcal{I}_\psi(a) := a \int_{\mathbb{R}} |\widehat{\psi}(au)|^2 f(u) du$. Pour une famille de décalages régulièrement espacés

$b_1 < b_2 < \dots < b_N$, l'estimateur de la variance est $I_{\psi, N}(a) := N^{-1} \sum_{k=1}^N W_\psi^2(a, b_k)$, il vérifie un TCL

$$\frac{I_{\psi, N}(a) - \mathcal{I}_\psi(a)}{v_N} \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{\mathcal{D}} \mathcal{N}(0, 1) \quad \text{quand } N \rightarrow \infty \quad \text{et} \quad (b_N - b_1) \rightarrow \infty. \quad (2)$$

Puis, en faisant varier l'ondelette mère pour que $|\widehat{\psi}(x)|^2$ converge vers δ_1 la masse de Dirac en 1, et en contrôlant la vitesse de convergence, on en déduit un estimateur de $f(1/a)$ qui vérifie un TCL (3) avec une nouvelle vitesse w_N .

Cas d'une observation de X discrète et aléatoire :

On définit $J_{\psi,N}(a)$ en remplaçant les coefficients d'ondelette théoriques par les coefficients d'ondelette discrétisés. Pour toute ondelette mère ψ vérifiant des conditions raisonnables de localisation en temps et fréquence, si de plus les intervalles inter-observations et les décalages vérifient les conditions :

(S.r) $\delta_n := \max_{k=0,\dots,n-1} \|t_{k+1} - t_k\|_s \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ et il existe $C > 0$ telle que $\min_{k=0,\dots,n-1} \|t_{k+1} - t_k\|_s > C$ avec $\|Z\|_\alpha := (\mathbb{E}(|Z|^\alpha))^{1/\alpha}$ pour une v.a. Z .

(B1) Il existe $\rho \in (3/4, 1)$ tel que $\forall n \in \mathbb{N}$, $T_n^\rho \leq b_1 < b_2 < \dots < b_N \leq T_n - T_n^\rho$.

alors les TCL (2) et (3) restent vrais, avec des vitesses de convergence plus faibles.

Deux remarques :

- La condition (S.r) n'impose pas que les v.a. $t_{i+1} - t_i$ soient indépendantes ou identiquement distribuées. Elle est cependant vérifiée pour tout $r \in \mathbb{N}$ dans le cas iid poissonien.
- La condition $(b_N - b_1) \rightarrow \infty$ combinée avec la condition (B1) entraîne que pour une fréquence finie $\xi = 1/a$, la longueur de l'intervalle d'observation T_n tend vers l'infini.

References

- [1] Abry, P., Flandrin, P., Taqqu, M.S. and Veitch, D. (2002). Self-similarity and long-range dependence through the wavelet lens, in *Long-range Dependence: Theory and Applications*, P. Doukhan, G. Oppenheim and M.S. Taqqu editors, Birkhäuser.
- [2] Aït-Sahalia, Y. & Mykland, P.A. (2008). An analysis of Hansen-Scheinkman moment estimators for discretely and randomly sampled diffusions, *Journal of Econometrics*, In Press.
- [3] Bardet, J.M. and Bertrand, P.R. (2008). Wavelet analysis of a continuous-time Gaussian Process observed at random times and its application to the estimation of the spectral density.
- [4] Begyn, A. (2005). Quadratic Variations along Irregular Subdivisions for Gaussian Processes. *Electronic Journal of Probability*, 10, p-691-717.
- [5] Gao, J.; Anh, V.; Heyde, C. (2002) Statistical estimation of non-stationary Gaussian processes with long-range dependence and intermittency. *Stochastic Process. Appl.* **99**, no. 2, 295–321
- [6] Lii, K.S. ; Masry, E. (1994) Spectral estimation of continuous-time stationary processes from random sampling. *Stochastic Process. Appl.* **52**, no. 1, 39–64.