

## ESTIMATOR TIP CIUR PENTRU ECUAȚIILE DIFERENȚIALE PARȚIALE STOCASTICE FRAȚIONALE

**Jaya P. N. Bishwal**

*Catedra de Matematică și Statistică,  
Universitatea Carolina de Nord la  
Charlotte*

*376 Fretwell Bldg., 9201 University  
City Blvd., Charlotte, NC 28223*

*E-mail: J.Bishwal@uncc.edu*

## SIEVE ESTIMATOR FOR FRACTIONAL STOCHASTIC PARTIAL DIFFERENTIAL EQUATIONS

**Jaya P. N. Bishwal**

*Department of Mathematics and  
Statistics, University of North Carolina  
at Charlotte*

*376 Fretwell Bldg., 9201 University  
City Blvd., Charlotte, NC 28223*

*E-mail: J.Bishwal@uncc.edu*

**REZUMAT.** *Consistența și normalitatea asimptotică a estimatorului tip ciur al coeficientului oscilant (drift) al modelelor de ecuații diferențiale parțiale stocastice fracționale folosind un număr finit de coeficienți Fourier ai soluției sunt studiate pe baza observațiilor referitoare la un interval de timp fix  $[0, T]$ . Ecuația este condusă de un zgomot adițional care este alb în spațiu și fracțional în timp cu parametrul Hurst  $H \geq 1/2$ .*

**CUVINTE CHEIE:** *Ecuații diferențiale parțiale stocastice, mișcarea fracțională browniană, procesul Ornstein-Uhlenbeck, memoria îndelungată, metoda de tip ciur.*

**ABSTRACT.** *Consistency and asymptotic normality of the sieve estimator of the drift coefficient of fractional stochastic partial differential equation models using a finite number of Fourier coefficients of the solution are studied based on observations on a fixed time interval  $[0, T]$ . The equation is driven by additive noise that is white in space and fractional in time with Hurst parameter  $H \geq 1/2$ .*

**KEY WORDS:** *Stochastic partial differential equations, fractional Brownian motion, fractional Ornstein-Uhlenbeck process, long-memory, sieve method.*

## 1. INTRODUCERE ȘI PRELIMINARII

Estimarea parametrilor finit dimensională în ecuațiile diferențiale stocastice din observațiile continue și discrete prin metodele verosimilității maxime și Bayes sunt studiate pe larg în Bishwal (2008). Statistica ecuațiilor diferențiale parțiale stocastice (SPDEs) a fost explorată recent. În ultima vreme, procesele cu memoriei lungă și procesele cu salturi au beneficiat de atenție în finanțe, inginerie și fizică. Un proces cu memorie cu timp continuu îndelungat este mișcarea fracțională browniană descoperită de Kolmogorov (1940) și ulterior studiată de Levy (1948) și Mandelbrot și van Ness (1968). Scopul nostru este de a studia estimarea unui parametru infinit dimensional în coeficientul oscilant în SPDEs cu mișcare fracțională browniană în timp și spațiu prin metoda sitelor.

## 1. INTRODUCTION AND PRELIMINARIES

Finite dimensional parameter estimation in stochastic differential equations from continuous and discrete observations by maximum likelihood and Bayes methods are extensively studied in Bishwal (2008). Statistics of stochastic partial differential equations (SPDEs) has only recently been explored. Recently long memory processes and processes with jumps have received attention in finance, engineering and physics. One continuous time long memory process is the fractional Brownian motion discovered by Kolmogorov (1940) and later on studied by Levy (1948) and Mandelbrot and van Ness (1968). Our aim here is to study estimation of infinite dimensional parameter in the drift coefficient in the SPDEs with space-time fractional Brownian motion driving term by

O mișcare browniană fracțională normalizată  $\{W_t^H, t \geq 0\}$  cu parametru Hurst  $H \in (0,1)$  este un proces Gaussian central cu drumuri continue a cărui matrice de covarianță este dată de

$$E(W_t^H W_s^H) = \frac{1}{2}(s^{2H} + t^{2H} - |t-s|^{2H}), \quad s, t \geq 0.$$

Procesul este asemănător (invariabil la scară) și poate fi reprezentat ca o integrală stocastică referitor la mișcarea browniană standard. Pentru  $H = \frac{1}{2}$ , procesul este o mișcare browniană standard. Pentru  $H \neq \frac{1}{2}$ , fBm nu este semi-martingal și nu este un proces Markov, ci un proces Dirichlet. Creșterile fBm sunt corelate negativ pentru  $H < \frac{1}{2}$  și corelate pozitiv pentru  $H > \frac{1}{2}$  și în acest caz demonstrează o dependență pe termen lung. Parametrul  $H$  care se mai numește și parametru cu auto-similitudine, măsoară intensitatea dependenței pe termen lung. Procesul ARIMA(p,d,q) cu o parte autoregresivă de ordinul  $p$ , mișcând partea medie a ordinului  $q$  și parametru de diferență fracțională  $d \in (0, 0.5)$  procesul converge în sens Donsker către fBm.

Lucrarea discută estimarea parametrului necunoscut  $\theta(\cdot)$  care aparține unui  $\Theta \subset L_2$  deschis în ecuația de evoluție stocastică

$$dU_t(x) + (\mathbf{A}_0 + \theta \mathbf{A}_1)U_t(x)dt = dW_t^H(x), \quad t \in [0, T], x \in G, \quad U_0 = 0 \quad (1.1)$$

unde  $\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_1, \mathbf{M}_j$  sunt operatori liniari pe un domeniu mărginit din  $\mathbb{R}^d$  cu ordinele  $m_0$  și  $m_1$  respectiv cu  $m_1 \geq m - d/2$  unde  $2m = \max(m_0, m_1)$ ,  $\{W_t^H(x)\}$  este o mișcare fracțională browniană cilindrică cu  $H > 1/2$  bazată pe observarea soluției  $U(t), t \in [0, T], x \in G$ . În funcție de operatorii din ecuație, problema estimării poate fi regulată sau singulară. Ecuația poate fi diagnosticată dacă operatorii au un sistem comun de funcții proprii și acest sistem are o bază ortonormală într-un spațiu Hilbert adecvat.

the method of sieves.

A normalized fractional Brownian motion  $\{W_t^H, t \geq 0\}$  with Hurst parameter  $H \in (0,1)$  is a centered Gaussian process with continuous sample paths whose covariance kernel is given by

The process is self similar (scale invariant) and it can be represented as a stochastic integral with respect to standard Brownian motion. For  $H = \frac{1}{2}$ , the process is a standard Brownian motion. For  $H \neq \frac{1}{2}$ , the fBm is not a semimartingale and not a Markov process, but a Dirichlet process. The increments of the fBm are negatively correlated for  $H < \frac{1}{2}$  and positively correlated for  $H > \frac{1}{2}$  and in this case they display long-range dependence. The parameter  $H$  which is also called the self similarity parameter, measures the intensity of the long range dependence. The ARIMA(p,d,q) process with autoregressive part of order  $p$ , moving average part of order  $q$  and fractional difference parameter  $d \in (0, 0.5)$  process converge in Donsker sense to fBm.

The paper considers estimation of the unknown parameter  $\theta(\cdot)$  belonging to an open set  $\Theta \subset L_2$  in the stochastic evolution equation

where  $\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_1, \mathbf{M}_j$  are linear operators on a smooth bounded domain  $\mathbb{R}^d$  with orders  $m_0$  and  $m_1$  respectively with  $m_1 \geq m - d/2$  where  $2m = \max(m_0, m_1)$ ,  $\{W_t^H(x)\}$  is a cylindrical fractional Brownian motion with  $H > 1/2$  based on the observations of the solution  $U(t), t \in [0, T], x \in G$ . Depending on the operators in the equation the estimation problem can be regular or singular. The equations is diagonalizable if the operators have a common system of eigenfunctions and this system has a orthonormal basis in a

Mișcarea fracțională browniană în timp și spațiu are extensia  $W_t^H = \sum_{j \geq 1} {}^j W_t^H h_j$  unde  ${}^j W_t^H, j \geq 1$  sunt fBm-uri independente și  $h_j$  este o bază ortonormală în  $G$ . Următoarele extensii rezultă  $U_t(x) = \sum_{j \geq 1} {}^j U_t h_j$  unde

$${}^j U_t = ({}^0 U, h_j)_0 e^{-(\theta v_j + \rho_j)t} + \int_0^t e^{-(\theta v_j + \rho_j)(t-s)} d {}^j W_s^H$$

sunt procesele fracționale independente Ornstein-Uhlenbeck cu o dimensiune. Fie  ${}^1 U_t, {}^2 U_t, \dots, {}^n U_t$  datele observate pentru  $t \in [0, T]$ .

Fie  $\mu_j(\theta) := \theta v_j + \rho_j$  unde  $\rho_j$  și  $v_j$  sunt proprii-valori ale lui  $\mathbf{A}_0$  și respectiv  $\mathbf{A}_1$ .

Să presupunem  $\mu_j(\theta) > 0$  pentru toate  $j$  suficient de mari.

Fiecare  ${}^j U_t$  este un proces fracțional Ornstein-Uhlenbeck care satisface

$$d {}^j U_t = -\mu_j(\theta) {}^j U_t dt + {}^j W_t^H, \quad {}^j U_0 = 0.$$

Datorită independenței  ${}^j W_t^H$  pentru diverse  $j$ , procesele  ${}^1 U, {}^2 U, \dots, {}^n U$  sunt independente. MLE este dată de

$$\hat{\theta}_T = - \frac{\sum_{j=1}^n \int_0^T v_j {}^j Q_s (d {}^j Z_s + \rho_j {}^j Q_s d v_s^H)}{\sum_{j=1}^n \int_0^T v_j^2 {}^j Q_s^2 d v_s^H}.$$

Să presupunem că există un număr real pozitiv  $\gamma$  astfel încât  $\sum_{j \geq 1} (1 + |\mu_j(\theta)|)^{-\gamma} < \infty$ .

Să definim

$$\kappa_H := 2H\Gamma(3/2 - H)\Gamma(H + 1/2), \quad k_H(t, s) := \kappa_H^{-1} (s(t-s))^{\frac{1}{2}-H}, \quad \lambda_H := \frac{2H\Gamma(3-2H)\Gamma(H + \frac{1}{2})}{\Gamma(3/2 - H)},$$

$$v_t \equiv v_t^H := \lambda_H^{-1} t^{2-2H}, \quad {}^j M_t^H := \int_0^t k_H(t, s) d {}^j W_s^H$$

De la Norros *et al.* (1999) se știe că  $M_t^H$  este o martingală gaussiană, numită *martingală fundamentală* a cărei funcție de variație  $\langle M^H \rangle_t$  este  $v_t^H$ . Filtrarea naturală a martingalului  $M^H$  coincide cu filtrarea naturală a fBm  $W^H$  din moment ce

suitable Hilbert space.

The space-time fractional Brownian motion has the expansion  $W_t^H = \sum_{j \geq 1} {}^j W_t^H h_j$  where  ${}^j W_t^H, j \geq 1$  are independent fBm's and  $h_j$  is an orthonormal basis in  $G$ . The following expansion holds  $U_t(x) = \sum_{j \geq 1} {}^j U_t h_j$  where

are independent one dimensional fractional Ornstein-Uhlenbeck processes. Let the data  ${}^1 U_t, {}^2 U_t, \dots, {}^n U_t$  be observed for  $t \in [0, T]$ .

Let  $\mu_j(\theta) := \theta v_j + \rho_j$  where  $\rho_j$  and  $v_j$  are eigenvalues of  $\mathbf{A}_0$  and  $\mathbf{A}_1$  respectively.

We assume  $\mu_j(\theta) > 0$  for all sufficiently large  $j$ .

Each  ${}^j U_t$  is a fractional Ornstein-Uhlenbeck process satisfying

$$d {}^j U_t = -\mu_j(\theta) {}^j U_t dt + {}^j W_t^H, \quad {}^j U_0 = 0.$$

Because of independence of  ${}^j W_t^H$  for different  $j$ , the processes  ${}^1 U, {}^2 U, \dots, {}^n U$  are independent.

The MLE is given by

Assume that there exists a positive real number  $\gamma$  such that  $\sum_{j \geq 1} (1 + |\mu_j(\theta)|)^{-\gamma} < \infty$ .

Define

From Norros *et al.* (1999) it is well known that  $M_t^H$  is a Gaussian martingale, called the *fundamental martingale* whose variance function  $\langle M^H \rangle_t$  is  $v_t^H$ . The natural filtration of the martingale  $M^H$  coincides with the natural filtration of the fBm  $W^H$

${}^j W_t^H := \int_0^t K(t,s) d {}^j M_s^H$       depinde de      since       ${}^j W_t^H := \int_0^t K(t,s) d {}^j M_s^H$       holds for  
 $H \in (1/2, 1)$       unde       $H \in (1/2, 1)$       where

$$K_H(t,s) := H(2H-1) \int_s^t r^{H-\frac{1}{2}} (r-s)^{H-\frac{3}{2}}, \quad 0 \leq s \leq t$$

și pentru  $H = 1/2$  este folosită convenția      and for  $H = 1/2$ , the convention  $K_{1/2} \equiv 1$   
 $K_{1/2} \equiv 1$  .      is used.

Să definim  ${}^j Q_t := \frac{d}{dv_t} \int_0^t k_H(t,s) {}^j U_s ds$ . Este      Define  ${}^j Q_t := \frac{d}{dv_t} \int_0^t k_H(t,s) {}^j U_s ds$ . It is easy  
foarte ușor să observăm că      to see that

$${}^j Q_t = \frac{\lambda_H}{2(2-2H)} \left\{ t^{2H-1} {}^j Z_t + \int_0^t r^{2H-1} d {}^j Z_s \right\}$$

$U$       admite      reprezentarea       $U$  admits the representation  
 ${}^j U_t = \int_0^t K_H(t,s) d {}^j Z_s$ . Filtrarea naturală       ${}^j U_t = \int_0^t K_H(t,s) d {}^j Z_s$ . The natural filtration  
generată de procesul semi-martingalului      generated by the fundamental semimartingale  
fundamental  ${}^j Z_t = \theta \int_0^t Q_s dv_s + {}^j M_t^H$  și de      process  ${}^j Z_t = \theta \int_0^t Q_s dv_s + {}^j M_t^H$  and the  
procesul  ${}^j U$  coincid, vezi Kleptsyna și Le      process  ${}^j U$  coincide, see Kleptsyna and Le  
Breton (2002). Informațiile disponibile pentru      Breton (2002). The available information for  
 $U$  și  $Z$  sunt strict echivalente.       $U$  and  $Z$  are strictly equivalent.

Fie ca realizarea  $\{ {}^j U_t, 0 \leq t \leq T, 1 \leq j \leq n \}$       Let the realization  $\{ {}^j U_t, 0 \leq t \leq T, 1 \leq j \leq n \}$   
sau echivalentul  $\{ {}^j Z_t, 0 \leq t \leq T, 1 \leq j \leq n \}$  să      or equivalently  $\{ {}^j Z_t, 0 \leq t \leq T, 1 \leq j \leq n \}$  be  
fie reprezentate de  ${}^n Z_0^T$ . Fie  $P_0^{T,n}$  măsura      denoted by  ${}^n Z_0^T$ . Let  $P_0^{T,n}$  be the measure  
generată în spațiul  $(C_T, B_T)$  funcțiilor      generated on the space  $(C_T, B_T)$  of  
continue pe  $[0, T]$  cu  $\sigma$ -algebra  $B_T$  Borel      continuous functions on  $[0, T]$  with the  
asociată generată sub o normă supremă de      associated Borel  $\sigma$ -algebra  $B_T$  generated  
 ${}^n Z_0^T$  și  $P_0^{T,n}$  să fie măsura Wiener standard.      under the supremum norm by the process  
Aplicând formula fracțională Girsanov, când       ${}^n Z_0^T$  and  $P_0^{T,n}$  be the standard Wiener  
 $\theta$  este valoarea reală a parametrului,  $P_0^{T,n}$       measure. Applying fractional Girsanov  
este absolut continuă referitor la  $P_0^T$  și      formula, when  $\theta$  is the true value of the  
derivata Radon-Nikodym (probabilitate) a lui      parameter,  $P_0^{T,n}$  is absolutely continuous  
 $P_0^{T,n}$  cu referire la  $P_0^{T,n}$  pe baza  ${}^n Z_0^T$  dată      with respect to  $P_0^T$  and the Radon-Nikodym  
de      derivative (likelihood) of  $P_0^{T,n}$  with respect  
to  $P_0^{T,n}$  based on  ${}^n Z_0^T$  is given by

$$L_{T,n}(\theta) := \frac{dP_0^{T,n}}{dP_0^{T,n}}({}^n Z_0^T) = \exp \left\{ - \sum_{j=1}^n \mu_j(\theta) \int_0^{T^j} Q_t d {}^j Z_t - \sum_{j=1}^n \frac{(\mu_j(\theta))^2}{2} \int_0^{T^j} Q_t^2 dv_t \right\}. \quad (1.3)$$

Să considerăm funcția punctaj, derivata      Consider the score function, the derivative of  
funcției probabilității logaritmice dată de      the log-likelihood function, which is given by

$$Y_{n,T}(\theta) := \sum_{j=1}^n \int_0^T v_j^j Q_t d^j Z_t - \sum_{j=1}^n (2\theta v_j^2 + 2\rho_j v_j) \int_0^{T_j} Q_t^2 dv_t. \quad (1.4)$$

Procesul admite reprezentarea

The log-likelihood ratio process admits the representation

$$\Lambda_{T,n} := \log \frac{dP_{\theta_1}^{T,n}}{dP_{\theta_0}^{T,n}}(Z_0^T) = -(\mu_j(\theta_1) - \mu_j(\theta_0)) \sum_{j=1}^n \int_0^{T_j} Q_t d^j M_t - \frac{(\mu_j(\theta_1) - \mu_j(\theta_0))^2}{2} \sum_{j=1}^n \int_0^{T_j} Q_t^2 dv_t. \quad (1.5)$$

## 2. ESTIMATORUL TIP CIUR

Grenander (1981) a introdus metoda ciurului pentru a estima parametrii dimensionali infiniți. Estimarea de tip ciur pentru ecuațiile diferențiale stocastice liniare este studiată de Nguyen și Pham (1982).

Fie  $(\Omega, \mathbf{F}, P)$  un spațiu complet de probabilitate pe care se definește SPDE parabolică

$$du^\theta(t, x) = A^\theta u^\theta(t, x)dt + dW(t, x), \quad 0 \leq t \leq T, \quad : \quad du^\theta(t, x) = A^\theta u^\theta(t, x)dt + dW(t, x), \quad 0 \leq t \leq T, :$$

Cu condiții Dirichlet

## 2. SIEVE ESTIMATOR

Grenander (1981) introduced the method of sieves for estimating infinite dimensional parameters. Sieve estimation for linear stochastic differential equations is studied in Nguyen and Pham (1982).

Let  $(\Omega, \mathbf{F}, P)$  be a complete probability space on which is defined the parabolic SPDE

with Dirichlet boundary conditions

$$u(0, x) = u_0(x) \quad (2.2)$$

$$D^\gamma u(t, x)|_{\partial G} = 0 \quad (2.3)$$

pentru orice  $\gamma$  cu  $|\gamma| \leq m-1$ , unde  $A^\theta = \theta A_1 + A_0$ ,  $A_1$  și  $A_0$  sunt operatori diferențiali parțiali de ordinul  $m_1$  și respectiv  $m_2$ ,  $A^\theta$  are ordinul  $2m = \max(m_1, m_2)$ ,  $W(t, x)$  este o mișcare browniană cilindrică în  $L^2([0, T] \times G)$  unde  $G$  este un domeniu mărginit din  $\mathbb{R}^d$  și  $u_0 \in L_2(G)$ . Aici  $\theta(\cdot) \in \Theta \subseteq L_2$  este parametrul necunoscut care trebuie estimat pe baza observațiilor câmpului  $u^\theta(t, x), t \in [0, T], x \in G$ . Fie  $\theta_0$  valoarea reală a parametrului necunoscut.

Aici  $u^\theta(t, x)$  este observația la momentul  $t$  în punctul  $x$ . În practică, este imposibil să se observe câmpul  $u^\theta(t, x)$  la toate punctele  $t$  și  $x$ . Așadar, se presupune că numai o proiecție dimensională finită  $u^n := u^{n,\theta} = (u_1^\theta(t), \dots, u_n^\theta(t)), t \in [0, T]$  a soluției ecuației (2.1) este disponibilă. Cu alte cuvinte, observăm primele cele mai mari  $n$  noduri din seria Fourier

for all indices  $\gamma$  with  $|\gamma| \leq m-1$ , where  $A^\theta = \theta A_1 + A_0$ ,  $A_1$  and  $A_0$  are partial differential operators of orders  $m_1$  and  $m_2$  respectively,  $A^\theta$  has order  $2m = \max(m_1, m_2)$ ,  $W(t, x)$  is a cylindrical Brownian motion in  $L^2([0, T] \times G)$  where  $G$  is a bounded domain in  $\mathbb{R}^d$  and  $u_0 \in L_2(G)$ . Here  $\theta(\cdot) \in \Theta \subseteq L_2$  is the unknown parameter to be estimated on the basis of the observations of the field  $u^\theta(t, x), t \in [0, T], x \in G$ . Let  $\theta_0$  be the true value of the unknown parameter.

Here  $u^\theta(t, x)$  is the observation at time  $t$  at point  $x$ . In practice, it is impossible to observe the field  $u^\theta(t, x)$  at all points  $t$  and  $x$ . Hence, it is assumed that only a finite dimensional projection  $u^n := u^{n,\theta} = (u_1^\theta(t), \dots, u_n^\theta(t)), t \in [0, T]$  of the solution of the equation (2.1) are available. In other words, we observe the first

n highest nodes in the Fourier expansion

$$u^\theta(t, x) = \sum_{i=1}^{\infty} u_i^\theta(t) \phi_i(x)$$

care corespunde unei baze ortogonale  $\{\phi_i(x)\}_{i=1}^{\infty}$ . Considerăm observația continuă în timp  $t \in [0, T]$ . Rețineți că  $u_i^\theta(t), i \geq 1$  sunt procese Ornstein-Uhlenbeck dimensionale independente (vezi Huebner și Rozovskii (1995)).

**(H1)**  $m_1 \geq m - d/2$ .

**(H2)** Operatorii  $A_1$  și  $A_0$  sunt auto-conjugați din punct de vedere formal, adică pentru  $i = 0, 1$

$$\int_G A_i u v dx = \int_G u A_i v dx \quad \text{for all } u, v \in C_0^\infty(G).$$

**(H3)** Există o vecinătate compactă  $\Theta$  a  $\theta_0$  astfel încât  $\{A^\theta, \theta \in \Theta\}$  este o familie de operatori eliptici tare uniformi.

**(H4)** Există un sistem ortonormal complet  $\{h_i\}_{i=1}^{\infty}$  în  $L_2(G)$  astfel încât pentru fiecare  $i = 1, 2, \dots, h_i \in W_0^{m,2}(G) \cap C^\infty(\bar{G})$  și  $\Lambda_\theta h_i = \lambda_i(\theta) h_i$ , și  $L_\theta h_i = \mu_i(\theta) h_i$  pentru orice  $\theta \in \Theta$  unde  $L_\theta$  este o extensie auto-conjugată închisă a  $A^\theta$ ,  $\Lambda_\theta := (k(\theta)I - L_\theta)^{1/2m}$ ,  $k(\theta)$  este o constantă și spectrul constant al operatorului  $\Lambda_\theta$  este alcătuit din proprii valori  $\{\lambda_i(\theta)\}_{i=1}^{\infty}$  ale multiplicităților finite și  $\mu_i = -\lambda_i^{2m} + k(\theta)$ .

**(H5)** Operatorul  $A_1$  este puternic eliptic uniform și are același sistem de proprii funcții  $\{h_i\}_{i=1}^{\infty}$  ca  $L_\theta$ .

Pentru  $\alpha > d/2$ , definim spațiul Hilbert  $H^{-\alpha}$  ca în Huebner and Rozovskii (1995). Fie  $P_0^T$  măsura generată de soluția  $\{u^\theta(t, x), t \in [0, T], x \in G\}$  la problema (2.1) - (2.3) în spațiul  $C([0, T]; H^{-\alpha})$  cu  $\sigma$ -algebra  $\mathbf{B}_T$  Borel asociată. Reținem că în (H1), pentru diferite  $\theta$  măsurile  $P_0^T$  sunt singulare.

Să considerăm proiecția  $H^{-\alpha}$  în subspațiul  $\mathbb{R}^n$ . Fie  $P_0^{T,n}$  măsura generată de  $u^{n,\theta}$  în

corresponding to some orthogonal basis  $\{\phi_i(x)\}_{i=1}^{\infty}$ . We consider observation continuous in time  $t \in [0, T]$ . Note that  $u_i^\theta(t), i \geq 1$  are independent dimensional Ornstein-Uhlenbeck processes (see Huebner and Rozovskii (1995)).

**(H1)**  $m_1 \geq m - d/2$ .

**(H2)** The operators  $A_1$  and  $A_0$  are formally self-adjoint, i.e., for  $i = 0, 1$

**(H3)** There is a compact neighbourhood  $\Theta$  of  $\theta_0$  so that  $\{A^\theta, \theta \in \Theta\}$  is a family of uniformly strongly elliptic operators.

**(H4)** There exists a complete orthonormal system  $\{h_i\}_{i=1}^{\infty}$  in  $L_2(G)$  such that for every  $i = 1, 2, \dots, h_i \in W_0^{m,2}(G) \cap C^\infty(\bar{G})$  and  $\Lambda_\theta h_i = \lambda_i(\theta) h_i$ , and  $L_\theta h_i = \mu_i(\theta) h_i$  for all  $\theta \in \Theta$  where  $L_\theta$  is a closed self adjoint extension of  $A^\theta$ ,  $\Lambda_\theta := (k(\theta)I - L_\theta)^{1/2m}$ ,  $k(\theta)$  is a constant and the spectrum of the operator  $\Lambda_\theta$  consists of eigen values  $\{\lambda_i(\theta)\}_{i=1}^{\infty}$  of finite multiplicities and  $\mu_i = -\lambda_i^{2m} + k(\theta)$ .

**(H5)** The operator  $A_1$  is uniformly strongly elliptic and has the same system of eigen functions  $\{h_i\}_{i=1}^{\infty}$  as  $L_\theta$ .

For  $\alpha > d/2$ , define the Hilbert space  $H^{-\alpha}$  as in Huebner and Rozovskii (1995). Let  $P_0^T$  the measure generated by the solution  $\{u^\theta(t, x), t \in [0, T], x \in G\}$  to the problem (2.1) - (2.3) on the space  $C([0, T]; H^{-\alpha})$  with the associated Borel  $\sigma$ -algebra  $\mathbf{B}_T$ . Note that, under (H1), for different  $\theta$  the measures  $P_0^T$  are singular.

Consider the projection of  $H^{-\alpha}$  on to the subspace  $\mathbb{R}^n$ . Let  $P_0^{T,n}$  be the measure

$C([0, T]; \mathbb{R}^n)$  cu  $\sigma$ -algebra  $\mathbf{B}_T^n$  Borel asociată.

Este un adevăr clasic (vezi Liptser-Shiryayev (1977)) ca pentru fiecare  $\theta \in \Theta$ , măsurile  $P_{\theta_0}^{T,n}$  și  $P_{\theta}^{T,n}$  sunt reciproc absolut continue cu derivata Radon-Nikodym (raportul de probabilitate) date de

$$Z_n^{\theta}(u) := \frac{dP_{\theta}^{T,n}}{dP_{\theta_0}^{T,n}}(u^n) = \exp\left\{(\theta - \theta_0) \int_0^T (A_1 u^n(s), du^n(s))_0 - \frac{1}{2}(\theta^2 - \theta_0^2) \int_0^T \|A_1 u^n(s)\|_0^2 ds - (\theta - \theta_0) \int_0^T (A_1 u^n(s), A_0 u^n(s))_0 ds\right\} \quad (2.4)$$

Maximizând  $Z_n^{\theta}(u)$  relativ la  $\theta$  furnizează MLE dată de

$$\hat{\theta}^n := \frac{\int_0^T (A_1 u^n(s), du^n(s) - A_0 u^n(s) ds)_0}{\int_0^T \|A_1 u^n(s)\|_0^2 ds} \quad (2.5)$$

Informațiile Fisher  $I_n$  relativ la  $\frac{dP_{\theta}^n}{dP_{\theta_0}^n}$  sunt date de  $I_n = E_{\theta_0} \int_0^T \|A_1 u^n(s)\|_0^2 ds$ .

Fie  $V_n$  secvența crescătoare a subspațiilor  $L^2([0, T], dt)$  cu dimensiunea finită  $d_n$  astfel încât  $\bigcup_{n \geq 1} V_n$  este densă în  $L^2([0, T], dt)$ . Metoda sitelor (vezi Grenander (1981)) constă în maximizarea  $L_n(\theta)$  pe  $V_n$ . Fie  $\phi_k, k=1, 2, \dots$ , un șir de vectori independenți ai  $L^2([0, T], dt)$  astfel încât  $\phi_1, \dots, \phi_{d_n}$  formează o bază a  $V_n$  pentru toate  $n$ . Atunci pentru  $\theta \in V_n, \theta(\cdot) = \sum_{k=1}^{d_n} \theta_k \phi_k(\cdot)$ , avem

$$L_n(\theta) = \sum_{j=1}^n \int_0^T \left\{ \sum_{k=1}^{d_n} \theta_k \phi_k(t) \right\} \frac{\mu_j(X(t))}{\sigma_j^2(X(t))} dX_j(t) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \int_0^T \left\{ \sum_{k=1}^{d_n} \theta_k \phi_k(t) \right\}^2 \frac{\mu_j^2(X(t))}{\sigma_j^2(X(t))} dt.$$

Estimatorul cu site este dat de  $\hat{\theta}^{(n)}(\cdot) = (A^{(n)})^{-1} B^{(n)}$  unde  $\hat{\theta}^{(n)}(\cdot), B^{(n)}$  și  $(A^{(n)})$  sunt vectori și matrice cu elemente generale  $\hat{\theta}_k, k=1, 2, \dots, d_n$

generated by  $u^{n,\theta}$  on  $C([0, T]; \mathbb{R}^n)$  with the associated Borel  $\sigma$ -algebra  $\mathbf{B}_T^n$ .

It is a classical fact (see Liptser-Shiryayev (1977)) that for any  $\theta \in \Theta$ , the measures  $P_{\theta_0}^{T,n}$  and  $P_{\theta}^{T,n}$  are mutually absolutely continuous with Radon-Nikodym derivative (likelihood ratio) given by

Maximizing  $Z_n^{\theta}(u)$  w.r.t.  $\theta$  provides the MLE given by

The Fisher information  $I_n$  related to  $\frac{dP_{\theta}^n}{dP_{\theta_0}^n}$  is given by  $I_n = E_{\theta_0} \int_0^T \|A_1 u^n(s)\|_0^2 ds$ .

Let  $V_n$  be increasing sequence of subspaces of  $L^2([0, T], dt)$  with finite dimension  $d_n$  such that  $\bigcup_{n \geq 1} V_n$  is dense in  $L^2([0, T], dt)$ . The method of sieve (see Grenander (1981)) consist of maximizing  $L_n(\theta)$  on  $V_n$ . Let  $\phi_k, k=1, 2, \dots$ , be a sequence of independent vectors of  $L^2([0, T], dt)$  such that  $\phi_1, \dots, \phi_{d_n}$  form a basis of  $V_n$  for all  $n$ . Then for  $\theta \in V_n, \theta(\cdot) = \sum_{k=1}^{d_n} \theta_k \phi_k(\cdot)$ , we have

The sieve estimator is given by  $\hat{\theta}^{(n)}(\cdot) = (A^{(n)})^{-1} B^{(n)}$  where  $\hat{\theta}^{(n)}(\cdot), B^{(n)}$  and  $(A^{(n)})$  are vectors and the matrix with general elements  $\hat{\theta}_k, k=1, 2, \dots, d_n$

$$B_k^{(n)} = \sum_{j=1}^n \int_0^T \phi_k(t) \left\{ \frac{\mu_j(X(t))}{\sigma_j^2(X(t))} dX_j(t) \right\}, \quad A_{ik}^{(n)} = \sum_{j=1}^n \int_0^T \phi_k(t) \phi_r(t) \frac{\mu_j^2(X(t))}{\sigma_j^2(X(t))} dt, \quad k, r = 1, 2, \dots, d_n,$$

$$\hat{\theta}_k^{(n)} = \frac{\sum_{j=1}^n \int_0^T \phi_k(t) \frac{\mu_j(X(t))}{\sigma_j^2(X(t))} dX_j(t)}{\sum_{j=1}^n \int_0^T \phi_k(t)^2 \frac{\mu_j^2(X(t))}{\sigma_j^2(X(t))} dt}, \quad k = 1, 2, \dots, d_n.$$

Așadar, estimatorul ciur este  $\hat{\theta}^{(n)}(\cdot) = \sum_{k=1}^{d_n} \hat{\theta}_k^{(n)} \phi_k^{(n)}(\cdot)$ . Vom estima  $\theta_0(t)$  într-un subspațiu  $\Theta_n$  (ciur) al  $\Theta$ . Estimarea este denotată de  $\hat{\theta}(t)$ . Fie  $h_1, h_2, \dots$  un sistem ortonormal în  $\Theta$ . Fie  $\{\Theta_n, n \geq 1\}$  o secvență crescătoare a subspațiilor  $\Theta$  astfel încât  $\Theta_n$  este deschis de  $h_1, h_2, \dots, h_{d_n}$ . Reținem că  $d_n$  este dimensiunea subspațiului  $\Theta_n$  care depinde de numărul de  $n$  coeficienți Fourier. Definim  $q = 2(m_1 - m)/d$ . Se știe că o estimare consistentă este posibilă dacă și numai dacă  $q \geq -1$ . Definim  $F_{q,n} = \frac{n^{q+1}}{q+1}$  dacă  $q > -1$  și  $F_{q,n} = \log n$  dacă  $q = 1$ . Reținem că

Thus the sieve estimator is  $\hat{\theta}^{(n)}(\cdot) = \sum_{k=1}^{d_n} \hat{\theta}_k^{(n)} \phi_k^{(n)}(\cdot)$ . We will estimate  $\theta_0(t)$  on a subspace  $\Theta_n$  (sieve) of  $\Theta$ . The estimate is denoted by  $\hat{\theta}(t)$ . Let  $h_1, h_2, \dots$  be an orthonormal system in  $\Theta$ . Let  $\{\Theta_n, n \geq 1\}$  be an increasing sequence of subspaces of  $\Theta$  so that  $\Theta_n$  is spanned by  $h_1, h_2, \dots, h_{d_n}$ . Notice that  $d_n$  is the dimension of the subspace  $\Theta_n$  depends on the number  $n$  of Fourier coefficients observed. It is known that a consistent estimate is possible if and only if  $q \geq -1$ . Define  $F_{q,n} = \frac{n^{q+1}}{q+1}$  if  $q > -1$  and  $F_{q,n} = \log n$  if  $q = 1$ . Note that

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{F_{q,n}}{\sum_{k=1}^n k^q} = 1, \quad Q_{1,n} \sim \frac{\sum_{k=1}^n k^{4(m_1-m)/d}}{(\psi_n)^2}, \quad Q_{1,n} \sim \frac{\sum_{k=1}^n k^{(2m_1-4m)/d}}{\psi_n}$$

$$\psi_n := \int_0^T E \|A_1 u^n(t)\|_{L_2(G)}^2 dt.$$

$\tilde{\theta}(t) = c_1 \theta_0(t)$  dacă  $\tilde{\theta}(t) = c_1 \theta_0(t)$  if  $m_0 < m_1 = 2m$ ,  $\tilde{\theta}(t) = c_0$  dacă if  $m_1 < m_0 = 2m$ ,  $\tilde{\theta}(t) = c_0 + c_1 \theta_0(t)$  dacă if  $m_0 = m_1 = 2m$ .  
 $m_0 < m_1 = 2m$ ,  $\tilde{\theta}(t) = c_0$   
 $m_1 < m_0 = 2m$ ,  $\tilde{\theta}(t) = c_0 + c_1 \theta_0(t)$   
 $m_0 = m_1 = 2m$ .  
 Let  $\theta_0^{(n)}$  be the orthogonal projection of  $\theta_0$  onto  $\Theta_n$ .  $\theta_0^{(n)} = \sum_{j=1}^{d_n} \theta_{0j} h_j(t)$ . Let  $\theta_0^{(n)} = \sum_{j=1}^{d_n} \theta_{0j} h_j(t)$ . Fie

$$a_n = \left( \int_0^T h_j(s) (v_j^j Q_s (d^j Z_s + \rho_j^j Q_s dv_s^H)) \right)_{j=1,2,\dots,d_n}$$

$$J_n = \left( \int_0^T h_i(s) h_j(s) v_j^2 Q_s^2 dv_s^H \right)_{i,j=1,2,\dots,d_n}$$



Matricea  $J_n$  este reversibilă aproape sigur. Așadar, MLE se poate scrie ca

$$\hat{\theta}^n = J_n^{-1} a_n$$

$$J_n (\hat{\theta}_0^n - \theta_0^n) = b_n + c_n$$

**Propoziția 2.1** (Consistența) din (A1), avem

$$P - \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^T |\hat{\theta}^{(n)}(t) - \theta_0(t)|^2 dt$$

și  $d_n \rightarrow \infty$  ca  $d_n Q_{1,n} \rightarrow 0$  și

$D_n Q_{2,n} \rightarrow 0$  unde

$$\sup_{0 \leq t \leq T} \sum_{j=1}^{d_n} |h_j(t)|^2 \leq D_n .$$

**Demonstrație.** Metoda de demonstrație este asemănătoare cu Nguyen și Pham (1982) și Huebner și Lototsky (2000). Vom omite detaliile.

**Propoziția 2.2** (Normalitate asimptotică) În (A1), avem

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sqrt{F_{q,n}} \int_0^T g(t)(\hat{\theta}(t) - \theta_0(t)) dt = \mathbf{N} \left( 0, \int_0^T |g(t)|^2 \tilde{\theta}(t) dt \right)$$

pentru fiecare funcție deterministică  $g \in L_2(0, T)$  ca  $d_n \rightarrow \infty$  și  $d_n^2 Q_{1,n} \rightarrow 0$ .

**Demonstrație.** Metoda de demonstrație este asemănătoare cu Nguyen și Pham (1982) și Huebner și Lototsky (2000). Vom omite detaliile

## BIBLIOGRAFIE

- [1] Bishwal, J.P.N., *Parameter Estimation in Stochastic Differential Equations*, Lecture Notes in Mathematics, **1923** (2008), Springer-Verlag.
- [2] Grenander, U., *Abstract Inference*, Wiley, New York, 1981.
- [3] Nguyen, H.T. and Pham, T.D., Identification of nonstationary diffusion model by the method of sieves, *SIAM J. Control Optim.*, **20** (5) (1982), 603-611.
- [4] Bishwal, J.P.N., Bayes and sequential estimation in Hilbert space valued stochastic differential equations, *J. Korean Statistical Society* **28** (1) (1999), 93-106.
- [5] Bishwal, J.P.N., Rates of convergence of the posterior distributions and the Bayes estimators in the Ornstein-Uhlenbeck

The matrix  $J_n$  is invertible almost surely.

Therefore, MLE can be written as

$$\hat{\theta}^n = J_n^{-1} a_n$$

$$J_n (\hat{\theta}_0^n - \theta_0^n) = b_n + c_n$$

**Proposition 2.1 (Consistency)** Under (A1), we have

$$P - \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^T |\hat{\theta}^{(n)}(t) - \theta_0(t)|^2 dt$$

and  $d_n \rightarrow \infty$  as  $d_n Q_{1,n} \rightarrow 0$  and

$D_n Q_{2,n} \rightarrow 0$  where

$$\sup_{0 \leq t \leq T} \sum_{j=1}^{d_n} |h_j(t)|^2 \leq D_n .$$

**Proof.** The method of proof is similar to Nguyen and Pham (1982) and Huebner and Lototsky (2000). We omit the details.

**Proposition 2.2 (Asymptotic Normality)** Under (A1), we have

for every deterministic function  $g \in L_2(0, T)$  as  $d_n \rightarrow \infty$  and  $d_n^2 Q_{1,n} \rightarrow 0$ .

**Proof.** The method of proof is similar to Nguyen and Pham (1982) and Huebner and Lototsky (2000). We omit the details

## REFERENCES

- [1] Bishwal, J.P.N., *Parameter Estimation in Stochastic Differential Equations*, Lecture Notes in Mathematics, **1923** (2008), Springer-Verlag.
- [2] Grenander, U., *Abstract Inference*, Wiley, New York, 1981.
- [3] Nguyen, H.T. and Pham, T.D., Identification of nonstationary diffusion model by the method of sieves, *SIAM J. Control Optim.*, **20** (5) (1982), 603-611.
- [4] Bishwal, J.P.N., Bayes and sequential estimation in Hilbert space valued stochastic differential equations, *J. Korean Statistical Society* **28** (1) (1999), 93-106.
- [5] Bishwal, J.P.N., Rates of convergence of the posterior distributions and the Bayes estimators in the Ornstein-Uhlenbeck

- process, *Random Operators and Stochastic Equations* **8** (2000), 51-70.
- [6] Carmona, R. and Rozovskii, B.L., *Stochastic Partial Differential Equations: Six Perspectives*, American mathematical Society, Rhode-Island, 1999.
- [7] Huebner, M., A characterization of asymptotic behaviour of maximum likelihood estimators for stochastic PDE's, *Math. Methods. Statist.* **6** (1997), 395-415.
- [8] Huebner, M., Has'minskii, R.Z. and Rozovskii, B.L., Two examples of parameter estimation for stochastic partial differential equations, In : S. Cambanis, J.K. Ghosh, R.L. Karandikar, P.K. Sen (Eds.) *Stochastic Processes, Freschrift in Honour of G. Kallianpur*, Springer, Berlin, p. 149-160, 1992.
- [9] Huebner, M. and Lototsky, S., Asymptotic analysis of the sieve estimator for a class of SPDEs, *Scand. J. Statist.* **27** (2000), 353-370.
- [10] Huebner, M. and Rozovskii, B.L., On the asymptotic properties of maximum likelihood estimators for parabolic stochastic PDEs, *Prob. Theor. Rel. Fields* **103** (1995), 143-163.
- [11] Ibragimov, I.A. and Khasminskii, R.Z. (1998) : Estimation problems for coefficients of stochastic partial differential equations, Part I *Theory Probab. Appl.* **43**, 370-387.
- [12] Koski, T. and Loges, W., Asymptotic statistical inference for a stochastic heat flow problem, *Statist. Prob. Letters* **3** (1985), 185-189.
- [13] Koski, T. and Loges, W. , On minimum contrast estimation for Hilbert space valued stochastic differential equations, *Stochastics* **16** (1985), 217-225.
- [14] Liptser, R.S. and Shiryaev, A.N., *Statistics of Random Processes I, II*, Springer, Berlin, 1977, 1978.
- [15] Lototsky, S.V. and Rozovskii, B. L., Spectral asymptotics of some functionals arising in statistical inference for SPDEs, *Stoch. Process Appl.* **79** (1999), 69-94.
- process, *Random Operators and Stochastic Equations* **8** (2000), 51-70.
- [6] Carmona, R. and Rozovskii, B.L., *Stochastic Partial Differential Equations: Six Perspectives*, American mathematical Society, Rhode-Island, 1999.
- [7] Huebner, M., A characterization of asymptotic behaviour of maximum likelihood estimators for stochastic PDE's, *Math. Methods. Statist.* **6** (1997), 395-415.
- [8] Huebner, M., Has'minskii, R.Z. and Rozovskii, B.L., Two examples of parameter estimation for stochastic partial differential equations, In : S. Cambanis, J.K. Ghosh, R.L. Karandikar, P.K. Sen (Eds.) *Stochastic Processes, Freschrift in Honour of G. Kallianpur*, Springer, Berlin, p. 149-160, 1992.
- [9] Huebner, M. and Lototsky, S., Asymptotic analysis of the sieve estimator for a class of SPDEs, *Scand. J. Statist.* **27** (2000), 353-370.
- [10] Huebner, M. and Rozovskii, B.L., On the asymptotic properties of maximum likelihood estimators for parabolic stochastic PDEs, *Prob. Theor. Rel. Fields* **103** (1995), 143-163.
- [11] Ibragimov, I.A. and Khasminskii, R.Z. (1998) : Estimation problems for coefficients of stochastic partial differential equations, Part I *Theory Probab. Appl.* **43**, 370-387.
- [12] Koski, T. and Loges, W., Asymptotic statistical inference for a stochastic heat flow problem, *Statist. Prob. Letters* **3** (1985), 185-189.
- [13] Koski, T. and Loges, W. , On minimum contrast estimation for Hilbert space valued stochastic differential equations, *Stochastics* **16** (1985), 217-225.
- [14] Liptser, R.S. and Shiryaev, A.N., *Statistics of Random Processes I, II*, Springer, Berlin, 1977, 1978.
- [15] Lototsky, S.V. and Rozovskii, B. L., Spectral asymptotics of some functionals arising in statistical inference for SPDEs, *Stoch. Process Appl.* **79** (1999), 69-94.