

УДК 517.9

Наконечний О. Г.¹, д.ф.-м.н., проф.,
Шушарін Ю. В.², к.ф.-м.н.,
Демиденко С. В.³, асист.

O. G. Nakonechniy¹, Doc. Sci., prof.,
Yu. V. Shusharin², senior teacher
S. V. Demydenko³, assistant.

Гарантовані оцінки середнього значення випадкових послідовностей

Guaranteed estimation of average random sequences

¹ Київський національний університет імені
Тараса Шевченка, 83000, м. Київ, пр-т.
Глушкова 4д,
e-mail: a.nakonechniy@gmail.com

¹ Taras Shevchenko National University of Kyiv,
83000, Kyiv, Glushkova st., 4d,
e-mail: a.nakonechniy@gmail.com

² Київський національний економічний
університет імені Вадима Гетьмана, 03680,
Україна, Київ, проспект Перемоги, 54/1,
e-mail: shusharin@meta.ua

² National Economic University named after Vadym
Hetman, 03680, Kyiv, Prospect Peremogy 54/1
e-mail: shusharin@meta.ua

³ Київський національний університет імені
Тараса Шевченка, 83000, м. Київ, пр-т.
Глушкова 4д,
e-mail: s.demydenko@gmail.com

³ Taras Shevchenko National University of Kyiv,
83000, Kyiv, Glushkova st., 4d,
e-mail: s.demydenko@gmail.com

Досліджуються проблеми оцінки середнього значення нестационарної послідовності із невідомими кореляційними матрицями. Припускається, що відомі обмеження на перші різниці середніх значень та обмеження на кореляційні матриці.

Для гарантованих лінійних середньоквадратичних оцінок одержані вирази для похибок. При певних обмеженнях на множини, яким належать середні значення та кореляційні матриці показано, що такі оцінки виражаються через розв'язки систем різницевих рівнянь.

Ключові слова: математична статистика, оцінка середніх значень, випадкові величини, кореляційна матриця, різницеве рівняння.

One of mathematical statistics tasks is the problem of assessing the mean values of random variables by the observations. In the case when distribution class of the random variable is known can (apply) be applied the method of maximum probability. Obtained estimations may have good asymptotic properties after repeated observation of their values. For a single observation of stationary sequences of random variables value (using) are used linear estimations. If the sequence of random variables is non-stationary, then it is possible to get a good estimation if set, which owns sequence of average values, is known.

The problems of the estimation of average value for non-stationary sequences with unknown correlation matrix are investigated. It is assumed that the restriction on the first differences of averages and restrictions on the correlation matrix are given.

For guaranteed linear RMS estimates are derived expressions for the errors(faults). Under certain restrictions on the sets, which contain average values and correlation matrices is showed that such estimates are expressed through solutions of difference equations systems.

Key Words: mathematical statistics, estimation of mean values, random variables, correlation matrix difference equation.

Статтю представив д.т.н., проф. Гаращенко Ф.Г.

Нехай θ_k , $k = \overline{0, N-1}$ послідовність випадкових величин із значеннями в R^1 та невідомими середніми вигляду $E\theta_k = h_k x_{1,k} + x_{2,k} b_k$. Припустимо далі, що

$h_k, b_k, k = \overline{0, N-1}$ задані послідовності, а кореляційна матриця $R = (r_{kj})$, $k, j = \overline{0, N-1}$, $\sigma^2(u, c) = \infty$ невідома. Нехай також спостерігаються реалізації θ_k , які ми

позначимо через $y_k, k = \overline{0, N-1}$ і відомо, що вектор $x^T = (x_{1,0}, \dots, x_{1,N-1}, x_{2,0}, \dots, x_{2,N-1})$ та кореляційна матриця R належать множинам G_1 і G_2 у відповідних просторах. Позначимо через L матрицю розмірності $m \times 2(N-1)$, $m \leq 2(N-1)$.

Означення 1. Лінійною оцінкою вектора Lx за спостереженнями y_0, \dots, y_{n-1} назовемо вираз

$$\hat{L}x = \sum_{k=0}^{N-1} u_k y_k + c, \quad (1)$$

де u_k, c із простору R^m .

Означення 2. Гарантованою лінійною середньоквадратичною оцінкою (ГЛСК оцінкою) називають вектор $\hat{L}x$, що знаходиться з умови

$$\inf_{u_k, c} \sup_{G_1, G_2} \left\{ E |Lx - \hat{L}x|^2 \right\}^{\frac{1}{2}} = \sup_{G_1, G_2} \left\{ E |Lx - \hat{L}x|^2 \right\}^{\frac{1}{2}} = \sigma, \quad (2)$$

де σ називають похибкою такої оцінки.

Розглянемо далі випадок, коли множини G_1 та G_2 мають вигляд:

$$G_1 = \left\{ x : \sum_{k=0}^{N-1} (x_{1,k+1} - x_{1,k})^2 q_{1,k} + \sum_{k=0}^{N-1} x_{2,k}^2 q_{2,k} \leq 1 \right\}, \quad (3)$$

$$G_2 = \{ R : sp QR \leq 1 \}, \quad (4)$$

де $q_{1,k}, q_{2,k}$ – задані додатні числа, Q – додатно означена матриця.

Запишемо вектор Lx у вигляді

$$Lx = \sum_{k=0}^{N-1} l_k x_{1,k} + \sum_{k=0}^{N-1} g_k x_{2,k} + l_N x_{1,N},$$

де l_0, \dots, l_N – вектори із простору R^m .

Твердження 1. Має місце рівність

$$\begin{aligned} \sup_{G_1, G_2} E |Lx - \hat{L}x|^2 &= \sup_{G_1} \left| \sum_{k=0}^{N-1} z_{k+1} (x_{1,k+1} - x_{1,k}) + \right. \\ &+ z_0 x_{1,0} - \left. \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k) x_{2,k} - c \right|^2 + \\ &+ \sup_{G_2} E \left| \sum_{k=0}^{N-1} u_k \xi_k \right|^2 = \sigma^2(u, c), \end{aligned} \quad (5)$$

де вектори $z_k \in R^m$ визначаються із рівняння

$$\begin{aligned} \Delta_- z_k &= z_k - z_{k+1} = l_k - h_k u_k, \quad k = \overline{0, N-1}, \\ z_N &= l_N, \quad \xi_k = \theta_k - E\theta_k. \end{aligned} \quad (6)$$

Доведення. Оскільки

$$\begin{aligned} Lx - \hat{L}x &= \sum_{k=0}^{N-1} l_k x_{1,k} + \sum_{k=0}^{N-1} g_k x_{2,k} + l_N x_{1,N} - \\ &- \sum_{k=0}^{N-1} u_k h_k x_{1,k} - \sum_{k=0}^{N-1} u_k b_k x_{2,k} - c - \sum_{k=0}^{N-1} u_k \xi_k = \\ &= \sum_{k=0}^{N-1} (l_k - u_k h_k) x_{1,k} + l_N x_{1,N} + \\ &+ \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k) x_{2,k} - c - \sum_{k=0}^{N-1} u_k \xi_k, \end{aligned}$$

то

$$\begin{aligned} E |Lx - \hat{L}x|^2 &= \left| \sum_{k=0}^{N-1} (l_k - u_k h_k) x_{1,k} + l_N x_{1,N} + \right. \\ &+ \left. \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k) x_{2,k} \right|^2 + E \left| \sum_{k=0}^{N-1} u_k \xi_k \right|^2. \end{aligned}$$

Зауважимо далі, що якщо z_k є розв'язком рівняння (6), то

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{N-1} (l_k - u_k h_k) x_{1,k} + l_N x_{1,N} &= \sum_{k=0}^{N-1} \Delta_- z_k x_{1,k} + l_N x_{1,N} = \\ &= \sum_{k=0}^{N-1} z_{k+1} (x_{1,k+1} - x_{1,k}) + z_0 x_{1,0}. \end{aligned}$$

Враховуючи ці рівності одержимо потрібне співвідношення (5).

Позначимо через U множину $U = \{u : z_0 = 0\}$.

Твердження 2. Справедлива рівність

$$\inf_c \sigma^2(u, c) = \begin{cases} \infty, & u \notin U, \\ \sigma^2(u), & \end{cases} \quad (7)$$

де

$$\sigma^2(u) = \lambda_{\max}(P_1) + \lambda_{\max}(P_2), \quad (8)$$

$$P_1 = \sum_{k=0}^{N-1} z_{k+1} z_{k+1}^T q_{1k} + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k) (g_k - u_k b_k)^T q_{2k}^{-1},$$

$$P_2 = \sum_{k,j=0}^{N-1} u_k u_j^T q_{kj},$$

де q_{kj} – елементи матриці Q^{-1} , $\lambda_{\max}(\cdot)$ – максимальні власні числа матриць P_1 та P_2 відповідно.

Доведення. Із рівності (5) випливає, що якщо $u \notin U$, то $\sigma^2(u, c) = \infty$. Далі зауважимо, що при $u \in U$

$$\sup_{G_1} \left| \sum_{k=0}^{N-1} z_{k+1} (x_{1,k+1} - x_{1,k}) + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k) x_{2,k} - c \right|^2 \geq$$

$$\geq \sup_{|a| \leq 1} \sup_{G_1} \left[\sum_{k=0}^{N-1} (z_{k+1}, a)(x_{1,k+1} - x_{1,k}) + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, a)x_{2,k} \right]^2 = \sup_{|a| \leq 1} \sup_{G_1} J^2(x, a).$$

Оскільки

$$J^2(x, a) \leq \sum_{k=0}^{N-1} (z_{k+1}, a)^2 q_{1k}^{-1} + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, a)^2 q_{2k}^{-1}$$

і знак рівності досягається при

$$x_{1,k+1} - x_{1,k} = q_{1k}^{-1}(z_{k+1}, a)F(u),$$

$$x_{2,k} = q_{2k}^{-1}(g_k - u_k b_k, a)F(u), \text{ де}$$

$$F^{-1}(u) = \left\{ \sum_{k=0}^{N-1} (z_{k+1}, a)^2 q_{1k}^{-1} + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, a)^2 q_{2k}^{-1} \right\}^{\frac{1}{2}},$$

то при $u \in U$

$$\sup_{G_1} J^2(x, a) = \sum_{k=0}^{N-1} (z_{k+1}, a)^2 q_{1k}^{-1} + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, a)^2 q_{2k}^{-1} = (P_1 a, a),$$

то

$$\sup_{|a| \leq 1} \sup_{G_1} J^2(x, a) = \sup_{|a| \leq 1} (P_1 a, a) = \lambda_{\max}(P_1).$$

Крім того, в силу рівності

$$\begin{aligned} \sup_{G_2} E \left| \sum_{k=0}^{N-1} u_k \xi_k \right|^2 &= \sup_D \left| \sum_{k=0}^{N-1} u_k v_k \right|^2 = \\ &= \sup_{|a| \leq 1} \sup_D \left[\sum_{k=0}^{N-1} (u_k, a)v_k \right]^2 = \sup_{|a| \leq 1} \sup_{(Qv, v) \leq 1} (u, v)^2 = \\ &= \sup_{|a| \leq 1} (Q^{-1}u, u) = \sup_{|a| \leq 1} \sum_{k,j=0}^{N-1} q_{kj}(u_k, a)(u_j, a) = \\ &= \sup_{|a| \leq 1} (P_2 a, a) = \lambda_{\max}(P_2), \end{aligned}$$

де $D = \{v : (Qv, v) \leq 1\}$, $v^T = (v_0, \dots, v_{N-1})$,
 $u^T = ((u_0, a), \dots, (u_{N-1}, a))$, одержимо, що при
 $u \in U$

$$\sigma^2(u, c) \geq \lambda_{\max}(P_1) + \lambda_{\max}(P_2),$$

звідки

$$\inf_c \sigma^2(u, c) = \lambda_{\max}(P_1) + \lambda_{\max}(P_2),$$

що і потрібно було показати.

Наслідок 1. Для ГЛСК оцінки $\hat{c} = 0$.

Наслідок 2. Існують вектори \hat{u}_k , $k = 0, N-1$, такі що

$$\inf_{u_k \in G_1, G_2} \sup E \left| Lx - \sum_{k=0}^{N-1} u_k y_k \right|^2 = \sup_{G_1, G_2} E \left| Lx - \sum_{k=0}^{N-1} \hat{u}_k y_k \right|^2. \quad (9)$$

Доведення. Функція $\sigma_1(u) = \inf_c \sigma^2(u, c)$ є неперервною опуклою і такою, що $\lim_{\sum_{k=0}^{N-1} |u_k|^2 \rightarrow \infty} \sigma_1(u) = \infty$. Множина U – опукла та замкнена. Звідки випливає існування векторів \hat{u}_k , таких, що виконується рівність (9).

Наслідок 3. Нехай матриця R відома та невиворнена. Тоді існує єдина ГЛСК оцінка.

Доведення. Оскільки $\inf_c \sigma^2(u, c) = \lambda_{\max}(P_1) + \sum_{k,j=0}^N r_{kj}(u_k, u_j)$, а матриця R невиворнена, то функція $\sigma_1(u) = \inf_c \sigma^2(u, c)$ є сильно опуклою на непорожній опуклій замкненій множині U . Звідки випливає єдиність ГЛСК оцінки.

Розглянемо більш детально випадок, коли похибка оцінки вектора $\hat{L}x$ має вигляд

$$\delta(u, c) = \left\{ \sum_{j=1}^m \max_{G_1, G_2} E(e_j, Lx - \hat{L}x)^2 \right\}^{\frac{1}{2}}, \quad (10)$$

де e_1, \dots, e_m – орти в просторі R^m .

Введемо вектори p_k як розв'язки системи рівнянь

$$\begin{cases} \Delta_+ p_k = p_{k+1} - p_k = q_{1k}^{-1} \hat{z}_{k+1}, & p_0 = \lambda, \\ \Delta_- z_k = l_k - h_k \hat{u}_k, & k = 0, N-1, \\ z_N = l_N, & z_0 = 0, \end{cases} \quad (11)$$

де вектори \hat{u}_k визначаються із рівнянь

$$\hat{u}_k b_k^2 q_{2k}^{-1} + \sum_{i=0}^{N-1} q_{ki} \hat{u}_i = h_k p_k + g_k b_k q_{2k}^{-1}. \quad (12)$$

Твердження 3. Існує єдина ГЛСК оцінка, що має вигляд $\hat{L}x = \sum_{k=0}^{N-1} \hat{u}_k y_k$, де \hat{u}_k визначаються із системи рівнянь (11), (12) при цьому

$$\begin{aligned} \inf_{u, c \in G_1, G_2} \sup \delta^2(u, c) &= \sum_{k=0}^{N-1} sp \hat{z}_{k+1} \hat{z}_{k+1}^T q_{1k}^{-1} + \\ &+ \sum_{k=0}^{N-1} sp (g_k - \hat{u}_k b_k)(g_k - \hat{u}_k b_k)^T q_{2k}^{-1} + \sum_{i,j}^{N-1} sp \hat{u}_i \hat{u}_j^T q_{ij}. \end{aligned} \quad (13)$$

Доведення. Нехай $z_k, k = \overline{0, N-1}$ розв'язок рівнянь (11), а $u \in U$. Тоді будемо мати рівність

$$(e_j, Lx - \hat{L}x) = \sum_{k=0}^{N-1} (z_k, e_j) x_{1,k} - \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, e_j) x_{2,k} - (c, e_j) + \sum_{k=0}^{N-1} (u_k, e_j) \xi_k.$$

Звідки

$$\sup_{G_1, G_2} E(e_j, Lx - \hat{L}x)^2 = J_{1j}(u, c) + J_{2j}(u, c),$$

де

$$J_{1j}(u, c) = \sup_{G_1} \left(\sum_{k=0}^{N-1} (z_k, e_j) x_{1,k} - \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, e_j) x_{2,k} - (c, e_j) \right)^2,$$

$$J_{2j}(u, c) = \sup_{G_2} E(u^{(j)}, \xi)^2,$$

$$u^{(j)} = ((u_{0j}, e_j), \dots, (u_{N-1j}, e_j))^T, \quad \xi = (\xi_0, \dots, \xi_N)^T.$$

Оскільки

$$\delta^2(u, c) = \sum_{j=1}^m J_{1j}(u, c) + \sum_{j=1}^m J_{2j}(u, c),$$

то

$$\delta_1^2(u) = \inf_c \delta^2(u, c) = \inf_c \sum_{j=1}^m J_{1j}(u, c) + \sum_{j=1}^m J_{2j}(u) = \sum_{j=1}^m J_{1j}(u, 0) + \sum_{j=1}^m J_{2j}(u).$$

В силу узагальнених нерівностей Коші-Буняковського одержимо

$$J_{1j}(u, 0) = \sum_{k=0}^{N-1} (z_{k+1}, e_j)^2 q_{1k}^{-1} + \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k, e_j)^2 q_{2k}^{-1}.$$

$$J_{2j}(u, 0) = (Q^{-1} u^{(j)}, u^{(j)}) = \sum_{k,i} q_{ki} (u_k, e_j)(u_i, e_j).$$

$$\text{Тобто } \delta_1^2(u) = \sum_{k=0}^{N-1} \sum_{j=1}^m (z_{k+1}, e_j)^2 q_{1k}^{-1} +$$

$$+ \sum_{k=0}^{N-1} \sum_{j=1}^m (g_k - u_k b_k, e_j)^2 q_{2k}^{-1} +$$

$$+ \sum_{k,i=0}^{N-1} \sum_{j=1}^m q_{ki} (u_k, e_j)(u_i, e_j) = \sum_{k=0}^{N-1} sp z_{k+1} z_{k+1}^T q_{1k}^{-1} +$$

$$+ \sum_{k=0}^{N-1} (g_k - u_k b_k)(g_k - u_k b_k)^T q_{2k}^{-1} + \sum_{k,i=0}^{N-1} sp q_{ki} u_k u_i^T.$$

Оскільки функція $\delta_1^2(u)$ сильно опукла, а множина U непорожня, опукла і замкнена та

існує єдиний вектор $\hat{u} = (\hat{u}_0, \dots, \hat{u}_N)$ такий, що $\inf_{u \in U} \delta_1^2(u) = \delta_1^2(\hat{u})$.

Введемо функцію Лагранжа

$$\delta_\lambda^2(u) = \delta^2(u) + 2(\lambda, z_0).$$

Існують вектор \hat{u} та множник λ такі, що

$$\left. \frac{d}{d\tau} \delta_\lambda^2(\hat{u} + \tau v) \right|_{\tau=0} \equiv 0 \quad \forall v = (v_0, \dots, v_N)^T.$$

Враховуючи, що \hat{z}_k і p_k є розв'язками системи рівнянь (11), (12) одержимо

$$\left. \frac{1}{2} \delta_\lambda^2(\hat{u} + \tau v) \right|_{\tau=0} = \sum_{k,i} sp q_{ik} \hat{u}_i v_k^T - \sum_k sp h_k p_k v_k^T - \sum_k sp (g_k - \hat{u}_k b_k) q_{2k}^{-1} v_k^T \equiv 0.$$

Звідки для $\hat{u}_k, k = \overline{0, N-1}$ одержимо систему рівнянь (12).

Розглянемо далі випадок, коли $m=1$, а величини Lx мають вигляд

$$Lx = \sum_{k=0}^{N-1} l_k x_{1,k} + l_N x_{1,N}.$$

Введемо величини \hat{p}_k та \hat{x}_k як розв'язок системи рівнянь

$$\begin{cases} \Delta_- \hat{p}_k = \sum_{j=0}^N \tilde{q}_{kj} (y_j - h_j \hat{x}_j), \\ \hat{p}_0 = 0, \hat{p}_N = 0, \\ \Delta_+ \hat{x}_{1,k} = q_{1k}^{-1} \hat{p}_{k+1}, \end{cases} \quad (14)$$

де \tilde{q}_{kj} – елементи матриці $(B + Q^{-1})^{-1}$, $B = \text{diag}(b_0 q_{20}^{-1}, \dots, b_N q_{2N}^{-1})$.

Нехай величини p_k, \hat{z}_k є розв'язками систем рівнянь (11) при $m=1, g_k=0$, а величини \hat{p}_k та \hat{x}_k задовольняють рівняння (14). Тоді має місце

Твердження 4. ГСКЛ оцінка має вигляд

$$\hat{L}x = \sum_{k=0}^{N-1} \hat{u}_k y_k = \sum_{k=0}^{N-1} l_k \hat{x}_{1k} + l_N \hat{x}_N, \quad (15)$$

При цьому

$$\sup_{G_1, G_2} E \left| Lx - \hat{L}x \right|^2 = \sum_{k=0}^{N-1} l_k p_k + l_N p_N. \quad (16)$$

Доведення. Враховуючи твердження 3 будемо мати рівність

$$\delta_1^2(\hat{u}) = \sum_{k=0}^{N-1} \hat{z}_{k+1}^2 q_{1k}^{-1} + \sum_{k=0}^{N-1} \hat{u}_k^2 b_k^2 q_{2k}^{-1} + \sum_{k,j} q_{kj} \hat{u}_k \hat{u}_j.$$

Оскільки

$$\sum_k \hat{u}_k^2 b_k^2 q_{2k}^{-1} + \sum_k \sum_j q_{kj} \hat{u}_k \hat{u}_j = \sum_k \hat{u}_k h_k p_k,$$

а

$$\begin{aligned} \sum_k \hat{z}_{k+1}^2 q_{1k}^{-1} &= \sum_k \hat{z}_{k+1} \Delta_+ p_k = \sum_k \Delta_- z_k p_k + l_N p_N = \\ &= \sum_k l_k p_k + l_N p_N - \sum_k \hat{u}_k h_k p_k, \end{aligned}$$

то із цих співвідношень одержимо рівність (16).

Далі запишемо систему рівнянь (11) при $m=1, g_k=0$ у векторній формі, тобто

$$\begin{aligned} B\hat{u} + Q^{-1}u &= Hp, H = \text{diag}(h_0, \dots, h_N), \\ p^T &= (p_0, \dots, p_N). \end{aligned}$$

Звідки $\hat{u} = (B + Q^{-1})^{-1} Hp$. Оскільки

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^N \hat{u}_k y_k &= (\hat{u}, y) = ((B + Q^{-1})^{-1} Hp, y) = \\ &= (p, H^T (B + Q^{-1})^{-1} y) = \sum_k p_k h_k \sum_j \tilde{q}_{kj} y_j \end{aligned}$$

із системи рівнянь (14) одержимо

$$\sum_k p_k h_k \sum_j \tilde{q}_{kj} y_j = \sum_{k=0}^{N-1} l_k \hat{x}_{1k} + l_N \hat{x}_{1N},$$

що і потрібно було показати.

Запропонований вище алгоритм для обчислення гарантованих лінійних середньоквадратичних оцінок реалізований у програмному середовищі Wolfram

Список використаних джерел

1. Наконечний О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності / О.Г. Наконечний. // Наукові записки КНУ ім. Т.Г. Шевченка. – 2004. – Том 7. – С. 78 – 81.
2. Наконечный А.Г. Гарантированные оценки параметров линейных алгебраических уравнений при нестационарных наблюдениях / О.Г. Наконечный, С.В. Демиденко. // Проблемы управления и информатики. – 2014. – №1. – С. 23-31.
3. Жук С.М. Оцінювання розв'язків алгебраїчно-диференціальних рівнянь в умовах невизначеності / С.М. Жук, О.Г. Наконечний. – Рівне: НУВГП, 2009. – 120 с.

Mathematica, результати обчислень наведемо для наступного прикладу.

Моделювання спостережень y_k , $k = \overline{0, N-1}$, $N = 20$ здійснювалося за умови $x_{1,k} = \ln(k+2) + 2^{(k-1)} * \sin(k)$, $h_k = 1$, $b_k = 0$, ξ_k – нормально розподілена величина з параметрами 0 та $\sqrt{2}$. Крім цього $q_{k1} = 1$, $q_{k2} = 0$.

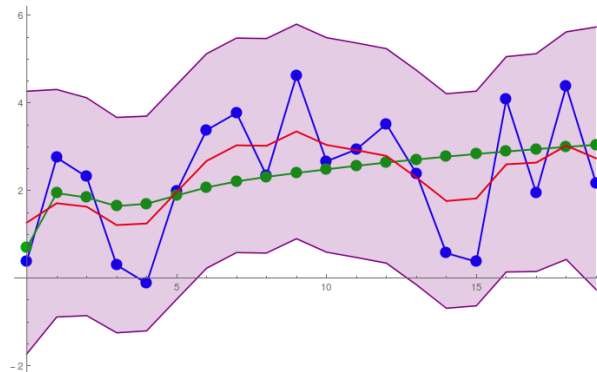


Рис. 1. Графіки істинного значення вектору $x_{1,k}$, спостереження та ГЛСК оцінка.

На рисунку 1 зображено графіки істинного значення вектору $x_{1,k}$ (майже пряма лінія в центрі графіку з колами у вузлах), спостереження та ГЛСК оцінка (найбільш «зашумлена» лінія з колами, та суцільна тонка лінія відповідно). Інтервал 3σ зображений на графіку як затемнена область.

References

1. NAKONECHNIY, O. (2004) *Estimation of parameters under uncertainty*. Scientific Notes KNU T. Shevchenko. – V. 7. –pp. 78–81.
2. NAKONECHNIY, O., DEMIDENKO S. (2014) *Guaranteed estimates of the parameters of linear algebraic equations with time-dependent observations*. Control and Informatics. –№1. – pp. 23-31.
3. ZHUK, S., NAKONECHNIY, O. (2009) *Evaluation of solutions of differential equations algebraically under uncertainty*. –Rivne: NUVGP. –P. 120.

Надійшла до редколегії 25.11.14

Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Серія фізико-математичні науки, 2014, №.4.

УДК 517.9

Наконечний О. Г., Шушарін Ю. В., Демиденко С. В.

Гарантовані оцінки середнього значення випадкових послідовностей

Укр.

Бібл. 3 назв.

Досліджуються проблеми оцінки середнього значення нестационарної послідовності із невідомими кореляційними матрицями. Припускається, що відомі обмеження на перші різниці середніх значень та обмеження на кореляційні матриці.

Для гарантованих лінійних середньоквадратичних оцінок одержані вирази для похибок. При певних обмеженнях на множини, яким належать середні значення та кореляційні матриці показано, що такі оцінки виражаються через розв'язки систем різницевих рівнянь.

Ключові слова: математична статистика, оцінка середніх значень, випадкові величини, кореляційна матриця, різницеве рівняння.

УДК 517.9

Наконечный А.Г., Шушарин Ю. В., Демиденко С.В.

Гарантированные оценки среднего значения случайных последовательностей

Рус.

Библ. 3 назв.

Исследуются проблемы оценки среднего значения нестационарной последовательности с неизвестными корреляционными матрицами. Предполагается, что известные ограничения на первые разности средних значений и ограничения на корреляционные матрицы.

Для гарантированных линейных среднеквадратических оценок полученные выражения для погрешностей. При определенных ограничениях на множества, которым принадлежат средние значения и корреляционные матрицы показано, что такие оценки выражаются через решения систем разностных уравнений.

Ключевые слова: математическая статистика, оценка средних значений, случайные величины, корреляционная матрица, разностное уравнение.

O.G. Nakonechniy, Yu.V. Shusharin, S.V. Demidenko

Guaranteed estimation of average random sequences

English

Bibliography 3 title

One of mathematical statistics tasks is the problem of assessing the mean values of random variables by the observations. In the case when distribution class of the random variable is known can (apply) be applied the method of maximum probability. Obtained estimations may have good asymptotic properties after repeated observation of their values. For a single observation of stationary sequences of random variables value (using) are used linear estimations. If the sequence of random variables is non-stationary, then it is possible to get a good estimation if set, which owns sequence of average values, is known.

The problems of the estimation of average value for non-stationary sequences with unknown correlation matrix are investigated. It is assumed that the restriction on the first differences of averages and restrictions on the correlation matrix are given.

For guaranteed linear RMS estimates are derived expressions for the errors(faults). Under certain restrictions on the sets, which contain average values and correlation matrices is showed that such estimates are expressed through solutions of difference equations systems.

Key Words: mathematical statistics, estimation of mean values, random variables, correlation matrix difference equation.