

УДК 629.7

Рустам Камілович Мурасов

УДОСКОНАЛЕННЯ МЕТОДУ ОПТИМАЛЬНОЇ СУМІСНОЇ ЛІНІЙНОЇ ФІЛЬТРАЦІЇ І ЕКСТРАПОЛЯЦІЇ ЗАДАЧІ ПРОГНОЗУ, ЯКИЙ ПОВНІСТЮ ВРАХОВУЄ ВЛАСТИВОСТІ РЕАЛЬНОГО ВИПАДКОВОГО ПРОЦЕСУ

Прогнозування процесів завдяки розвитку ЕОМ вже широко впроваджується у всіх сферах науки. І ті методи, які раніше через обчислювальні обмеження техніки не застосовувались, вже отримали широке впровадження. У роботах [1,2,3] показано широке впровадження методу прогнозування на основі канонічного розкладення векторного випадкового процесу. Це дає широкі можливості по отриманню прогнозу для складних, взаємозалежних процесів. Така реалізація надала змогу удосконалити метод канонічного розкладення випадкового процесу завдяки отриманим потужностям ЕОМ. Метою даною статті є удосконалення методу лінійної фільтрації і екстраполяції векторного випадкового процесу для задачі прогнозу траєкторії літака-винищувача на етапі заходу на посадку, який базується на канонічному розкладанні векторного випадкового процесу з побудовою змішаної послідовності його складових.

У роботах [3,4] показано, що інформація про випадковий процес $(Z(t), X(t))$ використана в повному обсязі, а фільтр – екстраполятор не забезпечує абсолютноого мінімуму середнього квадрату помилки прогнозу, оскільки при його формуванні використано метод спільної лінійної фільтрації і екстраполяції на базі повної априорної інформації про процес $(Z(t), X(t))$. Останній є оптимальним для результатів вимірювань $\overset{\circ}{z}(\mu)$, $\mu = \overline{1, k}$, але не оцінок $\overset{\circ}{x}(\mu)$, $\mu = \overline{1, k}$. Виникаюче у зв'язку з різницею ймовірностей $\overset{\circ}{z}(\mu)$ і $\overset{\circ}{x}(\mu)$, $\mu = \overline{1, k}$ розузгодження має місце і в методі сумісної лінійної фільтрації і екстраполяції реалізації випадкового процесу $X(t)$ з врахуванням інформації математичного очікування випадкового процесу $Z(t)$, що спостерігається. Очевидно, що усунення вказаного розузгодження може сприяти додатковому зниженню похибки екстраполяції. Один з можливих методів і розглядається в статті.

Для досягнення визначені мети сформулюємо “змішану” випадкову послідовність

$$\overset{\circ}{\{X\}} = \overset{\circ}{\{X(1), X(2), \dots, X(k), X(i = k+1), \dots, X(I)\}},$$

яка сполучує в собі дані о процесі $\overset{\circ}{X}(t)$ для $k < i \leq I$. Для цієї послідовності стандартним методом може бути отримано канонічне розкладення, яке є основою для формування методу прогнозу.

Розглянемо особливості побудови такого методу для зростаючих k .

Для $k = 1$ випадкова величина $\overset{\circ}{X}(1)$ (результат множини фільтрації) запишеться так

$$\overset{\circ}{X}(1) = P_1 \overset{\circ}{Z}(1). \quad (1)$$

В даному виразі P_1 - коефіцієнт оптимальної лінійної фільтрації, який визначається, як і раніше, з умови $M[\|\overset{\circ}{X}(1) - \overset{\circ}{X}(2)\|^2] = \min$.

Властивості величини $\overset{\circ}{X}(1)$ визначаються співвідношеннями

$$D_{\overset{\circ}{X}}(1) = P_1^2 D_Z(1), \quad (2)$$

$$R_{\overset{\circ}{X}, x}(1, i) = P_1 R_{zx}(1, i), \quad i = \overline{2, I}. \quad (3)$$

Здійснивши заміну випадкової величині $\overset{\circ}{X}(1)$ в послідовності $\overset{\circ}{\{X\}} = X(i), \quad i = \overline{1, I}$ випадковою величиною $\overset{\circ}{X}(1)$, отримаємо послідовність $\overset{\circ}{\{X\}}$, канонічний розклад для якої запишеться стандартним способом

$$\overset{\circ}{X}(i) = \sum_{v=1}^i Q_v^{(1)} \zeta_v^{(1)}, \quad i = \overline{1, I}. \quad (4)$$

На базі канонічного розкладення (4) може бути стандартним методом реалізований стандартний метод оптимальної екстраполяції центрованої реалізації випадкового процесу $X(t)$ при наявності першого відомого значення $z(1)$

$$m_x^{(1)}(i) = \overset{\circ}{x}(i) \zeta_1^{(1)}(i) = z(1) P_1 \zeta_1^{(1)}(i), \quad i = \overline{2, I}. \quad (5)$$

$\zeta_1^{(1)}(i)$ визначається співвідношенням

$$\zeta_1^{(1)}(i) = \frac{1}{D_{Q_1^{(1)}}} R_{\hat{x},x}(1,i), \quad i = \overline{1,I}, \quad (6)$$

де $D_{Q_1^{(1)}} = D_{\hat{x}}(1)$.

Таким чином, для $k=1$ задача вирішена, оскільки в даному випадку згадане раніше розузгодження усунуто.

Розглянемо реалізацію ідеї узгодженої сумісної фільтрації і екстраполяції для $k=2$. При цьому випадкова величина $\overset{\circ}{X}(2)$ формується стандартним чином як

$$\overset{\circ}{X}(2) = (1 - P_2) m_{\overset{\circ}{X}}^{(1)}(2) + p_2 \overset{\circ}{Z}(2), \quad (7)$$

що повністю визначає послідовність

$$\{\overset{\circ}{X}(2)\} = \{\overset{\circ}{X}(1), \overset{\circ}{X}(2), \overset{\circ}{X}(3), \dots, \overset{\circ}{X}(I)\}.$$

Для послідовності $\{\overset{\circ}{X}(2)\}$ може бути отримано канонічне розкладення

$$\overset{\circ}{X}(2)(i) = \sum_{v=1}^i Q_v^{(2)} \zeta_v^{(2)}, \quad i = \overline{1,I}. \quad (8)$$

Сформований на базі канонічного розкладення (8) метод оптимальної лінійної сумісної фільтрації і екстраполяції при наявності двох перших вимірювань $z(\mu)$, $\mu = \overline{1,2}$ має вигляд

$$\begin{aligned} m_{\overset{\circ}{X}}^{(2)}(i) &= x(1)[\zeta_1^{(2)}(i) - \zeta_1^{(2)}(2)\zeta_2^{(2)}(i)] + \\ &+ x(2)\zeta_2^{(2)}(i) = z(1)P_1[\zeta_1^{(2)}(i) - \zeta_1^{(2)}(2)\zeta_2^{(2)}(i)] + \\ &+ (1 - P_2)\zeta_1^{(2)}(i)\zeta_2^{(2)}(i) + z(2)P_2\zeta_2^{(2)}(i), \quad i = \overline{3,I}. \end{aligned} \quad (9)$$

У даному випадку $\zeta_1^{(1)}(2)$ визначається з співвідношення (6), а вирази для визначення $\zeta_v^{(2)}(i)$, $v = \overline{1,2}$, $i = \overline{3,I}$, $\zeta_1^{(2)}(2)$ мають вигляд

$$\zeta_1^{(2)}(2) = \frac{R_{\hat{x}}(1,2)}{D_{Q_1^{(2)}}}; \quad (10)$$

$$\zeta_1^{(2)}(I) = \frac{R_{\hat{x}}(I,i)}{D_{Q_1^{(i)}}}; \quad i = \overline{3,I}; \quad (11)$$

де $D_{Q_1^{(2)}}(i) = D_{\hat{x}}(1)$;

$$\begin{aligned} \zeta_2^{(2)}(i) &= \frac{1}{D_{Q_2^{(2)}}}[R_{\hat{x}x}(2,i) - \\ &- D_{Q_1^{(2)}}\zeta_1^{(2)}(2)\zeta_1^{(2)}(i)], \quad i = \overline{3,I}; \end{aligned} \quad (12)$$

де $D_{Q_1^{(2)}} = D_{\hat{x}}(2) - D_{Q_1^{(2)}}[\zeta_1^{(2)}(i)]^2$.

З аналізу виразів (7) та (12) слідує, що координатні функції $\zeta_1^{(1)}(i)$ і $\zeta_1^{(2)}(i)$ для $i = \overline{3,I}$ співпадають. Дано обставина пояснюється тим, що, по-перше, в моменти $i=1$ а $i = \overline{3,I}$ послідовність $\{\overset{\circ}{X}(2)\}$ має такі властивості, що й послідовність $\{\overset{\circ}{X}(1)\}$ і, по-друге, координатні функції $\zeta_1^{(1)}(i)$ і $\zeta_1^{(2)}(i)$ формуються в канонічних розкладеннях (5), (9) у першу чергу. Зрозуміло, що за аналогічною причиною функції $\zeta_v^{(2)}(i)$, $v = \overline{1,2}$, $i = \overline{4,I}$, $\zeta_1^{(2)}(2)$ розкладення (9) співпадають з відповідними координатними функціями канонічного розкладу послідовності $\{\overset{\circ}{X}(3)\} = \{\overset{\circ}{X}(1), \overset{\circ}{X}(2), \overset{\circ}{X}(3), \overset{\circ}{X}(4), \dots, \overset{\circ}{X}(I)\}$, що сформована на черговому етапі фільтрації.

$$Cv_{\mu}^{(k)}(i) = \begin{cases} Cv_{\mu}^{(k-1)}(i) - \\ - Cv_{\mu}^{(k-1)}(k)\zeta_k^{(v)}(i), & \mu < k; \\ \zeta_k^{(v)}(i), & \mu = k. \end{cases} \quad (13)$$

Враховуючи дане позначення, метод (10) набуває вигляду

$$\begin{aligned} m_{\overset{\circ}{X}}^{(2)}(i) &= z(1)P_1[C2_1^{(2)}(i) + \\ &+ (1 - P_2)C1_1^{(1)}(2)C2_2^{(2)}(i)] + \\ &+ z(2)P_2C2_2^{(2)}(i), \\ i &= \overline{3,I}. \end{aligned} \quad (14)$$

Отриманий метод прогнозу створює основу для формування випадкової величини $\overset{\circ}{X}(3)$

$$\overset{\circ}{X}(3) = (1 - P_3)m_{\overset{\circ}{X}}^{(2)}(3) + P_3 \overset{\circ}{Z}(3). \quad (15)$$

Канонічне розкладення послідовності $\{\overset{\circ}{X}(3)\} = \{\overset{\circ}{X}(1), \overset{\circ}{X}(2), \overset{\circ}{X}(3), \overset{\circ}{X}(4), \dots, \overset{\circ}{X}(I)\}$ має вигляд

$$X3(i) = \sum_{v=1}^i Q_v^{(3)} \zeta_v^{(3)}(i), \quad i = \overline{1,I}. \quad (16)$$

Співвідношення для визначення координатних функцій $\zeta_v^{(3)}(\mu)$, $v = \overline{1,3}$, $\mu = \overline{v,3}$, $i = \overline{4,I}$, що використовуються для формування методу прогнозу за наявності $z(\mu)$, $\mu = \overline{1,3}$, з врахуванням властивостей елементів канонічного розкладання (4) і (8) має вигляд

$$\zeta_v^{(3)}(i) = \begin{cases} \zeta_v^{(2)}(i), \\ \frac{1}{D_{Q_v^{(3)}}}[R_{\hat{x}}(v, i) - \\ - \sum_{j=1}^{v-1} D_{Q_j^{(3)}} \zeta_j^{(3)}(v) \zeta_j^{(3)}(i)], \\ \frac{1}{D_{Q_v^{(3)}}}[R_{x\hat{x}}(v, i) - \\ - \sum_{j=1}^{v-1} D_{Q_j^{(3)}} \zeta_j^{(3)}(v) \zeta_j^{(3)}(i)]. \end{cases} \quad (17)$$

$$D_{Q_v^{(3)}} = \begin{cases} D_{Q_v^{(2)}}, v = \overline{1, 2}; \\ D_{\hat{x}}(3) - \sum_{j=1}^{v-1} D_{Q_j^{(3)}} (\zeta_j^{(3)}(3))^2, v = 3. \end{cases} \quad (18)$$

Як і очікувалось, координатні функції канонічного розкладання (18), необхідні для виводу методу прогнозу при $k = 3$, відрізняються від відповідних координатних функцій розкладання (18) тільки для моменту $i=3$, яке визначає різницю між послідовностями $\{\overset{\circ}{X}_2\}$ і $\{\overset{\circ}{X}_3\}$.

Здійснюючи аналогічні попереднім перетворення, отримаємо оптимальний метод узгодженості сумісної фільтрації і екстраполяції при наявності вимірювань $\overset{\circ}{z}(\mu)$, $\mu = \overline{1, 3}$

$$\begin{aligned} \overset{\circ}{m}_x^{(3)}(i) &= \overset{\circ}{z}(1)P_1[C_3_1^{(3)}(i) + \\ &+ (1-P_2)C_1^{(1)}(2)C_2^{(2)}(i) + [C_2^{(2)}(3) + \\ &+ C_1^{(1)}(2)(1-P_2)C_2^{(2)}(3)](1-P_3)C_3^{(3)}(i) + \\ &+ z(2)P_2[C_3_2^{(3)}(i) + C_2^{(2)}(3)(1-P_3)C_3^{(3)}(i)] + \\ &+ z(3)P_3C_3^{(3)}(i). \end{aligned} \quad (19)$$

Рекурентний характер співвідношень (14), (15), (20) дозволяє записати рівняння, що описує функціонування оптимального лінійного фільтра-екстраполятора для довільного числа $k < I$ результатів послідовних вимірювань $\overset{\circ}{z}(\mu)$, $\mu = \overline{1, 3}$

$$m_{\hat{x}}^{(k)} = m_x(i) + \sum_{\mu=1}^k z(\mu)P_\mu L_\mu^{(k)}(i), \quad i = \overline{k+1, I}. \quad (20)$$

В даному випадку вагові функції $L_\mu^{(k)}(i)$, $\mu = \overline{1, k}$, $i = \overline{k+1, I}$ визначаються співвідношенням

$$L_\mu^{(k)}(i) = \sum_{j=\mu}^k N_\mu(j) C_k^{(k-1)}(i), \quad \mu = \overline{1, k}, \quad i = \overline{k+1, I} \quad (21)$$

В свою чергу $C_k^{(k-1)}(i)$ обчислюються за допомогою виразу (14), а ваги $N_\mu(j)$ визначаються рекурентними співвідношенням

$$N_\mu(j) = \begin{cases} 1, j = \mu; \\ \sum_{v=\mu}^{j-1} N_\mu(v) C_j - 1_v^{(j-1)}(j)(1-P_j), j = \overline{\mu+1, k}. \end{cases} \quad (22)$$

В якості вихідної інформації для визначення $L_\mu^{(k)}(i)$ використовуються координатні функції $\zeta_v^{(\mu)}(i)$, $\mu = \overline{1, k}$, $v = \overline{1, k}$, $i = \overline{v, I}$, які відповідають елементами канонічних розкладень послідовностей

$\overset{\circ}{\{X_\mu\}} = \{\overset{\circ}{X}_1, \dots, \overset{\circ}{X}_\mu, \overset{\circ}{X}_{\mu+1}, \dots, \overset{\circ}{X}_I\}$, $\mu = \overline{1, k}$. Вказані координатні функції визначаються рекурентними співвідношеннями

$$\zeta_v^{(\mu)}(i) = \begin{cases} \zeta_v^{(\mu-1)}(i), \\ \frac{1}{D_{Q_v^{(\mu)}}}[R_{\hat{x}}(v, i) - \\ - \sum_{j=1}^{v-1} D_{Q_j^{(\mu)}} \zeta_j^{(\mu)}(v) \zeta_j^{(\mu)}(i)], \\ \frac{1}{D_{Q_v^{(\mu)}}}[R_{x\hat{x}}(v, i) - \\ - \sum_{j=1}^{v-1} D_{Q_j^{(\mu)}} \zeta_j^{(\mu)}(v) \zeta_j^{(\mu)}(i)]. \end{cases} \quad (23)$$

$$D_{Q_v^{(\mu)}} = \begin{cases} D_{Q_v^{(\mu-1)}}, v = \overline{1, \mu-1}; \\ D_{\hat{x}}(\mu) - \sum_{j=1}^{v-1} D_{Q_j^{(\mu)}} (\zeta_j^{(\mu)}(\mu))^2, v = \mu. \end{cases} \quad (24)$$

Вирази для визначення $R_{\hat{x}}(v, \mu)$, $R_{x\hat{x}}(v, i)$, $D_{\hat{x}}(i)$ з використанням (12) мають вигляд

$$D_{\hat{x}}(i) = (1 - P_i)^2 \sum_{l=1}^{i-1} \sum_{j=1}^{i-1} R_z(l, j) P_l P_j L_1^{(i-1)}(i) \cdot \\ \cdot L_j^{(i-1)}(i) + P_i^2 D_z(i) + (1 - P_i) P_i \sum_{v=1}^{i-1} R_z(v, i) \cdot \\ \cdot P_v P_i L_v^{(i-1)}(i), \quad i = \overline{1, k}; \quad (25)$$

$$R_{\hat{x}}(v, \mu) = (1 - P_\mu)(1 - P_v) \cdot \\ \cdot \sum_{l=1}^{v-1} \sum_{j=1}^{\mu-1} R_z(l, j) P_l P_j L_1^{(v-1)}(v) L_j^{(\mu-1)}(\mu) + \\ + (1 - P_v) P_\mu \sum_{j=1}^{v-1} R_z(j, \mu) P_j L_j^{(v-1)}(v) + (1 - P_\mu) \cdot \\ \cdot P_v \sum_{j=1}^{\mu-1} R_z(j, v) P_j L_j^{(\mu-1)}(\mu) + \\ + P_v P_\mu R_z(v, \mu), \quad v, \mu = \overline{1, k}; \quad (26)$$

$$R_{\hat{x},x}(\mu, i) = (1 - P_\mu) \sum_{j=1}^{\mu-1} R_{zx}(j, i) P_j L_j^{(\mu-1)}(\mu) + \\ + P_\mu R_{zx}(\mu, i), \quad \mu = \overline{1, k}, \quad i = \overline{\mu+1, I}. \quad (27)$$

Вираз для середнього квадрату помилки фільтрації з використанням співвідношення (18) запишеться так:

$$E_\Phi(k) = M[\sum_{\mu=1}^{k-1} Z(\mu) P(\mu) L_\mu^{(k-1)}(k) + \\ + P_\mu |\tilde{Z}(k) - \tilde{X}(k)|^2].$$

Після диференціювання цього виразу по P_k і рішення відповідного рівняння отримаємо вираз для розрахунку оптимального значення P_k

$$P_k = \frac{R1_k + R2_k - R3_k}{R1_k + R2_k - 2R3_k + D_y(k)}, \quad (28)$$

де

$$R1_k = D_x(k) - 2 \sum_{\mu=1}^{k-1} R_x(\mu, k) L_\mu^{(k-1)}(k) P_\mu - \\ - 2 \sum_{\mu=1}^{k-1} R_{xy}(\mu, k) L_\mu^{(k-1)}(k) P_\mu + \\ + \sum_{\mu=1}^{k-1} \sum_{v=1}^{k-1} R_x(\mu, v) L_\mu^{(k-1)}(k) P_\mu L_v^{(k-1)}(k) P_v;$$

$$R2_k = \sum_{\mu=1}^{k-1} \sum_{v=1}^{k-1} R_x(\mu, v) L_\mu^{(k-1)}(k) P_\mu L_v^{(k-1)}(k) P_v;$$

$$R3_k = \sum_{\mu=1}^{k-1} R_y(\mu, k) L_\mu^{(k-1)}(k) P_\mu.$$

Громіздкість процедури визначення вагових функцій $L_\mu^{(k)}(k)$, $\mu = \overline{1, k}$, $i = \overline{k+1, I}$, (метод обчислень представлено на рис. 1) і коефіцієнтів фільтрації P_μ , $\mu = \overline{1, k}$ визначається тим, що, по-перше, при їх розрахунку враховується уся передисторія процесів $X(t)$ і $Y(t)$ в рамках загальних уявлень про їх характер;

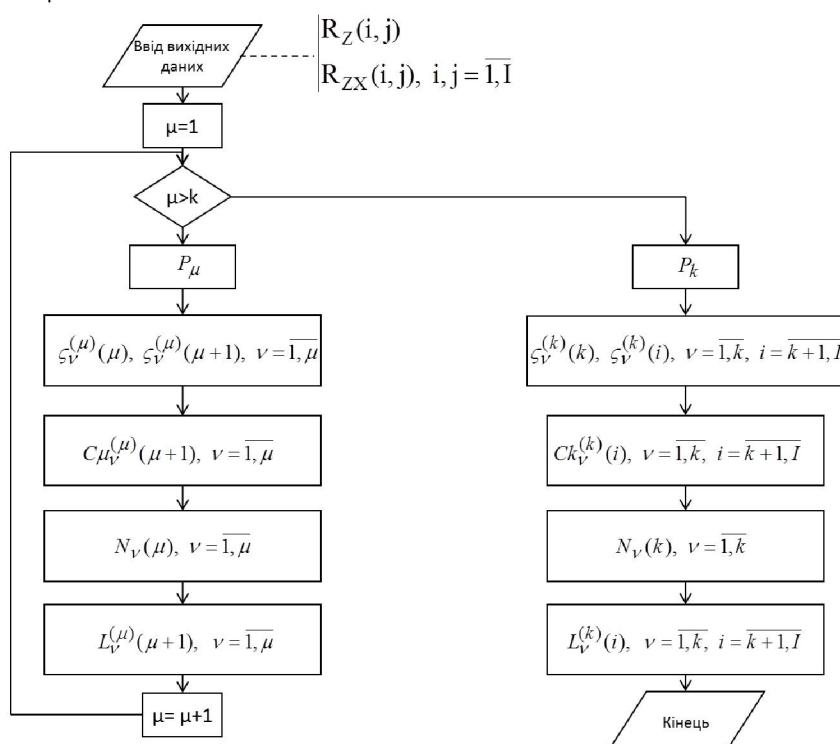


Рис. 1. Блок-схема процедури визначення вагових функцій $L_\mu^{(k)}(k)$

по-друге, при обчисленні
 $L_{\mu}^{(k)}(k)$, $\mu = \overline{1, k}$, $i = \overline{k+1, I}$ і P_{μ} , $\mu = \overline{1, k}$
 враховуються властивості випадкових величин
 $X(\mu)$, $\mu = \overline{1, k}$. Однак, слід мати на увазі, що
 вказані параметри методу (12), також як і
 параметри усіх попередніх методів прогнозу, що
 були представлені в роботі, можуть бути
 обчислені попередньо, і, таким чином, метод (12)
 не накладає будь-яких обмежень у
 обчислювальному відношенні і може бути
 реалізованим в сучасних бортових
 обчислювальних комплексах.

Помилка одиночної екстраполяції при використанні методу (12) запишеться у вигляді

$$\sigma_{\hat{x}}^{(k)}(i) = m_{\hat{x}}^{(k)}(i) - m_x^{(k)}(i) - \\ - \sum_{v=k+1}^i V_v \phi_v(i), \quad i = \overline{k+1, I}. \quad (29)$$

Її дисперсія, як і раніше, дорівнює апостеріорній дисперсії, а вираз для умовної систематичної похибки однократної екстраполяції має вигляд

$$S_{\hat{x}}^{(k)}(i/z(\mu), \mu = \overline{1, k}) = \\ = \sum_{\mu=1}^k x(\mu) (P_{\mu} L_{\mu}^{(k)}(i) - \\ - f_{\mu}^{(k)}(i)) + \sum_{\mu=1}^k y(\mu) P_{\mu} L_{\mu}^{(k)}(i), \\ k < I, \quad i = \overline{k+1, I}. \quad (30)$$

$$S_{\hat{x}}^{(k)}(i) = 0, \quad i = \overline{k+1, I}.$$

Таким чином, при використанні методу (12) систематична похибка екстраполяції відсутня.

Середній квадрат похибки екстраполяції запишеться як

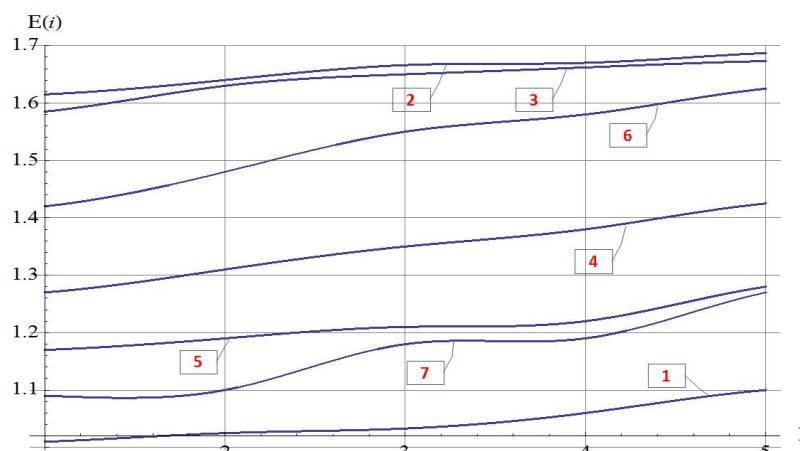


Рис.2. Залежності оцінок середніх квадратів повної похибки екстраполяції від інтервалу прогнозу методів представлених в роботі

де:

- 1-ідеальний прогноз;
- 2-мінімум априорної інформації;

$$E_{\hat{x}}^{(k)}(i) = \sum_{\mu=1}^k \sum_{v=1}^k R_y(\mu, v) P_{\mu} P_v L_{\mu}^{(k)}(i) L_v^{(k)}(i) + \\ + \sum_{\mu=1}^k \sum_{v=1}^k R_{xy}(\mu, v) (P_{\mu} L_{\mu}^{(k)}(i) - \\ - f_{\mu}^{(k)}(i)) P_v L_v^{(k)}(i) + \sum_{\mu=1}^k \sum_{v=1}^k R_x(\mu, v) \cdot \\ \cdot (P_{\mu} L_{\mu}^{(k)}(i) - f_{\mu}^{(k)}(i)) (P_v L_v^{(k)}(i) - \\ - f_v^{(k)}(i)), \quad k < I, \quad i = \overline{k+1, I}. \quad (31)$$

З вище викладеного можна зробити висновок, що в результаті проведених досліджень отримано оптимальний метод узгодженої екстраполяції з попередньою фільтрацією похибок вимірювань, котрий як і метод, покладений в його основу, не накладає яких-небудь суттєвих обмежень на клас випадкових процесів, що прогнозуються.

Даний фільтр-екстраполятор (12) є узагальненням усіх представлених в роботі скалярних методів прогнозу, залежності оцінок середніх квадратів повної похибки екстраполяції від інтервалу прогнозу наведені на рис.2. Останні витікають з (12) як часткові випадки, такі що відповідають накладенню на фільтр-екстраполятор (12) визначених обмежень. Так, наприклад, у випадку, коли не здійснюється узгодження операцій фільтрації і екстраполяції метод (12) приводиться до вигляду (1), а при не включені до (12) операції фільтрації (P_{μ} , $\mu = \overline{1, k}$) даний метод співпадає з узагальненням методом оптимальної лінійної екстраполяції при наявності похибок вимірювань і повної априорної інформації.

3-лінійне прогнозування з використанням інформації о випадковому процесі вимірювань $Z(t)$;

4-двохмірне канонічне розкладення (X, Z);

5-включення операції лінійної фільтрації в алгоритм прогнозування;

6-алгоритм спільної лінійної фільтрації і екстраполяції на базі повної априорної інформації о процесі (X,Z);

7-алгоритм лінійної фільтрації і екстраполяції на базі повної априорної інформації та побудови змішаної послідовності.

Література

1. Кудрицкий В.Д. Прогнозирование надежности радиоэлектронных устройств / В.Д.Кудрицкий // Техника, 1973г.-156с. 2. Мурасов Р.К. Аналіз існуючих методик прогнозу траекторії літальних апаратів та

застосування їх в сучасних літальних апаратах / Р. К. Мурасов, Ю. В. Кравченко // Сучасні інформаційні технології в управлінні і професійній підготовці операторів складних систем: матеріали шостої Міжнар.

наук.-практ. конф., 27–28 жовтня 2011 р. / ДІАУ. –

Кіровоград: ДІАУ, 2010. – С. 12–15. 3. Мурасов Р.К.

Прогнозування стану складних систем в сучасних системах управління та інтелектуальних інформаційних системах / Р. К. Мурасов, Ю.А.Дзюбенко // Збірник наукових праць Кіївського національного університету будівництва і архітектури. – 2011. – № 7. – С. 97–101.

4. Wiener N. Extrapolation, interpolation and smoothing of stationary time series. / N. Wiener // N.Y.JohnWiley,1949,210p.

В статье предложено усовершенствование оптимального метода совместной фильтрации и экстраполяции, который в отличие от существующих методов линейной экстраполяции, полностью учитывает свойства реального случайного процесса путем построения смешанной последовательности, состоящей из данных реального процесса и его прогноза. Проведено сравнение точности прогноза с указанными методами.

Ключевые слова: случайный процесс, точность прогноза, линейная экстраполяция, смешанная последовательность.

The article proposed a method optimal improvement collaborative filtering and extrapolation, which is in contrast to existing methods of linear extrapolation, takes full account the real properties a random process by constructing a mixed sequence consisting of real process data and forecast. A comparison the prediction accuracy with such methods.

Key words: random process, the accuracy of prediction, linear extrapolation, the mixed sequence.