

Б.В.Дурняк, д.т.н., професор, УАД, О.А. Машков, д.т.н., професор, ВАК України; В.Р. Косенко

ФОРМУВАННЯ АЛГОРИТМІВ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ПОЗАШТАТНИХ СИТУАЦІЙ В ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУЮЧИХ КОМПЛЕКСАХ

Способи організації обчислювального процесу

Можливі два способи організації обчислювального процесу в інформаційно-керуючих комплексах (ІКК) (рис.1). У першому випадку (рис.1,а) впродовж основної частини інтервалу дискретизації T у пам'яті комп'ютера зберігається значення попередньої оцінки $\hat{X}(k-1/k-1)$. Перед обробкою чергового вимірювання $Y(k)$ обчислюється оцінка екстраполяції $\hat{X}(k/k-1)$, на підставі якої за формулою (2.28) розраховується нове значення поточної оцінки $\hat{X}(k/k)$. Оскільки часовий інтервал $t \ll T$, то за час зберігання $(T-t_1)$ найбільш імовірне спотворення за рахунок збою величини $\hat{X}(k-1/k-1)$.

У другому випадку (рис. 1,б) впродовж більшої частини інтервалу дискретизації зберігається значення оцінки екстраполяції $\hat{X}(k/k-1)$. Поточна оцінка обчислюється відразу після отримання чергового вимірювання $Y(k)$. При такому способі обробки даних найбільш імовірне спотворення величини оцінки екстраполяції

$$\hat{X}(k/k-1). \quad (1)$$

Таким чином, оцінки для кожного з розглянутих способів організації обчислювального процесу з урахуванням збоїв вмісту відповідних осередків запам'ятовуючого пристрою (ЗП) можна записати в наступному вигляді:

а) для першого способу збереження даних:

$$\begin{aligned} \hat{X}_1(k/k) = & \Phi(k/k-1) \left[\hat{X}(k-1/k-1) + \alpha_1(k-1) \right] + K_0(k) \times \\ & \times \left\{ Y(k) - H(k) \left[\hat{X}(k/k-1) + \alpha_2(k) \right] \right\}; \end{aligned} \quad (2)$$

б) для другого способу збереження даних:

$$\begin{aligned} \hat{X}_2(k/k) = & \hat{X}(k/k-1) + \alpha_2(k) + K_0(k) \times \\ & \times \left\{ Y(k) - H(k) \left[\hat{X}(k/k-1) + \alpha_2(k) \right] \right\}, \end{aligned} \quad (3)$$

де $\alpha_1(k)$, $\alpha_2(k)$ – вектори похибок збереження оцінок фільтрації й екстраполяції.

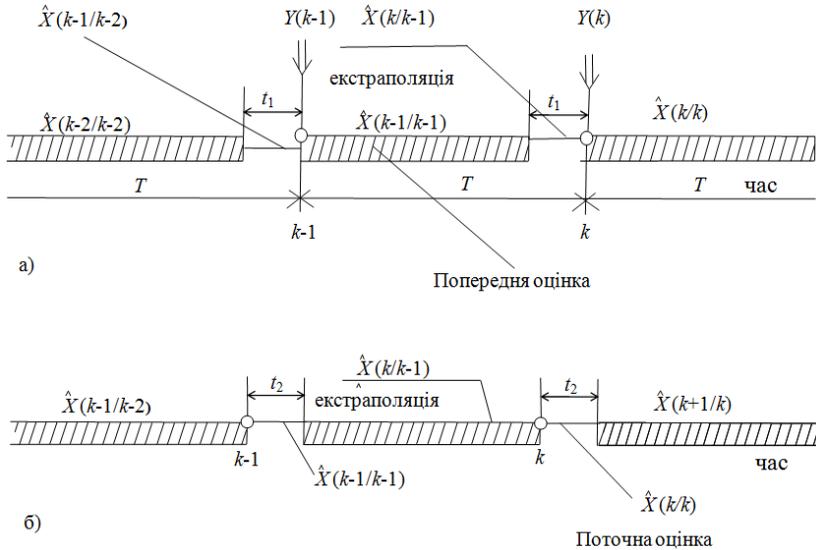


Рис. 1 – Графік організації обчислювального процесу в ІКК

З урахуванням (2), (3) можуть бути знайдені середні значення кореляційних матриць у момент виникнення збою:

$$\begin{aligned} \overline{P^{(1)}}(k/k) &= P_0(k/k) + [I - K(k)H(k)]\Phi(k/k-1) \times \\ &\times P_{\alpha_1}(k-1)\Phi^T(k, k-1)[I - K(k)H(k)]^T; \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \overline{P^{(2)}}(k/k) &= P_0(k/k) + [I - K(k)H(k)]P_{\alpha_2}(k) \times \\ &\times [I - K(k)H(k)]^T. \end{aligned} \quad (5)$$

де $P_{\alpha_i}(k)$, $i=1,2$ – кореляційні матриці випадкових векторів $\alpha_1(k)$ і $\alpha_2(k)$ відповідно.

Кількісно погіршення точності оцінювання за рахунок збоїв доцільно враховувати за допомогою коефіцієнтів відносних втрат

$$L_i^j = P_i^{(j)}(k/k) / P_{0i}(k/k), \quad ij = 1, 2. \quad (6)$$

Одержані співвідношення дозволяють порівняти якісні показники обох способів організації обчислювального процесу, проте в аналітичному вигляді це можна зробити для систем низького порядку. У всіх інших випадках кількісні оцінки можуть бути отримані лише шляхом математичного моделювання конкретного завдання.

Для опису збоїв візьмемо модель, при якій передбачається, що збій одного будь-якого розряду в будь-якому осередку ЗП відбуваються з імовірністю q і незалежні між собою. Чисельні значення α_i , які приймають

осередки ЗП, що схильні до збоїв, лежать в межах m -розрядної сітки. Відповідно, випадкова величина α визначена на кінцевій множині своїх значень, що містить 2^{m+1} елементів α_i , і розподілена по біноміальному закону в інтервалі [10]:

$$-\left(\max_{\alpha_i \in A} |\alpha_i|\right) \leq \alpha \leq \left(\max_{\alpha_i \in A} |\alpha_i|\right), \quad i = 1, 2, \dots, q^{m+1}, \quad \max_{\alpha_i \in A} |\alpha_i| = 2^{m+1} \quad (7)$$

Свої значення α_i приймає з наступною ймовірністю:

$$\begin{aligned} P_0 &= P\{\alpha = 0\} = 1 - q^m; \\ P_1 &= P\{\alpha = \pm[2^0, 2^1, \dots, 2^{m-1}]\} = q(1-q)^{m-1}; \\ P_2 &= P\{\alpha = \pm\{(2^0 + 2^1), (2^0 + 2^2), \dots, (2^0 + 2^{m-1}), \dots, \\ &\quad (2^{m-2} + 2^{m-1})\}\} = q^2(1-q)^{m-2}; \\ &\dots \\ P_n &= P\{\alpha = \pm[2^0 + 2^1 + \dots + 2^{m-1}]\} = q^m, \end{aligned}$$

де P_i , $i = 0, m$ – ймовірність того, що відбувся збій в розрядній сітці.

Випадкова величина з описаними характеристиками має нульове середнє і дисперсію

$$D\{\alpha = \alpha_i\} = 2 \left\{ q \frac{2^{2m} - 1}{3} + 2q^2 \left[\frac{2^{2m} + 2}{3} - 2^m \right] \right\}. \quad (8)$$

Для розрахунку похибок фільтрації, викликаних збоями, доцільно скористатися методом статистичного моделювання на комп'ютері. При цьому дисперсії похибок фільтрації можна обчислити за N вхідними реалізаціями $Y(k)$, що подаються на фільтр. Вважаємо, що моменти появи збоїв у всіх реалізаціях фіксовані: ($k_1 = 4, k_2 = 10$). Середнє за ансамблем реалізацій значення дисперсії похибок фільтрації при фіксованих моментах збоїв можна розрахувати таким чином:

$$\overline{P(k/k)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N [X^{(j)}(k) - \hat{X}^{(j)}(k/k)] [X^{(j)}(k) - \hat{X}^{(j)}(k/k)]^T, \quad (9)$$

де $X^{(j)}(k)$ – дійсне значення вектора стану в j -й реалізації; $\hat{X}^{(j)}(k/k)$ – оцінка фільтра для j -ї реалізації.

На рис. 2 наведені часові залежності середніх значень елементів кореляційної матриці похибок фільтрації $P(k/k)$ для випадків нормальної роботи фільтра (крива 1) і при виникненні збою в осередках пам'яті, що зберігають значення $K(k)$. Всі залежності побудовані за результатами усереднення $N = 100$ реалізацій величини $\overline{P(k/k)}$ для фіксованого моменту

виникнення збою ($k = 2$). Залежності 2 (збій $K_1(k)$) і 3 (одночасний збій $K_1(k)$ і $K_2(k)$) розраховані для випадку, коли коефіцієнти підсилення фільтру $K(k)$ обчислюються в реальному масштабі часу, а залежності 4 (збій $K_1(k)$) і 5 (одночасний збій $K_1(k)$ і $K_2(k)$) – для випадку, коли ці коефіцієнти обчислені наперед.

Якщо розрахувати середнє значення кореляційної матриці похибок $\overline{P(k/k)}$ у момент збою для різних значень імовірності збою q в одному розряді, то можна отримати залежності величини відносних втрат у точності оцінювання від q . Ця залежність (6) для $L_1 = \overline{P_1(k/k)}/P_{01}(k/k)$ при збоях значень $K_1(k)$ і $m = 32$ наведена на рис. 2.

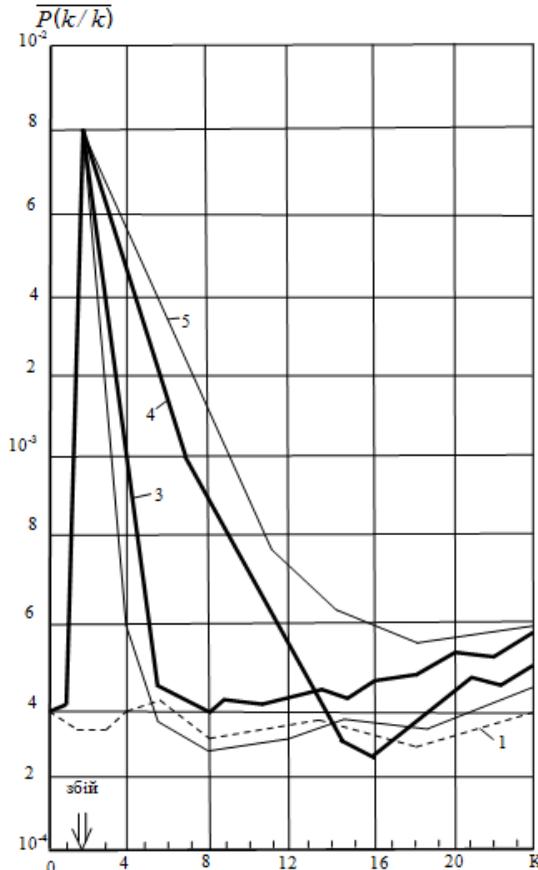


Рис. 2 – Графік часових залежностей елементів кореляційної матриці похибок фільтрації

Залежності коефіцієнтів відносних втрат $L_{11}^{(1)}$ і $L_{11}^{(2)}$, L_1 від імовірності збою одного розряду в осередках пам'яті, що зберігають величини $\hat{X}(k/k)$ і $\hat{X}(k/k-1)$, а також без збереження початкової інформації приведені на рис. 3.

На підставі проведених досліджень можуть бути зроблені наступні висновки:

- час ліквідації наслідків збою буде менший, якщо коефіцієнт підсилення фільтра розраховується в реальному масштабі часу (зменшення на 4–5 T_n), а не обчислюється наперед. Ця перевага особливо помітна при збоях, що відбуваються в моменти часу, які відповідають сталому режиму роботи, коли значення коефіцієнта підсилення мінімальне і, отже, час перехідного процесу великий;

- якщо елементи фундаментальної матриці (динамічної матриці об'єкта) $\Phi(k+1, k)$ нижчі нуля, до менших похибок призводить зберігання попередньої оцінки $\hat{X}(k-1/k-1)$; якщо вищі нуля – перевагу має вже другий спосіб, коли впродовж інтервалу дискретизації зберігається оцінка екстраполяції $\hat{X}(k/k-1)$; якщо рівні одиниці – обидва способи рівнозначні;

- збій в оцінках $\hat{X}(k/k)$ і $\hat{X}(k/k-1)$ призводить до появи аномальних похибок, які приблизно в 10–100 разів більші, аніж похибки при збоях в елементах матричного коефіцієнта підсилення. Отже, для збереження величини похибок у допустимих межах імовірність збою одного розряду в цьому випадку має бути приблизно на два порядки меншою, тобто осередки пам'яті, що зберігають значення оцінок $\hat{X}(k/k)$ і $\hat{X}(k/k-1)$, повинні бути резервовані;

- у загальному випадку похибки фільтрації складових вектора стану $X(k)$ з урахуванням збоїв виходять меншими при другому способі організації обчислень, тобто у тому випадку, коли основну частину періоду дискретизації T_n в ЗП зберігається значення екстрапольованої оцінки $\hat{X}(k/k-1)$. При цьому виграв в точності зростає зі збільшенням інтервалу дискретизації T_n . При малих значеннях T_n обидва способи організації процесу при фільтрації практично еквівалентні.

В якості моделей позаштатних ситуацій в ІКК розглянемо такі моделі, які можна описати одноразовими (або достатньо рідкісними) стрибкоподібними змінами вектора параметрів $\gamma(k)$, що відбуваються у випадковій моменти часу, імовірнісні характеристики яких невідомі наперед.

При цьому вектор параметрів системи $\gamma(k)$, що характеризує її параметричні й структурні властивості, може бути заданий як на нескінченній, так і скінченній множині своїх значень.

У цих випадках реалізація оптимальних алгоритмів фільтрації і управління стає неможливою, оскільки для цього потрібен нескінченно зростаючий обсяг пам'яті. Зростання пам'яті пов'язане з необхідністю отримання окремих оцінок вектора стану ІКК для всіх можливих реалізацій вектора $\gamma(k)$. Крім того, необхідно брати до уваги складності, що виникають при обчисленні на кожному кроці значень апостеріорної ймовірності кожної з таких реалізацій. Ці ймовірності грають роль вагових коефіцієнтів при додаванні окремих оцінок в процесі отримання результуючої оцінки вектора стану.

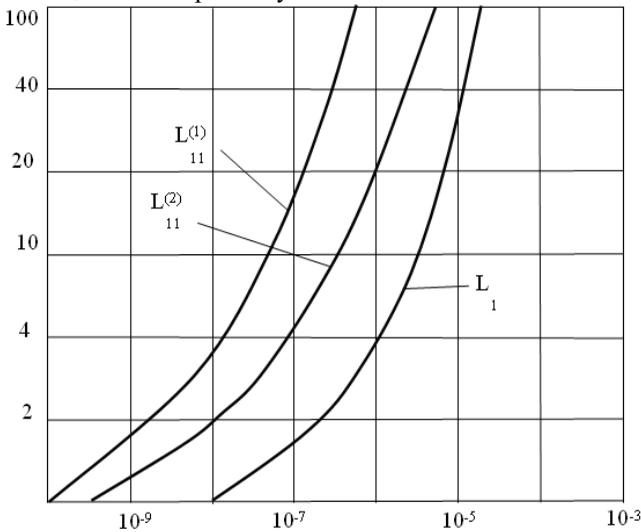


Рис. 3 – Графік залежності коефіцієнтів відносних витрат $L_{11}^{(1)}$ і $L_{11}^{(2)}$, L_1

З метою спрощення процедури побудови відмовостійких ІКК з моделями відмов даного типу і зменшення необхідних обчислювальних витрат на їх реалізацію доцільно виявлення відмов виділити в самостійну задачу. Це пояснюється тим, що результати процедури виявлення пропонується використовувати для зміни динамічних властивостей системи.

Розіб'ємо завдання ідентифікації позаштатних ситуацій ІКК на три завдання:

1. Безпосереднє виявлення, в процесі якого встановлюється сам факт появи відмови. У цьому випадку в момент виявлення відмови видається сигнал «Аварія»;
2. Локалізація або ідентифікація відмови. При вирішенні цієї задачі

визначається джерело відмови (в інформаційно-вимірювальній, обчислювальній, енергетичній частинах ІКК);

Оцінювання величини зміненого параметра, необхідного для встановлення ступеня ураження складових частин ІКК і визначення можливості їх подальшого використання, можливо, з погіршеними характеристиками. Крім того, такі оцінки можуть використовуватися для введення в ІКК компенсуючих поправок.

У конкретних ситуаціях не обов'язково виникає необхідність вирішення усіх трьох задач одночасно, проте при побудові функціонально стійких ІКК необхідне вирішення усіх трьох задач в повному обсязі.

Крім того, слід зазначити, що складність алгоритмів ІКК зростає в міру збільшення обсягу вирішуваних задач, що, однак, окупається зменшенням необхідного апаратного надлишку, що дуже важливо для ЛА.

Формалізація задачі виявлення позаштатних ситуацій в ІКК

Нехай заданий ІКК, що описується рівнянням стану

$$X(k+1) = F\{X(k), U(k), W(k) \gamma(k) V_1(m_1), V_2(m_2), \dots, V_N(m_N)\}, \quad (10)$$

у якому вектор $\gamma(k)$ залежить від стрибкоподібно змінюваних параметрів N , причому величина стрибка i -го параметра V_i й час його появи $m_i, i = \overline{1, N}$ є невідомими величинами.

У рівняння спостережень ІКК також можуть входити параметри, що стрибкоподібно змінюються:

$$Y(k) = h\{X(k), U(k), V(k) \gamma[K, V_1(m_1), V_2(m_2), \dots, V_N(m_N)]\}. \quad (11)$$

Припустимо крім того, що в кожен момент часу може змінитися не більш ніж один параметр, а інтенсивність цих вимірів настільки мала, що мається досить часу для прийняття рішення.

Задача виявлення позаштатних ситуацій в ІКК може бути формалізована наступним чином:

- встановити сам факт появи стрибка;
- визначити (ідентифікувати) номер оцінюваного параметра;
- зробити оцінку величини виявленого стрибка параметра V_i ;
- здійснити оцінювання вектора стану системи $X(k)$.

Розглянуте завдання можна віднести до класу завдань сумісного оцінювання нестационарних параметрів і станів ІКК. Треба при цьому відзначити, що математично еквівалентний опис позаштатних ситуацій можна одержати шляхом введення стрибкоподібно змінюваних компонентів у вектор стану системи.

При теоретичному рішенні завдання виявлення можливі два підходи.

Перший з них припускає використання в інформаційно-вимірювальній системі відмовостійких фільтрів (рис.4), які одночасно забезпечують виявлення відмов й оцінку вектора стану ІКК. Такі фільтри, що є в

загальному випадку неоптимальними, в умовах нормального функціонування системи приводять до погіршення точності оцінювання.

При другому підході виявлення, ідентифікація й оцінювання величини відмови здійснюється за допомогою спеціального алгоритму, що змінює конфігурацію вихідної системи після рішення завдання виявлення (рис. 5). Зміна конфігурації може полягати, наприклад, у перемиканні алгоритмів фільтрації відповідно до нових значень параметрів або структури ІКК.

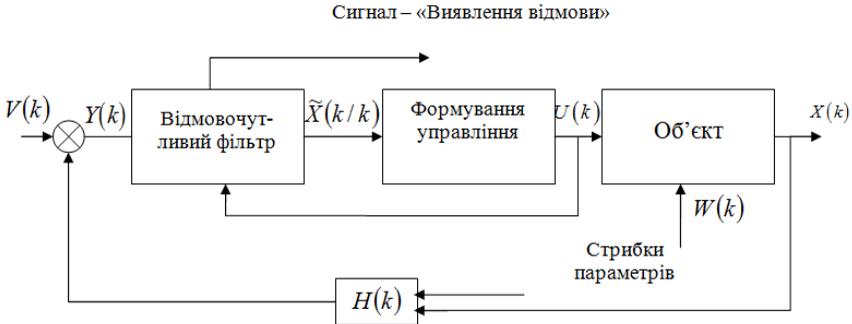


Рис. 4 – Структура відмовостійкого фільтру

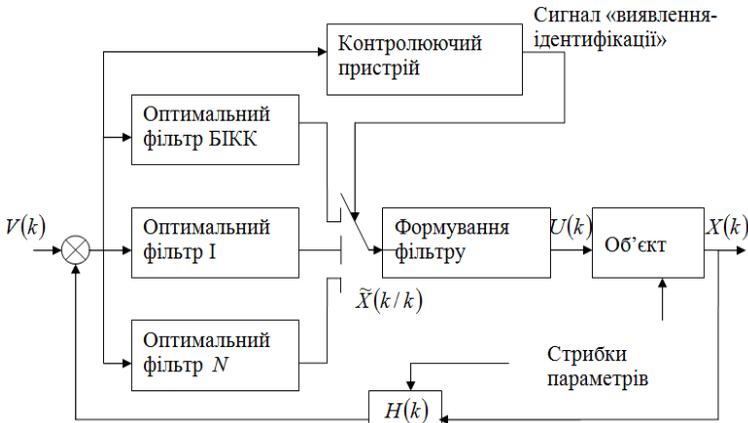


Рис. 5 – Структура спеціального алгоритму

1.2 Алгоритм побудови відмовостійких фільтрів

Відомо, що найбільш простим рішенням задачі виявлення відмов є використання відмовостійких фільтрів.

Якщо в якості такого фільтру застосувати фільтр Калмана, узгоджений з моделлю нормально функціонуючої системи, то з часом цей фільтр втрачатиме чутливість до знов поступаючих даних із-за зменшення його матричного коефіцієнта передачі. Тому, коли в динаміці системи відбуваються різкі зміни, фільтр Калмана буде реагувати на них досить

повільно й для того, щоб ці зміни виявити, необхідно зберегти чутливість фільтра до нових даних. Цього можна досягти одним з наступних способів:

- введенням обмежень знизу на значення параметрів фільтра $K(k)$, $P(k/k)$, $Q(k)$;
- використанням фільтрів з кінцевою пам'яттю.

Просте збільшення коефіцієнта підсилення фільтра $K(k)$ знизу приводить до збільшення чутливості фільтра до поточних даних. У результаті цього стає можливим виявляти різкі зміни в динаміці ІКК. Треба, однак, помітити, що виявлення цих змін здійснюється непрямим чином шляхом спостереження за характером поведінки оцінки $\hat{X}(k/k)$ на виході фільтра. При цьому, звичайно, погіршуються характеристики завадостійкості в умовах нормального функціонування ІКК.

Більш ефективним виявляється використання так званих експонентних фільтрів Калмана. У цих фільтрах примусово здійснюється збільшення кореляційної матриці помилок фільтрації $P(k/k)$ в s раз, де $s > 1$. У результаті цього змінюється співвідношення, що зв'язує кореляційні матриці помилок екстраполяції й фільтрації, а саме

$$P(k+1/k) = s\Phi(k+1,k)P(k/k)\Phi^T(k+1,k) + Q(k); \quad s > 1. \quad (12)$$

Фізичний зміст цього співвідношення зводиться до того, що вплив попередніх вимірів на поточну оцінку експоненціально затухає, і фільтр стає більш чутливим до нових даних.

Однак у загальному випадку, не існує регулярної процедури для вибору величини s , що спричиняє необхідність виконати великий обсяг попереднього математичного моделювання.

В фільтрах з обмеженою пам'яттю враховується той факт, що якщо модель описує поведінку системи досить точно тільки на обмеженому відрізку часу, то обробка занадто вилучених вимірів буде приводити до істотного зростання помилок оцінювання. Тому число вимірів, що впливають на результат поточного оцінювання, обмежується деякою величиною M , що представляє собою ширину «рухомого вікна», у межах якого здійснюється рекурентна обробка даних. У цьому випадку результуючий вектор спостережень Y_1^k можна розбити на дві частини:

$$Y_1^k = [Y_1^j, Y_{j+1}^k]^T = [y(1), y(2), \dots, y(j), y(j+1), \dots, y(k)]^T; \quad M = k - j. \quad (13)$$

Алгоритм фільтрації для лінійних ІКК, що не містять шумів збурень ($W(k) = 0$)

$$\hat{X}(k/k-j) = P(k/k-j) \{ P^{-1}(k/k) \hat{X}(k/k) - P(k/j) \hat{X}(k/j) \}^{-1} \quad (14)$$

з кореляційною матрицею похибок оцінювання

$$P(k/k-j) = [P^{-1}(k/k) - P^{-1}(k/j)]^{-1}. \quad (15)$$

Тут $\hat{X}(k/k-j) = M[X(k)/Y_{j+1}^k]$ - оцінка фільтрації, отримана на основі послідовності вимірів $\{y(j+1), \dots, y(k)\}$; $\hat{X}(k/k)$ і $P(k/k)$ - калманівська оцінка й кореляційна матриця помилок фільтрації відповідно; $\hat{X}(k/j) = M\{X(k)/Y_j^k\} = \Phi(k, j)\hat{X}(j/j)$ - оцінка екстраполяції з j -го й k -й крок; $P(k/j) = \Phi(k, j)P(j/j)\Phi^T(k, j)$ - кореляційна матриця похибок екстраполяції.

Таким чином, розглянутий фільтр складається із двох калманівських фільтрів, що обчислюють оцінки $\hat{X}(j/j)$ й $\hat{X}(k/k)$, і екстраполяції, що розраховує оцінку $\hat{X}(k/j)$. Однак й у цьому випадку не існує регулярної процедури для вибору ширини вікна M , і в кожному конкретному випадку це завдання доводиться вирішувати шляхом математичного моделювання. Використання для виявлення відмов розглянутих вище фільтрів пов'язане з необхідністю задоволення суперечливих вимог - з одного боку потрібно забезпечити чутливість фільтра до нових даних, а з іншого - високу відмовостійкість у режимі нормального функціонування системи. Цього можна частково досягти, якщо використати одночасно дві фільтруючі системи - одну - основну, погоджену з параметрами нормально функціонуючої системи, іншу - допоміжну - фільтр, чутливий до відмов, що використовується тільки для виявлення відмов [10].

Інший підхід до синтезу фільтрів, чутливих до певних видів відмов, розглянутий у роботі [54]. Цей підхід заснований на використанні двох довірчих областей - однієї, побудованої щодо номінальної траєкторії динамічної системи, у якій відсутні відмови (гіпотеза H_0), іншої - побудованої щодо фільтра Калмана, одержаних у процесі обробки реальних вимірів (гіпотеза H_1). Коли ці дві довірчі області розходяться, фіксується факт виникнення відмови. При цьому модель можливих відмов системи (дрейфи, постійні зсуви, скачки змінних стану) включається у вектор стану, тобто останній розширюється.

Таким чином, в умовах нормального функціонування ІКК його вектор стану можна записати таким чином:

$$X(k/H_j) = \begin{cases} [X_1^T(k):0]^T, & j=0 \\ [X_1^T(k):X_N^T(k)]^T, & j=1, \end{cases} \quad (16)$$

де $X_N(k)$ - частина розширеного вектора стану ІКК, що моделює відмови.

Якщо відмови в ІКК відсутні, то умовна щільність ймовірності

$f[X(k)/H_0]$ гаусівська із середнім значенням

$$X^*(k) = M[X(k)/H_0] = \Phi(k,0)M[X_0/H_0] \quad (17)$$

і кореляційною матрицею

$$P_2(X+1) = \Phi(k+1,k)P_2(k)\Phi^T(k+1,k) + Q(k), \quad (18)$$

що описує невизначеність щодо вектора стану системи $X(k)$, викликану тільки шумами збурень $W(k)$ і випадкових початкових умов $X(0)$.

Таким чином, оцінка $X^*(k)$, являє собою номінальну фазову траєкторію системи, щодо якої можна одержати довірчу область $\Omega_2(k)$ (рис. 6)

$$P\{X(k) \in \Omega_2(k)/H_0\} = \alpha_2. \quad (19)$$

Імовірність знаходження дійсного значення вектора стану $X(k)$ ІКК у довірчій області $\Omega_1(k)$, побудованої щодо оцінки $\hat{X}(k/k)$, дорівнює

$$P\{X(k) \in \Omega_1(k)/Y_1^k\} = \alpha_1. \quad (20)$$

Для багатомірної системи, якою є ІКК

$$P\left\{ [X(k) - X^*(k)]^T P_2^{-1}(k) [X(k) - X^*(k)] \leq C_2 / H_0 \right\} = \alpha_2; \quad (21)$$

$$P\left\{ [X(k) - \hat{X}(k/k)]^T P_1^{-1}(k/k) [X(k) - \hat{X}(k/k)] \leq C_1 / Y_1^k \right\} = \alpha_1, \quad (22)$$

де C_1, C_2 – постійні коефіцієнти.

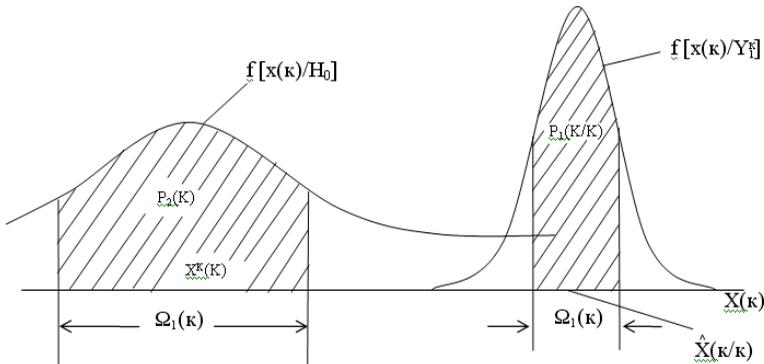


Рис. 6 – Графік номінальної фазової траєкторії системи

Якщо зазначені довірчі області, багатомірні еліпсоїди, перетинаються, то дійсний вектор стану системи може перебувати в одній з них. У випадку, коли ці області розходяться, оцінюваний стан істотно відрізняється від номінального й ІКК фіксує відмову.

Таким чином, завдання виявлення позаштатної ситуації може бути

зведене до знаходження єдиної точки $X_s(k)$, присутність якої одночасно в обох еліпсоїдах є необхідною і достатньою умовою для їх перетину, а відсутність – необхідною і достатньою умовою для ідентифікації позаштатної ситуації.

Ідеї, про які велася мова, $X_c(k)$ розглянемо попередньо для одномірного випадку

$$P[X(k) \in \Omega_1(k)/Y_1^k] = P\left\{\varphi_1(X) = \frac{[X(k) - \hat{X}(k/k)]^2}{P_1(k/k)} \leq C_1\right\} = \alpha_1; \quad (23)$$

$$P[X(k) \in \Omega_2(k)/H_0] = P\left\{\varphi_2(X) = \frac{[X(k) - X^*(k)]^2}{P_2(k)} \leq C_2\right\} = \alpha_2. \quad (24)$$

Нехай $C_1 = C_2$. Тоді точку $X_c(k)$ можна знайти як рішення рівняння виду $\varphi_1(X) = \varphi_2(X)$. Підставляючи далі знайдене рішення у рівняння для $\varphi_1(k)$, одержуємо величину $L(k) = \varphi_1[X_s(k)]$, яку потрібно порівняти з довірчим рівнем C_2 . Якщо $L(k) < C_1$, то довірчі області перетинаються (рис. 7, а) і приймається рішення, що система функціонує нормально, якщо ж $L(k) > C_1$, де довірчі області розходяться (рис. 7, б) і фіксується позаштатна ситуація.

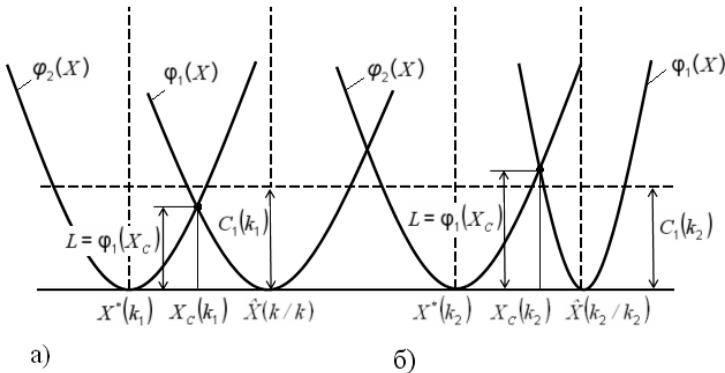


Рис. 7 – Графік оцінки функціонального стану системи

Для багатомірної ІКК виникає завдання знаходження такого значення $X(k)$, що мінімізує квадратну форму виду

$$\Omega_1 : [X(k) - \hat{X}(k/k)]^T P_1^{-1}(k/k) [X(k) - \hat{X}(k/k)]; \quad (25)$$

$$\Omega_2 : [X(k) - X^*(k)]^T P_2^{-1}(k) [X(k) - X^*(k)]. \quad (26)$$

Координати точок, що лежать на перетині двох квадратичних форм Ω_1 й Ω_2 , визначаються співвідношенням

$$G[X(k)] = [X(k) - \hat{X}(k/k)]^T P_1^{-1}(k/k) [X(k) - \hat{X}(k/k)] + [X(k) - X^*(k)]^T P_2^{-1}(k) [X(k) - X^*(k)] = 0 \quad (27)$$

Розглянуте завдання мінімізації при наявності обмежень у вигляді (25), (26) можуть бути вирішені з використанням множників Лагранжа.

Введемо лагранжіан:

$$\lambda [X(k), \lambda] = [X(k) - \hat{X}(k/k)]^T P_1^{-1}(k/k) [X(k) - \hat{X}(k/k)] + \lambda G[X(k)]. \quad (28)$$

Визначимо $X_c(k)$ й λ з умови мінімізації (25), (26), вирішуючи рівняння $\partial \lambda [X(k), \lambda] / \partial X(k) = 0$ відносно $X(k)$.

$$X_c(k) = (1 - \lambda^*) P_2(k) A^{-1}(\lambda^*) \hat{X}(k/k) + \lambda^* P_1(k/k) A^{-1}(\lambda^*) X^*(k), \quad (29)$$

$$\text{де } A(\lambda^*) = [(1 - \lambda^*) P_2(k) + \lambda^* P_1(k/k)]; \quad (30)$$

λ^* – множник Лагранжа, що задовольняє рівняння

$$\frac{\partial \lambda [X(k), \lambda]}{\partial \lambda} = 0. \quad (31)$$

У роботі [8] пропонується ітераційна процедура визначення λ^* для систем, що працюють у реальному масштабі часу

$$\lambda_{n+1} = \left(1 + \frac{W^T A_n^T P_1(k/k) A_n^{-1} W}{W^T A_n^{-1} W} \right); \quad (32)$$

$$W = \hat{X}(k/k) - X^*(k); \quad (33)$$

$$A_n = [1 - \lambda_n] P_2(k) + \lambda_n P_1(k/k). \quad (34)$$

Ця процедура закінчується при виконанні умови

$$|\lambda_{n+1} - \lambda_n| < \xi |\lambda_n|,$$

де ξ – позитивно мале число.

Після того, як за формулою (29) буде знайдена точка $X_c(k)$, обчислюється величина за аналогією з одномірним випадком

$$L(k) = [X_s(k) - \hat{X}(k/k)]^T P_1^{-1}(k/k) [X_s(k) - \hat{X}(k/k)]. \quad (35)$$

Алгоритм ідентифікації позаштатної ситуації наступний:

$$L(k) - C_1(k) = \begin{cases} > 0 - \text{"відмова"} \\ \leq 0 - \text{"нормальне функціонування"} \end{cases}$$

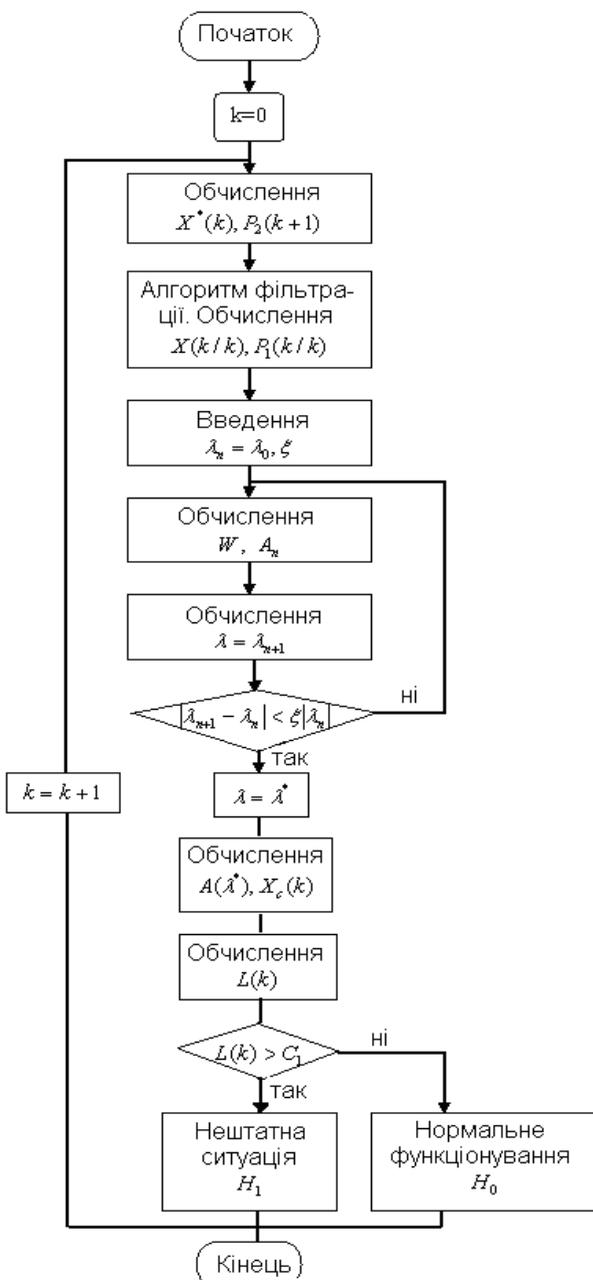


Рис. 8 – Блок схема алгоритму ідентифікації нештатної ситуації

Блок-схема алгоритму ідентифікації позаштатної ситуації показана на рис. 8.

До переваг розробленого алгоритму слід віднести наступне:

- алгоритм забезпечує не тільки можливість виявлення відмов ІКК, але і їхню ідентифікацію, оцінювання;
- алгоритм може бути застосований у тих випадках, коли в нормально працюючому ІКК використовуються субоптимальні фільтри зменшеної в порівнянні з моделлю вектора стану розмірністю. Це особливо важливо для ІКК, де вихідна розмірність вектора $X(k)$ велика ($n \geq 10$).

До недоліків алгоритму можна віднести збільшення розмірності розширеного вектора стану, що призводить до погіршення точності в умовах нормальної роботи.

1. *Машков О.А., Кравченко Ю.В., Савченко В.А.* Синтез високоточної радіонавігаційної системи на основі метода аналізу ієрархій показників якості / Зб. наук. пр. НАН України, ІПМЕ – „Моделювання та інформаційні технології”, 2003, Вип. 22, с. 41- 48.
2. *Машков О.А. Чумакевич В.О., Шуренко В.А.* Шляхи створення та дослідження функціонально-стійкої моделі вимірювально-обчислювального комплексу/Зб. наук. пр. НАН України, ІПМЕ – „Моделювання та інформаційні технології”, 2003, Вип. 24, с. 40- 47.
3. *Машков О.А., Барабаш О.В.* Топологічні критерії та показники функціональної стійкості складних ієрархічних систем /Зб. наук. пр. НАН України, ІПМЕ – „Моделювання та інформаційні технології”, 2003, Вип. 25, с. 29-35.
4. *Машков О.А., Кононов О.А.* Возможности обеспечения функциональной устойчивости эргатических систем управления в рамках существующего методического аппарата / Зб. наук. пр. ІПМЕ Вип. 32, Київ, 2006, с.151-157.
5. *Азарсков В.М., Дурняк Б.В., Кондратенко С.П., Машков О.А.* Анализ возможных вариантов построения функционально устойчивого комплекса управления дистанционно пилотируемыми летательными аппаратами с применением псевдоспутниковых технологий / Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України, вип. 42, 2007, с. 28-40.
6. *Азарсков В.М., Дурняк Б.В., Кондратенко С.П., Машков О.А.* Проблемы построения моделей функционально устойчивого комплекса управления дистанционно пилотируемыми летательными аппаратами с применением псевдоспутниковых технологий / Моделювання та інформаційні технології / ІПМЕ НАН України, вип. 43, 2007, с. 118-127.
7. *Машков О.А., Усаченко Л.М.* Теоретические основы построения функционально-устойчивой автоматизированной системы обслуживания воздушного движения (терминология и модели) / Моделювання та інформаційні технології / ІПМЕ НАН України, вип. 47, 2008, с. 3-17.
8. *Дурняк Б.В., Машков О.А., Усаченко Л.М., Сабат В.І.* Методологія забезпечення функціональної стійкості ієрархічних організаційних систем управління / Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України, вип. 48, 2008, с. 3-21.

Поступила 4.10.2010р.