

УДК 621.391.26

Е.О. Ковалевський, к.т.н., с.н.с.

АВТОНОМНИЙ КОНТРОЛЬ ЦІЛІСНОСТІ СРНС МЕТОДОМ ДОВІРЧИХ ІНТЕРВАЛІВ

Розглянута можливість використання методу довірчих інтервалів для виявлення відмов навігаційних супутників. Метод апробовано за допомогою математичного моделювання.

The applicability of the method of confidence intervals has been considered for navigation satellites failure detection. The validity of method usage has been approved by mathematical modeling.

контроль, метод, радіонавігація, супутник, цілісність**Постановка проблеми**

Під час використання СРНС в авіації особливу роль для забезпечення безпеки польотів відіграє контроль цілісності навігаційних вимірів. Цілісність – це здатність системи виявляти своє неправильне функціонування та виключати можливість використання у випадку відходу робочих характеристик за допустимі межі.

Аналіз проблеми виявлення відмов навігаційних супутників (НС) та відомих методів її розв'язання наведено в роботах [1; 2].

Актуальність пошуку нових алгоритмів автономного контролю цілісності (АКЦ) зумовлена необхідністю забезпечити високу ймовірність виявлення відмов за мінімальний час від початку їх виникнення.

Відомі методи АКЦ поділяють на методи оцінок та фільтраційні [2].

Методи оцінок передбачають оброблення необхідної інформації та прийняття рішень у деякий момент часу. Але вони не враховують попередніх змін радіонавігаційних параметрів і тому можуть відмовити у разі достатньо сильного її проявлення. Наприклад, відмову визначають з імовірністю, близькою до 1, у разі перевищення середньоквадратичного відхилення (СКВ) відмови δ над СКО вимірювання псевдовіддалей σ порядку у 10...20 разів.

Фільтраційні методи використовують всю інформацію про попередні моменти контролю вимірювань. Однак їх ефективність залежить від адекватності прийнятої моделі відмови реальним ситуаціям.

Мета роботи – дослідження за допомогою математичного моделювання алгоритм АКЦ з використанням поняття довірчого інтервалу.

Алгоритм і модель автономного контролю цілісності

Відомі методи АКЦ побудовані на допущенні дуже малої ймовірності одночасної відмови двох і більше НС.

Нехай користувач у момент часу t_k має N -розмірний вектор вимірюваних псевдовіддалей:

$$D_p(t_k) = D(t_k, P(t_k)) + \xi,$$

де

$D(t_k, P(t_k))$ – вектор істинних значень віддалей;

$P(t_k)$ – вектор параметрів користувача;

ξ – вектор гаусівських випадкових величин з нульовими математичними сподіваннями і постійним СКО за рівноточних вимірів.

Алгоритми на основі методу оцінок припускають знаходження для фіксованого моменту часу $t = t_k$ відношення правдоподібності Z_i для кожного $i = 1...N$ супутника і порівняння максимального відношення $\max_i(Z_i) > h$ з порогом h , який вибирають частіше всього за критерієм Неймана – Пірсона.

Супутник, для якого зафіксовано перевищення порогу, вважають несправним.

Фільтраційні методи передбачають відому модель відмови, наприклад, у вигляді лінійного наростання в часі похибок вимірювання псевдовіддалей. При цьому застосовують фільтри Калмана, що потребує значних розрахункових затрат і, отже, зумовлює значну затримку виявлення відмови.

У роботі [1] розроблено модель відмови на основі процесу, що відповідає рівнянню Колмогорова – Феллера, та здійснюється стрибком.

На основі цієї моделі було синтезовано алгоритм фільтрації та виявлення відмови НС. У роботі [2] наведено результат моделювання цього алгоритму, за яким імовірність виявлення відмови наближається до 1, якщо відношення $\frac{\delta}{\sigma}$ дорівнює 2,5.

Будуючи запропонований алгоритм, будемо виходити з можливості контролювати значення дисперсії похибки визначення псевдовіддалей у стандартному режимі (немає відмов) навігаційних визначень.

Похибку ξ вважаємо нормально розподіленою з математичним сподіванням m_ξ та дисперсією D_ξ . У процесі вимірювання псевдовіддалі D_{p_i} за вибіркою N_V відліків розраховуємо оцінку дисперсії D_ξ відповідно до виразу

$$D_{\delta_i} = \frac{1}{N_V - 1} \sum_{j=1}^{N_V} (\xi_{i,j} - m_\xi)^2.$$

Використовуємо методику визначення довірчого інтервалу до D_{δ_i} , наведену у роботі [3]. Введемо, опускаючи індекс « i », випадкову величину

$$X^2 = \frac{(N_V - 1)D_{\delta_i}}{D_\xi}.$$

Як показано у роботі [3], випадкова величина X^2 розподіляється за законом X^2 зі ступенями вільності

$$K = N_V - 1.$$

Використовуючи таблиці розподілу X^2 , можна знайти значення довірчих інтервалів X_1^2 та X_2^2 , за яких ймовірність попадання випадкової величини у межі $X_1^2 - X_2^2$ становить

$$P[X_1^2 < \frac{(N_V - 1)D_{\delta_i}}{D_\xi} < X_2^2] = \alpha,$$

де

α – довірна ймовірність.

А отже, справедливе

$$P\left[\frac{X_1^2 D_\xi}{N_V - 1} < D_{\delta_i} < \frac{X_2^2 D_\xi}{N_V - 1}\right] = \alpha. \quad (1)$$

Відповідно до нерівності (1) вважатимемо, що i -й НС функціонує безвідмовно, якщо оцінка дисперсії похибки вимірювання псевдовіддалі потрапляє в довірчий інтервал, інакше фіксується відмова.

Моделювання алгоритму автономного контролю цілісності

Модель для дослідження алгоритму АКЦ включає такі операції.

Задають число реалізацій статистичного моделювання KR , число елементів вибірки N_V , значення довірчої ймовірності α .

Визначають межі $[X_1^2, X_2^2]$ і розраховують значення

$\frac{X_1^2 D_\xi}{N_V - 1}$, $\frac{X_2^2 D_\xi}{N_V - 1}$ довірчого інтервалу для оцінювання дисперсії.

У кожному циклі за реалізаціями формують вибірку випадкових величин

$$\eta_k = \zeta_k + \delta_n pp, \text{ якщо } k = 1 \dots N_V. \quad (2)$$

Номер несправного супутника n може співпадати тільки з одним k .

Випадкові величини ξ_k розподіляються за нормальним законом з параметрами $(m_\xi, \sqrt{D_\xi})$. За наявності відмови ($pp=1$) формується δ_n у вигляді, який залежить від моделі відмови. Якщо відмови немає, $pp=0$.

За вибіркою відліків (2) розраховують оцінку дисперсії D_δ . У разі потрапляння D_δ в довірчий інтервал, в лічильник s заноситься 1. Після закінчення циклу з реалізацій розраховують середню частоту (ймовірність) відмови відповідно до виразу

$$p_0 = 1 - s/KR.$$

Результати дослідження

Експеримент 1. Задано:

$$KR = 10^4,$$

$$\sigma_\xi = \sqrt{D_\xi} = 2 \cdot 10^{-3} \text{ км},$$

$$m_\xi = 10^{-8} \text{ км}.$$

Модель відмови припускає, що випадкова величина δ_n у виразі (2) розподілена за нормальним законом з параметрами

$$M\delta = 10^{-8} \text{ км},$$

$$\sigma\delta = \sigma_{\delta} pm.$$

Значення N_V задають: для варіанта 1–10, для варіанта 2–12, для варіанта 3–15 відповідно. Розраховують ймовірності виявлення відмови і хибної тривоги.

Залежність ймовірності виявлення відмови для варіантів P_{01} , P_{02} , P_{03} від значення pm за заданого N_V наведено у табл. 1.

Ймовірність хибної тривоги для трьох варіантів дорівнює відповідно

$$F1 = 0,12, F2 = 0,087, F3 = 0,049.$$

Таблиця 1

Залежність $P = f(pm)$ зі зміною N_V

| pm | 1 | 1,5 | 2 | 2,5 | 3 | 3,5 |
|----------|------|------|-------|-------|-------|-------|
| P_{01} | 0,38 | 0,74 | 0,92 | 0,973 | 0,991 | 0,997 |
| P_{02} | 0,44 | 0,8 | 0,95 | 0,989 | 0,997 | 1 |
| P_{03} | 0,52 | 0,88 | 0,982 | 0,997 | 1 | 1 |

Дані табл. 1 показують, що ймовірність виявлення відмови підвищується зі збільшенням елементів вибірки для оцінювання дисперсії D_δ . У свою чергу, збільшення вибірки сповільнює прийняття рішень про відмову.

Експеримент 2. З метою зменшення часу до прийняття рішення про відмову вибірку для оцінювання дисперсії D_δ формують таким чином.

Перше значення оцінки розраховують за сформованою вибіркою $\eta[1: N_v]$ з випадкових відліків η_k . Потім оновлюють вибірку новим випадковим відліком зі зсувом на один такт.

Результати моделювання подано в табл. 2.

Таблиця 2

Залежність $P = f(pt)$ при вибірці зі зсувом

| pt | 1 | 1,5 | 2 | 2,5 | 3 | 3,5 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| P_{01} | 0,31 | 0,684 | 0,893 | 0,966 | 0,989 | 0,996 |
| P_{02} | 0,396 | 0,765 | 0,949 | 0,991 | 0,996 | 0,999 |
| P_{03} | 0,447 | 0,858 | 0,975 | 0,996 | 0,999 | 1 |

Ймовірність хибної тривоги при цьому така:

$$F1 = 0,05,$$

$$F2 = 0,025,$$

$$F3 = 0,016.$$

З порівняння даних табл. 1 і 2 видно, що спосіб формування вибірки зі зсувом забезпечує ту ж ймовірність виявлення відмови, що й фіксована вибірка. Однак при цьому час прийняття рішення про відмову зменшується до одного такту заповнення вибірки.

Експеримент 3. Уявимо модель відмови як результат зриву синхронізації у системі фазового автопідстроювання. У роботі [3] визначено залежність середнього часу до зриву синхронізації від відношення сигнал/шум і від відношення смуги утримання до постійної часу фільтра.

Модель відмови визначаємо як додавання випадкової похибки до псевдовіддалі зі СКО $\sigma\delta = \sigma\zeta pt$, у випадковий момент часу, що розподілений за рівномірним законом з параметрами

$$[t_1, t_2] \text{ та } t_{\text{сер}} = \frac{t_1 + t_2}{2}.$$

Результати експерименту наведено в табл. 3 для трьох варіантів завдання середнього часу.

Таблиця 3

Залежність $P = f(pt)$ при зміні $t_{\text{сер}}$

| pt | 1 | 1,5 | 2 | 2,5 | 3 | 3,5 |
|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| P_1 | 0,476 | 0,86 | 0,975 | 0,995 | 1 | 1 |
| P_2 | 0,31 | 0,65 | 0,868 | 0,955 | 0,984 | 0,992 |
| P_3 | 0,17 | 0,4 | 0,64 | 0,79 | 0,883 | 0,934 |

Ймовірності виявлення відмови відповідно такі:

– відмова P_1 , якщо $t_{\text{сер}} = 1,5$ с,

– відмова P_2 , якщо $t_{\text{сер}} = 2$ с,

– відмова P_3 , якщо $t_{\text{сер}} = 3$ с.

При цьому $N_v = 15$.

З даних табл. 3 випливає, що ймовірність виявлення відмови P знижується зі збільшенням середнього часу $t_{\text{сер}}$. Якщо $t_{\text{сер}} = 1,5$ с, вона майже збігається з результатами, отриманими у моделі відмови експерименту 1.

Ймовірність хибної тривоги в експерименті для всіх варіантів дорівнювала $F = 0,05$.

Висновки

Дослідження показали, що розглянутий алгоритм контролю цілісності дає змогу виявляти відмови навігаційного супутника з високою ймовірністю. У моделі відмови у вигляді додавання нормально розподіленої випадкової похибки до псевдовіддалі несправного супутника показники методу довірчих інтервалів перевищують показники алгоритмів на основі методу оцінок і не поступаються фільтраційним алгоритмам.

Ефективність методу залежить від розміру вибірки для оцінювання дисперсії.

Під час застосування методу є можливість компромісного вирішення проблеми підвищення ймовірності і скорочення часу виявлення відмови. Перспективи його застосування залежать від актуальності прийнятої моделі відмови.

Література

1. Харисов В.Н. Методы нелинейной фильтрации в задаче обнаружения отказов в спутниковых радионавигационных системах / В.Н. Харисов, А.В. Копейкин // Радиотехника. – 1996. – № 7. – С. 115–119.
2. ГЛОНАСС. Принципы построения и функционирования. – 3-е изд. / под ред. А.И. Перова, В.Н. Харисова. – М.: Радиотехника, 2005. – 688 с.
3. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника / В.И. Тихонов. – М.: Радио и связь, 1982. – 624 с.