УДК 681.32

Шатило. Я.Л.

ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ЕКСПЛУАТАЦІЇ СИСТЕМ РАДІОМОНІТОРИНГУ

Запропоновано критерій оцінки ефективності використання складних радіоелектронних систем радіомоніторингу, що враховує можливість наявності інформації про стан системи радіомоніторингу в неповному обсязі. Розроблено алгоритм і вирішена задача оптимізації стратегії технічного обслуговування за критерієм мінімуму ефективності використання для підсумкової системи радіомоніторингу.

Ключеві слова: система радіомоніторингу, радіоелектронні системи, засоби зв’язку, контрольовані параметри.

Введення. Системи радіомоніторингу є в даний час одними з найпоширеніших технічних засобів, що застосовуються при протидії та отриманні негласного контролю інформації. Ця апаратура знаходиться на озброєнні багатьох державних структур. Можна умовно розбити системи радіомоніторингу (СР) на три великі групи, що відрізняються просторовим охопленням контрольованої території, специфікою рішення і відповідно методологією використання, що накладає певні умови та обмеження на побудову відповідних категорій СР.

До завдань, що вирішуються за їх допомогою, слід, перш за все, віднести:

- Контроль випромінювань зареєстрованих державними органами засобів зв'язку і радіопередавачів в системах обміну інформацією;
- Оперативне виявлення випромінювань неліцензованих радіопередавачів, вимірювання їх параметрів і визначення їх місцезнаходження;
- Радіорозвідка і радіоспостереження при проведенні антитерористичних заходів та радіоелектронної протидії;
- Визначення спеціально організованих і технічних каналів витоку інформації в контрольованих зонах;
- Контроль ефективності заходів по запобіганню витоку інформації на кордонах контрольованої зони.

Основна частина. У загальному випадку під ефективністю використання (ЕІ) СР розуміють доцільність застосування конкретної системи в певних умовах. В якості критерію ЕІ використовують вираз [1]:

$$E_i = K_g P(t), \tag{1}$$

де $K = T_0 / (T_0 + T_V)$ – стаціонарне значення коефіцієнта готовності,

$P(t)$ – імовірність безвідмовної роботи СР.

Проте, критерій (1) справедливий для окремого випадку, нарікаючи на визначення факту появи відмови в СР не потрібні тимчасові витрати, пов'язані з перевіркою на працездатність.

Відмови в СР виявляються в процесі контролю технічного стану (КТС), тобто потрібні додаткові витрати на встановлення факту відмови.

Покажемо, що ЕІ в певній мірі залежить від стратегії технічного обслуговування. ЕІ будемо оцінювати здатністю СР перебувати в постійній готовності до застосування, безвідмовністю роботи в період часу *t*, а також наявністю інформації про відмову, яка виникла.

Тоді кількість ЕІ визначається критерієм

$$E_i = K_i \cdot P(t) D_m, \tag{2}$$

де $K_i = \dfrac{t_k(\alpha_0 + \beta_0)}{t_k(\alpha_0 + \beta_0) + \alpha_0 \tau_k + (1+\beta_0) t_k + T_a}$ - коефіцієнт використання без погіршення якості функціонування; $\alpha_0 = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i / n$ - середнє значення α_i; $\alpha_i = 0,1,2,...,$;

R - випадкова величина, яка характеризує ціле число періодів контролю за час i-ї реалізації часу безвідмовної роботи СР;

$\beta_0 = \sum_{i=1}^{n} \beta_i / n$ - середнє значення β_i; $\beta_i = 0 \div 1$ - випадкова величина, що характеризує подвійне число періодів контролю при і-й реалізації часу безвідмовної роботи СР;

n - число реалізацій випадкової величини α_i, β_i;

t_k - період КТС;

$T_V = T_0$ - середній час безвідмовної роботи;

$$T_V = t_k\left(\alpha_0 + \beta_0\right) + \alpha_0 \tau_k, \tag{3}$$

$T_V = \sum_{i=1}^{n} t_{\upsilon i} / n$ - середній час відновлення;

$P(t) = 1 - F(t)$ - ймовірність безвідмовної роботи;

$D_m = \sum_{i=1}^{m} D_{mt}$ - методична достовірність КТС;

m - число параметрів контролю;

$F(t)$ - інтегральний закон розподілу.

Аналіз, проведений в роботі [2], дозволяє записати залежність методичної достовірності від числа проконтрольованих параметрів у вигляді експоненти:

$D_m = \sum_{i=1}^{m} D_{mt}$ - методична достовірність КТС, m - чисельність параметрів контролю;

$F(t)$ - інтегральний закон розподілення.

Аналіз, проведений в роботі [2], дозволяє записати залежність методичної достовірності від числа проконтрольованих параметрів у вигляді експоненти:

$$D_m^{\bullet} = 1 - e^{-\alpha \sum_{i=1}^{m} \tau_{ki}} \Big/ \sum_{i=1}^{m} \tau_{ki} \neq 0;\ T_{\text{ebeg}} \leq t \leq T_{\text{efin}}, \tag{4}$$

де T_{ebeg}, T_{efin} - час початку і кінця експлуатації земної СР;

τ_{ki} - час контролю i-го параметра;

a - деякий постійний коефіцієнт, що визначає крутизну експоненти.

Коефіцієнт доцільно підібрати по методу найменших квадратів (4):

$$\sum_{i=1}^{m} \left[D_{mi} - \left(e^{-\alpha \sum_{i=1}^{m} \tau_{ki}} \right) \right]^2 = \min. \tag{5}$$

Інтегральний закон розподілу отримаємо з виразу (3):

$$F(t) = \int_0^t A(R,b) t^{R-1} e^{-B(R,b)} dt, \tag{6}$$

де R, b - постійні коефіцієнти, чисельні значення яких вибираються відповідно до необхідного закону розподілу (для експоненційного розподілу $b = R = 1$; розподіл Релея $R = b = 2$; Ерланга $R = 2$, $b = 1$, тощо);

$A(R, b)$, $B(R, b)$ - коефіцієнти, які визначаються з умови нормування.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t)\, dt = 1; \tag{7}$$

$f(t) = dF / dt\, t$ - функція щільності.

Визначимо коефіцієнти A і B через математичне визначення випадкової величини.

$$m = \int_0^\infty tf(t)\,dt = A\int_0^\infty t^R e^{-Bt^\alpha}\,dt. \quad (8)$$

Ввівши нову змінну $U = t^b$, одержимо

$$m = \frac{A}{B}\int_0^\infty U^{\frac{R+1}{B}-1} e^{-BU}\,dU = A\frac{\Gamma\left(\frac{R+1}{b}\right)}{b\left(B\frac{R+1}{b}\right)}. \quad .(9)$$

Тоді

$$A = bB^{\frac{R+1}{B}} / \Gamma\left(\frac{R+1}{b}\right), \quad (10)$$

де $\Gamma\left(\frac{R+1}{b}\right)$ - гамма функція від параметрів R і b.

Виконання вимог нормування (7) дає

$$1 = m\frac{bB\frac{R+1}{b}}{\Gamma\left(\frac{R+1}{b}\right)}\int_0^\infty t^{R-1}e^{-Bt^b}\,dt = m\frac{\Gamma\left(\frac{R}{b}\right)}{b}B^{1/b}, \quad (11)$$

звідси

$$B = \left[\frac{\Gamma\left(\frac{R+1}{b}\right)}{m\Gamma\left(\frac{R}{\alpha}\right)}\right]^b. \quad (12)$$

Підставивши значення В у вираз (10), отримаємо

$$A = b\Gamma^R\left(\frac{R+1}{b}\right) / m^R\Gamma^{R+1}\left(\frac{R}{b}\right). \quad (13)$$

Підставивши вирази (12) і (13) у вираз (6), отримаємо ймовірність безвідмовної роботи для будь-якого закону розподілу випадкової величини.

$$P = 1 - \int_0^\infty \frac{b\Gamma^R\left(\frac{R+1}{b}\right)}{m^R\Gamma^{R+1}\left(\frac{R}{b}\right)} t^{R-1}\exp\left\{-\left[\frac{\Gamma\left(\frac{R+1}{b}\right)}{m\Gamma\left(\frac{R}{b}\right)}\right]t^b\right\}dt. \quad (14)$$

Для знаходження екстремуму ЕІ СР від стратегії КТС необхідно вирішити систему рівнянь:

$$\partial E_i(t_k,\tau_k)/\partial t_k = 0;\ \partial E_i(t_k,\tau_k)/\partial \tau_k = 0. \quad (15)$$

Рішення системи (15) являє собою складну і трудомістку задачу. Навіть для випадків $R = b = 1$ і $P = e^{-\Delta t}$ вирішити систему рівнянь аналітично досить складно:

$$\frac{\partial Э_И(t_k,\tau_k)}{\partial t_k} = \Lambda\frac{t_k(\alpha_0+\beta_0)}{t_k(1+\alpha_0)+\alpha_0\tau_k+T_b}e^{-\Delta t_k} +$$
$$+\left\{\frac{(\alpha_0+\beta_0)\left[t_k(1+\alpha_0)+\alpha_0\tau_k+T_b\right]}{\left[t_k(1+\alpha_0)+\alpha_0\tau_k+T_b\right]^2} - \frac{t_k(\alpha_0+\beta_0)}{\left[t_k(1+\alpha_0)+\alpha_0\tau_k+T_b\right]^2}\right\}\times e^{-\Delta t_k} = 0. \quad (16)$$

$$\frac{\partial Э_И(t_k,\tau_k)}{\partial t_k} = \alpha e^{-\alpha\tau_k}\frac{t_k(\alpha_0+\beta_0)}{t_k(\alpha_0+1+\alpha_0\tau_k+T_b)} + \left(1-e^{-\alpha\tau_k}\right)\times\frac{-t_k\alpha_0(\alpha_0+\beta_0)}{\left[t_k(1+\alpha_0)+\alpha_0\tau_k+T_k\right]^2} = 0 \quad (17)$$

Після перетворення системи рівнянь (16) і (17) отримуємо

$$\alpha e^{-\alpha\tau_k}\left[t_k\left(\alpha_0+1\right)+\alpha_0\tau_k+T_b\right]-\alpha_0\left(1-e^{-\alpha\tau_k}\right)=0; \tag{18}$$

$$\Lambda t_k\left[t_k\left(1-\alpha_0\right)+\alpha_0\tau_k+T_b\right]+\left[t_k\left(1+\alpha_0\right)+\alpha_0\tau_k+T_b\right]-t_k\left(1+\alpha_0\right)=0 \tag{19}$$

З рівнянь (18) і (19) визначимо

$$\tau_k=\frac{\Lambda t_k^0\left(1+\alpha_0\right)+\Lambda t_k T_b-T_b}{1-\Lambda t_k}; \tag{20}$$

$$t_k=\frac{\alpha_0\left(1-e^{-\alpha t_k}\right)-\alpha e^{-\alpha\tau_k}\left(\alpha t_k+T_b\right)}{\alpha e^{-\alpha\tau_k}}. \tag{21}$$

Для знаходження t_k необхідно вираз (20) підставити у вираз (21) і вирішити рівняння з одним невідомим. Розкладемо $e^{-\alpha\tau_k}$ в ряд Тейлора до певного члена так, щоб помилка не перевищувала заданої. Вона буде тим менше, чим більше число членів ряду береться до уваги [1, 3] і оцінюється виразом

$$\left|R_n\right|<\frac{e^n}{(n+1)!}\left(\alpha\tau_k\right)^{n+1}, \quad 0<\varepsilon<e^{\alpha\tau_k}. \tag{22}$$

Досвід показує, що для сучасних СР коефіцієнт a лежить в інтервалі 0,5 - 1,2, а τ_k обчислюється від одиниці до кількох десятків годин.

Структурна схема алгоритму рішення поставленої задачі представлена на рис. 1.

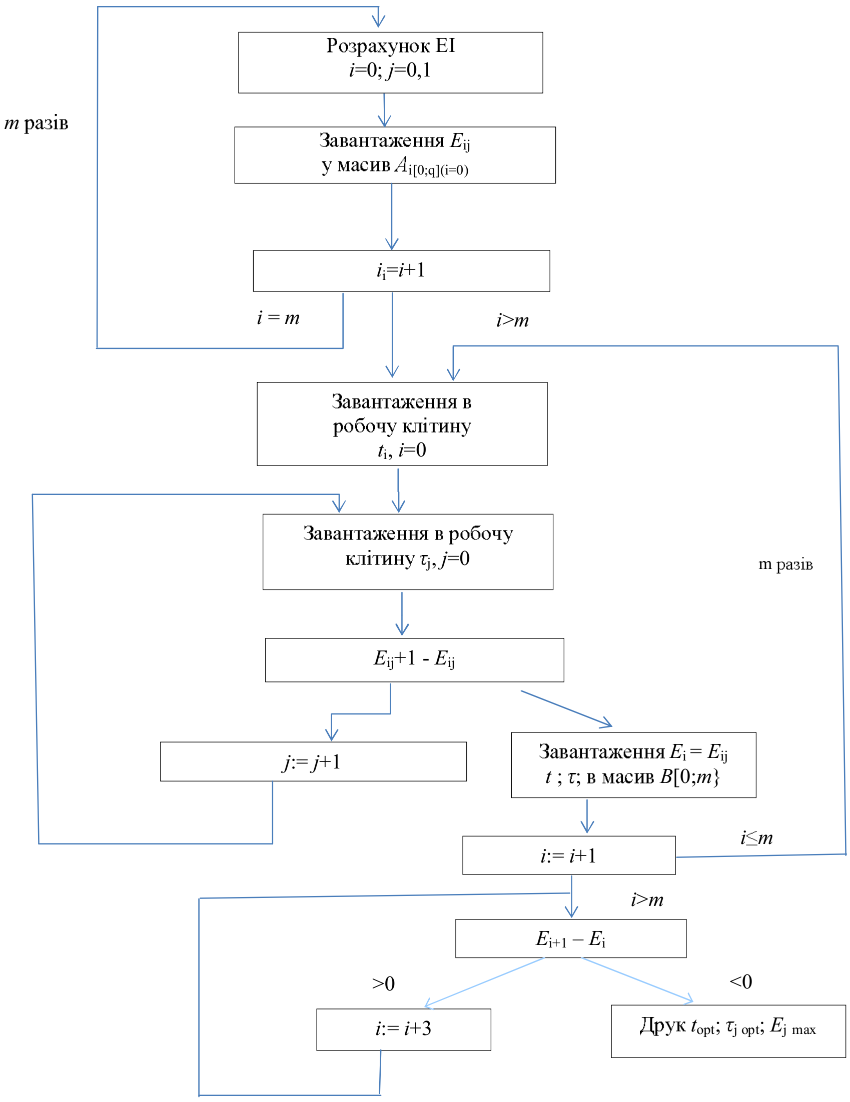

Рис. 1 Структурна схема алгоритму.

Логіка роботи алгоритму полягає в тому, що змінюючи значення t_k при τ_{ki} = const, обчислюємо E_{ij+1} і проводимо порівняння $E_{ij+1} - E_{ij} < 0$; при виконанні цієї умови E_{ij} є точкою локального екстремуму, а τ_{kj} локальним оптимальним періодом при заданому обсязі контролю , що дорівнює τ_{ki}. Новий цикл обчислень починається для τ_{ki+1}, τ_{ki+2} і далі до повного обсягу контролю τ_{km}. Потім відбувається порівняння локальних екстремумів і визначається E_{im} з оптимальними t_{kopt}, τ_{kopt}.

В масив $A_0 = \{E_{00}, E_{01}, E_{02}, ..., E_0\}$ заносяться значення ефективності використання при контролі першого параметра з безособової періодичністю, в масив $A_1 = \{E_{10}, E_{11}, E_{12}, ..., E_{1q}\}$ - значення ЕІ, при контролі другого параметра з величиною періодичності, тощо.

В масив $B = \{t'_0, \tau'_0, E'_0, t'_1, E'_1, ..., t'_m, \tau'_m, E'_m\}$ заносяться локальні екстремуми по кожному з контрольованих параметрів.

Завдання вирішувалася на ПЕОМ за час 3 хв. За результатами обчислень для наочності побудовані графіки залежностей ЕІ = $f(\tau_k)$ при τ_{ki} = const і локальних екстремумів ЕІ від обсягу КТС при $a_1 = 0{,}46$ і $a_2 = 0{,}64$ (рис. 2).

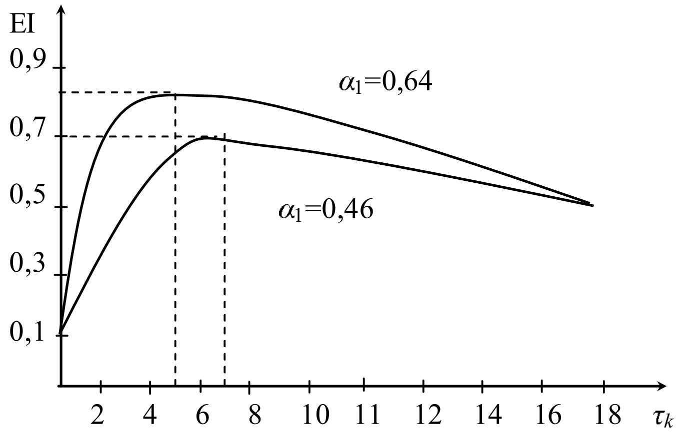

Рис. 2. Залежність мінімальної ЕІ від обсягу контролю

Висновки. Проведені дослідження дозволяють зробити висновок про те, як розподіл сумарного часу контролю між окремими контрольованими параметрами впливає на ефективність використання, при наших умовах доцільної розшифровки параметрів, коли і з яким обсягом слід проводити перевірки параметрів.

Слід зазначити, що виграш ЕІ більш значний при $a_1 > a_2$, тобто чим менше часу із загального сумарного витрачається на отримання більшої достовірності.

З ростом τ_k виграш збільшується, а потім зменшується, і при $V_k = 1$ перетворюється на нуль. Це говорить про те, що порядок при повному контролі неістотний. У разі відновлення СР зі стану контролю в стан використання при дотриманні черговості контролю параметрів буде досягнута велика ефективність використання.

ЛІТЕРАТУРА

1. Феллер В. Введення в теорію ймовірностей і її застосування. В 2-х томах / Феллер В. - М.: Мир, 1967.
2. Єгоров Ф.І. Визначення оптимальної періодичності форм обслуговування в складній системі / Єгоров Ф.І., Тіскіна Е.О., Хорошко В.А. // Інформатика та математичні методи в моделюванні, № 2, 2011 - С. 148 - 156.
3. Баранов П.Є. Розрахунки динамічних процесів, що відбуваються в системах інформації / Баранов П.Є., Тіскіна Е.О., Хорошко В.А. // Інформаційна безпека. - 2011. - № 1. - С. 130 - 137.

Надійшла: 06.02.2012

Рецензент: д.т.н., проф. Щербак Л.М.