

УДК 519.233.2: 621.391.83 (045)

DOI: 10.18372/2310-5461.39.13095

О. В. Соломенцев, д-р техн. наук, проф.
Національний авіаційний університет
orcid.org/0000-0002-3214-6384
e-mail: avsolomentsev@ukr.net

М. Ю. Заліський, канд. техн. наук
Національний авіаційний університет
orcid.org/0000-0002-1535-4384
e-mail: maximus2812@ukr.net

Т. С. Герасименко, аспірантка
Національний авіаційний університет
orcid.org/0000-0002-8504-2001
e-mail: milusga@meta.ua

АНАЛІЗ ЕФЕКТИВНОСТІ ПРОЦЕДУРИ ВИЯВЛЕННЯ РОЗЛАДНАННЯ В СИСТЕМАХ ЕКСПЛУАТАЦІЇ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ

Вступ

Під час аеронавігаційного обслуговування використовують наземні засоби аеронавігації (НЗА), до яких належать засоби зв'язку, навігації, спостереження, автоматизовані системи керування повітряним рухом тощо. Надійна робота НЗА значною мірою залежить від функціонування системи експлуатації НЗА. Ця система містить такі складові як: засоби НЗА; технологічні процеси (технічного обслуговування, ремонту, продовження ресурсу, наземних та льотних перевірок тощо); персонал; нормативні документи та ін. В процесі функціонування НЗА та їх систем експлуатації (СЕ) можливі випадки невідповідності встановленим вимогам, що може призвести до зайвих витрат, порушення безпеки та нерегулярності польотів тощо.

У загальному випадку процеси зміни технічного стану НЗА та інших елементів СЕ є нестаціонарними та випадковими. При цьому можуть бути інтервали квазістаціонарності, що мають різні значення статистичних розподілів або параметрів на відповідних інтервалах. Причинами нестабільності процесів зміни стану НЗА та інших елементів СЕ можуть бути: процеси старіння елементної бази НЗА, несвоєчасні та невірні керуючі впливи з боку адміністративних органів, умови навколишнього середовища, неякісні дії обслуговуючого персоналу, причини обумовлені електромагнітною несумісністю тощо. В науково-технічній літературі задачі пов'язані з

аналізом нестаціонарних процесів розглядаються як задачі дослідження «розладнання» [1; 2].

Розробка процедур виявлення розладнання в реалізації процесів, що характеризують стан НЗА та їх СЕ, є актуальною науково-практичною задачею, оскільки додаткова інформація щодо тренду нестаціонарного процесу дає можливість сформулювати та своєчасно реалізувати керуючі та запобіжні дії персоналом СЕ.

Аналіз публікацій

Питання розробки та модернізації системи експлуатації технічних систем широко висвітлюються в науково-технічній літературі [3]. Предметними сферами є задачі аналізу цілісності аеронавігаційної системи, аналізу телеметричних даних, деградаційних процесів технічних комплексів, виявлення кіберзагроз тощо.

При цьому питання статистичної обробки нестаціонарних випадкових процесів змін технічного стану НЗА та складових СЕ приділяється недостатньо уваги. Це може негативно вплинути на ефективність СЕ та надійність роботи НЗА, а далі знизити ефективність системи аеронавігаційного обслуговування. Крім того, під час аналізу стратегій технічного обслуговування НЗА за станом з контролем рівня надійності в [4–8] не розглядають моделі опису трендів змін стану НЗА у вигляді показників надійності.

Постановка проблеми

Узагальнена структурна схема СЕ може бути представлена у наступному вигляді (рис. 1).

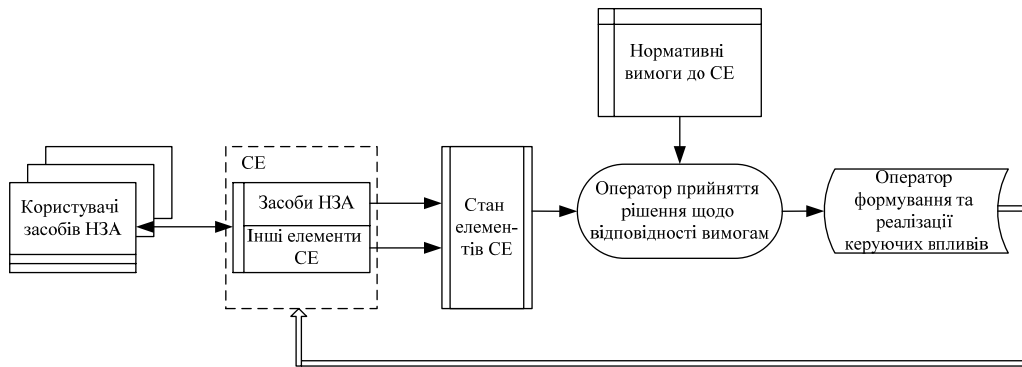


Рис. 1. Узагальнена структурна схема CE

Структурна схема характеризує CE як систему формування та реалізації керуючих впливів щодо НЗА та інших елементів CE з метою забезпечення надійності роботи НЗА та ефективності функціонування CE. Керуючі впливи повинні бути своєчасними та вірними для зменшення ризиків та можливих витрат, обумовлених випадками зміни технічного стану НЗА та інших елементів CE. Відомо, що для цього доцільно використовувати процедури прогнозування стану об'єктів керування. При цьому прогнозування є ефективним у разі справедливості гіпотези щодо збіжності моделей розвитку трендів на етапах збору даних та в межах періоду екстраполяції. Якщо розглядати моделі трендів визначальних параметрів та характеристик у вигляді моделей з розладнанням, тоді для забезпечення ефективності процедур прогнозування доцільно використовувати процедури визначення фактів розладнання та оцінки параметрів їх протікання.

Основними моментами під час розгляду процедур виявлення є моделі даних, що підлягають обробці, методи синтезу та аналізу ефективності процедур, синтез процедури обробки даних та її аналіз, показники та критерії ефективності. У рамках такого методичного підходу в статті вирішується задача синтезу та аналізу процедури виявлення розладнання в тренді нестационарного випадкового процесу, що характеризує зміни стану засобу НЗА для заданої моделі опису випадкового процесу.

Сформулюємо математичну постановку задачі дослідження на рівні функціоналів та операторів. У загальному випадку показник ефективності CE може бути визначений як функціонал типу

$$Ef = f(t_d, t_{\Sigma}, D, P_{fa}, U, C / \vec{A}),$$

де \vec{A} — це множина алгоритмів статистичної обробки експлуатаційних даних, у тому числі виявлення розладнання; t_d — це інтервал часу від моменту виникнення розладнання до момен-

ту його виявлення; t_{Σ} — інтервал спостереження; D — імовірність правильного виявлення; P_{fa} — імовірність хибної тривоги; U — обчислювальна складність алгоритму обробки даних; C — функція втрат за рахунок несвоєчасного виявлення розладнання.

Завданням цього дослідження є синтез такої процедури виявлення розладнання, яка забезпечить максимум показника ефективності для випадку заданих вимог до параметрів D , P_{fa} , t_d та U . Інакше кажучи, необхідно забезпечити

$$Ef = \sup(0 \leq Ef \leq 1 \forall \vec{A} : t_d \leq t_d^*, D \geq D^*, P_{fa} \leq P_{fa}^*),$$

де t_d^* , D^* , P_{fa}^* — вимоги до відповідних параметрів.

Синтез процедури виявлення розладнання в тренді нестационарного випадкового процесу

Технічний стан окремого НЗА можна розглядати з точки зору змін визначальних параметрів, що характеризують функціональну придатність НЗА або зміну показників надійності.

Такий розгляд відповідає відомим стратегіям технічного обслуговування (ТО): а) стратегія ТО за станом з контролем визначальних параметрів; б) стратегія ТО за станом з контролем рівня надійності НЗА. Існує також третя стратегія ТО за напрацюванням. В цьому випадку розглядаємо стратегію ТО за станом з контролем рівня надійності НЗА.

До показників надійності відносять середнє напрацювання на відмову, середній час відновлення, коефіцієнт технічного використання, коефіцієнт готовності тощо.

Розглянемо випадок, коли зміна технічного стану НЗА характеризується залежністю інтенсивності відмов в часовому просторі. В науково-технічній літературі розглядають такі моделі нестационарних процесів, що описують надійнісні властивості обладнання [3]: стрибкоподібна, лінійна та квадратична моделі.

Розглянемо стрибкоподібну модель зміни інтенсивності відмов. Вибіркова сукупність, що підлягає обробці, формується у вигляді напрацювань між відмовами t . Вважаємо, що відліки t_i на інтервалі спостереження є незалежними випадковими величинами.

Розглянемо задачу виявлення розладнання. Гіпотезі H_0 — у тренді зміни випадкового процесу відсутнє розладнання, тоді щільність розподілу імовірностей (ЩРІ) має такий вигляд:

$$f_1(t_i) = \lambda^{(0)} e^{-\lambda^{(0)} t_i}, \text{ для } i = \overline{1, n}.$$

де t_i — величина напрацювання на відмову для i -го відліку; $\lambda^{(0)}$ — інтенсивність відмов на інтервалі, де розладнання немає; n — обсяг напрацювань, що підлягають обробленню в процедурі виявлення розладнання.

Альтернативі H_1 — у тренді зміни випадкового процесу має місце розладнання, що виникає на k -му кроці спостереження. Маємо ЩРІ у вигляді:

$$f_2(t_i) = \begin{cases} \lambda^{(0)} e^{-\lambda^{(0)} t_i}, & \text{для } i = \overline{1, k-1}, \\ a^{(0)} \lambda^{(0)} e^{-a^{(0)} \lambda^{(0)} t_i}, & \text{для } i = \overline{k, n}, \end{cases}$$

де $a^{(0)}$ — коефіцієнт зміни інтенсивності відмов, який необхідно виявляти із заданим рівнем ефективності.

У такому варіанті параметри генеральної сукупності $a^{(0)}, \lambda^{(0)}, n$ мають бути відомими для забезпечення гарантованого рівня показників ефективності. Фактичні значення параметрів розподілів імовірностей $f_1(t)$ та $f_2(t)$ будуть пов'язані з поточною ефективністю та враховані при теоретичному аналізі та моделюванні під час формування вибіркової сукупності напрацювань t_i .

Синтез процедури виявлення факту розладнання виконаємо з використанням критерію Неймана–Пірсона для фіксованого обсягу вибірки n . Рішення про наявність або відсутність розладнання приймається після того як проведена обробка даних всієї вибірки обсягом n відліків (випадок з апостеріорним аналізом).

Відношення правдоподібності має вигляд:

$$\Lambda(\vec{t}_n, k, a^{(0)}) = \frac{\Phi(\vec{t}_n / H_1)}{\Phi(\vec{t}_n / H_0)};$$

$$\Phi(\vec{t}_n / H_1) = \prod_{i=1}^n f_2(t_i / H_1);$$

$$\Phi(\vec{t}_n / H_0) = \prod_{i=1}^n f_1(t_i / H_0),$$

де $\Phi(\vec{t}_n / H_1)$ — функція правдоподібності для H_1 ; $\Phi(\vec{t}_n / H_0)$ — функція правдоподібності для H_0 .

Тоді вираз для відношення правдоподібності набуде вигляду:

$$\begin{aligned} \Lambda(\vec{t}_n, k, a^{(0)}) &= \\ &= \frac{\prod_{i=k}^n f_2(t_i / H_1)}{\prod_{i=k}^n f_1(t_i / H_0)} = \frac{\prod_{i=k}^n a^{(0)} \lambda^{(0)} e^{-a^{(0)} \lambda^{(0)} t_i}}{\prod_{i=k}^n \lambda^{(0)} e^{-\lambda^{(0)} t_i}} = \\ &= a^{(0)n-k} e^{\lambda^{(0)}(1-a^{(0)}) \sum_{i=k}^n t_i}. \end{aligned}$$

Логарифм функції відношення правдоподібності:

$$\ln \Lambda(\vec{t}_n, k, a^{(0)}) = (n-k+1) \ln a^{(0)} + \lambda^{(0)}(1-a^{(0)}) \sum_{i=k}^n t_i.$$

Нехай $\theta(a^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda^{(0)})$ — це вирішальна статистика, що залежить від обсягу вибірки n і параметрів $a^{(0)}, \lambda^{(0)}, k$. Тоді

$$\theta(a^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda^{(0)}) = (n-k+1) \ln a^{(0)} + \lambda^{(0)}(1-a^{(0)}) \sum_{i=k}^n t_i.$$

Процедура виявлення розладнання полягає в такому — після обробки n відліків даних щодо напрацювання t_n згідно з виразом для $\theta(a^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda^{(0)})$ формують масив значень вирішальної статистики для всієї сукупності можливих значень параметра k . Далі знаходять у цієї вибіркової сукупності максимальне значення θ_{\max} , яке порівнюють з порогом прийняття рішення V . Якщо $\theta_{\max} > V$, то приймається рішення про наявність розладнання.

Слід зазначити що процедура виявлення в такому вигляді строго кажучи не є оптимальною.

У праці [1] вважають, що алгоритми виявлення подібні тому, що розглядається є так звані алгоритми кумулятивних сум. Згідно з таким підходом максимальному значення вирішальної статистики відповідає значення k , коли об'єктивно відбулась зміна інтенсивності відмов.

Проаналізуємо залежність математичного сподівання від поточного значення k . При цьому вираз для математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики $\theta(a^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda^{(0)})$ для випадку коли $k < k_0$ має вигляд:

$$\begin{aligned} m_1(\theta) &= (n-k+1) \ln \frac{a^{(0)} \lambda^{(0)}}{\lambda^{(0)}} - \\ &= (a^{(0)} \lambda^{(0)} - \lambda^{(0)}) \left[(k_0 - k) \frac{1}{\lambda^{(0)}} + (n - k_0 + 1) \frac{1}{a \lambda^{(0)}} \right]; \end{aligned}$$

$$\mu_2(\theta) = \left(a^{(0)}\lambda^{(0)} - \lambda^{(0)}\right)^2 \left[\left(k_0 - k\right) \left(\frac{1}{\lambda^{(0)}}\right)^2 + \right. \\ \left. + (n - k_0 + 1) \left(\frac{1}{a\lambda^{(0)}}\right)^2 \right].$$

Дійсно частина сумарної статистики відліків t_i обсягом $k_0 - k$ величин пов'язана з гіпотезою H_0 . Інша частина сумарної статистики t_i обсягом $n - k_0 + 1$ величин пов'язана з альтернативою H_1 .

Вираз для математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики $\theta(a^{(0)}, \bar{t}_n, \lambda^{(0)})$ для випадку, коли $k = k_0$ має вигляд

$$m_1(\theta) = (n - k_0 + 1) \ln \frac{a^{(0)}\lambda^{(0)}}{\lambda^{(0)}} - \\ - (a^{(0)}\lambda^{(0)} - \lambda^{(0)}) (n - k_0 + 1) \frac{1}{a\lambda^{(0)}}.$$

$$\mu_2(\theta) = \left(a^{(0)}\lambda^{(0)} - \lambda^{(0)}\right)^2 (n - k_0 + 1) \left(\frac{1}{a\lambda^{(0)}}\right)^2.$$

У даному випадку частина сумарної статистики відліків t_i обсягом $n - k_0 + 1$ величин пов'язана з альтернативою H_1 .

Вираз для математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики $\theta(a^{(0)}, \bar{t}_n, \lambda^{(0)})$ для випадку, коли $k > k_0$ має вигляд

$$m_1(\theta) = (n - k + 1) \ln \frac{a^{(0)}\lambda^{(0)}}{\lambda^{(0)}} - \\ - (a^{(0)}\lambda^{(0)} - \lambda^{(0)}) (n - k + 1) \frac{1}{a\lambda^{(0)}}.$$

$$\mu_2(\theta) = \left(a^{(0)}\lambda^{(0)} - \lambda^{(0)}\right)^2 (n - k + 1) \left(\frac{1}{a\lambda^{(0)}}\right)^2.$$

У цьому випадку частина сумарної статистики відліків t_i обсягом $n - k + 1$ величин пов'язана з альтернативою H_1 і обсяг сумарної статистики залежить від конкретного поточного значення параметру k . Результати розрахунків за формулами для математичних сподівань та дисперсій, а також результати моделювання (точкові оцінки математичних сподівань та дисперсій) представлені в таблиці.

На рис. 2 та 3 наведені результати розрахунку та точкові оцінки за результатами статистичного моделювання для залежності математичного сподівання та дисперсії від параметру k .

На рис. 2 та 3 прямокутниками представлені оцінки, отримані за результатами моделювання.

Таблиця

Числові значення математичного сподівання та дисперсії

Набір параметрів	$\lambda = 2 \cdot 10^{-6}, a = 2, n = 50, k_0 = 25$						
k	3	10	17	25	33	40	50
$m_1(\theta)$	-1.73	0.42	2.57	5.02	3.48	2.12	0.19
$m_1^*(\theta)$	-1.798	0.366	2.52	4.999	3.449	2.086	0.187
$\mu_2(\theta)$	28.5	21.5	14.5	6.5	4.5	2.75	0.25
$\mu_2^*(\theta)$	29.618	22.224	14.608	6.501	4.538	2.848	0.261

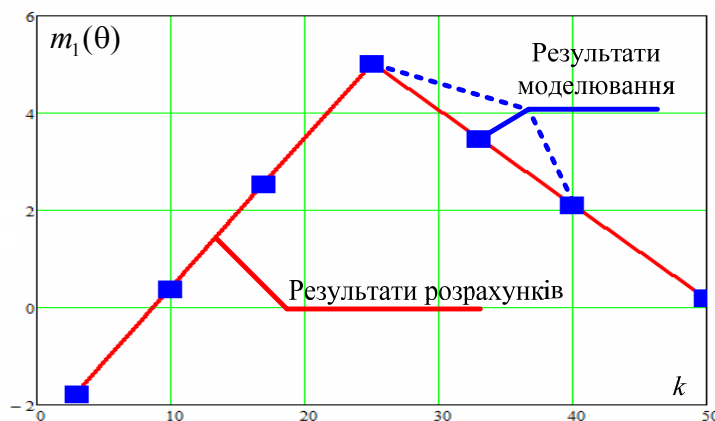


Рис. 2. Графіки залежності математичного сподівання вирішальної статистики θ від параметру k за даними таблиці

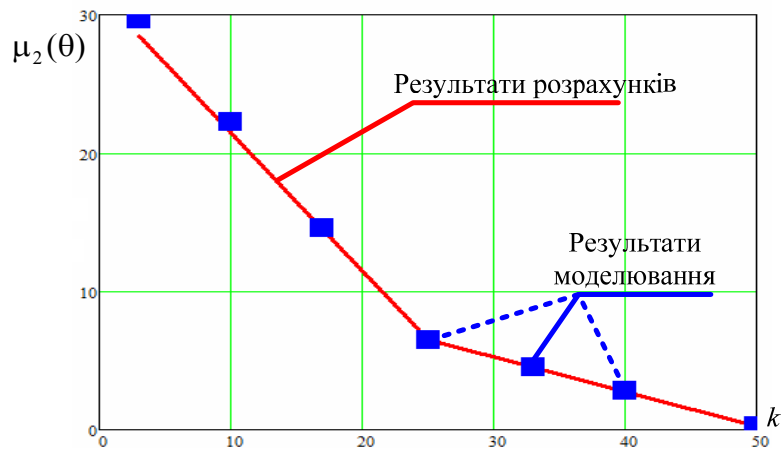


Рис. 3. Графіки залежності дисперсії вирішальної статистики θ від параметру k за даними таблиці

Результати розрахунків свідчать, що максимум на рис. 2 відповідає відліку, коли $k = k_0$. Аналіз рис. 3 показує, що дисперсія монотонно спадає. У цілому, результати статистичного моделювання свідчать про вірність теоретичних розрахунків.

Сформуємо процедуру прийняття рішення про наявність розладнання шляхом порівняння максимального значення статистики з порогом рішення V .

Аналіз ефективності процедури виявлення розладнання в тренді нестационарного випадкового процесу

Аналіз ефективності — це процес розрахунку чисельних значень показників ефективності. У даному випадку, коли розгуляється варіант апостеріорного аналізу вихідної статистики приймаємо, що показниками ефективності процедури виявлення розладнання є: імовірність помилки першого роду α (прийняття альтернативи H_1 , коли справедлива гіпотеза H_0); імовірність помилки другого роду β (прийняття гіпотези H_0 коли справедлива H_1).

У статті розглядається рішення задачі виявлення розладнання для випадку простої гіпотези та альтернативи, тобто заданий рівень імовірності правильного виявлення розладнання $D^{(0)}$ необхідно забезпечити для відомого рівня $\lambda^{(0)}$, обсягу вибірки n , параметрів $a^{(0)}$ та k_0 . З урахуванням цих умов визначають поріг рішення V . Далі пропонується розглянути три варіанти розрахунку характеристик виявлення: 1) для заданого порога V , що розраховано для параметрів генеральної сукупності $\lambda^{(0)}$, k_0 , n визначають залежність $D(a)$ від поточного значення параметра a (тобто з'ясуємо наскільки чутливою є процедура виявлення до змін в рівні λ); 2) для заданого порога V , що розраховано для параметрів генеральної

сукупності $\lambda^{(0)}$, $a^{(0)}$, n визначають залежність $D(k)$ від реального значення номера шага k , коли відбулося розладнання тренду нестационарного процесу (тобто з'ясуємо наскільки чутливою є процедура виявлення від початкового моменту розладнання); 3) для заданого порога V , що розраховано для параметрів генеральної сукупності $\lambda^{(0)}$, k_0 , n , $a^{(0)}$ визначають залежність D від поточного значення параметра a та реального значення номера шага k , коли відбулося розладнання тренду нестационарного процесу (тобто розраховують двовимірну ймовірність виявлення розладнання $D(a, k)$).

Під час аналізу ефективності зробимо два припущення:

1. Поріг рішення V розраховуємо для параметрів генеральної сукупності $a^{(0)}$, $\lambda^{(0)}$, n в точці k_0 , де математичне сподівання вирішальної статистики $\theta(a^{(0)}, \bar{t}_n, \lambda^{(0)})$ є максимальною величиною.

2. Вважаємо, що ЦРІ вирішальної статистики при цьому є нормальною.

Розглянемо випадок побудови характеристики $D(a)$. Імовірність правильного виявлення розраховується за формулою:

$$D = 1 - \int_{-\infty}^V N(\theta/H_1) d\theta,$$

де $N(\theta/H_1)$ — нормальна ЦРІ вирішальної статистики для альтернативи H_1 .

Інтеграл у цьому виразі представимо у вигляді інтеграла ймовірностей Лапласа $\Phi(\cdot)$:

$$\beta = \Phi\left(\frac{V - m_1(\theta/H_1)}{\sigma(\theta/H_1)}\right).$$

Поріг прийняття рішення визначається за формулою:

$$V = m_1(\theta/H_1) + \sigma(\theta/H_1)\Phi^{-1}(\beta),$$

де $\Phi^{-1}(\beta)$ — зворотна функція.

Знаючи значення порогу прийняття рішень V може бути розрахована ймовірність помилки першого роду:

$$\alpha = 1 - \int_{-\infty}^V N(\theta/H_0) d\theta,$$

де $N(\theta/H_0)$ — нормальна ЩРІ вирішальної статистики для гіпотези H_0 .

Для даних із таблиці та значення $\beta^{(0)} = 0.1$ поріг прийняття рішення дорівнює $V^{(0)} = 1.756$ та ймовірність помилки першого роду $\alpha = 0.028$.

На рис. 4 наведені характеристика виявлення розладнання для даних із таблиці, отриманих у результаті аналітичних розрахунків та на основі статистичного моделювання.

Порівняння графіків із рис. 4 свідчать про правильність зроблених розрахунків.

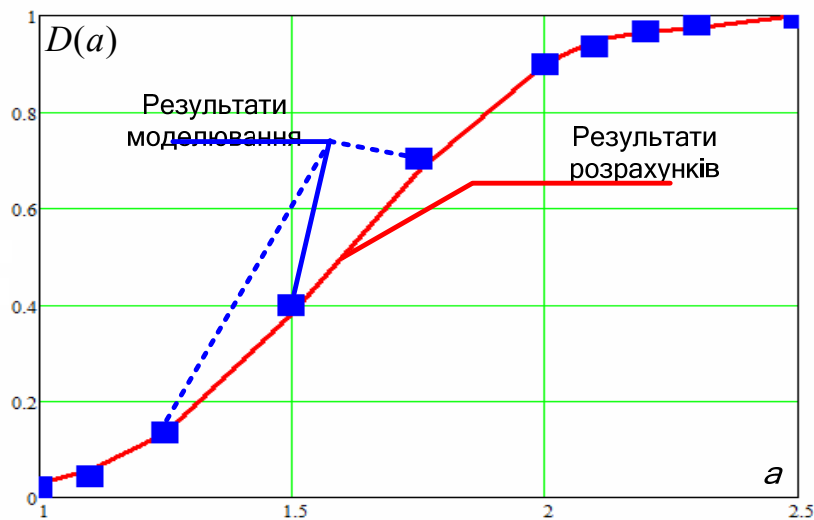


Рис. 4. Характеристики виявлення розладнання

Висновок

Алгоритми виявлення розладнання в реалізаціях нестационарних процесів, що характеризують зміни станів НЗА та інших елементів Системи експлуатації відіграють значну роль під час формування та реалізації своєчасних та правильних дій з точки зору забезпечення ефективності використання НЗА та ефективності функціонування їх СЕ.

Для розглянутої процедури виявлення вирішені задачі синтезу та аналізу ефективності процедури.

Результати статистичного моделювання підтвердили правильність теоретичних результатів.

Результати дослідження можуть бути використані під час проектування та модернізації систем експлуатації наземних засобів аеронавігації цивільної авіації.

ЛІТЕРАТУРА

1. **Жиглявский А. А.** Обнаружение разладки случайных процессов в задачах радиотехники / А. А. Жиглявский, А. Е. Красковский. — Л.: Издательство ЛУ, 1988. — 224 с.

2. **Tartakovsky A., Nikiforov I., Basseville M.** Sequential analysis. Hypothesis testing and change-point detection, Taylor & Francis Group, 2015, 580 p.

3. **Solomentsev O. V.** UAV operation system designing / O. V. Solomentsev, V. H. Melkumyan, M. Yu. Zaliskyi, M. M. Asanov // IEEE 3rd International Conference on Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments (APUAVD), October 13-15, 2015 (Kyiv, Ukraine), Proceedings. — P. 95–98.

4. **Nakagawa T.** Maintenance theory of reliability, London: Springer-Verlag, 2005. — 270 p.

5. **Goncharenko A. V.** Optimal UAV maintenance periodicity obtained on the multi-optional basis / A. V. Goncharenko // IEEE 4th International Conference on Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments (APUAVD), October 17-19, 2017, Proceedings. — P. 65–68.

6. **Dhillon B. S.** Maintainability, Maintenance, and Reliability for Engineers. New York: Taylor & Francis Group, 2006. — 214 p.

7. **Rausand M.** System Reliability Theory: Models, Statistical Methods and Applications. New York: John Wiley & Sons, Inc. — 2004. — 458 p.

8. **Smith D. J.** Reliability, Maintainability and Risk. Practical methods for engineers. London: Elsevier, 2005. — 365 p.

Соломенцев О. В., Заліський М. Ю., Герасименко Т. С.

АНАЛИЗ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОЦЕДУРЫ ВЫЯВЛЕНИЯ РОЗЛАДНАННЯ В СИСТЕМАХ ЕКСПЛУАТАЦІЇ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВИГАЦІЇ

Наземні засоби аеронавігації використовуються для забезпечення безпеки та регулярності польотів повітряних суден. До цих засобів відносять обладнання зв'язку, навігації та спостереження. Надійність наземних засобів аеронавігації в значній мірі визначається ефективністю системи їх експлуатації. Стаття присвячена вирішенню задачі синтезу та аналізу алгоритму виявлення розладнання нестационарного випадкового процесу. Первинними даними для обробки є напрацювання на відмову обладнання для експоненціальної моделі, яка на різних ділянках квазістационарності має різні інтенсивності відмов. Синтез процедури виявлення виконаний на основі критерію Неймана–Пірсона з фіксованим обсягом вибірки. Під час аналізу ефективності алгоритму виконані теоретичні розрахунки порогів прийняття рішення, на основі яких були розраховані характеристики виявлення розладнання. Статистичне моделювання на основі методу Монте-Карло підтвердило правильність теоретичних розрахунків.

Ключові слова: системи експлуатації; статистична обробка даних; погіршення технічного стану; розладнання; нестационарні процеси.

Solomentsev O. V., Zaliskyi M. Yu., Herasymenko T. S.

EFFICIENCY ANALYSIS FOR CHANGEPOINT DETECTION PROCEDURE IN OPERATION SYSTEMS OF GROUND NAVIGATION EQUIPMENT

Ground-based navigation equipment is used to ensure the safety and regularity of aircraft flights. This equipment includes communication, navigation and surveillance devices. The reliability of navigation equipment is determined by the efficiency of their operation system. The article is devoted to solving the problem of synthesis and analysis of the algorithm for changepoint detection for non-stationary random process. The input data for processing are equipment's times between failures in case of exponential model, which has different failure rates at different intervals of the quasi-stationarity. The synthesis of the detection procedure is based on Neyman-Pearson criterion with a fixed sample size. During the analysis of the algorithm's efficiency the theoretical calculations of the decision thresholds were made, on the basis of which the characteristics of changepoint detection were calculated. The statistical modeling based on the Monte Carlo method confirmed the correctness of theoretical calculations.

Keywords: operation system; statistical data processing; technical state deterioration; changepoint; non-stationary processes.

Соломенцев А. В., Залисский М. Ю., Герасименко Т. С.

АНАЛИЗ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОЦЕДУРЫ ОБНАРУЖЕНИЯ РАЗЛАДКИ В СИСТЕМАХ ЭКСПЛУАТАЦИИ НАЗЕМНЫХ СРЕДСТВ АЭРОНАВИГАЦИИ

Наземные средства аэронавигации используются для обеспечения безопасности и регулярности полетов воздушных судов. К этим средствам относят оборудования связи, навигации и наблюдения. Надежность наземных средств аэронавигации в значительной степени определяется эффективностью системы их эксплуатации. Статья посвящена решению задачи синтеза и анализа алгоритма обнаружения разладки нестационарного случайного процесса. Первичными данными для обработки являются наработки на отказ оборудования для экспоненциальной модели, которая на разных участках квазистационарности имеет разные интенсивности отказов. Синтез процедуры выявления выполнен на основе критерия Неймана-Пирсона с фиксированным объемом выборки. При анализе эффективности алгоритма выполнены теоретические расчеты порогов принятия решения, на основе которых были рассчитаны характеристики обнаружения разладки. Статистическое моделирование на основе метода Монте-Карло подтвердило правильность теоретических расчетов.

Ключевые слова: системы эксплуатации; статистическая обработка данных; ухудшение технического состояния; разладка; нестационарные процессы.

Стаття надійшла до редакції 09.09.2018 р.

Прийнято до друку 20.09.2018 р.

Рецензент – д-р техн. наук, проф. Конахович Г. Ф.