

УДК 656.7.071: 656.7.052.002.5 (045)

Заліський М.Ю., к. т. н.

ВИЯВЛЕННЯ ПОГІРШЕННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ АВІАЦІЙНИХ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ ЗАСОБІВ

Національний авіаційний університет

maximus2812@ukr.net

Розглянуто процедуру виявлення процесу погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів у відповідних системах їх експлуатації. Проведено аналіз процедури виявлення шляхом математичного моделювання, отримані характеристики виявлення для широкого діапазону вхідних параметрів

Ключові слова: система експлуатації; статистична обробка даних; проектування

Вступ

Як відомо, головним стратегічним завданням цивільної авіації є забезпечення безпеки та регулярності польотів повітряних суден. Це завдання вирішується шляхом використання матеріальних, людських та інших ресурсів. У якості таких ресурсів можна вважати авіаційні радіоелектронні засоби (АРЕЗ), що включають радіолокаційне, радіонавігаційне обладнання, засоби радіозв'язку, пристрої Служби авіаційної безпеки.

Надійність функціонування АРЕЗ на етапі їх використання за призначенням підтримується системою їх експлуатації (СЕ). До складу СЕ окрім власне засобу АРЕЗ також входять: нормативна документація, обслуговуючий персонал, процеси, запасні частини, обладнання моніторингу технічного стану.

В цілому система експлуатації АРЕЗ виконує такі функції: підтримка ефективного використання за призначенням засобу; виконання технічного обслуговування та ремонту; збирання статистичних експлуатаційних даних щодо визначальних параметрів АРЕЗ; статистична обробка зібраних даних; прийняття своєчасних керуючих та запобіжних дій за результатами статистичної обробки тощо.

Аналіз публікацій

Аналіз публікацій в частині експлуатації АРЕЗ [1 – 3] показує, що питанням проектування, розробки та модернізації СЕ приділяється доволі значна увага.

У роботі [4] проведено аналіз щодо найуживаніших типів моделей інтенсивності відмов, що використовуються під час експлуатації технічних засобів. Крім того, автор наголошує на важливості ідентифікації моменту початку погіршення технічного стану об'єкту експлуатації.

Виявлення (ідентифікація) процесу погіршення технічного стану є типовою задачею аналізу розладок. Питання виявлення розладок в галузі радіотехніки були розглянуті в роботі [5]. Також слід зауважити, що задачі аналізу розладок показників моніторингу для різних сфер науки та техніки широко розглядаються у сучасній літературі [6 – 10].

Постановка завдання

Виявлення погіршення технічного стану АРЕЗ ґрунтується на результатах моніторингу та обробки його основних параметрів. Такими параметрами можуть бути як тактико-технічні характеристики, так і показники надійності радіоелектронного засобу. Як показує практика експлуатації АРЕЗ у загальному випадку ці параметри носять суголубо випадковий характер.

Погіршення технічного стану АРЕЗ може виникати внаслідок значної кількості пошкоджень та відмов, старіння радіокомпонент, порушення умов експлуатації АРЕЗ людиною-оператором, зміни кліматичних умов експлуатації тощо.

Проведений аналіз публікацій [1-11] засвідчив, що питанням статистичної обробки даних в частині виявлення розла-

док у СЕ АРЕЗ приділена недостатня увага. Своєчасне та достовірне виявлення розладок у визначальних параметрах сприяє підвищенню ефективності СЕ АРЕЗ, що позитивно впливає на рівень безпеки та регулярності польотів повітряних суден. Тому в цій статті розглядається задача синтезу та аналізу процедури виявлення процесу погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів.

Основна частина

Відповідно до [6] до процедур виявлення розладок (а тому і погіршення технічного стану АРЕЗ) висуваються такі вимоги: 1) процедури обробки даних мають бути швидкими за заданого рівня хибних рішень; 2) процедури обробки мають бути однаково ефективними на всій множині моментів виникнення розладок; 3) повинна бути забезпечена можливість оцінювання моменту виникнення розладки; 4) процедура має бути відносно простою для можливості її реалізації в інженерній практиці.

Серед методів виявлення процесів погіршення технічного стану можна виділити дві групи: класичні з фіксованим обсягом вибірки та послідовні, в яких обсяг вибірки є наперед невідомим.

Розглянемо задачу виявлення погіршення технічного стану АРЕЗ, що пов'язане зі зміною його інтенсивності відмов (середнього напрацювання на відмову).

Аналіз теоретичних результатів в частині експлуатації АРЕЗ показує, що на різних етапах їх життєвого циклу можуть бути використані такі моделі зміни інтенсивності відмов: стрибкоподібна, лінійна, квадратична, лінійно-стрибкоподібна тощо. У цій статті обмежимося стрибкоподібною моделлю.

Відомо, що час між відмовами АРЕЗ зазвичай описується експоненціальною щільністю розподілу імовірностей (ЩРІ). Тоді у випадку стрибкоподібної моделі погіршення технічного стану тривалості часу між відмовами будуть описуватися такою ЩРІ:

$$f(x) = \begin{cases} f_1(x), & \text{якщо } x < k, \\ f_2(x), & \text{якщо } x \geq k, \end{cases}$$

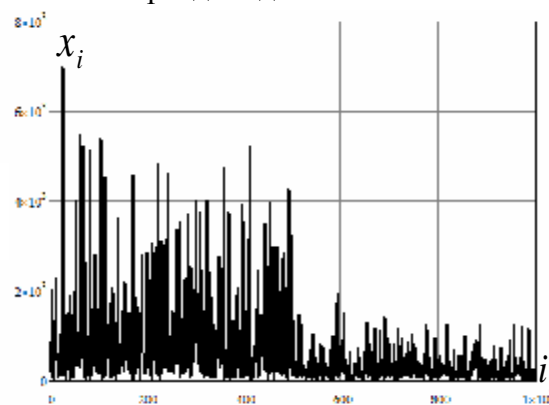
$$f_1(x) = \lambda e^{-\lambda x},$$

$$f_2(x) = \alpha \lambda e^{-\alpha \lambda x},$$

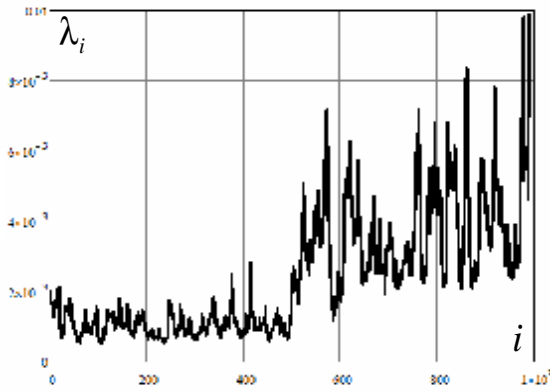
де λ – параметр інтенсивності відмов ($\lambda > 0$), α – коефіцієнт погіршення технічного стану ($\alpha > 1$), k – момент початку погіршення технічного стану (тобто кількість зафіксованих відмов до початку погіршення технічного стану), $f_1(x)$ та $f_2(x)$ – ЩРІ напрацювань між відмовами до та після початку погіршення технічного стану відповідно.

Крім того, будемо вважати, що на інтервалі спостереження було зафіксовано n відмов ($n > k$), а ЩРІ моменту виникнення початку погіршення технічного стану АРЕЗ $f_k(x)$ є невідомою.

Виконаємо моделювання випадкової величини X – значень тривалості між відмовами у разі наявності погіршення технічного стану АРЕЗ. Результати моделювання для початкових даних $\lambda = 10^{-3}$, $n = 1000$, $k = 500$, $\alpha = 3$ наведено на рис. 1. На рис. 1б зображені оцінки інтенсивності відмов, які отримані у ковзному вікні шириною 10 відліків за методом максимальної правдоподібності.



а) реалізація випадкової величини X



б) оцінки інтенсивності відмов у ковзному вікні

Рис. 1. Приклад реалізацій напрацювань між відмовами та оцінок інтенсивності відмов у ковзному вікні

Функція правдоподібності для досліджуваного варіанту погіршення технічного стану може бути записана у такому вигляді:

$$\begin{aligned} \Lambda(\lambda, \alpha, k) &= \prod_{i=1}^k f_1(x_i) \prod_{i=k+1}^n f_2(x_i) = \\ &= \prod_{i=1}^k \lambda e^{-\lambda x_i} \prod_{i=k+1}^n \alpha \lambda e^{-\alpha \lambda x_i} = \\ &= \lambda^n \alpha^{n-k} e^{-\sum_{i=1}^k \lambda x_i - \sum_{i=k+1}^n \alpha \lambda x_i} = \lambda^n \alpha^{n-k} e^{-\lambda \left(\sum_{i=1}^k x_i + \alpha \sum_{i=k+1}^n x_i \right)}, \end{aligned}$$

де x_i – напрацювання до i -ї відмови АРЕЗ.

Задача виявлення погіршення технічного стану може бути зведена до оцінювання параметру α та його порівняння з певним порогом. Очевидно, що у випадку відсутності погіршення технічного стану цей параметр буде близький до одиниці.

Якщо вважати параметр λ теж наперед невідомим, то використовуючи метод максимуму правдоподібності, необхідно вирішити систему рівнянь

$$\begin{cases} \frac{d\Lambda(\lambda, \alpha, k)}{d\alpha} = 0, \\ \frac{d\Lambda(\lambda, \alpha, k)}{d\lambda} = 0. \end{cases}$$

Розв'язком цієї системи є оцінка невідомого параметру α у вигляді

$$\alpha = \frac{n-k}{k} \frac{\sum_{i=0}^k x_i}{\sum_{i=k+1}^n x_i}.$$

Як видно, отримана оцінка залежить від моменту початку погіршення технічного стану АРЕЗ, тому природно записати вирішальну функцію у вигляді:

$$V(y) = \frac{n-y}{y} \frac{\sum_{i=0}^y x_i}{\sum_{i=y+1}^n x_i}, \quad (1)$$

де величина y послідовно набуває всіх значень з інтервалу $[1; n-1]$.

Альтернативним варіантом одержання вирішальної функції є відношення правдоподібності

$$l(\lambda, \alpha, k) = \frac{\Lambda(\lambda, \alpha, k)}{\Lambda_0(\lambda, \alpha, k)},$$

де $\Lambda_0(\lambda, \alpha, k)$ – функція правдоподібності за випадку $\alpha = 1$.

Тоді отримаємо

$$\begin{aligned} l(\lambda, \alpha, k) &= \frac{\Lambda(\lambda, \alpha, k)}{\Lambda_0(\lambda, \alpha, k)} = \frac{\prod_{i=1}^k f_1(x_i) \prod_{i=k+1}^n f_2(x_i)}{\prod_{i=1}^n f_1(x_i)} = \\ &= \frac{\prod_{i=k+1}^n f_2(x_i)}{\prod_{i=k+1}^n f_1(x_i)} = \prod_{i=k+1}^n \frac{f_2(x_i)}{f_1(x_i)} = \prod_{i=k+1}^n \frac{\alpha \lambda e^{-\alpha \lambda x_i}}{\lambda e^{-\lambda x_i}} = \\ &= \prod_{i=k+1}^n \alpha e^{-\alpha \lambda x_i + \lambda x_i} = \prod_{i=k+1}^n \alpha e^{\lambda(1-\alpha)x_i}. \end{aligned}$$

Взявши логарифм від цієї функції, отримаємо більш зручну форму запису

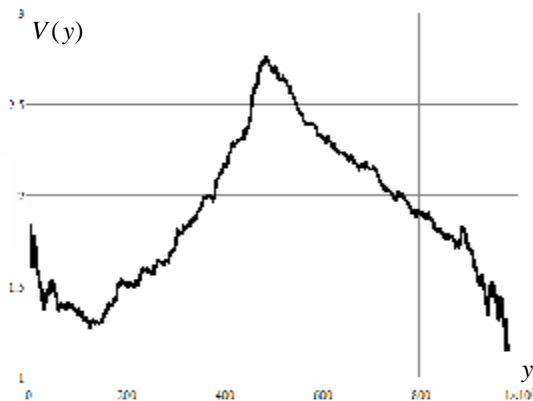
$$\begin{aligned} L(\lambda, \alpha, k) &= \ln l(\lambda, \alpha, k) = \ln \prod_{i=k+1}^n \alpha e^{\lambda(1-\alpha)x_i} = \\ &= \sum_{i=k+1}^n \ln(\alpha e^{\lambda(1-\alpha)x_i}) = \sum_{i=k+1}^n \ln \alpha + \sum_{i=k+1}^n \ln(e^{\lambda(1-\alpha)x_i}) = \\ &= (n-k-1) \ln \alpha + \lambda(1-\alpha) \sum_{i=k+1}^n x_i. \end{aligned}$$

Тобто вирішальна функція для такого методу може бути записана як

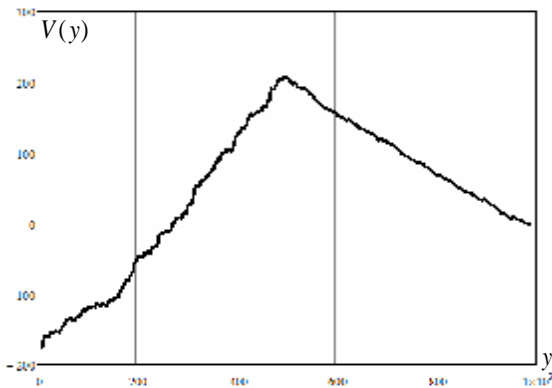
$$V(y) = (n - y - 1) \ln \alpha + \lambda(1 - \alpha) \sum_{i=y+1}^n x_i. \quad (2)$$

Як видно з виразу (2) для виявлення погіршення технічного стану в цьому випадку необхідна інформація про значення параметру λ . Також слід зауважити, що вираз (2) відповідає так званому алгоритму кумулятивних сум.

Реалізації вирішальних функцій у випадку об'єктивної наявності погіршення технічного стану АРЕЗ наведені на рис. 2 (для початкових даних $\lambda = 10^{-3}$, $n = 1000$, $k = 500$, $\alpha = 3$).



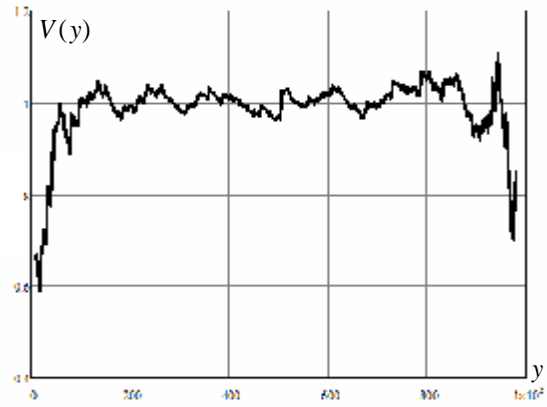
а) вирішальна функція за формулою (1)



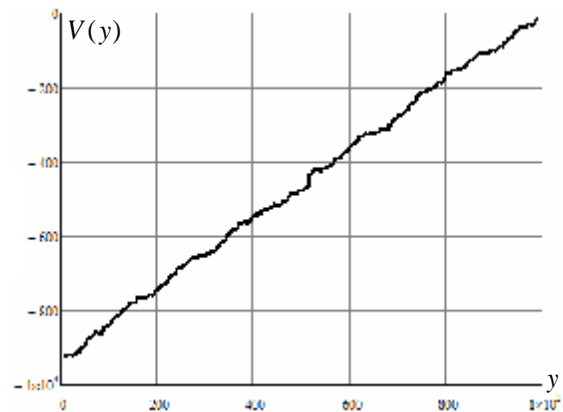
б) вирішальна функція за формулою (2)

Рис. 2. Приклади реалізацій вирішальних функцій у випадку наявності погіршення технічного стану

Реалізації вирішальних функцій у випадку об'єктивної відсутності погіршення технічного стану АРЕЗ наведені на рис. 3 (для початкових даних $\lambda = 10^{-3}$, $n = 1000$, $k = 500$, $\alpha = 1$).



а) вирішальна функція за формулою (1)



б) вирішальна функція за формулою (2)

Рис. 3. Приклади реалізацій вирішальних функцій у випадку відсутності погіршення технічного стану

Аналіз реалізацій вирішальних функцій для широкого діапазону змін початкових даних показав, що у випадку застосування процедури (1) необхідно знехтувати декількома відліками на початку та в кінці реалізації, що призводять до помилок виявлення. Крім того, виникає задача оптимального підбору порогів прийняття рішень.

Як видно з рис. 2 та 3, у випадку відсутності погіршення технічного стану реалізація функції (1) має коливальний характер поблизу значення $\alpha = 1$, а реалізація функції (2) не містить екстремуму. У випадку наявності погіршення технічного стану обидві функції мають явно виражений максимум, абсциса якого співпадає з моментом розладки.

Тобто оцінка моменту початку погіршення технічного стану АРЕЗ може бути записана у такому вигляді:

$$k = \arg \max V(y).$$

Виконаємо порівняльний аналіз процедур виявлення з використанням вирішальних функцій (1) та (2) за допомогою моделювання у середовищі Mathcad.

Початковими даними для моделювання були обрані такі значення параметрів: інтенсивність відмов $\lambda = 10^{-3}$, обсяг вибірки $n = 1000$, момент початку погіршення технічного стану $k = 500$, кількість повторень процедур моделювання $N = 100$.

Після генерування випадкових чисел з експоненціальним законом розподілу для вирішальних правил (1) та (2) був проведений пошук порогів прийняття рішення, для яких значення ймовірності хибного виявлення прямує до нуля. Цей пошук здійснювався для випадку, коли прийняття рішення відбувалося за всією вибіркою обсягом n (класична процедура з фіксованим обсягом).

Отримані характеристики виявлення зображені на рис. 4. На ньому зображені три характеристики виявлення $D_0(\alpha)$, $D_1(\alpha)$, $D_2(\alpha)$. Характеристики $D_0(\alpha)$ та $D_1(\alpha)$ відповідають процедурі виявлення (1), але мають різні значення ймовірності хибного виявлення (0,12 та приблизно рівну нулю відповідно). Характеристика виявлення $D_0(\alpha)$ була отримана для меншого значення порогу прийняття рішення, ніж $D_1(\alpha)$. Характеристика $D_2(\alpha)$ відповідають процедурі виявлення (2).

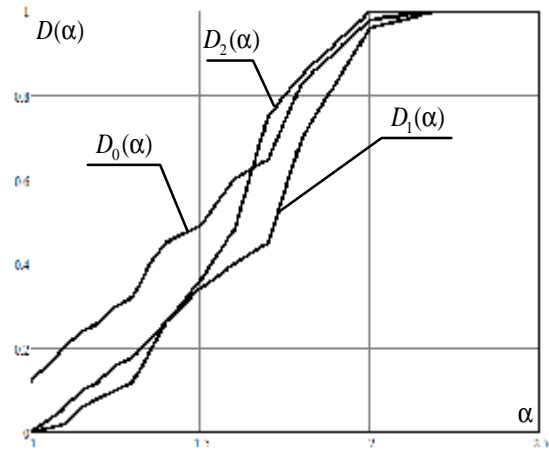


Рис. 4. Характеристики виявлення погіршення технічного стану АРЕЗ

Аналіз графіків (рис. 4) показує, що процедура виявлення (1) у випадку однакових з процедурою (2) ймовірністю хибного виявлення краще виявляє погіршення технічного стану для значень $\alpha < 1,4$. Якщо зменшити значення порогу прийняття рішення процедури (1), то виявлення невеликих значень коефіцієнтів погіршення технічного стану покращиться, проте збільшиться значення ймовірності хибного виявлення.

Аналіз результатів моделювання для різних значень моменту початку погіршення технічного стану k показав, що характеристики виявлення для процедур (1) та (2) мають приблизно однакові тенденції зростання.

Як відомо, під час продовження терміну авіаційних радіоелектронних засобів відповідно до діючої нормативно-розпорядчої документації розраховують значення середнього напрацювання між відмовами. При цьому критерієм закінчення ресурсу засобу є двократне зменшення середнього напрацювання (тобто двократне збільшення інтенсивності відмов) під час його експлуатації. Як видно з рис. 4, процедури виявлення (1) та (2) для випадку $\alpha = 2$ мають ймовірність правильного виявлення $D_1(2) = 0,96$ та $D_2(2) \approx 1$, що надає можливість їх використання для статистичної обробки експлуатаційних даних під час прийняття

рішень у процесі продовження терміну служби АРЕЗ.

Слід зазначити, що розглянуті дві процедури можуть дещо модернізовані. Так, ці вирішальні функції можуть бути використані під час послідовної процедури виявлення. Наприклад, процедура (1) може здійснюватися у ковзному вікні певної довжини, а величина параметру k при цьому вважається постійною і дорівнює довжині ковзного вікна. Як показують дослідження використання послідовної процедури виявлення процесу погіршення технічного стану АРЕЗ дозволяє значно раніше приймати вірні рішення щодо зміни показників надійності, а отже, сприяє підвищенню показників ефективності СЕ цих засобів.

Висновки

Розглянуті актуальні задачі синтезу процедур виявлення процесу погіршення технічного стану під час моніторингу систем експлуатації авіаційних радіоелектронних засобів. Аналіз цих процедур шляхом математичного моделювання показав прийнятні показники характеристик виявлення. Отримані результати можуть бути використані під час обґрунтування процедур обробки статистичних даних в системах експлуатації авіаційних радіоелектронних засобів.

Список літератури

1. Dhillon B.S. Maintainability, maintenance, and reliability for engineers. New York: Taylor & Francis Group, 2006, 214 p.
2. Nakagawa T. Maintenance Theory of Reliability. London: Springer, 2005, 270 p.
3. Dekker R. Applications of maintenance optimization models: a review and analysis // Reliability Engineering and System Safety, № 51, 1996, PP. 229-240.
4. Baglee D., Jantunen E. Can equipment failure modes support the use of a Condition Based Maintenance Strategy? 3rd International Conference on Through-life Engineering Services. Procedia CIRP, 2014, Volume 22, PP. 87 – 91.
5. Жиглявский А.А. Обнаружение разладки случайных процессов в задачах радиотехники / А.А. Жиглявский, А.Е. Красковский. – Л.: Издательство ЛУ, 1988. – 224 с.
6. Никифоров И.В. Последовательное обнаружение изменения свойств временных рядов / И.В. Никифоров. – М.: Наука, 1983. – 200 с.
7. Yamada M., Kimura A., Naya F., Sawada H. Change-point detection with feature selection in high-dimensional time-series data. Proceedings of the Twenty-Third International Joint Conference on Artificial Intelligence. PP. 1827 – 1833.
8. Gombay E. Sequential change-point detection and estimation // Sequential analysis, 2003, Volume 22, is. 3, PP. 203 – 222.
9. Fryzlewicz P. Wild Binary Segmentation for multiple change-point detection // Ann. Statist., 2014, Volume 42, Number 6, PP. 2243 – 2281.
10. Tartakovsky A., Nikiforov I., Basseville M. Sequential analysis: hypothesis testing and change-point detection. New York: Taylor & Francis Group, 2006, 603 p.
11. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.U., Asanov M.M., Zuiev O.V. Data Processing in Exploitation System of Unmanned Aerial Vehicles Radioelectronic Equipment. Kyiv, Ukraine: IEEE 2nd International Conference on Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments (APUAVD 2013), October 15-17, 2013, Proceedings, PP. 77 – 80.

Статтю подано до редакції 12.09.2015