

*О.В. Соломенцев, д-р техн. наук, М.Ю. Заліський, д-р техн. наук,
О.В. Зуєв, канд. техн. наук, А.О. Осипчук, канд. техн. наук
(Національний авіаційний університет, Україна)*

Прогнозування ризиків відмов телекомунікаційних та радіоелектронних систем

Процедури прогнозування є дуже важливими, оскільки дозволяють визначити стан телекомунікаційних та радіоелектронних систем у майбутньому, зокрема можливість виходу із ладу. У цій доповіді розглядається синтез процедури прогнозування, заснованої на виявленні та оцінці параметрів точки зміни трендів даних, що спостерігаються. Ця процедура надає можливість оцінити ризик відмови, використовуючи апіорну інформацію щодо характеристик процесу технічного обслуговування. Впровадження запропонованого підходу дозволить підвищити надійність телекомунікаційних та радіоелектронних систем.

Задля більшої ефективності функціонування телекомунікаційних і радіоелектронних систем (ТРС) зазвичай використовують операційні системи (ОС), які мають складну структуру компонентів [1]. Ці компоненти можуть змінювати свій стан з часом. Зміни можуть бути контрольованими та неконтрольованими [2]. У загальному випадку ці зміни є джерелом можливих ризиків, які можуть негативно позначитися як на ефективності функціонування обладнання, так і на техніко-економічних показниках діяльності підприємств [3].

ОС формують коригувальні дії щодо стану всіх компонентів для запобігання виникненню можливих ризиків [4]. Процес формування та реалізації дій ґрунтується на результатах статистичної обробки даних [5]. У ОС можуть застосовуватися різні алгоритми обробки даних з метою діагностики та контролю технічного стану, оцінки рівня надійності, прогнозування відмов, погіршення умов експлуатації та інші [6].

Для прогнозування ризиків доцільно використати процедури екстраполяції. Традиційні підходи в галузі прогнозування ґрунтуються на припущенні незмінності моделі тренду аналізованих даних на майбутній період [7]. Однак практика експлуатації показує, що реальні трендові моделі визначальних параметрів та показників надійності ТРС можуть змінюватися у випадковий момент часу [8]. Тому спостерігається порушення стаціонарності перебігу процесів. Алгоритми прогнозування повинні мати складну структуру та включати процедури виявлення факту розладнання та оцінки параметрів (часу виникнення та інтенсивності розладнання).

Далі розглянемо синтез двох процедур прогнозування можливої відмови ТРС . Для вирішення цього завдання ми зробили припущення про такі обмеження:

1. Визначальний параметр (ВП) доступний спостереженню. Вимірювання дають можливість створити певний обсяг даних з дискретними

значеннями та постійним часом вибірки Δ . Інформація про порогові спрацьовування (верхній та нижній) V_{Oup} і V_{Olow} для даного ВП відомі апріорно.

2. Точка зміни відбувається випадковим чином. Функція щільності ймовірності моменту розладнання $f(t_{ch})$ може бути довільною і невідомою.

3. Тренд ВП містить інформаційну та стохастичну складові. Перша компонента відповідає моделі ВП. Друга компонента є випадковим гаусівським шумом з нульовим середнім значенням і відомим стандартним відхиленням σ . Відповідно до цього обмеження ВП можна подати у вигляді

$$DP_i = A_0 + \xi(i\Delta - t_{ch})\varphi(i\Delta - t_{ch}) + \eta_i$$

де A_0 – значення ВП для нормального режиму роботи, ξ – інтенсивність точки зміни, $\varphi(t)$ – ступінчаста функція, η_i – шум. Представлене рівняння відповідає випадку деградації згідно лінійній моделі, що найчастіше використовується. Інтенсивність точки розладнання для цього випадку дорівнює тангенсу кута нахилу тренду після появи розладнання.

4. Функція щільності ймовірності інтенсивності $f(\xi)$ точки розладнання довільна та невідома.

5. Для запобігання виходу з ладу ТРС проводиться поточний ремонт. Час проведення технічного обслуговування T_M є випадковим, але із відомою функцією щільності ймовірності.

Метою процедури прогнозування є визначення оптимального моменту проведення технічного обслуговування при поступовому запобіганні відмовам. Поступова відмова зазвичай відбувається при виконанні однієї з нерівностей

$$DP_i > V_{\text{Oup}} \text{ або } DP_i < V_{\text{Olow}}.$$

Напряцювання до відмови в цьому випадку буде наступним

$$t_F = \arg(DP_i / (DP_i = V_{\text{Oup}} \cup DP_i = V_{\text{Olow}})).$$

Якщо розладнання не виявлено, процедура прогнозування оцінить час відмови та сформує рішення про проведення технічного обслуговування. Відповідне рішення приймається вчасно t_{D_2} .

Відповідно до зазначених припущень, ризик відмови R можна встановити, як ймовірність того, що час виконання технічного обслуговування більше, ніж час до відмови, тобто.

$$R = \Pr(t_E - t_D < t_M).$$

Процедура прогнозування реалізована на основі обробки даних у ковзному вікні розміром n відліків. Обробка складається із чотирьох кроків.

Перший крок. Апроксимація даних спостережень із використанням одного з двох методів.

Перший підхід пов'язаний з використанням простої лінійної регресії (ПЛР) для даних у ковзному вікні. Для k - ітерації ковзання оцінки ВП визначаються за рівнянням

$$\overline{DP_{l,k}} = c_{0,k} + c_{1,k}i,$$

де $c_{0,k}$ і $c_{1,k}$ – коефіцієнти лінійної регресії, $i \in [0; n-1]$ – поточний номер вибірки у ковзному вікні. Використовуючи звичайний метод найменших квадратів, ми можемо легко отримати

$$\begin{pmatrix} c_{0,k} \\ c_{1,k} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} n & \sum_{i=0}^{n-1} i \\ \sum_{i=0}^{n-1} i & \sum_{i=0}^{n-1} i^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} DP_{i+k} \\ \sum_{i=0}^{n-1} i DP_{i+k} \end{pmatrix}.$$

Другий підхід пов'язаний з використанням лінійної двосегментної регресії (ЛДСР) для даних у ковзному вікні. Точка з'єднання сегментів – середина розсувного вікна. Для k -ітерації ковзання оцінки ДП визначаються за рівнянням

$$\overline{DP_{l,k}} = c_{0,k} + c_{1,k}i + c_{2,k}(i - n/2)\varphi(i - n/2),$$

Використовуючи звичайний метод найменших квадратів, ми можемо легко отримати

$$\begin{pmatrix} c_{0,k} \\ c_{1,k} \\ c_{2,k} \end{pmatrix} = H^{-1} \rho, \quad H = \begin{pmatrix} n & \sum_{i=0}^{n-1} i & \sum_{i=0}^{n-1} \omega_i \\ \sum_{i=0}^{n-1} i & \sum_{i=0}^{n-1} i^2 & \sum_{i=0}^{n-1} i \omega_i \\ \sum_{i=0}^{n-1} \omega_i & \sum_{i=0}^{n-1} i \omega_i & \sum_{i=0}^{n-1} \omega_i^2 \end{pmatrix}, \quad \rho = \begin{pmatrix} \sum_{i=0}^{n-1} DP_{i+k} \\ \sum_{i=0}^{n-1} i DP_{i+k} \\ \sum_{i=0}^{n-1} \omega_i DP_{i+k} \end{pmatrix},$$

$$\omega_i = (i - n/2)\varphi(i - n/2).$$

Для збільшення достовірності прогнозування при використанні ЛДСР, можна застосувати метод оптимізації, що обговорюється в [9].

Другий крок. Прийняття рішення про розладнання.

Класичні методи дослідження точки розладнання припускають складний розрахунок, пов'язаний із виконанням статистичної процедури виявлення. Для нашого дослідження ми спробували використати простий підхід; тому ми вибираємо тест Фішера перевірки значимості коефіцієнтів регресії. У разі відсутності розладнання коефіцієнти регресії будуть незначні. Для використання критерію Фішера необхідно розрахувати коефіцієнт детермінації

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=0}^{n-1} (DP_{i+k} - \overline{DP_{l,k}})^2}{\sum_{i=0}^{n-1} (DP_{i+k} - \overline{DP_k})^2},$$

де $\overline{DP_k}$ – математичне очікування ДП для k -ї ітерації ковзання

$$\overline{DP_k} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} DP_{i+k}.$$

Коефіцієнт детермінації перераховується до вирішального статистичного значення з використанням наступного рівняння

$$F = \frac{d(n-s-1)}{(1-d)s},$$

де s – кількість ВП. У нашому випадку ми спостерігаємо лише один ВП, тому $s = 1$.

Для ухвалення рішення про наявність розладнання отриманий параметр F слід порівнювати з порогом F_t . Загалом поріг залежить від розміру вибірки, кількості ВП та ймовірності хибної тривоги α . Слід зазначити, що процедура прогнозування завершується лише у разі ухвалення рішення про наявність розладнання. Тому одна процедура виявлення містить велику кількість рішень про продовження обробки даних і лише одне рішення, пов'язане із зупинкою у разі розладнання. Через це ймовірність хибної тривоги має бути близька до нуля.

Якщо $F < F_t$ для k ітерації, ми перейдемо до наступної ітерації. В іншому випадку приймається рішення про розладнання.

Третій крок. Оцінка напрацювання до відмови.

У разі використання ПЛР оцінка напрацювання може бути визначена наступним чином

$$t_F = t_D + \left(\frac{V - c_{0,k}}{c_{1,k}} - n + 1 \right) \Delta,$$

де N – номер кінцевої ітерації, V – верхній чи нижній поріг спрацьовування.

У разі використання ЛДСР оцінка напрацювання може бути визначена наступним чином

$$t_F = t_D + \left(\frac{V - c_{0,k} + 0.5nc_{2,N}}{c_{1,N} + c_{2,N}} - n + 1 \right) \Delta.$$

Четвертий крок. Оцінка ризику відмови.

Оцінка ризику можлива з урахуванням інформації про функцію щільності ймовірності часу проведення технічного обслуговування. У загальному випадку ризик відмови буде визначатися

$$R = \int_{\tau}^{\infty} f(T_M) dT_M,$$

де у випадку ПЛР

$$\tau = \left(\frac{V - c_{0,N}}{c_{1,N}} - n + 1 \right) \Delta,$$

а у випадку ЛДСР

$$\tau = \left(\frac{V - c_{0,N} + 0.5nc_{2,N}}{c_{1,N} + c_{2,N}} - n + 1 \right) \Delta.$$

Після реалізації синтезу необхідно проаналізувати ефективність запропонованої процедури обробки даних.

Висновки: отримані результати актуальні для теорії та практики проектування та вдосконалення систем експлуатації ТРС. Обґрунтовано необхідність застосування алгоритмів статистичної обробки даних з метою своєчасного виявлення та запобігання відмова та, відповідно, зниження ризиків можливих втрат у ОС ТРС. Запропоновані методи обробки даних дозволяють підвищити рівень надійності ТРС за рахунок проведення планово-попереджувальних ремонтів.

Майбутні дослідження пов'язані із кількома напрямками. Якщо припустити, що статистичні характеристики розподілів визначальних параметрів апіорно невідомі, доцільно розробляти адаптивні алгоритми прогнозування. Інший напрямок пов'язаний з урахуванням великої кількості елементів ОС. Такий підхід може дозволити більш повно оцінити як можливі ризики, так і наслідки їх виникнення у практиці експлуатації сучасних ТРС.

Список літератури

- [1] D.J. Smith, Reliability, Maintainability and Risk. Practical Methods for Engineers, 10th ed., Elsevier, London, 2021.
- [2] R. Voliansky, A. Pranolo, Parallel mathematical models of dynamic objects, International Journal of Advances in Intelligent Informatics 4 (2) (2018) 120–131. doi: 10.26555/ijain.v4i2.229.
- [3] D. Galar, P. Sandborn, U. Kumar, Maintenance Costs and Life Cycle Cost Analysis, CRC Press, Boca Raton, 2017.
- [4] A.K.S. Jardine, A.H.C. Tsang, Maintenance, Replacement, and Reliability: Theory and Applications, 2nd ed., CRC Press, Boca Raton, 2017.
- [5] O. Solomentsev, M. Zaliskyi, O. Zuiev, Radioelectronic equipment availability factor models, in: Proceedings of Signal Processing Symposium (SPS), Sierock, Poland, 2013, pp. 1–3. doi: 10.1109/SPS.2013.6623616.
- [6] O.V. Solomentsev, M.Yu. Zaliskyi, O.V. Zuiev, M.M. Asanov, Data processing in exploitation system of Unmanned Aerial Vehicles radioelectronic equipment, in: Proceedings of IEEE 2nd International Conference Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments (APUAVD), Kyiv, Ukraine, 2013, pp. 77–80. doi: 10.1109/APUAVD.2013.6705288.
- [7] W. C. Cave, Prediction Theory for Control Systems, PS Inc., New Jersey, 2020.
- [8] I.V. Ostroumov, K. Marais, N.S. Kuzmenko, Aircraft positioning using multiple distance measurements and spline prediction, Aviation 26 (1) (2022) 1–10. doi: 10.3846/aviation.2022.16589.
- [9] J. Al-Azzeh, A. Mesleh, M. Zaliskyi, R. Odarchenko, V. Kuzmin, A method of accuracy increment using segmented regression, Algorithms 15 (10): 378 (2022) 1–24. doi: 10.3390/a15100378.