

В.В. Мельник¹, С.М. Сторожук², Є.С. Крижанівський³, А.С. Бабарига¹

¹Національний університет оборони України, м. Київ

²Державний науково-дослідний інститут авіації, Київ

³Державне підприємство “Державне київське конструкторське бюро “ЛУЧ”, м. Київ

МЕТОДИЧНИЙ ПІДХІД ЩОДО ОБҐРУНТУВАННЯ СТРОКІВ ПРИДАТНОСТІ ДО ВИКОРИСТАННЯ РАДІОЕЛЕКТРОННОГО ОБЛАДНАННЯ ЛА ВІЙСЬКОВОГО ПРИЗНАЧЕННЯ ПОЗА МЕЖАМИ ПРИЗНАЧЕНИХ ПОКАЗНИКІВ

У статті представлено методичний підхід обґрунтування строків придатності до використання радіоелектронного обладнання літальних апаратів військового призначення по за межами призначених показників.

Проведено аналіз робіт в галузі оцінки і прогнозування технічних показників експлуатаційних властивостей технічних систем. Показано, що метод апроксимації сукупністю поліномів, ортогональних на системі рівновіддалених точок, дозволяє отримати числові значення коефіцієнтів апроксимації системи нормальних рівнянь, які мають рішення. При цьому використання процедури незалежного оцінювання коефіцієнтів надає додаткову перевагу. Запропоновано вираз для знаходження елементів коваріаційної матриці похибок оцінок параметрів. При аналізі методу групового урахування аргументів щодо задачі, що розглядається, показано його основний недолік та запропоновано шляхи його усунення.

Показано, що при розробці методики оцінки та прогнозування надійності радіоелектронного обладнання літальних апаратів військового призначення необхідно рішення комплекс взаємопов'язаних, внутрішньо суперечливих теоретичних і практичних проблем. При цьому найбільш важливою з них слід вважати проблему вибору типу моделі надійності, її розмірність по параметрам, числу та номенклатурі факторів, що враховуються.

Ключові слова: літальний апарат, метод групового урахування аргументів, надійність, потік відмов, радіоелектронне обладнання, складова частина, сукупність ортогональних поліномів.

Вступ

Постановка проблеми. Сучасний етап експлуатації радіоелектронного обладнання (РЕО) літальних апаратів (ЛА) військового призначення (ВП) характеризується наявністю у їх складі значної кількості виробів, строки придатності яких до використання за призначенням або вичерпані, або знаходяться на етапі завершення. Таким чином, на перше місце за актуальністю встало питання визначення обґрунтованої можливості продовження їх строків придатності до використання за призначенням, оскільки без наявності такої інформації неможливо приймати подальші рішення щодо використання інших, більш затратних напрямів забезпечення справності зазначених ЛА.

Аналіз складу класичної сукупності технічних показників експлуатаційних властивостей РЕО, у тому числі їх комплектувальних складових частин (СЧ), показав, що у якості інтегрального показника надійності доцільно приймати їх надійність. Відповідно до [1, с. 5, 6] надійність, це властивість будь-якого виробу функціонувати за призначенням

у певних (заданих) умовах. Надійність також є часовою характеристикою, яка означає властивість виробу функціонувати за призначенням. Вона змінюється у часі, що обумовлено зміною фізичних властивостей виробу та параметрами зовнішнього середовища. Працездатний стан будь-яких технічних систем характеризується здатністю виконувати свої функції за призначенням і визначається технічним станом їх агрегатів, блоків, систем, підсистем тощо (далі – складових частин) та зв'язками між ними [2, с. 47, 48]. Втрата працездатності однієї чи декількох СЧ або порушення зв'язків між ними призводить до відмови виробу у цілому.

Оцінити надійність РЕО ЛА на деякий момент часу – означає обчислити значення показників, якими саме це РЕО характеризується у цей момент. Оцінити надійність на деякому інтервалі часу означає визначити на цьому інтервалі часу функції, у відповідності до яких змінюються числові показники її надійності на даному інтервалі часу. До завдань оцінки надійності РЕО ЛА також входить задача прогнозування надійності для

деякого комплексу майбутніх умов функціонування.

На надійність таких систем також впливає технічне обслуговування, кваліфікація персоналу тощо. Це означає, що РЕО ЛА, як об'єкти надійності, характеризуються нестационарним потоком відмов з параметром, що є функцією векторного аргументу [1, с. 6, 7]. При цьому фактори, що визначають умови і режими експлуатації, особливості використання за призначенням, особливості структури зазвичай враховуються у спрощеному вигляді. Такий підхід призводить до отримання лише наближених оцінок поточного рівня експлуатаційних властивостей та їх прогнозних оцінок.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. На теперішній час опублікована досить велика кількість робіт в галузі оцінки і прогнозування технічних показників експлуатаційних властивостей РЕО ЛА, основними з яких є [2...9]. Переважна більшість з них передбачає наявність досить жорстких обмежень на детерміновані й імовірнісні характеристики таких процесів, вважаючи, як правило, потоки подій, що формують процеси, найпростішими потоками. При цьому фактори, що визначають умови та режими експлуатації технічних систем, у тому числі особливості їх застосування за призначенням, структуру та ефективність технічного обслуговування й ремонту, враховуються у досить обмеженому складі, а вплив кореляційних зв'язків взаємодіючих факторів враховується дуже приблизно. Такий підхід призводить, в остаточному підсумку, до одержання лише наближених оцінок поточного рівня експлуатаційних властивостей технічних систем і динаміки його зміни за результатами прогнозних оцінок.

У цьому аспекті повністю зрозуміла неприйнятність використання однопараметричних моделей для оцінки й прогнозування надійності виробів РЕО, у яких інтенсивність відмов кожного елемента системи, обчислена для деяких стандартних умов, що практично неможливо через різноманітність і мінливість умов реальної експлуатації ЛА ВП [3, с. 195, 196].

Використання багатопараметричних моделей надійності [4, с. 101...112, 5, с. 124...129] передбачає вибір виду апроксимації функції $\lambda(B, Z(t))$, яку називають моделлю надійності. Позитивними рисами цього підходу є можливість отримання хорошого наближення функціями простої аналітичної структури, при цьому весь діапазон розділяється на ряд піддіапазонів, а весь факторний простір – на відповідне число підпросторів. Оцінка величини $\lambda(Z(t))$

проводиться незалежно для кожного з підпросторів окремо. Основними недоліками цього підходу можна вважати:

складність вибору границь областей, у межах кожної з яких діє своя перервна функція;

співвідношення між числом оцінюваних параметрів і числом експериментів для кожної області різні, тому й точність оцінки параметрів у кожній з них також буде різною;

неаналітичність апроксимації в цілому закону.

На теперішній час велике поширення мають моделі надійності, які використовують безперервні або комбіновані (безперервно-дискретні) апроксимації закону потоку відмов $\lambda(Z(t))$ [2, с. 194...198, 6, с. 182...186]. При цьому досліджуваний процес описується рівнянням регресії

$$y = f(b_1, b_2, \dots, b_n, x_1, x_2, \dots, x_m), \quad (1)$$

однозначно обумовленим набором коефіцієнтів $b_1, b_2, \dots, b_n$ з єдиним вихідним параметром y за значеннями незалежних змінних (факторів) $(x_1, x_2, \dots, x_m)$.

Такий підхід дає прийнятні результати за невеликої кількості параметрів у рівнянні регресії.

Значне скорочення розмірності моделі може бути досягнуте за рахунок спрощення структури рівняння регресії. Однією з найбільш розповсюджених моделей надійності є поліном лінійний за параметрами, але нелінійний за змінними виду [29]

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^m b_i z_i + \sum_{i_1=1}^m \sum_{i_2=1}^m b_{i_1 i_2} z_{i_1} z_{i_2} + \dots + \sum_{i_1=1}^m \sum_{i_2=1}^m \dots \sum_{i_d=1}^m b_{i_1 i_2 \dots i_d} z_{i_1} z_{i_2} \dots z_{i_d}.$$

Її використання дає можливість для оцінки параметрів застосовувати відомі лінійні статистичні методи, але кількість оцінюваних при цьому параметрів $N = C_{m+d}^d$ швидко зростає із збільшенням числа врахованих факторів m та ступенем полінома d . Очевидно, що помітне скорочення розмірності задачі може бути досягнуто при зниженні ступеня полінома, але при цьому погіршується адекватність моделі

Інший шлях зниження розмірності задачі полягає в ігноруванні впливу взаємодій факторів. Кількість оцінюючих параметрів при цьому визначається співвідношенням $N = md + 1$. Цей підхід, реалізований в одній з найбільш розроблених методик оцінки надійності, сформульований у галузевому стандарті ДСТУ 2862-94 [8, с. 4...7]. Основними недоліками цього підходу у аспекті задачі, що розглядається, є:

функція щодо потоку відмов $\lambda(t_1, t_2, \dots, t_r)$ задається у табличному вигляді та не має аналітичної екстраполяції, що унеможливило прогнозування надійності для значень аргументів, які не знаходяться в області її визначення;

адитивне подання функції $\hat{\lambda}(t)$ можливо лише у випадку, якщо у кожний момент часу виріб може перебувати лише в одному елементарному стані, що для умов реальної експлуатації є некоректним;

неможливість врахування взаємодії факторів.

Методологічні аспекти експлуатації БО ЛА ВП поза ресурсними обмеженнями наведено у [9, с. 56...60].

Таким чином, розглянуті методики при певних їх перевагах мають ряд істотних недоліків, що вимагає удосконалення відомого методичного апарату щодо оцінки та прогнозування строків придатності РЕО та розробки на їх основі більш ефективних методик оцінки та прогнозування показників їх надійності, за допомогою яких буде можливо визначити динаміку їх технічної деградації та можливість експлуатації по за межами призначених показників.

Метою статті є розробка методичного підходу щодо обґрунтування строків придатності до використання РЕО ЛА ВП по за межами призначених показників.

Виклад основного матеріалу

Прогнозування характеристик надійності виробів РЕО ЛА ВП потребують встановлення закону зміни інтенсивності потоку відмов $\lambda(t)$. Для розв'язання задач цього класу прийнято використовувати відому апріорну гіпотезу, в якій закон зміни цього параметра у часі має якісний вигляд, що наведено на рис. 1.

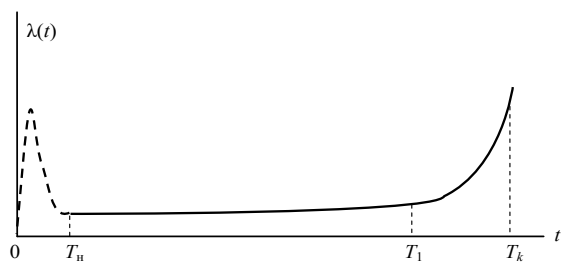


Рис. 1. Якісний вигляд параметру потоку відмов виробу РЕО в процесі експлуатації
Джерело: [1, с. 7]

Ділянка кривої, що відображена пунктиром $[0, T_H]$, відповідає заводському «вигоранню» ненадійних елементів виробу; ділянка $[T_H, T_1]$ - періоду нормальної експлуатації виробу; ділянка $[T_1, T_K]$ - входження в область інтенсивного

“старіння” елементів та масового переходу виробів у стан технічної несправності. Контроль виробів, що експлуатуються, здійснюється на інтервалі $[T_H, T_1]$.

Розглянемо можливі шляхи удосконалення існуючого методичного апарату щодо обґрунтування строків придатності до використання РЕО ЛА ВП по за межами призначених показників та їх СЧ більш детально, використовуючи процедуру апроксимації процесу фізичної деградації сукупністю ортогональних поліномів.

При використанні рівнянь регресії як емпіричних моделей надійності, можливість розв'язати систему нормальних рівнянь Гаусса методом найменших квадратів може бути близькою до нуля. Причиною цього є погана обумовленість матриці $H^T \Phi^{-1} H$, що, у свою чергу, призводить до грубих похибок у оцінці параметрів полінома [1, с. 178...188]. У цьому випадку хороші результати забезпечує апроксимація сукупності поліномів, ортогональних в системі рівновіддалених точок. Принципово позитивним при такому підході є відсутність необхідності числового рішення системи нормальних рівнянь.

Припустимо що, як і раніше, маємо сукупність значень оціночної функції $\hat{Y}_T = \{\hat{y}_{T_1}, \hat{y}_{T_2}, \dots, \hat{y}_{T_m}\}$, відповідних рівновіддаленим моментам часу $T_1, T_2, \dots, T_m$ таким чином, щоб виконувалась умова

$$T_{j'} = T_0 + j'h, \quad j = 1, 2, \dots, m,$$

де h – період контролю.

Виберемо сукупність поліномів, наприклад поліноми Чебишева [10, с. 25...37], ортогональних на цій системі рівновіддалених точок. Для цього введемо поліноми вигляду

$$P_k(j) = \sum_{j=0}^k (-1)^5 C_k^5 C_{k+5}^5 \frac{j^{(5)}}{n^{(5)}}, \quad j = j' - 1$$

де $k = 0, 1, 2, \dots, d$; $j = 0, 1, 2, \dots, n$; $n = m - 1$;

$$j^{(5)} = j(j-1)(j-2)\dots(j-s+1);$$

$$n^{(5)} = n(n-1)(n-2)\dots(n-s+1).$$

Для перевірки $P_k(j)$ щодо дискретної властивості їх ортогональності, необхідно перевірити поліноми на відповідність умові

$$\sum_{j=0}^n P_{k_1}(j) P_{k_2}(j) = 0, \quad \text{якщо } k_1 \neq k_2. \quad (2)$$

Розглянемо послідовність пошуку найкращої у аспекті цього методу найменших квадратів апроксимації функції у вигляді лінійної комбінації поліномів. Для цього введемо багаточлен степеня d

$$Q_d(j) = \sum_{k=0}^d a_k P_k(j) .$$

Задача полягає у пошуку такого набору $(a_0, a_1, \dots, a_d)$, який мінімізує суму квадратів відхилення вимірів значень $\{\hat{y}_j\}$. Враховуючи вираз (2), можна знайти

$$\hat{a}_k = \frac{\sum_{j=0}^n \hat{y}_{j+1} P_k(j)}{\sum_{j=0}^n P_k^2}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, d .$$

Тоді, використовуючи метод найменших квадратів, апроксимуючий багаточлен, який необхідно знайти, має вигляд

$$Q_d(j) = \sum_{k=0}^d \frac{\sum_{j=0}^n \hat{y}_{j+1} P_k(j)}{\sum_{j=0}^n P_k^2} P_k(j) .$$

Таким чином, метод апроксимації сукупністю поліномів, ортогональних в системі рівновіддалених точок, дозволяє отримати числові значення коефіцієнтів апроксимації системи нормальних рівнянь, які мають рішення.

Процедура незалежного оцінювання коефіцієнтів при використанні ортогональних поліномів має додаткову перевагу, суть якої полягає у наступному. Якщо у процесі апроксимації було отримано поліном Чебишева степеня d , то для визначення поліномів степеня $d+1$ достатньо оцінити лише один новий коефіцієнт a_{d+1} . Решта числових коефіцієнтів залишаються без змін.

Для знаходження елементів коваріаційної матриці похибок оцінок параметрів використаємо вираз щодо визначення $K_{\hat{a}_{k1}\hat{a}_{k2}}$ [10, с. 325...337]

$$K_{\hat{a}_{k1}\hat{a}_{k2}} = M \left[\left(\hat{a}_{k1} - a_{k1} \right) \left(\hat{a}_{k2} - a_{k2} \right) \right] =$$

$$= M \left[\left(\frac{\sum_{j=0}^n \hat{y}_{j+1} P_{k1}(j)}{\sum_{j=0}^n P_{k1}^2} - a_{k1} \right) \left(\frac{\sum_{j=0}^n \hat{y}_{j+1} P_{k2}(j)}{\sum_{j=0}^n P_{k2}^2} - a_{k2} \right) \right]$$

$$\text{Ураховуючи, що } \hat{y}_{j+1} = \sum_{k=0}^d \hat{a}_k P_k(j) + \xi_{j+1} ,$$

отримаємо

$$K_{\hat{a}_{k1}\hat{a}_{k2}} = \frac{\sum_{j_1=0}^n \sum_{j_2=0}^n \sigma_{j+1}^2 P_{k1}(j_1) P_{k2}(j_2)}{\sum_{j_1=0}^n \sum_{j_2=0}^n P_{k1}^2(j_1) P_{k2}^2(j_2)} ,$$

$$k_1, k_2 = 0, 1, \dots, d$$

де σ_{j+1}^2 – дисперсія оцінки $\hat{y}(T)$ в точці T_{j+1} ;
 $k_1, k_2 = 0, 1, \dots, d$.

Наведені складності у значній мірі усуваються за допомогою використання методу групового урахування аргументів (МГУА), який було розроблено українськими вченими під керівництвом Олексія Ивахненка [11, с. 37...95] та призначено для моделювання складних систем та процесів по обмеженому числу експериментальних даних. В основу даного методу покладено принцип самоорганізації моделі та ітераційна процедура, на кожному етапі якої за допомогою спеціальних правил селекції обирається деяка сукупність часткового опису процесу. По мірі поступового ускладнення моделі окремі її елементи перевіряються відповідно до деяких критеріїв, які мають властивості зовнішнього доповнення. Отриманий на черговому етапі опис використовується для формування нового опису.

Суттєве скорочення кількості може бути досягнуто при використанні МГУА та методу вибору доданих реплік заданої дрібності [12, с. 57...69]. Розглянемо коротко сутність даного підходу більш детально.

Стандартна схема процедури обробки результатів перевірок передбачає такі процедури:

вибір математичної моделі процесу спостереження;

проведення оцінювання параметрів моделі.

При цьому принциповим є те, що рівень складності моделі визначається заздалегідь, але ступінь полінома обмежується зверху, оскільки кількість коефіцієнтів, що оцінюються в рівнянні регресії не повинно перевищувати кількість перевірок. При цьому збільшення степеня полінома d призводить до швидкого зростання кількості його коефіцієнтів N , які визначаються як $N = C_{m+d}^d$ (де m – число незалежних змінних у рівнянні регресії). Тому в практичних задачах з числом змінних більш п'яти, ступінь полінома, зазвичай, не перевищує двох-трьох.

В основу даного методу покладено принцип самоорганізації моделі та ітераційна процедура, на кожному етапі якої за допомогою спеціальних правил селекції обирається деяка сукупність часткового опису процесу. По мірі поступового ускладнення моделі окремі її елементи перевіряються відповідно до деяких критеріїв, які мають властивості зовнішнього доповнення. Отриманий на черговому етапі опис використовується для формування нового опису.

Основним недоліком МГУА в аспекті рішення поставленої задачі, є те, що частковий опис, який було отримано на черговій ітерації, вже не може

бути покращений у подальшому тому що він входить до наступних часткових описів у виді незмінної конструкції. Разом з цим, частковий опис, отриманий на попередніх етапах селекції, описується поліномами невисокого степеня та є функціями лише частини незалежних змінних. Тому кожен з таких описів не може достатньо добре описати процес у цілому.

Зазначений недолік можна усунути, якщо знаходити кожен частковий опис таким чином, щоб він максимально відповідав внеску у процес лише тих змінних, які його утворюють.

Наведемо методику оцінки параметрів рівнянь регресії щодо удосконалення МГУА стосовно зазначеного недоліку.

Припустимо, що $y = f(x_1, x_2, \dots, x_m)$ – деяка невідома функція, що описує закон зміни зареєстрованого параметра процесу у залежності від умов його тривалості $x_1, x_2, \dots, x_m$. Знайдемо закон у класі поліномів вигляду [1, с. 180...183]

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^m b_i x_i + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m b_{ij} x_i x_j + \dots + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m b_{ijk} x_i x_j x_k + \dots \quad (3)$$

не обмежуючи його степені наперед.

Статистичний матеріал, що використовується для знаходження параметрів співвідношення (3), є сукупністю n спостережень процесу $\underline{Y}$ та умов його проходження $\underline{X}$, утворює матрицю

$$\tilde{X} = (X|Y) = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1m} & Y_1 \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2m} & Y_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{k1} & x_{k2} & \dots & x_{km} & Y_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nm} & Y_n \end{pmatrix}$$

Опрацювання цього статистичного матеріалу методом найменших квадратів (МНК) дозволить отримати коригуючий поліном другого степеня

$$Y' = \sum_{i=0}^m (a_i^{(1)} x_i^{(1)} + a_i^{(2)} x_i^{(2)}), \quad x_0 = 1. \quad (4)$$

Розглянемо ітераційну процедуру формування часткових описів, кожен з яких є поліномом другого степеня від двох змінних

$$\varphi(x_{i_1}, x_{i_2}) = a_0^{(i_1 i_2)} + a_1^{(i_1 i_2)} x_{i_1} + a_2^{(i_1 i_2)} x_{i_2} + a_3^{(i_1 i_2)} x_{i_1} x_{i_2} + a_4^{(i_1 i_2)} x_{i_1}^2 + a_5^{(i_1 i_2)} x_{i_2}^2 \quad (5)$$

На початковій ітерації для кожної пари $(i_1 i_2)$ за допомогою полінома (5) оцінимо внесок, що робиться у коригуючий поліном (4) та залежить від змінних x_{i_1} та x_{i_2} .

Результатом проведення нульової ітерації буде m пар змінних $(1, i_2^{(1)}), (2, i_2^{(2)}), \dots, (m, i_2^{(m)})$ та така ж кількість відповідних часткових описів

Сформуємо нульовий рядок матриці I_2 з елементів $i_2^{(1)}, i_2^{(2)}, \dots, i_2^{(m)}$, який дозволить запам'ятати обрані пари змінних. Результатом нульової ітерації є матрицю коефіцієнтів A_0

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_0^{(1, i_2^{(1)})} & a_1^{(1, i_2^{(1)})} & \dots & a_5^{(1, i_2^{(1)})} \\ a_0^{(2, i_2^{(2)})} & a_1^{(2, i_2^{(2)})} & \dots & a_5^{(2, i_2^{(2)})} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_0^{(m, i_2^{(m)})} & a_1^{(m, i_2^{(m)})} & \dots & a_5^{(m, i_2^{(m)})} \end{pmatrix}$$

та перейдемо до першої ітерації, для чого введемо m нових змінних відповідно до

$$\begin{aligned} x_i^{(1)} &= a_0^{(i, i_2^{(1)})} + a_1^{(i, i_2^{(1)})} x_{i_1} + a_2^{(i, i_2^{(1)})} x_{i_2}^{(i)} + \dots \\ x_i^{(1)} &= a_0^{(i, i_2^{(1)})} + a_1^{(i, i_2^{(1)})} x_{i_1} + a_2^{(i, i_2^{(1)})} x_{i_2}^{(i)} + \dots \\ &\dots + a_5^{(i, i_2^{(1)})} (x_{i_2}^{(i)})^2, \quad i = 1, 2, \dots, m \end{aligned}$$

Для формування змінної $x_i^{(1)}$ було використано пари вихідних змінних $(x_i, x_{i_2}^{(2)})$ та частковий опис, який відповідає цій парі. Далі розраховуються значення нових змінних

$$\begin{aligned} x_{1i}^{(1)} &= a_0^{(i, i_2^{(i)})} + a_1^{(i, i_2^{(i)})} x_{1i} + a_2^{(i, i_2^{(i)})} x_{1i_2}^{(i)} + \dots + a_5^{(i, i_2^{(i)})} (x_{1i_2}^{(i)})^2; \\ x_{2i}^{(1)} &= a_0^{(i, i_2^{(i)})} + a_1^{(i, i_2^{(i)})} x_{2i} + a_2^{(i, i_2^{(i)})} x_{2i_2}^{(i)} + \dots + a_5^{(i, i_2^{(i)})} (x_{2i_2}^{(i)})^2; \\ &\dots \\ x_{ni}^{(1)} &= a_0^{(i, i_2^{(i)})} + a_1^{(i, i_2^{(i)})} x_{ni} + a_2^{(i, i_2^{(i)})} x_{ni_2}^{(i)} + \dots + a_5^{(i, i_2^{(i)})} (x_{ni_2}^{(i)})^2, \\ &i = 1, 2, \dots, m. \end{aligned}$$

Отриману сукупність значень $\{x_{1i}^{(1)}, x_{2i}^{(1)}, \dots, x_{ni}^{(1)}\}$, де $i = 1, 2, \dots, m$, зведемо до матриці $\underline{X}^{(1)}$, яка разом з вихідним вектором $\underline{Y}$ утворить матрицю

$$\begin{aligned} \hat{X}^{(1)} &= (\underline{X}_1^{(1)}, \underline{X}_2^{(1)}, \dots, \underline{X}_m^{(1)}, \underline{Y}); \\ \underline{X}_i^{(1)} &= (x_{1i}^{(1)}, x_{2i}^{(1)}, \dots, x_{ni}^{(1)})^T \end{aligned}$$

Сукупність спостережень розбивається на дві групи, які містять n_1 та $n_2 = n - n_1$ спостережень.

Сформуємо пари змінних $(x_{i_1}^{(1)}, x_{i_2}^{(1)})$ та складемо частковий опис, який має таку ж структуру, як поліном (5). Але, на відміну від нульової ітерації, на першій та всіх наступних ітераціях коефіцієнти поліному (5) знаходяться за методом найменших квадратів при використанні лише за першою групи

спостережень (n_1). Для знаходження пар $(i_1, i_2^{(i_1)})$ використовуємо співвідношення

$$i_2^{(i_1)} = \arg \min_{i_2} \left\{ \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{k=n_1+1}^n \left[Y_k - \varphi(x_{i_1}^{(1)}, x_{i_2}^{(1)}) \right]^2 \right\};$$

$$i = 1, 2, \dots, m.$$

Таким чином, спостереження, які увійшли до першої групи, використовують для знаходження часткового опису, а за допомогою спостережень другої групи здійснюють вибір m найкращого опису. Отримані на ітерації пари змінних запам'ятовуються у черговій стрічці матриці I_2 , часткові описи – в матриці A_1 . В подальшому вони використовуються для формування нових змінних при проведенні чергової ітерації.

На кожній ітерації розраховується величина

$$D = \min_{i_1} \min_{i_2} \left\{ \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{k=n_1+1}^n \left[Y_k - \varphi(x_{i_1}^{(1)}, x_{i_2}^{(1)}) \right]^2 \right\} \quad (6)$$

Ітераційна процедура повторюється до тих пір, коли дисперсія буде збільшуватись. Кращі з отриманих при цьому часткових описів, які відшукуються за допомогою (6), приймаються як апроксимація функції, яка знаходиться.

У задачах з великим числом змінних (десять та більше) доцільно використовувати процедуру з багатократною попередньою корекцією. Доцільна кількість ітерацій (l) з корекцією при використанні часткових описів квадратичних поліномів від двох змінних може бути оцінена за допомогою $l = E[\log_2 m]$. Зазначимо, що ефективність МГУА суттєво збільшиться, якщо експериментальний статистичний матеріал, що запропоновано для обробки, утворює ортогональний план, тобто елементи матриці $\underline{X}$ задовольняють співвідношенню

$$\sum_{i=1}^n x_{1j_1} x_{1j_2} = 0, \quad j_1 \neq j_2$$

Для отримання такого плану також можуть бути використані методи вибору доданих дрібних реплік

Висновки

1. Стандартний підхід до оцінки впливу умов експлуатації на надійність виробів РЕО ЛА ВП полягає у використанні методів планування ортогональних факторних експериментів. Разом із цим, при розв'язанні цієї задачі стосовно таких виробів необхідно враховувати виникаючі специфічні особливості [13, с. 237...239; 14, с. 50, 51]:

по-перше, періодичність контролю всіх виробів РЕО, які перебувають в експлуатації, та

виникаюча при цьому необхідність планування та проведення вибіркового контролю, який дозволяє використовувати методи активного експериментування. Тут вже не потрібно, як це було у ситуації з виробами, які проходять безперервний контроль, здійснювати ортогоналізацію результатів пасивного експерименту, оскільки в процесі планування можливо потурбуватися про те, щоб план контролю був ортогональним;

по-друге, характерна трудність розв'язання задачі аналізу надійності виробів РЕО пов'язана з обмеженістю вибірки. Ця обставина не дозволяє застосувати плани повних факторних експериментів, оскільки вони при порівняно невеликому числі факторів потребують проведення значної кількості дослідів.

2. Суттєве скорочення кількості розрахункових експериментів досягається при використанні методів вибору доданих реплік заданої дрібності при застосуванні МГУА. Основою даного методу є ітераційна процедура, на кожному етапі якої за допомогою спеціальних правил селекції обирається деяка сукупність часткового опису процесу, який аналізується. Отриманий на черговому етапі опис використовується для формування нового опису.

Принциповим недоліком МГУА є те, що частковий опис, який було отримано на черговій ітерації, не може бути покращений в подальшому, він входить до наступних часткових описів у виді конструкцій, які не змінюються.

У цьому аспекті набуває актуальності формування алгоритму раціонального вибіркового контролю для забезпечення розрахунків методичного апарату щодо обґрунтування строків придатності до використання РЕО ЛА ВП по за межами призначених показників.

Практична значимість отриманих результатів полягає в обґрунтованості вибору оцінки і прогнозування технічних показників експлуатаційних властивостей РЕО ЛА військового призначення та зменшення впливу суб'єктивних факторів в системі прийняття рішень за рахунок алгоритмізації та програмування процедури вибору.

Подальші дослідження за представленою тематикою доцільно зосередити на комплексному розв'язанні взаємопов'язаних, теоретичних і практичних проблем. При цьому найбільш важливою з них слід вважати проблему вибору типу моделі надійності, її розмірності по параметрам, числу та номенклатурі факторів, що враховуються.

Список літератури

1. Зубарев В.В., Ковтуненко А.П., Раскин Л.Г. Математические методы оценки и прогнозирования технических показателей эксплуатационных свойств радиоэлектронных систем: Монография. – К.: Книжкове видавництво НАУ, 2005. – 184 с.
2. В.В. Зубарев, А.П. Ковтуненко, А.В. Василенко, И.Б. Чепков, М.А. Шишанов. Основы теории комплексного обоснования требований к техническим показателям сложных систем. – К.: 2010. – 356 с.
3. V. Zavgorodnii, G. Zavgorodnya, V. Maiko, V. Malikov, D. Zhuk. Methods and models for assessment of reliability of structural-complex systems, *WORLD SCIENCE № 11(39)*. November 2018. P. 5-14. DOI: https://doi.org/10.31435/rsglobal_ws/30112018/6227.
4. В. В. Зубарев, А. П. Ковтуненко, Б. Н. Ланецкий, А. А. Зверев. Математическое моделирование в задачах исследования надежности технических систем. Монография. – К.: НАУ, 2005. – 243 с.
5. О.П. Ковтуненко, О.П. Коростельов, А.А. Любарець, О.А. Оністрат. Багатопараметрична поліноміальна модель інтенсивності відмов озброєння та військової техніки. / О. П. Ковтуненко, О. П. Коростельов, О. А. Оністрат, А. А. Любарець, // *Зб. наук. праць Центрального науково-дослідного інституту озброєння та військової техніки Збройних Сил України*. Вип. 19. – К.: ЦНДІ ОБТ, 2011. – С. 124–129.
6. Храмченко В.А., Єрко В.Б. Щодо оптимізації режимів технічного обслуговування виробів бортового обладнання військової авіаційної техніки. *Зб. наук. праць Державного науково-дослідного інституту авіації*. Випуск 13(20). Київ: ДНДІА, -2017. С. 182-186.
7. Oleksiy Kononov, Viktor Yerko, Andrii Shatrov, Mihaylo Shishanov. Analysis of the scientific and methodological apparatus for selecting the option of onboard equipment for military aircraft. *Scientific Collection «InterConf+»*, (31(147), 637–644. Brighton, Great Britain. <http://doi:10.51582/interconf.19-20.03.2023.067>.
8. ДСТУ 2862-94. Надійність техніки. Методи розрахунку показників надійності. –К.: Держстандарт України, 1994, – 16 с.
9. Безпечна експлуатація бойового складу авіації Повітряних Сил поза ресурсними обмеженнями: методологічні аспекти / О.В. Харченко, С.В. Пашенко, І.М. Ратніков. *Науково-теоретичний та науково-практичний журнал “Наука і оборона”*, Вип. 4, 2012. – С. 56-60.
10. Кобзар І.А. Прикладна математична статистика. К.: Освіта, 206. – 816с.
11. Ивахненко А. Г. Долгосрочное прогнозирование и управление сложных систем. – К.: Техніка, 1975. – 312 с.
12. Ивахненко А.Г., Юрачковский Ю.П. Моделирование сложных систем по экспериментальным данным. –М.: Радио и связь, 1987.– 120с.
13. Храмченко В.А., Єрко В.Б. Щодо методики вибору оптимальної стратегії обслуговування виробу бортового обладнання військової авіаційної техніки. *Зб. наук. праць Державного науково-дослідного інституту авіації*. Випуск 12(10). Київ: ДНДІА, -2016. С. 237-241.
14. Єрко В.Б., Шатров А.М., Шишанов М.О., Веретнов А.О. Обґрунтування вибору схематичних рішень при розробці варіантів модернізації бортового обладнання літальних апаратів військового призначення. / *Озброєння та військова техніка*. К.: ЦНДІ ОБТ ЗС України. – 2023, Випуск 3(39). – С. 49-55.

Надійшла до редколегії 28.10.2024

Схвалена до друку 09.12.2024

Відомості про авторів

Мельник Вікторія Вікторівна

ад'юнкт
Національного університету оборони України
Київ, Україна
<https://orcid.org/0000-0002-8240-1232>

Сторожук Сергій Миколайович

старший науковий співробітник
Державного науково-дослідного інституту авіації,
Київ, Україна
<https://orcid.org/0000-0001-5271-0272>

Information about the authors

Viktoriia Melnyk

Adjunct
of National Defense University of Ukraine,
Kyiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0002-8240-1232>

Serhii Storozhuk

Senior Researcher
of State Research Institute of Aviation,
Kyiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0001-5271-0272>

Крижанівський Євген Сергійович

кандидат технічних наук
начальник сектору
Державного підприємства “ДержККБ “ЛУЧ”,
Київ, Україна
<https://orcid.org/0000-0001-5868-3471>

Yevhen Kryzhanivskyi

Candidate of Technical Science
Head of the Sector
of State Enterprise “SKDB “LUCH”,
Kyiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0001-5868-3471>

Бабарига Андрій Святославович

начальник відділу
Інституту професійної військової підготовки
Національного університету оборони України,
Київ, Україна
<https://orcid.org/0000-0003-1692-5844>

Andrii Babaryha

Head of Department
Professional Military Education Institute
of National Defense University of Ukraine,
Kyiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0003-1692-5844>

A METHODOICAL APPROACH TO JUSTIFYING THE TERMS OF SUITABILITY FOR USE OF RADIO-ELECTRONIC EQUIPMENT OF MILITARY AIRCRAFT BEYOND THE LIMITS OF THE SPECIFIED INDICATORS

V. Melnik, S. Storozhuk, Y. Kryzhanivskyi, A. Babaryha

The article presents a methodical approach to justifying the terms of suitability for use of radio-electronic equipment of military aircraft beyond the limits of the specified indicators.

The analysis of works in the field of evaluation and forecasting of technical indicators of operational properties of technical systems is carried out. Possible ways to improve the existing methodological apparatus for substantiating the service life of electronic equipment of military aircraft using the procedure for approximating the process of physical degradation by a set of orthogonal polynomials and the method of group consideration of arguments are considered. The standard approach to assessing the impact of operating conditions on the reliability of products is to use methods of planning orthogonal factorial experiments. At the same time, when solving this problem for such products, it is necessary to take into account the specific features that arise.

It is shown that the method of approximation by a set of polynomials orthogonal to a system of equidistant points allows obtaining numerical values of the coefficients of approximation of a system of normal equations that have solutions. At the same time, the use of the procedure for independent estimation of coefficients has an additional advantage, the essence of which is the sufficiency of estimating only one new coefficient, while the rest remain unchanged. An expression for finding the elements of the covariance matrix of parameter estimation errors is proposed.

It is shown that the main disadvantage of the method of group consideration of arguments for the problem under consideration is the inability to improve the partial description obtained at the previous iteration, which can no longer be improved in the future. This is due to the fact that it is included in subsequent partial descriptions as an unchanged design. At the same time, the partial descriptions obtained at the previous stages are described by low-degree polynomials and are functions of only a part of the independent variables. Therefore, each of these descriptions cannot describe the process as a whole well enough. This disadvantage can be overcome by finding each partial description in such a way that it maximizes the contribution to the process of only those variables that form it.

Thus, when developing a methodology for assessing and predicting the reliability of electronic equipment of military aircraft, it is necessary to solve a set of interrelated, internally contradictory theoretical and practical problems. The most important of them should be considered the problem of choosing the type of reliability model, its dimensionality in terms of parameters, number and range of factors to be taken into account.

Keywords: aircraft, method of group consideration of arguments, reliability, failure flow, radio-electronic equipment, constituent part, set of orthogonal polynomials.