УДК 621.833.051

О.Г. Приймаков, Ю.О. Градиський, С.І. Смик

ОЦІНКА НЕСУЧОЇ ЗДАТНОСТІ Й РАЦІОНАЛЬНОГО ТЕХНІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ АВІАЦІЙНОЇ ТЕХНІКИ

Розроблено методологію прогнозування несучої здатності й раціонального технічного обслуговування авіаційної техніки та її елементів. Розглянуто питання визначення оптимального ресурсу старіючих і релаксуючих елементів, визначення кількості запасних елементів, періодичності технічного обслуговування.

Вступ

Підвищення надійності, довговічності і витривалості елементів авіаційної техніки (АТ) і літальних апаратів (ЛА) – одна із складових, що спрямована на підвищення безпеки польотів як військової, так і цивільної авіації.

Мета статті – розробка методології несучої здатності й раціонального технічного обслуговування авіаційної техніки при нестаціонарному навантаженні під час експлуатації ЛА. Вирішення цієї проблеми в такій постановці розглядається вперше.

Основна частина

Використання діагностичних систем для прогнозування несучої здатності конструкцій. При створенні полегшених конструкцій підвищується вплив дефектів, що в окремих випадках можуть знизити несучу здатність. Для того, щоб зменшити ймовірність виявлення дефектів у полегшених конструкціях при експлуатації виробів, доцільно кожну конструкцію піддавати неруйнівному контролю з використанням спеціальних діагностичних систем, який дозволяв би з достатньою точністю прогнозувати значення несучої здатності. Якщо несуча здатність конструкції нижче встановленого значення, її не слід допускати до експлуатації. Бракувальний рівень встановлюється так, щоб несуча здатність перевищувала експлуатаційне навантаження з визначеною ймовірністю. Необхідно провести експериментально-теоретичні дослідження з розробки методики індивідуального прогнозування несучої здатності із заданою точністю і встановлення значення бракувального рівня. Для багатьох виробів такий діагностичний комплекс можна створити на основі використання явища акустичної емісії. Акустична емісія, чи випромінювання пружних високочастотних хвиль, є результатом швидкого вивільнення енергії при будь-яких динамічних перебудовах структури як на мікро-, так і на макрорівнях. Уловлюючи хвилі п'єзодатчиками, що закріплені на поверхні конструкції, підсилюючи та перетворюючи сигнали звичайними електроакустичними методами, можна з великою точністю слідкувати за розвитком джерел акустичної емісії. Попередні дослідження, проведені на місткостях, показали, що за параметрами акустичної емісії можна прогнозувати руйнівний тиск кожної місткості. У табл. 1 наведені фактичні значення руйнівних тисків R_e, значення тиску максимуму акустичної емісії R_* та значення прогнозованого руйнівного тиску місткості $R_{пр}$.

Таблиця 1

Результати досліджень

№ з/п	R_*, МПа	R_e, МПа	$R_{пр}$, МПа
1	0,97	3,15	2,93
2	0,65	1,26	1,31
3	0,925	2,4	2,7
4	0,75	1,96	1,82

Прогнозування значення руйнівного тиску визначається за таким регресивним рівнянням:

$$R_{пр} = -1,97 + 5,06\ R_e, \tag{1}$$

де R_e – тиск, при якому виникає перший максимум на кривій акустичної активності.

Рівняння (1) є лінійним і в ньому враховується тільки один параметр акустичної активності. Зі збільшенням дослідних даних і з урахуванням більшої кількості параметрів акустичної емісії можна досягти кращих результатів щодо прогнозування несучої здатності за параметрами акустичної емісії [1 – 7].

Для діагностики полегшених місткостей методом акустичної емісії необхідно провести дослідження щодо визначення величини тиску опресування. Значення цього тиску повинно бути таким, щоб не викликати пластичної течії матеріалу і в той же час дозволити за параметрами акустичної емісії точно прогнозувати значення руйнівного тиску.

Для виявлення прихованих дефектів у конструкціях необхідно перед випробуваннями на діагностуючих комплексах піддавати кожну конструкцію циклічним чи випадковим напруженням. Для вибору оптимального режиму такого напруження, що дозволяє найбільш швидко розвивати приховані дефекти і в той же час не знижувати несучої здатності бездефектних конструкцій, проводять спеціальні дослідження [8, 9].

Визначення оптимального ресурсу старіючих елементів. Нехай інтенсивність відмов підвищується з часом, тоді функція розподілу G(t) належить до класу функцій інтенсивності, що підвищується. Елементи, інтенсивністю яких є функція, що підвищується, називаються старіючими елементами. Запишемо для старіючих елементів функцію розподілу до відмови в загальному вигляді [9]

$$G(t) = \left[1 - \exp\left(-\sum_{i=1}^{m} \alpha_i t^{\beta_i}\right)\right]^n, \ \alpha_t > 0,\ \beta_t > 0,\ t \ge 0, \quad (2)$$

де α_1, β_1, n, m – параметри розподілу.

Зазначимо, що окремими випадками цього розподілу є розподіли Релея і Вейбулла, розподіл з лінійно зростаючою функцією інтенсивності відмов.

Нехай час заміни елемента після відмови T_0, профілактичного відновлення – $T_п$ (звичайно $0 \le T_п < T_0$), а середні витрати на відновлення – C_0, $C_п$. Тоді оптимальне значення ресурсу старіючого елемента – час τ^* і τ^{**}, за які досягається максимум коефіцієнта готовності системи K(t) чи мінімум інтенсивності експлуатаційних витрат R(t), що визначають за формулами:

$$K(\tau) = \frac{\tau - \int_0^\tau G(t)\,dt}{T_п + \tau + (T_0 - T_п)G(\tau) - \int_0^\tau G(t)\,dt};$$

$$R(\tau) = \frac{(C_0 - C_п)\,G(\tau) + C_п}{\tau - \int_0^\tau G(t)\,dt}.$$

Оптимальні ресурси часу τ^* і вартості дорівнюють τ^{**} та знаходяться з відношень:

$$K(\tau^*) = \max_{\tau\in(0,\infty)}\left[K(\tau)\right]; \quad R(\tau^{**}) = \min_{\tau\in(0,\infty)}\left[R(\tau)\right].$$

Прирівнявши похідні $\frac{dK}{d\tau}$ і $\frac{dR}{d\tau}$ до нуля, отримаємо

$$\lambda(\tau^*)\int_0^{\tau^*}\left[1 - G(t)\right]dt - G(\tau^*) = \frac{T_п}{T_0 - T_п};$$

$$\lambda(\tau^{**}) = \int_0^{\tau^{**}}\left[1 - G(t)\right]dt - G(\tau^{**}) = \frac{C_п}{C_0 - C_п}. \quad (3)$$

У виразі (2) при m = 1 знаходимо функцію розподілу у вигляді

$$G(t) = \left[1 - \exp(\alpha t^{\beta_i})\right]^n, \ t \ge 0. \quad (4)$$

Щільність розподілу буде визначатися так:

$$g(t) = n\,\alpha t^{\beta-1}\beta\exp(-\alpha t^{\beta})\left[1 - \exp(-\alpha t^{\beta_i})\right]^{n-1},$$

а інтенсивність відмов

$$\lambda(t) = \frac{n\alpha^{\beta-1}\exp(-\alpha t^{\beta})\left[1 - \exp(-\alpha t^{\beta_i})\right]^{n-1}}{1 - \left[1 - \exp(-\alpha t^{\beta_i})\right]^n}. \quad (5)$$

Підставляючи (4) і (5) у (3), запишемо

$$\frac{n\alpha^{\beta-1}\beta\exp(-\alpha\tau^{*\beta})\left[1 - \exp(-\alpha\tau^{*\beta_i})\right]^{n-1}}{1 - \left[1 - \exp(-\alpha\tau^{*\beta_i})\right]^n} \times$$

$$\times x\int_0^\tau\left\{1 - \left[1 - \exp(-\alpha\tau^{\beta})\right]^n\right\}dt - \left[1 - \exp(-\alpha\tau^{*\beta})\right]^n =$$

$$= \frac{T_п}{T_0 - T_п}.$$

При β = 1 отримаємо функцію розподілу старіючого елемента

$$G(t) = \left[1 - \exp(-\alpha t)\right]^n, \ t \ge 0. \quad (6)$$

Щільність розподілу буде визначатися так:

$$g(t) = n\alpha\exp(-\alpha t)\left[1 - \exp(-\alpha\tau)\right]^{n-1},$$

а інтенсивність відмов

$$\lambda(t) = \frac{n\alpha\exp(-\alpha t)\left[1 - \exp(-\alpha t)\right]^{n-1}}{1 - \left[1 - \exp(-\alpha t)\right]^n}.$$

Використавши (6) і прирівнявши до нуля похідну $\frac{dK}{d\tau}$, знайдемо рівняння для отримання оптимального значення τ^* ресурсу старіючого елемента:

$$g(t) = 5\alpha\exp(-\alpha t)\left[1 - \exp(-\alpha t)\right]^4;$$

$$\lambda(t) =$$

$$= \frac{5\alpha\left[1 - \exp(-\alpha t) - 1\right]^4}{5 - 10\exp(-\alpha t) + 10\exp(-2\alpha t) - 5\exp(-3\alpha t) + \exp(-\alpha t)},$$

а для обчислення τ^* отримаємо рівняння

$$\begin{aligned}&(3T_0 - 3T_п)x^8 + (32T_п - 32T_0)x^7 + \\ &+ (158T_0 - 158T_п)x^6 + (492T_п - 492T_0)x^5 + \\ &+ (1000T_0 - 1012T_п)x^4 + \\ &+ (1348T_п - 1288T_0)x^3 + (1002T_0 - 1122T_п)x^2 + \\ &+ (548T_п - 428T_0)x + 77T_0 - 137T_п = 0.\end{aligned}$$

У разі відсутності інформації про функцію розподілу напрацювання до відмови, але відомих математичного сподівання μ та дисперсії σ^2, інтервал τ^*

оцінюється з нерівності (при $0 < T_0/T_п < 1 - 2\sigma/\mu$) [10]

$$\frac{\mu(T_0+T_п)}{2T_0} - \sqrt{\left[\frac{\mu(T_0-T_п)}{2T_0}\right]^2 - \sigma^2} <$$

$$< \tau^* < \frac{\mu(T_0+T_п)}{2T_0} + \sqrt{\left[\frac{\mu(T_0-T_п)}{2T_0}\right]^2 - \sigma^2}.$$

При малій величині $\dfrac{1-2\sigma}{\mu - \dfrac{T_п}{T_0}}$ оцінка $\dfrac{\mu(T_0+T_п)}{2T_0}$ є задовільною для τ^*.

Визначення кількості запасних елементів для відновлення працездатності об'єкта. Під терміном "комплект ЗІП" розуміють запасні частини, інструменти, приладдя та матеріали, що необхідні для технічного обслуговування і ремонту та скомплектовані залежно від призначення і особливостей використання.

При розв′язанні задач надійності необхідно забезпечити задані показники надійності з найменшими витратами. Як основні показники надійності системи, які потрібно поліпшити шляхом використання ЗІП, можуть бути отримані: ймовірність безвідмовної роботи, коефіцієнт придатності, середній час роботи на відмову, гамма-відсотковий термін функціонування системи та ін.

Вибір номенклатури і кількісного складу ЗІП, призначені для відновлення системи, виконують за методами, які знайшли відображення в державних і галузевих стандартах. Основними з даних методів є такі.

1. ***Інженерний аналіз*** – за інформацією про відмови, що отримана з експлуатації систем-аналогів, без розрахунків приймають рішення про склад, номенклатуру ЗІП. Аналіз починається з великих складальних одиниць з наступним деталюванням системи, з урахуванням відмови на працездатність системи, можливості відмови, контролю. Цей метод використовують при розробці нових виробів, і він є найпростішим.

2. ***Розрахунковий метод*** – за результатами розрахунку приймають рішення про включення елемента в номенклатуру ЗІП. При цьому необхідно мати інформацію про вартість усіх елементів системи, вартість відновлення частин, що замінюються, час відновлення.

Загальна постановка задачі про забезпечення запасними елементами може бути сформульована таким чином: необхідно визначити кількісний склад ЗІП для того, щоб технічна система з імовірністю α безвідмовно функціонувала протягом часу t.

Розглянемо задачу на прикладі системи, що складається з різних елементів. Нехай R_i – кількість відмов i-го елемента, який у системі працює протягом часу t_i ($t_i \le t$). Враховуючи, що кількість запасних частин повинна бути не менше кількості відмов, визначення кількості запасних елементів зводиться до знаходження найменшого з можливих чисел N за умови $P(R_1 + R_2 + \ldots + R_n \le N) \ge \alpha$.

При експоненціальному розподілі ймовірності безвідмовної роботи елементів $G(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ сума $R_1 + R_2 + \ldots + R_n$ буде випадковою величиною з пуассонівським розподілом, параметр якого визначається так:

$$\Lambda = \lambda \sum_{n=1}^{n} t_i .$$

У цьому випадку

$$P(R_1 + R_2 + \ldots + R_n \le N) \ge \sum_{i=1}^{n} \frac{\Lambda^i e^{-\Lambda}}{i!},$$

імовірність того, що за час t системі необхідно точно n запасних елементів, визначається за формулою Пуассона

$$P(t) = \frac{(\Lambda t)^m}{m!} e^{-\lambda t}, \quad m = 0, 2, \ldots$$

Середня кількість запасних елементів $m_{сер}$, що використовують за час експлуатації t, визначається так:

$$m_{cee} = M\{m\} = \sum_{m=1}^{\infty} m\, P_m(t) = \sum_{m=1}^{\infty} \frac{\Lambda t^m}{m!} = \Lambda\, t .$$

При заданій імовірності працездатності системи основою для розрахунку кількості запасних елементів $m_р$ є таке співвідношення:

$$P = e^{-\lambda t} \sum_{i=0}^{m_p} \frac{(\Lambda t)^i}{i!} = e^{-m_{cee}} \sum_{i=0}^{m_p} \frac{(m_{cp})^i}{i}.$$

Кількість запасних елементів можна визначити наближеною формулою

$$m = \lambda\, t + U_\gamma \sqrt{t\,\lambda},$$

де λ – інтенсивність відмов;

t – заданий час функціонування об'єкта;

U_γ – квантиль функції нормального розподілу для імовірності γ.

Якщо накладаються обмеження на вартість витрат, що пов'язані із запасними елементами, то виникає задача визначення оптимального складу запасних елементів, яка формулюється таким чином.

Припустимо, що структурна схема надійності системи подана у вигляді n послідовно з'єднаних елементів і надійність кожного елемента відома.

Кількість запасних елементів визначають з урахуванням обмеження

$$\sum_{i=1}^{n} c_i\, m_i = C\,,$$

де m_i – кількість запасних елементів i-го типу;

c_i – вартість одного елемента i-го типу;

C – виділена кількість коштів для запасних елементів.

Ставиться задача максималізації ймовірності безвідмовної роботи на заданому інтервалі часу T за допомогою раціонального вибору резервних елементів за типами. Інакше кажучи, потрібно знайти

$$\min Q(T) = \min\left[1 - \prod_{i=1}^{n}(1 - Q_i(T))\right]$$

за умови

$$\sum_{i=1}^{n} c_i m_i \le C\,,$$

де Q_i – імовірність відмови i-го елемента.

Найбільш простим, але в той же час трудомістким методом розв′язання даної задачі є перебір варіантів розподілу запасних елементів. Для більших значень n і C ефективним методом розв′язання даної задачі є метод динамічного програмування. При обслуговуванні за станом технічної системи кількість запасних елементів можна визначити з умови $P\left[\upsilon(t) \le m\right] = 1 - \alpha$, де α – мала кількість. Звідси отримаємо

$$m = \frac{t}{T} + U_{1-\alpha}\sqrt{\frac{\sigma^2 t}{T^3}}\,,$$

де $U_{1-\alpha}$ – квантиль нормального розподілу для ймовірності, що дорівнює $(1 - \alpha)$.

Величини T і σ^2 знаходимо, використовуючи теорію поглинальних ланцюгів Маркова. Причому способи їх визначення залежать від випадкового процесу, що описує зміни технічного стану в часі. В окремих випадках ці характеристики можуть бути визначені аналітично, а в більш складних випадках – на основі статистичного моделювання. Зазначимо, що статистичним моделюванням можна побудувати функції розподілу кількості запасних елементів, з яких визначають всі необхідні параметри кількості запасних елементів для заданого терміну експлуатації.

Розглянемо питання вибору кількості запасних частин у припущенні, що відновлення елемента проходить за малий час, яким нехтують.

Нехай ξ_n, $n \ge 2$ – напрацювання системи після (n – 1)-го відновлення і ці числа є послідовністю взаємно незалежних випадкових величин $\{\xi_n,\ n = 1, 2, \ldots\}$, які для $n \ge 2$ однаково розподілені. Тоді процес відновлення можна визначити величинами

$$T_k = \sum_{n=1}^{k} \xi_n\,, \quad k \ge 1,$$

де T_k – момент часу, у який відбулася k-та відмова або k-те відновлення.

За допомогою моментів відновлення визначимо оптимальний процес відновлення: $N(t) = \max\{k;\ T_k \le t\},\ \ N(t) = 0,\ \ t < T$.

Таким чином, величина N(t) є випадковою кількістю відновлень, що виникли за час [0, t] (чи кількість запасних систем, які використані). При відомих функції розподілу $G_k(t)$ і величині T_k кількість запасних елементів k визначають за заданим коефіцієнтом забезпеченості з відношення $P\{N(t) = k\} = G_k(t) - G_{k+1}(t)$.

Якщо напрацювання системи є незалежними випадковими величинами, що мають гамма-розподіл із параметрами α та $\beta(n)$, то моменти відновлення $T_k = \xi_1 + \xi_2 + \ldots + \xi_k$ будуть мати розподіл з параметрами α і $B_k = \beta_1 + \beta_2 + \ldots + \beta_k$ та функцією розподілу

$$G_k(t) = \int_0^t \frac{\alpha^{B_k} x^{B_k - 1}}{\Gamma(B_k)} \exp(-\alpha x)\,dx\,.$$

Після перетворень отримаємо

$$\begin{aligned}
P\{N(t) = k\} &= G_k(t) - G_{k+1}(t) = \\
&= \int_0^t \frac{\alpha^{B_k} x^{B_k - 1}}{\Gamma(B_k)} \exp(-\alpha x)\,dx - \\
&- \int_0^t \frac{\alpha^{B_{k+1}} x^{B_{k+1} - 1}}{\Gamma(B_{k+1})} \exp(-\alpha x)\,dx = \\
&= \int_0^t \left[\frac{\alpha^{B_k} x^{B_k - 1}}{\Gamma(B_k)} - \frac{\alpha^{B_{k+1}} x^{B_{k+1} - 1}}{\Gamma(B_{k+1})}\right] \exp(-\alpha x)\,dx.
\end{aligned}$$

Кількість запасних елементів при заданих імовірності $(1 - \sigma)$, параметрах α та B_k для $t = T$ визначається найменшим $k = k_{min}$, що задовольняє нерівності [10]:

$$\int_0^T \left[\frac{\alpha^{B_k} x^{B_k - 1}}{\Gamma(B_k)} - \frac{\alpha^{B_{k+1}} x^{B_{k+1} - 1}}{\Gamma(B_{k+1})}\right] \exp(-\alpha x)\,dx \ge 1 - \delta\,. \quad (7)$$

Можна показати, що коли напрацювання системи ξ_n описується розподілом Ерланга чи χ^2, то для розрахунку кількості запасних елементів справедливе співвідношення (7). Відзначимо, що для $B_k = 1$ вираз (7) набуває вигляду

$$\frac{(\alpha T)^k}{k!}\exp(-\alpha T) \ge 1-\delta \,.$$

У цьому випадку буде мати місце пуассонівський процес з інтенсивністю α.

Періодичність технічного обслуговування. При створенні технічних систем прагнуть, щоб елементи кожної системи мали приблизно однакову надійність. Однак це не завжди реалізується на практиці через розходження в навантаженнях на елементи системи, неоднаковий вплив зовнішнього середовища, технології виготовлення. Тому в реальних системах у процесі експлуатації деякі елементи відмовляють найбільш часто, і дуже важливо замінити такий елемент до відмови. За цих умов питання технічного обслуговування для забезпечення ресурсу є актуальним.

Технічне обслуговування підвищує перебування системи в працездатному стані і тим самим підвищує надійність функціонування системи. Але в той же час воно потребує деяких витрат на проведення робіт. Звідси випливає необхідність вибору стратегії технічного обслуговування, виходячи з економічних критеріїв. Вихідною інформацією при плануванні технічного обслуговування є напрацювання на відмову систем, щільність розподілу чи інтенсивність відмов. Проведення технічного обслуговування знижує інтенсивність відмов і тим самим підвищує безвідмовність.

Технічне обслуговування ефективне, якщо інтенсивність відмов є функцією часу, що зростає. Цю умову задовольняють нормальний розподіл, розподіл Вейбулла та ін. Якщо інтенсивність відмов постійна (експоненціальний розподіл), то обслуговування не вигідне, оскільки безвідмовність залишається на постійному рівні, а обслуговування потребує затрат. Фізично це виникає через те, що розподіл описує раптові відмови і тому технічне обслуговування такого пристрою недоцільне. Якщо інтенсивність відмов убуває (розподіл Вейбулла з $\beta < 1$), то технічне обслуговування тільки знижує безвідмовність.

Одним із параметрів технічного обслуговування є його періодичність. Під періодичністю технічного обслуговування розуміємо інтервал часу або напрацювання між даним видом технічного обслуговування і наступним таким же видом або іншим, але більшої складності.

У загальному вигляді задачу визначення періодичності технічного обслуговування можна сформулювати так: знайти оптимальне значення, виходячи з мінімуму витрат на відновлення або заміну елемента на одиницю напрацювання

$$C_t = M\left(\frac{C}{t}\right),$$

де M – символ математичного сподівання;

C – витрати на відновлення або заміну елемента;

t – напрацювання елемента.

При постійному значенні C

$$C_t = C\int_0^\infty \frac{g(t)}{t}\,dt\,, \qquad (8)$$

де g(t) – функція щільності розподілу напрацювання до відмови.

Можна розглядати розв'язання цієї задачі для чотирьох випадків: елемент замінюють при відмові; елемент відновлюють при відмові; елемент замінюють при відмові чи при досягненні напрацювання визначеного значення; елемент відновлюють при відмові чи при досягненні напрацювання $T_{оп}$.

Запишемо вираз (8) для останнього випадку:

$$C_t = C_{ово} = \left\{\int_0^{T_0}\frac{g(t)}{t}\,dt + \frac{C_{овп}}{T_{оп}}\left[1 - G\left(T_{оп}\right)\right]\right\}, \quad (9)$$

де $C_{ово} = C_0 + C_{вв}$;

$C_{овп} = C_0 + C_{вп}$;

C_0, $C_{вв}$, $C_{вп}$ – відповідно вартості робіт, пов'язаних з розбиранням, виявленням відмови та збиранням; відновленням елемента при відмові; відновленням елемента при профілактичному обслуговуванні.

Враховуючи співвідношення (6) при n = 2 та після проведення диференціювання виразу (9) і прирівнявши до нуля похідну, знайдемо співвідношення для визначення оптимального значення $T_{оп}$.

$$T_{оп} = \frac{C_{овп}\left[2 - \exp\left(-\alpha t_{оп}\right)\right]}{2\alpha\left(C_{вв} - C_{вп}\right)\left[1 - \exp\left(-\alpha t_{оп}\right)\right]}\,.$$

При стратегії обслуговування, коли складова замінюється при відмові, а при профілактичному обслуговуванні відбувається її відновлення, оптимальне значення визначають з виразу

$$T_{оп} = \frac{C_{овп}\left[2 - \exp\left(-\alpha t_{оп}\right)\right]}{2\alpha\left(C_з - C_{вп}\right)\left[1 - \exp\left(-\alpha t_{оп}\right)\right]},$$

де $C_з$ – вартість частини, що замінюється.

Можна стверджувати, що при неявних відмовах, коли відмова може бути виявлена тільки при технічному обслуговуванні, оптимальне значення періодичності $T_{оп}$ одержують з відношення

$$\frac{1}{C_{ов} - C_п}\times$$

$$\times\left\{C_п + \frac{C_{пр}}{2\alpha}\left[x\left(4\alpha T_{оп} + 4 - 2\alpha T_{оп}x + x\right) - 3\right]\right\} =$$

$$= (1-x)\left(2\alpha T_{оп}x + x - 1\right),$$

де $x = \exp(-\alpha T_{оп})$;

$C_{ов}$, $C_п$, $C_{пр}$ – відповідно витрати на повне оновлення при відмові, профілактичне обслуговування, питомі витрати за одиницю часу від неявної відмови.

При проведенні оціночних розрахунків величину $T_{оп}$ можна визначити з відношення

$$P_{тр} = 1 - G(T_{оп}),$$

де $P_{тр}$ – значення ймовірності безвідмовної роботи, необхідної на момент $t = T_{оп}$;

$G(\ldots)$ – функція розподілу часу безвідмовної роботи системи.

Якщо $G(t)$ є розподілом Вейбулла, то

$$T_{оп} = \left(-\frac{\ln P_{тр}}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\beta}},$$

де λ, β – параметри розподілу Вейбулла. Для експоненціального розподілу $T_{оп} = -\frac{\ln P_{тр}}{\lambda}$.

Залежність руйнівного тиску кульових оболонок від конструктивно-технологічних факторів (приклад). При побудові залежностей руйнівного тиску кульових оболонок від конструктивно-технологічних факторів як одну зі змінних брали розрахункове значення руйнівного тиску, що визначається за формулою

$$q = 2\sigma_в\delta/\rho,$$

де q – величина руйнівного тиску оболонки при навантаженні внутрішнім надлишковим тиском;

$\sigma_в$ – межа міцності матеріалу;

δ – товщина оболонки;

ρ – радіус оболонки.

Окремий інтерес має випадок вибору рівняння, що описує працездатність пристрою, коли неможливо знайти кількісний фактор, що адекватно описує результати випробувань, а є лише інформація про випробування пристрою у вигляді "успіх – відмова". При цьому дуже часто вдається отримати задовільне описання роботи пристрою на основі апарата регресивного аналізу, коли як результуючий фактор буде взята випадкова величина, що набуває значення "1" у випадку успішного випробування, і значення "0" – у випадку відмови.

Для того, щоб проводити диференціювання різних станів пристроїв після випробувань, можна результати випробувань оцінити й іншими числами, що лежать в інтервалі 0...1, наприклад 0; 0,1; 0,2; ....; 1. Такий розподіл кількісних оцінок різних станів пристроїв після випробувань є умовним і використовується тільки в тих випадках, коли не вдається знайти параметр, що кількісно характеризує результати випробувань. Розглянемо спосіб визначення коефіцієнтів регресії на основі методів нелінійного програмування. У деяких випадках такий підхід дозволяє отримати більш достовірні рівняння порівняно з методом найменших квадратів. Як приклад наведемо результати досліджень щодо підбору регресивного рівняння множин для оцінки результуючого тиску сферичних оболонок залежно від таких факторів: x_1 – розрахункове значення руйнівного тиску; x_2 – межа міцності металу; x_3 – межа міцності зварного шва; x_4 – відносне подовження основного металу; x_5 – ударна в'язкість основного металу; x_6 – ударна в'язкість зварного шва; x_7 – межа плинності основного металу; x_8 – мінімальна товщина оболонки; x_9 – термін збереження оболонки; x_{10} – час витримки оболонок під експлуатаційним тиском; x_{11} – кут згину зварного шва. Основним із перелічених вище факторів є теоретичне значення руйнівного тиску, що визначається формулою [10, 11]:

$$x_1 = \frac{2x_2x_8}{\rho}.$$

При цьому радіус оболонки ρ знаходять за формулою

$$\rho = \sqrt[3]{0{,}238\,V} + 0{,}5x_8,$$

де V – об'єм оболонки.

Усі досліджувані оболонки залежно від об'єму були розбиті на шість груп. Для кожної з них були отримані такі регресивні рівняння:

$$y_1 = -272{,}2 - 0{,}5191x_1 + 2{,}727x_2 - 2{,}505x_6 + $$
$$+ 0{,}859x_7 + 96{,}73x_8 - 0{,}459x_{11}; \quad (10)$$

$$y_2 = 1007 + 1{,}20x_1 + 4{,}639x_2 + 2{,}350x_3 -$$
$$- 6{,}394x_5 - 55{,}68x_8 + 0{,}218x_9 - 0{,}43x_{10}; \quad (11)$$

$$y_3 = -2855 - 3{,}96x_1 + 46{,}8x_2 + 7{,}77x_5 - 11{,}4x_6 -$$
$$- 17{,}2x_7 + 485{,}7x_8 + 1{,}58x_{10} - 2{,}61x_{11}; \quad (12)$$

$$y_4 = -223{,}9 + 0{,}063x_1 - 8{,}335x_2 - 1{,}70x_4 +$$
$$+ 9{,}91x_6 + 8{,}92x_7 + 153{,}7x_8 + 6{,}86x_9 -$$
$$- 13{,}49x_{10} + 3{,}1x_{11}; \quad (13)$$

$$y_5 = -13320 - 18{,}40x_1 + 114{,}6x_2 + 3{,}457x_3 -$$
$$- 3{,}17x_6 - 1{,}87x_7 + 3380x_8 - 4{,}52x_9 -$$
$$- 1{,}94x_{10} + 2{,}89x_{11}; \quad (14)$$

$$y_6 = 384{,}5 - 0{,}41x_1 + 1{,}58x_2 + 1{,}15x_3 + 1{,}68x_6 -$$
$$- 2{,}07x_7 + 104x_8 + 11x_9 - 9{,}5x_{11}. \quad (15)$$

Значення всіх факторів у цих рівняннях наведені в умовних одиницях. Із табл. 2, де наведені значення деяких параметрів для всіх груп оболонок, бачимо залежність коефіцієнтів кореляції r_{01}, R від об'єму оболонки. Наприклад, зі збільшенням об'єму значення коефіцієнта r_{01} об′єм оболонки збільшується, а коефіцієнта R зменшується.

Для прогнозування величини руйнівного тиску можна використовувати рівняння (10) – (15), коефіцієнт яких R ≥ 0,82. На рис. 1 наведені залежності коефіцієнтів R і r_{01} від ν та їх апроксимації рівняннями:

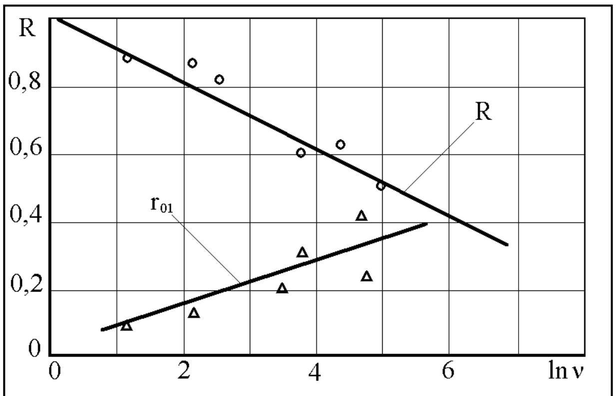
$$R = 1{,}065 - 0{,}106\ln\nu;$$

$$r_{01} = 0{,}053 + 0{,}059\ln\nu.$$

Таблиця 2

Значення параметрів

V	n	ν	R	r_{01}
130	22	0,015	0,491	0,249
75	50	0,063	0,648	0,423
35	15	0,071	0,612	0,225
15,5	16	0,040	0,824	0,321
9	16	0,046	0,895	0,125
3,5	14	0,056	0,874	0,109



Залежності R, r_{01} = f (ln ν)

Висновки

1. Розроблено методологію прогнозування несучої здатності і довговічності елементів авіаційних конструкцій.

2. Зроблено оцінювання оптимального ресурсу елементів ЛА, що піддаються старінню і релаксації властивостей.

3. Визначена кількість запасних деталей для відновлення працездатності АТ, встановлена періодичність технічного обслуговування ЛА.

4. Розглянуто конкретний випадок встановлення зв'язку руйнівного тиску кульових оболонок від конструкторсько-технологічних факторів впливу на їх працездатність шляхом узгодження регресивних рівнянь.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Анілович В.Я., Грінченко О.С., Карабін В.В. Міцність та надійність машин. – К.: Урожай, 1996. – 288 с.

2. Болотин В.В. Прогнозирование ресурса машин и конструкций. – М.: Машиностроение, 1984. – 312 с.

3. Гладкий В.Ф. Вероятностные методы проектирования конструкций летательных аппаратов. – М.: Наука, 1982. – 272 с.

4. Лукинский В.С., Зайцев Е.И. Прогнозирование надежности автомобилей. – Л.: Политехника, 1991. – 224 с.

5. Тимашев С.А. Надежность больших механических систем. – М.: Наука, 1982. – 184 с.

6. Пронников А.С. Надежность машин. – М.: Машиностроение, 1978. – 592 с.

7. Жовдак В.А., Мищенко И.Б. Прогнозирование надежности элементов конструкций с учетом технологических и эксплуатационных факторов. – Х.: ХГЛУ, 1999. – 119 с.

8. Приймаков О.Г., Приймаков Г.О., Лисяк О.О. Оцінка надійності та довговічності привідних систем середнього машинобудування // Вестник науки и техники. – Х.: НТУ „ХПІ”, 2003. – Вып. 2 – 3. – С. 31 37.

9. Приймаков О.Г., Іващенко І.І. Розробка інтегральних показників діагностування технічного стану дизельних двигунів // Двигатели внутреннего сгорания. Х.: НТУ „ХПІ”, 2003. – Вып. 1 – 2. – С. 57 – 61.

10. Приймаков О.Г., Бобровицький О.В. Лисяк О.О. Циклічна довговічність деталей авіаційної техніки // Открытые информационные компьютерные интегрированные технологии. – Х.: НАЕУ „ХАІ”, 2003. – Вип. 18. – С. 147 – 153.

11. Переверзев Е.С. Надежность и испытания технических систем. – К.: Наук. думка, 1990. – 328 с.

Надійшла 13.12.2005

Рецензент: д-р техн. наук професор В.А. Войтов, Харківський Національний технічний університет сільського господарства.