УДК 629.7.064.3 **doi: 10.26906/SUNZ.2021.2.021**

В. І. Масягін[1], М. Б. Сушак[2], В. В. Бездєльний[1]

[1] Харківський національний університет Повітряних Сил імені Івана Кожедуба, Харків, Україна
[2] Державний науково-дослідний інститут авіації, Київ, Україна

ВИЗНАЧЕННЯ ЙМОВІРНИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ ПРОЦЕСУ ГАРАНТІЙНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ ЗРАЗКІВ АВІАЦІЙНОЇ ТЕХНІКИ, ЯКІ ЕКСПЛУАТУЮТЬСЯ ЗА МЕЖАМИ ПОПЕРЕДНЬО ВСТАНОВЛЕНИХ РЕСУРСНИХ ПОКАЗНИКІВ

Анотація. Представлено аналіз математичної моделі, яку можливо брати за основу при формуванні методик визначення показників надійності зразків авіаційної техніки, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників. Моделювання процесу визначення імовірнісних властивостей гарантійного обслуговування зразків авіаційної техніки, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників дозволяє теоретично визначити основні кількісні показники надійності цих зразків після ремонту.

Ключові слова: математична модель, показник надійності, авіаційна техніка, імовірнісні властивості, ресурсний показник.

Вступ

Постановка проблеми. Аналіз стану парку авіаційної техніки Повітряних Сил Збройних Сил України показує, що експлуатація значної її кількості здійснюється за межами попередньо встановлених ресурсних показників, що, зазвичай, призводить до ситуації, коли під час дослідження відмови виробу з'ясовується, що відмова, яка виникла в процесі гарантійного обслуговування зразків авіаційної техніки (АТ), не пов'язана з проведенням ремонту на авіаремонтних підприємствах (АРП), а є наслідком конструктивних недоліків та/або тривалого терміну експлуатації, який значно перевищує ресурсні показники, що встановлені розробником. Як наслідок, у цих обставинах підприємство несе незаплановані фінансові витрати на відновлення гарантійного виробу в цілому, в тому числі на відновлення вузлів та деталей виробу, які під час ремонту не замінювались на нові та окремо не ремонтувались, адже відповідно до вимог існуючої ремонтної документації це не передбачено.

Виникає ситуація, коли, у випадку зняття з АРП зобов'язань відновлення справності агрегатів (блоків, виробів), якими був укомплектований основний виріб після ремонту (не взяття підприємством гарантійних зобов'язань на виріб у цілому), питання відновлення справності автоматично перекладається на замовника робіт, який змушений повторно нести додаткові витрати та вважати їх необґрунтованими.

Вирішення вищезазначеного проблемного питання полягає у визначенні об'єктивних властивостей процесу гарантійного обслуговування зразків АТ державної авіації України, що експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників, та відповідного нормативно-правового врегулювання. Це дозволить усунути невідповідність між існуючими потребами забезпечення заданого рівня справності парку АТ ПС ЗС України та реальними (об'єктивними) можливостями АРП щодо гарантійного обслуговування зразків АТ, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників.

Аналіз проблем забезпечення заданого рівня справності парку авіаційної техніки Повітряних Сил Збройних Сил України (ПС ЗС України) в міжремонтний період експлуатації показав, що на озброєнні ПС ЗС України перебуває військова АТ іноземної розробки та виробництва (окрім літаків типу Антонов), яка позбавлена авторського нагляду в процесі експлуатації. Технічний стан всього парку авіації ПС ЗС України характеризується вичерпанням встановлених показників (установлених строку служби та ресурсу), її складових частин та комплектувальних виробів. Відновлення справного стану АТ згідно з діючим методом експлуатації «за ресурсом» можливо виключно виконанням її капітальних ремонтів.

На певних етапах життєвого циклу експлуатації повітряного судна можливо забезпечувати підтримку характеристик його безвідмовності, ремонтопридатності, довговічності та збереженості. Для етапів експлуатації та ремонту АТ на сьогоднішній день актуальним питанням є розробка програми забезпечення надійності, в якій має бути встановлено комплекс взаємообумовлених організаційно-технічних вимог та заходів, що спрямовані на забезпечення заданих вимог до надійності при імпортозаміщенні [1].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Закони розподілу відмов, які виникають на зразках АТ ПС ЗС України в післяремонтний період, є випадковими величинами, мають велике значення для теорії і практики робіт щодо забезпечення надійності виробів. Знання цих законів дозволяє розраховувати та прогнозувати надійність виробів на етапах їх гарантійного обслуговування. Особливо велике значення закони мають при оцінці обґрунтованості встановлення та продовження ресурсу виробів АТ до граничного рівня, адже від цього залежить безпека польотів ЛА.

З великого різноманіття законів розподілу випадкових величин, які розроблені в теорії ймовірностей, найбільше значення для надійності мають такі закони: біноміальний та Пуассона – для дискретних величин; експоненційний, Вейбулла та нормальний– для безперервних величин. Крім того, інколи використовується закон «гамма – розподілу» та інші. Для складних (багатофункціональних) розподілів використовуються композиції вказаних законів розподілу та скорочені закони розподілу.

Використання того чи іншого закону обумовлено характеристиками прояву та змін відмов виробів АТ у часі. Для більшості механічних, гідравлічних та електричних пристроїв (механізмів, блоків) практично неможливо виділити тільки раптові або тільки поступові відмови. Зустрічаються різноманітні поєднання обох типів відмов стосовно кожного конкретного виробу, шляхом аналізу статистичних даних доводиться оцінювати їх відповідність теоретичному закону розподілу відмов. При цьому необхідно зазначити, що використання для авіаційних виробів експоненційного закону розподілу, який характеризує раптові відмови, потребує спеціального обґрунтування та може бути допущене для порівняно коротких проміжків часу експлуатації зразків АТ в міжремонтний період.

Мета статті – визначення ймовірних властивостей процесу гарантійного обслуговування зразків авіаційної техніки, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників.

Виклад основного матеріалу

В даній статті пропонуються для розгляду математичні моделі, які можливо брати за основу при формуванні методик визначення показників надійності зразків АТ, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників. Розглянемо стисло їх основну сутність окремо:

1. **Біноміальний розподіл**.

Біноміальний розподіл використовується для дослідження дискретних випадкових величин (наприклад, числа відмов *m*). Цей розподіл може бути отримано, якщо в якості випадкової величини взято число відмов, які виникають в процесі експлуатації однотипних зразків АТ після ремонту в однакових умовах. Якщо q – ймовірність появи відмови в кожному з вильотів $(q = const)$; n – число вильотів; m – можливе число відмов при n польотів (m може бути цілим числом від 0 до n), то ймовірність можливих значень випадкової величини X, яка розглядається, визначається за формулою Бернуллі:

$$P(x = m) = C_n^m q^m (1-q)^{n-m}, \qquad (1)$$

де $m = 0,\ 1,\ 2, \ldots, n;$ C_n^m – число всіх можливих варіантів, які можливо розглянути з n польотів, в кожному з яких виникає *m* відмов.

Розподіл дискретної випадкової величини, що визначається даною формулою, називається біноміальним розподілом. В якості прикладу практичного використання біномінального розподілу пропонується визначення кількості відмов неремонтуємих виробів АТ протягом заданого часу (часу гарантійного обслуговування після ремонту основного виробу) в процесі їх експлуатації. При надто малих значеннях *q* біноміальний розподіл може бути замінено розподілом Пуассона, а при великих значеннях nq, тобто при $nq > 20$, – нормальним розподілом.

2. **Розподіл Пуассона**.

Розподіл Пуассона (закон рідкісних явищ) розповсюджується, як і біноміальний розподіл, на ті випадки, коли випадкова величина приймає цілі та позитивні значення. Фізична сутність розподілу Пуассона така ж сама, як і біноміального розподілу, тобто він визначає ймовірність появи в малих вибірках різних значень випадкової величини кількості відмов – *m*. Ця ймовірність визначається як:

$$P_{mn} = \frac{1}{m!} a^m e^{-a}\ , \qquad (2)$$

де $a = qn$; n – число виробів одного типу (кількість виробів АТ у вибірці), що досліджуються; q – ймовірність появи відмови протягом незначного часу експлуатації після ремонту.

Розподіл Пуассона можливо використовувати наступним чином: по-перше, як замінник біноміального розподілу в тих випадках, коли діє біноміальний закон, але ймовірність $q \le 0{,}1$; по-друге, при виконанні ряду розрахунків щодо надійності та при післяремонтній експлуатації виробів АТ, які ремонтуються, при сталих режимах роботи випадкове число відмов розподілене за законом Пуассона (в цьому випадку можливість використання закону Пуассона не залежить від ймовірності q).

Числова рівність математичного сподівання та дисперсії зазвичай використовується на практиці для вирішення питань та обґрунтування правильності припущень про наявність пуассонівського розподілу випадкових величин, які розглядаються [2].

Для цього з досвіду визначаються статистичні характеристики M_x та D_x, та якщо їх значення близькі, то це підтверджує правильність припущення щодо наявності розподілу Пуассона.

Розподіл Пуассона при $m = 0$ трансформується в експоненційний розподіл.

3. **Експоненційний розподіл**.

Експоненційний закон – це один із основних законів розподілу тривалості строку (ресурсу) служби виробів АТ. Принаймні, за цим законом розподіляється час напрацювання до відмови деяких неремонтуємих виробів АТ при їх роботі на сталих режимах (для раптових відмов, які не пов'язані з процесом зношенням або старінням). В якості основного параметра експоненційного розподілу береться $\lambda(t)$, який характеризує інтенсивність відмов для неремонтуємих та параметр потоку відмов – для ремонтуємих виробів АТ. Для неремонтуємих виробів $\lambda(t)$ показує, яка частка працюючих в момент часу виробів АТ виходить з ладу в одиницю часу після моменту t (в період гарантійного обслуговування). Приймаючи в якості випадкової змінної величини час t (наробіток до відмови або між відмовами) та вважаючи $\lambda = const$, можливо виразити щільність розподілу тривалості строку служби (наробітку) наступною формулою:

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}, \qquad (3)$$

де $\lambda = const$.

Функція експоненційного розподілу визначається з рівняння:

$$F(t)=\int_{0}^{t_i} f(t)dt=\int_{0}^{t_i}\lambda e^{-\lambda t}=1-e^{-\lambda t_i}, \quad (4)$$

Так як $F(t)=1-P(t),$ то основне рівняння надійності буде таким

$$P(t)=e^{-\lambda t}, \quad (5)$$

а використавши співвідношення $\lambda(t)=f(t)/P(t)$, можлна вивести залежність ймовірностей безвідмовної роботи P(t) для будь-якого закону зміни $\lambda(t)$ від часу:

$$P(t)=e^{-\int_0^{t_i}\lambda(t)dt}, \quad (6)$$

Для випадку $\lambda(t)=const$ отримаємо формулу для експоненційного закону $P=e^{-\lambda t}$.

На практиці часто буває так, що експоненційний закон не має місця ($\lambda(t)\neq const$), але і в цьому випадку його можливо використовувати для обмежених відрізків часу. Це припущення обґрунтовується тим, що, при обмеженому періоді часу змінну інтенсивність відмов без великої похибки можна замінити середнім значенням λ_{cp}, тобто $\lambda(t)\sim\lambda_{cp}(t)$.

Визначаючись із математичною моделлю визначення ймовірнісних властивостей процесу гарантійного обслуговування зразків АТ, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників, слід мати на увазі, що експоненційний закон доцільно використовувати тільки стосовно виробів АТ, які не підлягають старінню або зношенню під час роботи, або у яких цей процес проходить дуже повільно. Цей закон, в основному, використовується для розподілу раптових відмов, які випадковим чином виникають при експлуатації АТ в міжремонтний період. Він розповсюджується тільки на позитивні безперервні випадкові величини.

Слід також враховувати, що експоненційний розподіл це єдиний розподіл випадкових величин, де використовується припущення, що, якщо пристрій має експоненційний розподіл часу до відмови, то попереднє використання пристрою ніяким чином не впливає на послідуючий час його роботи. Тобто, якщо пристрій ще не відмовив до моменту часу t, то розподіл його часу безвідмовної роботи буде таким же, ніби-то в цей момент часу почав використовуватись абсолютно новий пристрій. Це, безумовно, протирічить багатьом природнім уявленням. Експоненційний розподіл є єдиним розподілом, який має подібну властивість [3, 4].

Для прикладу використання експоненційного розподілу уявимо, що процес, який досліджується (наприклад, коливання стулок повітрозабірника літака типу МиГ-29) має пікові викиди, та що саме ці пікові зміни зовнішніх умов можуть впливати на пристрій, що розглядається, тобто пристрій може відмовити (негативно вплинути на стан елементів кріплення стулок повітрозабірника літака типу МиГ-29) лише в момент указаного пікового викиду. Якщо потік викидів є пуассонівським, то розподіл відмов даного пристрою є експоненційним, і в цих умовах дійсно попереднє використання пристрою не відобразиться на подальшій тривалості безвідмовної роботи. Однак зрозуміло, що зазначена властивість експоненційного розподілу не дозволяє використовувати цей розподіл для описання пристроїв, які в процесі нормальної експлуатації знаходяться під впливом факторів, які негативним чином відображаються на тривалості їх безвідмовної роботи.

Виключенням з цього правила є складні системи, елементи яких відновлюються в процесі функціонування. Для таких систем розподіл часу між відмовами може бути прийнято наближено експоненційним. Дослідження даних про відмови широкого класу елементів наведено у джерелі [5].

4. **Розподіл Вейбулла**.

Розподіл Вейбулла характеризує зростаюча інтенсивність відмов при $m>1$, де m – змінний параметр, що має різні значення для окремих типів виробів (підбирається за результатом обробки експериментальних даних). Цей розподіл названо асиметричним розподілом третього типу для екстремальних значень [6].

Розподіл Вейбулла доцільно використовувати для опису втомлювальних відмов, відмов вакуумних приладів (сильфонних вузлів агрегатів систем літаків, чутливих елементів агрегатів паливної автоматики авіаційних двигунів) та підшипників [7-9].

Для безперервної випадкової величини (час напрацювання) t щільність розподілу за Вейбуллом виражається формулою:

$$f(t)=\left(m/t_0\right)\cdot t^{m-1}e^{t_m/t_0}, \quad (7)$$

де m – змінній параметр, який має різні значення для окремих типів виробів (підбирається в результаті обробки експериментальних даних). Принаймні, якщо $m=1$, маємо експоненційний розподіл: при $m<1$ зі зростанням t величина $\lambda(t)$ зменшується; при $m>1$ зі зростанням t величина $\lambda(t)$ збільшується; t_0 – параметр, що зв'язаний з середнім напрацюванням до відмови рівнянням:

$$t_{cp}=b_m t_0^{1/m} \text{ або } t_0=\left(t_{cp}/b_m\right)m, \quad (8)$$

де $b_m=\Gamma\left(1+1/m\right)$ – гамма–функція,

$$\Gamma\left(m\right)=\int_0^{\infty}x^{m-1}e^{-x}dx. \quad (9)$$

5. **Нормальний розподіл** (нормальний закон розподілу Гаусса).

Основною особливістю нормального розподілу є те, що він є граничним розподілом, до якого наближаються інші закони розподілу.

Сума достатньо великого числа незалежних (або слабо залежних) випадкових величин, що характеризуються різними законами розподілу, наближено підпорядковуються нормальному закону розподілу, причому тим точніше, чим більша кількість випадкових величин підсумовується.

Основне обмеження, що накладається на підсумовування випадкових величин, полягає в тому, щоб всі величини в загальній сумі мали відносно мале значення (до таких випадкових величин відносяться, наприклад, похибки вимірювань, помилки методичного порядку тощо). Якщо ця умова не виконується, та одне з випадкових значень різко перевищує в сумі від всіх інших, то це впливає на суму та визначає, в основному, її закон розподілу. На відміну від експоненційного розподілу та розподілу Вейбулла, що використовуються тільки для позитивних безперервних випадкових величин, нормальний розподіл може використовуватись для безперервних випадкових величин, які можуть приймати як позитивні, так і негативні значення від $-\infty$ до $+\infty$. Щільність нормального розподілу визначається як

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_x\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{(x-m_x)^2}{2\sigma_x^2}\right). \quad (10)$$

Графіки зміни щільності нормального розподілу представлено на рис. 1.

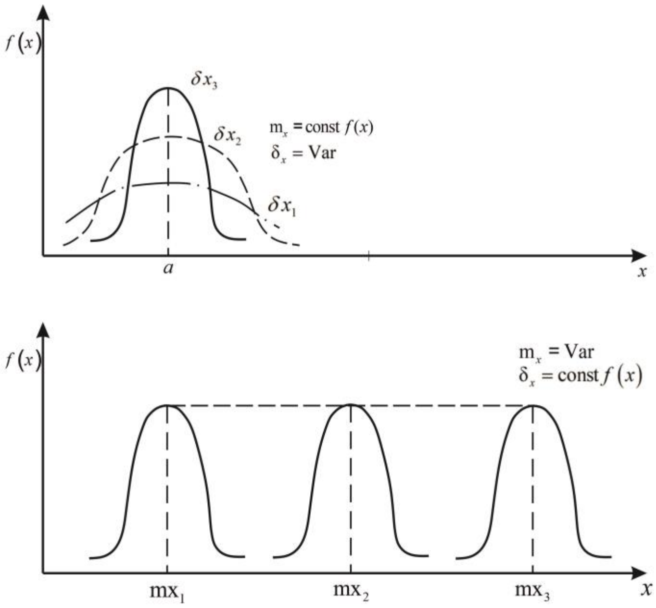

Рис. 1. Графіки зміни щільності розподілу для нормального закону

Розглянемо випадок, коли $m_x = 0$, $\sigma_x = 1$, тобто $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$, де m_x – математичне сподівання випадкової величини; σ_x – середнє квадратичне відхилення випадкової величини (дисперсія).

Наведемо значення *f(x)* для декількох величин x:

$x = 1,\ f(x) = 0,3989;$ $\quad x = 2,\ f(x) = 0,2420;$

$x = 3,\ f(x) = 0,0540;$ $\quad x = 4,\ f(x) = 0,0044;$

$x = 5,\ f(x) = 0,0001.$

Таким чином, при $x > 3\sigma_x$, величина f(x) має малі значення. Тому на практиці при аналізі характеристик розподілу зазвичай обмежуються наближеними значеннями f(x) тільки до $x = 3\sigma$. («правило трьох сігм». Для оцінки розподілу тривалості строку служби (часу напрацювання до відмови) нормальний закон в чистому виді не використовується. Розподіл часу напрацювання може бути тільки спрощеним нормальним, що формується з нормального шляхом обмеження інтервалу змінювання цієї величини. На практиці, при виконанні робіт щодо аналізу надійності, у більшості випадків доводиться мати справу зі складними агрегатами, що включають у себе різноманітні складові елементи.

Наприклад, паливний насос підкачки, що встановлюється в баку ЛА складається з двох принципово різних за конструкцією частин: електродвигуна та нагнітаючого вузла-насоса. Електродвигун, який, в свою чергу, складається з ротора, статора та щиткового пристрою, може відмовляти через перевищення напруги струму, порушення електроізоляції, перегріву, зношення щіток тощо. Причинами несправностей гідравлічної частини можуть бути порушення герметичності ущільнень, завищена насиченість палива парогазовими включеннями, збільшення температури палива на вході в насос тощо, тобто можливі різноманітні фізичні причини відмов окремих елементів. Звісно, різним типам відмов притаманні свої специфічні закони розподілу. Наприклад, експоненційному закону розподілу підпорядковуються, в основному, випадкові раптові відмови.

Таким чином, у складних виробів закони розподілу відмов та несправностей є поєднанням (композицією) різних розподілів, які притаманні окремим елементам цього виробу АТ. Більшості з них, у процесі ремонту на АРП, здійснюється збільшення ресурсних показників для забезпечення міжремонтного ресурсу ЛА в цілому. Основною причиною цього є існуючі проблеми імпортозаміщення, а саме у процесі налагодження вітчизняного виробництва комплектуючих (запасних частин), організації освоєння їх ремонту (якщо це доцільно).

Процес формування математичної моделі визначення ймовірнісних властивостей процесу гарантійного обслуговування зразків АТ включає в себе узагальнену кількісну характеристику, яка дозволяє визначити основні кількісні показники надійності цих зразків АТ після ремонту. Припустимо, що в момент часу t стан парку певного типу АТ описується випадковим вектором X(t) = (X_1(t),…,X_n(t)). Наприклад, X(t) може бути одномірною змінною, яка приймає завжди два значення:

Перше якщо система працездатна, та друге якщо система знаходиться в стані відмови. Компоненти вектора X(t) можуть бути значеннями різних параметрів системи, які можуть приймати значення на всій дійсній вісі. Випадковий вектор X(t) характеризується розподілом ймовірностей F(X_1,…,X_n; t), тобто ймовірністю того, що $X_1(t) \le X_1, ..., X_n(t) \le X_n$.

Кожному стану $X = (X_1, \ldots, X_n)$ поставимо у відповідність деяку числову функцію $g(X)$. Для приведеного вище прикладу з двома станами нехай $g(1) = 1$ та $g(0) = 0$. Математичне сподівання цільової функції $G(t)$ в момент часу t (часу після гарантійного обслуговування зразка АТ), є величина, яка нас цікавить, і яка може бути розрахована як:

$$G(t) = Eg(x(t)) = \int ... \int g(X_1, ..., X_n) dF(X_1, ..., X_n; t). \quad (11)$$

Узагальнюючи, можна усереднити саму функцію G(t) на певному інтервалі часу $a \le t \le b$ з урахуванням певної функції W(t) та отримати:

$$H(a,b) = \int_a^b G(t) dW(t). \quad (12)$$

Зазвичай розглядається постійний інтервал часу $[0,t]$. Нехай $X(u) = 1$, якщо в момент часу u зразок АТ функціонує після ремонту нормально, та $X(u) = 0$ в протилежному випадку. Припустимо, що нормальне функціонування в момент часу t еквівалентно нормальному функціонуванню зразка АТ і на всьому інтервалі часу $[0,t]$. Тоді з (2.12) отримаємо $G(t) = Eg(X(t)) = P[X(t) = 1]$ – імовірність того, що зразок АТ нормально функціонує протягом часу $[0,t]$. Таким чином, G(t) є надійність зразка АТ у відповідності з наведеним вище визначенням.

Взагалі припустимо, що, якщо не здійснюються ремонти виробу АТ або заміни елементів (комплектуючих), які відмовили після ремонту на АРП, то стан в момент часу t повністю визначає характер поведінки виробу АТ в інтервалі часу $[0,t]$.

Висновки

На підставі запропонованих в статті композицій законів розподілів відмов можливо визначити основні кількісні показники надійності зразків АТ, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників. Враховуючи те, що зразки АТ є складними виробами (агрегатами), що включають в себе різноманітні складові елементи, методичною основою визначення імовірнісних властивостей процесу їх гарантійного обслуговування є поєднання (композиція) різних розподілів, які притаманні окремим елементам цих зразків.

Моделювання процесу визначення імовірнісних властивостей гарантійного обслуговування зразків АТ, які експлуатуються за межами попередньо встановлених ресурсних показників дозволяє теоретично визначити основні кількісні показники надійності цих зразків після ремонту.

Список літератури

1. Іленко Є.Ю, Сушак М.Б., Стешенко П.М. Визначення міжремонтного ресурсу авіаційних двигунів в процесі імпортозаміщення комплектуючих виробів // Збірник наукових праць ХУПС. 2018. № 4 (56).
2. Косточкин В.В. Надежность авиационных двигателей и силовых установок. М., Машиностроение, 1988. 272 с.
3. Р. Барлоу, Ф. Прошан. Математическая теория надежности. М., Советское радио, 1969, 488 с.
4. Feller W., 1957, An Introduction to Probability Theory and Its Applications, v.1, 2 nd ed., John Wiley and Sons, New York.
5. Dais D.J., 1952, An Analysis of failure data, J. Amer. Statist. Assoc., v. 47, №258, p. 113–150.
6. Gumbel E.J., 1958, Statistics of Extremes, Columbia University Press, New York.
7. Weibull W., 1939, A statistical theory of the strength of materials. Ing. Vetenskaps Akad. Handl, №151.
8. Kao J.H.K., 1958, Computer methods for estimating Weibull parameters in reliability studies, IRE Transactions on Reliability and Quality Control, PGRQC-13, p. 15–22.
9. Leiblein J. and M.Zelen, 1956, Statistical investigation of the fatigue life of deep-groove ball bearings, J. Res., Nat. Bureau Stand., v. 57, p. 273–316.

Надійшла до редколегії 22.02.2021
Схвалена до друку 28.04.2021

Determination of credible properties of process of warranty maintenance of standards of aviation equipment, which is exploited after limits of the preliminary set resource indexes

Valeriy Masyagin, Mykhailo Sushak, Bezdielnyi Vitalii

Abstract. The analysis of mathematical model that it maybe to take for basis at forming of methodologies of determination of reliability of standards of aerotechics, that is exploited outside the preliminary set resource indexes, indexes is presented. Laws of distribution of refuses that arise up on the standards of aerotechics of Ukraine in then repair period are casual sizes, matter very much for a theory and practice of works in relation to providing of reliability of wares. Knowledge of these laws allows to expect and to forecast reliability of wares on the stages them warranty service. An especially large value laws have at the estimation of validity establishment and continuation of resource of wares of aerotechics to the maximum level, in fact safety of flights of aircrafts depends on it. From the large variety of laws of distribution of casual sizes that is worked out in the theory of chances, a most value for reliability such laws have: binomial and Poisson - for discrete quantities; of Weibull and normal - for continuous sizes. In addition, a law is sometimes used "gamut - to distribution" et al. For difficult distributions compositions of the indicated laws of distribution and brief laws of distribution are used. Use of that or other law conditioned by descriptions of display and changes of refuses of wares of aviation equipment in time. For most mechanical, hydraulic and electric devices (mechanisms, blocks) it is practically impossible to distinguish only sudden or only gradual refuses. There are various combinations of both types of refuses in relation to every certain good; by the analysis of statistical data it will be to estimate their accordance to the theoretical law of distribution of refuses. It is thus necessary to mark that the use is for the aviation wares of exponential law of distribution, that characterizes sudden refuses, needs the special ground and can be suffered for comparatively short intervals of time of exploitation of standards of aviation equipment in a TBO period. On the basis of offer in the article compositions of laws of distributions of refuses it maybe to define basic quantitative reliability of standards of aviation equipment, that is exploited outside the preliminary set resource indexes, indexes. Taking into account that standards of aviation equipment are difficult wares that include for itself various component elements, by methodical basis of determination of probabilistic properties of process them warranty service there is combination of different distributions, what inherent to the separate elements of these standards. Design of process of determination of probabilistic properties of warranty maintenance of standards of aviation equipment, that is exploited outside the preliminary set resource indexes allows in theory to define basic quantitative reliability of these standards indexes after repair.

Keywords: mathematical model, reliability index, aviation equipment, probabilistic properties, resource index.